Journal of Accounting and Auditing Review
ISSN: 1024 – 8161
Spring 2018

University of Tehran
Faculty of Management

Vol. 25, No. 1, PP. 21-50
DOI: 10.22059/acctgrev.2018.237351.1007647

Investigating the Effect of Quality Accounting Information and Information Uncertainty on the Investor Sentiment

Mahdi Baharmoghaddam[1], Hossein Jowkar [2]

Abstract: After the development of behavioral financial theory, the experimental literature in this domain has been exclusively oriented toward investigating the relationship between investors' inclinations and variations of stocks' price. There hasn't been any independent research on investigating factors contributing to behavioral mistakes of investors and how they can be moderated. Thus, the purpose of this paper is to investigate the effect of accounting information quality and information uncertainty on investor sentiment. To achieve this goal, the data of 560 companies during the financial periods from 2009 to 2016 is used. The results of this study showed that accounting information quality and lack of confidence in information have a significant negative and significant positive relationship with investors' inclinations. Furthermore, the results showed that increase in the quality of accounting information and reduction of confidence in information does reduce investors' affective behavior in racing stocks. In addition, the results of analyses showed that investors are inclined more toward more optimistic predictions for stock price with lower information quality and confidence when investors are more optimistic.

Keywords: ***Behavioral Financial, Information accounting quality, Information uncertainty, Investor sentiment, Stock Price.***

1. Associate Prof in Accounting, Faculty of Management and Economic, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
2. MSc. Student in Accounting, Faculty of Management and Economic, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran

Submitted: 09 / June / 2017 *Accepted: 18 / January / 2018*
Corresponding Author: Hossein Jowkar *Email: abas.jokar1388@gmail.com*

Citation: Baharmoghaddam, M., & Jowkar, H. (2018). Investigating the Effect of Quality Accounting Information and Information Uncertainty on the Investor Sentiment. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 25(1), 21-50.

بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۲۵، شمارهٔ ۱
بهار ۱۳۹۷
صص. ۵۰- ۲۱

Journal of Accounting and Auditing Review

DOI: 10.22059/acctgrev.2018.237351.1007647

بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه‌گذاران

مهدی بهار مقدم[۱]، حسین جوکار[۲]

چکیده: پس از شکل‌گیری نظریهٔ مالی رفتاری، سمت و سوی تحقیقات تجربی در این حوزه به بررسی ارتباط میان تمایلات سرمایه‌گذاران و تغییرات قیمت سهام سوق داده شده است و در این زمینه که کدام عوامل بر خطاهای رفتاری سرمایه‌گذاران مؤثر بوده و چگونه می‌توان آنها را تعدیل کرد، بحثی صورت نگرفته است؛ از این رو، هدف این پژوهش بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه‌گذاران است. بدین منظور نمونه‌ای متشکل از ۵۶۰ سال ـ شرکت طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ با استفاده از رگرسیون چند متغیره بررسی شد. نتایج پژوهش نشان داد کیفیت اطلاعات حسابداری با تمایلات سرمایه‌گذاران دارای رابطهٔ منفی و معنادار و عدم اطمینان اطلاعاتی با تمایلات سرمایه‌گذاران دارای رابطهٔ مثبت و معنادار است. همچنین نتایج پژوهش نشان داد افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری و کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی، شدت رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام را کاهش می‌دهند. علاوه بر این، نتایج تحلیل بیشتر نشان داد در دوره‌هایی که سرمایه‌گذاران خوش‌بین‌تر هستند، تمایل دارند پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه‌تری برای قیمت سهام با کیفیت اطلاعات پایین‌تر و عدم اطمینان اطلاعات بیشتر داشته باشند.

واژه‌های کلیدی: تمایل سرمایه‌گذاران، عدم اطمینان اطلاعاتی، قیمت سهام، کیفیت اطلاعات حسابداری، مالی رفتاری.

۱. دانشیار حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۰۴/۱۸
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۶/۱۰/۲۸
نویسندهٔ مسئول مقاله: حسین جوکار
E-mail: abas.jokar1388@gmail.com

مقدمه

طی چند دهۀ گذشته، ظهور برخی پدیده‌های غیرعادی و استثنا در بازارهای مالی باعث شد که انتقادهای زیادی به نظریه‌های مالی وارد شود. این واقعیت، بحث‌های عمیق و احساس بی‌اعتمادی را نسبت به عملکرد نظریه‌های مالی سنتی به‌عنوان ابزارهای مهم در ارزش‌گذاری و پیش‌بینی قیمت دارایی‌ها ایجاد کرد و زمینه‌ساز پیدایش نظریۀ مالی رفتاری شد. دیدگاه مالی رفتاری بیان می‌کند که برخی تغییرات قیمت سهام هیچ دلیل بنیادی نداشته و عوامل روان‌شناختی نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها ایفا می‌کند (ژو و نیو، ۲۰۱۶). در واقع، مالی رفتاری فرض‌های اولیۀ نظریه‌های مالی سنتی را کنار گذاشته و به بررسی فرایند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و واکنش آنان در قبال شرایط مختلف بازارهای مالی می‌پردازد و تأکید آن بیشتر به شخصیت، فرهنگ و قضاوت سرمایه‌گذاران در تصمیمات سرمایه‌گذاری است (فلاح‌پور و عبداللهی، ۱۳۹۰). با تمام این موضوعات، ایراد اصلی نظریۀ مالی رفتاری این است که بنیان نظریه‌های مالی سنتی را از هم پاشیده و تنها به شناسایی خطاهای ادراکی و رفتاری سرمایه‌گذاران پرداخته است. دربارۀ این موضوع که چه عواملی بر خطاهای رفتاری سرمایه‌گذاران مؤثر است و چگونه می‌توان بر این خطاها غلبه نمود یا آنها را تعدیل کرد، بحث‌های کمی صورت گرفته است و بیشتر به نقش روان‌شناسی و جامعه‌شناسی و کاهش نقش اطلاعات حسابداری پرداخته است؛ در حالی که از دیدگاه نظری شواهد نشان می‌دهد در سطح خرد، رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران به کیفیت و شفافیت اطلاعات حسابداری وابسته است و از پیش‌فرض‌های قضاوت سرمایه‌گذاران محسوب می‌شوند (ژو و نیو، ۲۰۱۶؛ کرونل، لندسمن و استبن، ۲۰۱۷). در همین رابطه، پژوهش‌های متعددی (مانند مشکی میاوقی و اشرفی، ۱۳۹۳؛ حقیقت و ایرانشاهی، ۱۳۸۹) تلاش کردند که به‌صورت تجربی تأثیر کیفیت و شفافیت اطلاعات حسابداری بر قضاوت و رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه را بررسی کنند. پژوهش‌های انجام شده اغلب بیان می‌کنند کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی با تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران ارتباط دارد و می‌تواند به واکنش کمتر و بیش از حد سرمایه‌گذاران در موقعیت‌های مختلف تصمیم‌گیری منجر شود. با وجود این، مطالعات پیشین اغلب از طریق تجزیه و تحلیل واکنش مستقیم بازار و بررسی روند ارتباطی بین اطلاعات حسابداری و تغییرات قیمت سهام به این نتایج دست یافته‌اند و به‌طور مستقیم به بررسی تأثیر متفاوت‌بودن کیفیت اطلاعات و عدم اطمینان اطلاعاتی بر رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران و میزان تأثیرگذاری آنها بر رابطۀ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت سهام نپرداخته‌اند و توضیحات اندکی در این زمینه ارائه کرده‌اند؛ بنابراین در ادبیات آن شکاف شایان توجهی وجود

دارد. به همین دلیل در پژوهش حاضر تلاش شده است با توجه به محیط اقتصادی ایران، از یک شاخص ترکیبی متشکل از معیارهای خرد و کلان اقتصادی، برای سنجش تمایلات سرمایه‌گذاران استفاده شده و به این پرسش‌ها پاسخ داده شود. آیا کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارند؟ آیا کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعات بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت بازار سهام اثر تعدیل‌کنندگی دارند؟

در ادامهٔ پژوهش، ابتدا مبانی نظری و فرضیه‌های پژوهش ارائه می‌شود؛ سپس روش‌شناسی و یافته‌های پژوهش تشریح شده و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادهای برگرفته از پژوهش بیان خواهد شد.

پیشینهٔ نظری و تجربی پژوهش

تمایلات سرمایه‌گذاران

ادبیات مالی رفتاری رویکرد جدیدی در بازارهای مالی است و به نظریه‌پردازان، تحلیل‌گران و مشارکت‌کنندگان بازار شرح می‌دهد که تغییرات قیمت سهام تنها به ارزش‌های بنیادی سهام (ارزش‌های منطقی) متکی نیست؛ بلکه به رفتارهای غیرمنطقی سرمایه‌گذاران که توسط تمایلات سرمایه‌گذاران اندازه‌گیری می‌شود نیز بستگی دارد (ژو و نیو، ۲۰۱۶).

تمایلات سرمایه‌گذاران اغلب از باورهای ذهنی نگه داشته شده یا اطلاعات غیرمرتبط با ارزش سهام سرچشمه می‌گیرد و می‌تواند موجب واکنش‌های افراطی یا واکنش‌های کم به اخبار خوب یا بد، انتظارات متعصبانه مانند تمایل به سفته‌بازی و خوش‌بینی یا بدبینی سرمایه‌گذاران به ارزش واقعی سهام شود (براون و کلیف، ۲۰۰۴؛ باربیرز، ویشنی و شلیفر، ۱۹۹۸). معمول‌ترین تعریف از تمایلات سرمایه‌گذاران که در ادبیات مالی رفتاری بیشتر به آن توجه می‌شود، تعریف باکر و ورگلر (۲۰۰۶) است. باکر و ورگلر (۲۰۰۶) تمایلات سرمایه‌گذاران را تمایل به سفته‌بازی تعریف کردند که به ایجاد تقاضای نسبی برای سرمایه‌گذاری‌های سفته‌بازانه منتج شده و بر قیمت سهام آثار مقطعی می‌گذارد.

ادبیات مالی رفتاری برخی عوامل خرد را که بر تمایلات سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد، از یک سو با توجه به این احتمال که ممکن است تحریف‌های چشمگیری در اطلاعات ارائه شده توسط شرکت‌ها، به‌ویژه از طریق صورت‌های مالی وجود داشته باشد، نشئت گرفته از کیفیت اطلاعات حسابداری می‌داند و از سوی دیگر با توجه به مطرح بودن پدیده‌هایی مانند ویژگی‌های ذاتی کسب‌وکار، رویه‌های افشای شرکت، پیش‌بینی‌ناپذیری رویدادها، محدودیت اطلاعات و تضاد

منافع میان سرمایه‌گذاران و مدیران، برآمده از عدم اطمینان اطلاعاتی می‌داند (باگر و ورگلر، ۲۰۰۶؛ ژو و نیو، ۲۰۱۶؛ کرونل و همکاران، ۲۰۱۷).

کیفیت اطلاعات حسابداری و تمایلات سرمایه‌گذاران

اطلاعات حسابداری با کیفیت، یکی از منابع مهم اطلاعاتی برای سرمایه‌گذاران است که می‌تواند تأثیر مهمی بر تصمیمات بهینهٔ سرمایه‌گذاران داشته باشد (یانگ و جیانگ، ۲۰۰۸). کیفیت اطلاعات حسابداری معمولاً حاکی از این است که اطلاعات بر اساس اصول کلی پذیرفته شده، مانند استانداردهای بین‌المللی در حسابداری یا حسابرسی تولید شده است.

کیفیت اطلاعات حسابداری از دو طریق با تمایلات سرمایه‌گذاران در ارتباط است؛ اول اینکه کیفیت گزارشگری مالی می‌تواند هزینه‌های گزینش نادرست را از طریق کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی بین شرکت و سرمایه‌گذاران کاهش دهد (ثقفی، بولو و محمدیان، ۱۳۹۰) و دوم، کیفیت گزارشگری مالی با کاهش مسائل نمایندگی، می‌تواند ریسک اطلاعاتی را کاهش دهد، کاهش ریسک اطلاعاتی، از هزینه‌های سرمایه کاسته و بر تمایل سرمایه‌گذاران برای خرید و فروش یا نگهداری سهام شرکت تأثیر می‌گذارد (ژو و نیو، ۲۰۱۶؛ کرونل و همکاران، ۲۰۱۷).

پژوهش‌های پیشین در زمینهٔ تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر تمایلات سرمایه‌گذاران (برای مثال فرانسیس، لافوند، السن و اسچیپر، ۲۰۰۵؛ کرونل و همکاران؛ ۲۰۱۴، ۲۰۱۷) تلاش کرده‌اند که کیفیت اطلاعات حسابداری را از طریق معیارهایی مانند کیفیت اقلام تعهدی، ضریب واکنش به سود و پایداری سود به تمایلات سرمایه‌گذاران پیوند داده و نشان دهند کیفیت اطلاعات حسابداری بر تمایلات سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد. این مطالعات استدلال می‌کنند که کیفیت پایین اطلاعات حسابداری، هزینه‌های سرمایه را افزایش داده و رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران را تشدید می‌کند (ژو و نیو، ۲۰۱۶). بر اساس این دیدگاه، لین و ولکر (۲۰۰۰) دربارهٔ اثر کیفیت اطلاعات افشا شده بیان کردند که هرچه کیفیت اطلاعات افشا شده توسط شرکت بهتر باشد، رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران کمتر می‌شود؛ چرا که سیاست بهتر برای افشای اطلاعات موجب کاهش نگرانی سرمایه‌گذاران در خصوص معاملات محرمانه (درون سازمانی) و مسئله‌های مطرح دربارهٔ گزینش نامناسب خواهد شد. نتایج پژوهش کرونل و همکارانش (۲۰۱۴، ۲۰۱۷) حاکی از آن بود که تفاوت در کیفیت اطلاعات حسابداری ارائه شده توسط شرکت‌ها بر تمایلات سرمایه‌گذاران تأثیر نامتقارنی می‌گذارد. ثقفی و همکاران (۱۳۹۰) و ستایش، محمدیان و مهتری (۱۳۹۴) به این نتیجه رسیدند که هر چه کیفیت اطلاعات حسابداری بیشتر باشد، مسئلهٔ سرمایه‌گذاری بیش از حد، کاهش خواهد یافت.

عدم اطمینان اطلاعاتی و تمایلات سرمایه‌گذاران

نظریه‌های مالی سنتی بر اساس دو اصل عقلایی‌بودن عامل‌های اقتصادی و فرضیهٔ بازار کارا شکل گرفته‌اند. فرض اولیه و اساسی این نظریه‌ها این است که رقابت بین سرمایه‌گذارانی که در پی کسب سودهای غیرعادی هستند، باعث می‌شود که قیمت اوراق بهادار همیشه به ارزش ذاتی آن نزدیک باشد و هیچ‌گونه فرصت آربیتراژی ایجاد نشود (تلنگی، ۱۳۸۳).

یکی از ایرادهای اصلی که نسبت به نظریه‌های مالی سنتی وجود دارد، این است که نظریه‌های مالی سنتی، مدعی قیمت‌گذاری عقلایی اوراق بهادار بر مبنای کلیهٔ اطلاعات عمومی هستند و مسئلهٔ تصمیم‌گیری تحت شرایط عدم اطمینان اطلاعاتی و تأثیر آن بر تمایلات سرمایه‌گذاران را نادیده می‌انگارند (مرادزاده فرد، عدل‌زاده و فرج‌زاده، ۱۳۹۱). ایدهٔ اصلی نظریه‌های مالی سنتی دربارهٔ تصمیم‌گیری تحت شرایط عدم اطمینان اطلاعاتی، این است که به‌دلیل وجود اطلاعات کامل در بازار و استفادهٔ عقلایی بازار از تمام اطلاعات، هر گونه انحراف قیمت از ارزش بنیادی به‌دلیل شرایط عدم اطمینان اطلاعاتی توسط سرمایه‌گذاران منطقی اصلاح می‌شود، درست همانند وضعی که نسبت به همه چیز اطمینان وجود دارد؛ اما ظهور برخی استثناها و پدیده‌های غیرعادی در بازارهای مالی که توسط نظریه‌های سنتی قابل تبیین نبودند، به شکل‌گیری پارادایم جدید مالی رفتاری منجر شد و چالش‌های جدی‌ای را در برابر نظریه‌های مالی سنتی قرار داد. پارادایم مالی رفتاری که بر دو پایهٔ تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران و محدودیت در آربیتراژ شکل گرفته است، بیان می‌کند عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات برخی سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد و باعث می‌شود خطای قیمت‌گذاری دارایی‌ها افزایش یابد (کرونل و همکاران، ۲۰۱۷). در واقع مالی رفتاری بیان می‌کند، عدم اطمینان اطلاعاتی از یک سو با تشدید تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران و از سوی دیگر با افزایش محدودیت در فرایند آربیتراژ، می‌تواند تأثیر نامتقارنی بر تمایلات سرمایه‌گذاران بگذارد (مرفوع و عدل‌زاده، ۱۳۹۳).

در ارتباط با تأثیر عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه‌گذاران، کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) تصمیم‌گیری افراد بر اساس تئوری چشم‌انداز را ارائه کردند و به تبیین چگونگی تأثیر احساسات و ترجیحات روان‌شناختی افراد تحت شرایط ریسک پرداختند و نشان دادند در شرایط عدم اطمینان اطلاعاتی، چگونه افراد در مواقعی به‌طور سیستماتیک نظریهٔ مطلوبیت مورد انتظار را نادیده می‌گیرند. جیانگ، لی و ژانگ (۲۰۰۵) بیان می‌کنند عدم اطمینان اطلاعاتی سرمایه‌گذاران را به واکنش کمتر از حد نسبت به اخبار تشویق می‌کند. فرانسیس، لافوند، السن و اسچیپر (۲۰۰۷) دریافتند اخباری که با عدم اطمینان همراه باشد، رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران را تشدید می‌کند. دیدگاهی که از جانب چن (۲۰۱۱) و ژو و نیو (۲۰۱۶) ارائه شده

است، نشان می‌دهد رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران نسبت به شرایط عدم اطمینان اطلاعاتی متفاوت است. نیکومرام، راهنمای رودپشتی و یزدانی (۱۳۹۱) طی پژوهشی به بررسی تأثیر سوگیری شناختی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران بر ارزشیابی سهام پرداختند. نتایج پژوهش آنها حاکی از وجود واکنش‌های بیش از حد و کمتر از حد سرمایه‌گذاران، تحت تأثیر سوگیری‌هایی نظیر شهود نمایندگی، اطمینان بیش از حد و همچنین ارتباط شاخص رفتاری با عواملی مانند اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار، سن شرکت، قیمت و بازده گذشته سهام است. مرفوع و عدل‌زاده (۱۳۹۳) به این نتیجه رسیدند که افزایش عدم اطمینان اطلاعاتی به‌صورت معناداری به واکنش بیش از حد سرمایه‌گذاران منجر می‌شود. قائمی و تقی‌زاده (۱۳۹۵) طی پژوهشی تأثیر محیط اطلاعاتی شرکت را بر واکنش سرمایه‌گذاران بررسی کردند و نشان دادند ریسک اطلاعاتی بیشتر، موجب واکنش اولیهٔ بیشتر سرمایه‌گذاران به اعلامیه‌های فصلی سود می‌شود؛ اما در واکنش‌های بعدی تأثیری نمی‌گذارد.

اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی

اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی، از طریق تأثیر بر تصمیم سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه بررسی می‌شود. پژوهشگران این حوزه (مانند باکر و ورگلر، ۲۰۰۶؛ ژو و نیو، ۲۰۱۶؛ کرونل و همکاران، ۲۰۱۴؛ ۲۰۱۷) معتقدند که کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان، نقش تعیین‌کننده‌ای در رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در ارزش‌گذاری سهام شرکت‌ها ایفا می‌کند. استدلال اصلی این مطالعات دربارهٔ اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی این است که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین و عدم اطمینان اطلاعاتی بالا، هزینه‌های سرمایه را افزایش می‌دهد و بر تمایلات سرمایه‌گذاران برای خرید و فروش یا نگهداری سهام شرکت تأثیر می‌گذارد و در نتیجه خطای قیمت‌گذاری و ابهام‌های مرتبط با قیمت سهام را افزایش می‌دهد (ژو و نیو، ۲۰۱۶؛ کرونل و همکاران، ۲۰۱۷).

در واقع، اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر اساس این ایده مطرح شده است که کیفیت ضعیف اطلاعات و عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات برخی سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد و باعث می‌شود قیمت دارایی‌ها متعصبانه شود، بدین ترتیب که سرمایه‌گذاران تمایل دارند در مورد شرکت‌هایی که تعیین ارزش ذاتی آن دشوار است، اطمینان بیشتری را نسبت به اطلاعات شخصی خویش داشته باشند و این ارزش‌گذاری‌های جانبدارانه به احتمال زیاد زمانی بیشتر می‌شود که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین‌تر و عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر باشد؛ چرا که سوگیرهای روان‌شناختی زمانی که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین و عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر است، زیادتر می‌شود (کرونل و همکاران، ۲۰۱۷).

در این رابطه، پژوهش‌هایی در ارتباط با اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت بازار سهام وجود دارد که نشان می‌دهند کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی، می‌توانند رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام را تحت تأثیر قرار دهند. برای مثال باکر و ورگلر (۲۰۰۶) چگونگی تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده مقطعی سهام را مطالعه کردند و به این نتیجه دست یافتند که ارائهٔ اطلاعات حسابداری با کیفیت و شفاف توسط شرکت‌ها، تمایلات سرمایه‌گذاران را تعدیل می‌کند و فرایند ارزشیابی و ارزش‌گذاری اشتباه سهام را کاهش می‌دهد. بارث، کنچیچکی و لندسمن (۲۰۱۳) به این نتیجه رسیدند که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین‌تر، هزینهٔ سرمایه را افزایش می‌دهد و خطای قیمت‌گذاری سهام را بیشتر می‌کند. ژو و نیو (۲۰۱۶) بیان می‌کنند قیمت سهام شرکت‌ها با عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر به رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران حساس‌تر است. یافته‌های کرونل و همکارانش (۲۰۱۷) نشان داد زمانی که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین‌تر است، رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و نرخ بازده سهام قوی‌تر است.

فرضیه‌های پژوهش

همان‌گونه که در بخش مبانی نظری پژوهش بیان شد، کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی از پیش‌فرض‌های قضاوت سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه است (ژو و نیو، ۲۰۱۶؛ کرونل و همکاران، ۲۰۱۷). بدین ترتیب اگر شرکت‌ها، اطلاعات حسابداری باکیفیت و شفاف ارائه کنند، این کیفیت و شفافیت در ارائهٔ اطلاعات حسابداری می‌تواند قضاوت‌ها و به تبع آن تمایلات سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار دهد و خطای قیمت‌گذاری سهام را نیز کاهش دهد که آن نیز، نشان می‌دهد کیفیت و شفافیت در ارائهٔ اطلاعات حسابداری علاوه بر تأثیر مستقیم بر تمایلات سرمایه‌گذاران، بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت سهام اثر تعدیل‌کنندگی دارد؛ از این رو بر مبنای سؤال‌ها و مبانی نظری ارائه شده، فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر مطرح می‌شوند:

فرضیهٔ اول: بین کیفیت اطلاعات حسابداری و تمایلات سرمایه‌گذاران رابطهٔ منفی‌ای وجود دارد.

فرضیهٔ دوم: بین عدم اطمینان اطلاعاتی و تمایلات سرمایه‌گذاران رابطهٔ مثبتی وجود دارد.

فرضیهٔ سوم: اگر کیفیت اطلاعات حسابداری پایین باشد، بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت بازار سهام رابطهٔ مثبتی ایجاد می‌شود.

فرضیهٔ چهارم: اگر عدم اطمینان اطلاعاتی بالا باشد، بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت بازار سهام رابطهٔ مثبتی ایجاد می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی به‌شمار می‌رود و بر مبنای روش، از نوع همبستگی با رویکرد رگرسیونی محسوب می‌شود که در آن برای آزمون مدل‌های پژوهش از تحلیل رگرسیون چند متغیره مبتنی بر داده‌های ترکیبی استفاده شده است. جامعهٔ آماری پژوهش حاضر شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که کلیهٔ شرایط ذیل را داشته باشند: تا پایان اسفند سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و سال مالی آنها به پایان اسفند منتهی شود؛ به‌دلیل ماهیت متفاوت، جزء مؤسسه‌های مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نباشند؛ اطلاعات مالی مورد نیاز شرکت‌ها طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ در دسترس باشد. پس از اعمال شرایط بیان‌شده، تعداد ۷۰ شرکت از جامعهٔ مد نظر باقی ماند که طی ۸ سال بررسی، در مجموع ۵۶۰ سال ـ شرکت را دربرمی‌گیرد.

مدل و متغیرهای پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیهٔ اول پژوهش، یعنی بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر تمایلات سرمایه‌گذاران، از مدل ۱ به شرح زیر استفاده می‌شود.

$$SEN_t = \beta_0 + \beta_1 AQ_{i,t} + \beta_2 CV_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل ۱)}$$

به‌منظور آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش، یعنی بررسی تأثیر عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه‌گذاران از مدل ۲ به شرح زیر استفاده می‌شود.

$$SEN_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \beta_2 CV_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل ۲)}$$

به‌منظور آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش، یعنی بررسی اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت بازار سهام از مدل ۳ به روش زیرگروه استفاده می‌شود. شایان ذکر است که در بخش‌های بعدی روش زیرگروه به‌طور کامل توضیح داده شده است.

$$P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SEN_{t-1} + \beta_2 SEN_{t-1} \times High_{t-1} + \beta_3 CV_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل ۳)}$$

در مدل‌های بالا، SEN شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران؛ AQ کیفیت اطلاعات حسابداری؛ F عدم اطمینان اطلاعاتی؛ P قیمت سهام؛ SEN × High آثار متقابل تمایلات سرمایه‌گذاران و دوره‌های خوش‌بین‌تر بودن سرمایه‌گذاران در ابتدای سال جاری است که برای بررسی تأثیر نامتقارن رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در مدل گنجانده شده است و CV مجموعهٔ متغیرهای کنترلی است.

متغیر وابسته

متغیرهای وابسته در این پژوهش قیمت بازار سهام و تمایلات سرمایه‌گذاران است. معمولاً یکی از مهم‌ترین معیار ارزیابی عملکرد مؤسسه‌ها، قیمت بازار سهام است. این معیار به تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی برای سرمایه‌گذاران بوده و برای ارزیابی عملکرد جاری شرکت‌ها استفاده می‌شود. در این پژوهش قیمت بازار سهام از تقسیم قیمت بازار هر سهم در پایان سال بر تعداد سهام منتشر شده در پایان همان سال به‌دست می‌آید.

برای اندازه‌گیری تمایلات سرمایه‌گذاران به‌کمک روش تجزیه و تحلیل عاملی، از یک شاخص ترکیبی که دربردارندهٔ پنج معیار پیشنهاد شدهٔ باکر و ورگلر (۲۰۰۶) شامل میانگین نرخ بازده سهام در نخستین روز عرضهٔ عمومی اولیهٔ سهام، حجم معاملات، تعداد معاملات، مازاد سود تقسیمی، نسبت مالکانهٔ سهام و دو معیار کلان اقتصادی شامل نرخ بهرهٔ بدون ریسک و شاخص قیمت مصرف‌کنندگان است، استفاده می‌شود تا بتوان تأثیر اقتصاد کلان را نیز کاهش داد. نحوهٔ اندازه‌گیری هر یک از معیارهای بیان شده در جدول ۱ مشاهده می‌شود.

جدول ۱. معیارهای مربوط به تمایلات سرمایه‌گذاران و نحوهٔ اندازه‌گیری آنها

RIPO	نرخ بازده سهام در نخستین روزی که عرضهٔ عمومی اولیهٔ سهام صورت گرفته است.
TURN	حجم معاملات (نرخ گردش بازار) انجام شده است که از طریق تقسیم تعداد سهام معامله شده در سال t به کل سهام شرکت مد نظر به‌دست می‌آید.
NOT	تعداد معاملات انجام شده است که شامل تعداد معاملات یک سهم در بازهٔ سالانهٔ شرکت مد نظر می‌شود.
PDND	مازاد سود تقسیمی است که از لگاریتم مابه‌التفاوت سودهای تقسیم شده و تقسیم نشده محاسبه می‌شود.
S	نسبت مالکانهٔ سهام و معیاری برای اندازه‌گیری کل فعالیت‌های مالی است که از تقسیم حقوق صاحبان سهام بر مجموع حقوق صاحبان سهام و بدهی‌های بلند مدت محاسبه می‌شود.
R_f	نرخ بهرهٔ بدون ریسک است که از طریق نرخ سود سپرده‌های بانکی یک ساله محاسبه می‌شود.
CPI	شاخص قیمت مصرف‌کنندگان است که به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری تورم استفاده می‌شود.

مهم‌ترین مرحله در روش تحلیل عاملی، اطمینان از مناسب بودن متغیرهاست که بدین منظور در این پژوهش از آزمون‌های KMO و آزمون کرویت بارتلت استفاده شده است (مؤمنی و قیومی، ۱۳۸۷). نتایج این آزمون‌ها در جدول ۲ ارائه شده و نشان می‌دهد مقدار آمارهٔ KMO (۰/۷۳۵) بیشتر از ۰/۵۰ به‌دست آمده است و داده‌ها برای انجام تحلیل عاملی مناسب‌اند. همچنین نتایج آزمون کرویت بارتلت در سطح معناداری ۰/۰۵ معنادار است و نشان می‌دهد بین متغیرها همبستگی معناداری وجود دارد. به‌طور کلی نتایج هر دو آزمون حاکی از آن است که نمونهٔ بررسی‌شده از کفایت لازم برخوردار بوده و متغیرهای مناسبی برای انجام تحلیل عاملی انتخاب شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون KMO و کرویت بارتلت

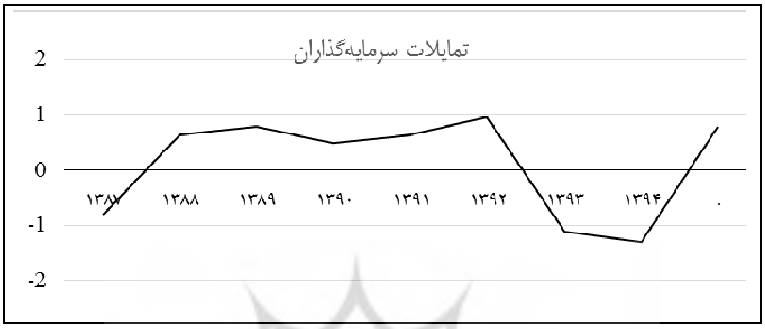
آمارهٔ KMO	۰/۷۳۵
آمارهٔ کرویت بارتلت	۶۴/۲۷۹
سطح معناداری	۰/۰۰۰

پس از بررسی مناسب بودن متغیرها، گام دوم برای اجرای تحلیل عاملی، استخراج عامل‌ها و معیار تعیین آنهاست. اساسی‌ترین روش برای استخراج عامل‌ها، روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی است. نتایج اجرای روش تجزیهٔ مؤلفهٔ اول اصلی نشان می‌دهد تنها عامل اول (۱/۴۲۲) مقدار ویژهٔ بزرگ‌تر از ۱ دارد؛ از این رو بقیهٔ عامل‌ها از تحلیل خارج شده و تمام متغیرها در عامل اول تجمیع می‌شوند. نتیجهٔ بارهای عاملی هر یک از متغیرها بر مبنای مؤلفهٔ اول اصلی به‌صورت یک ترکیب خطی از شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران به شرح رابطهٔ ۱ ارائه شده است.

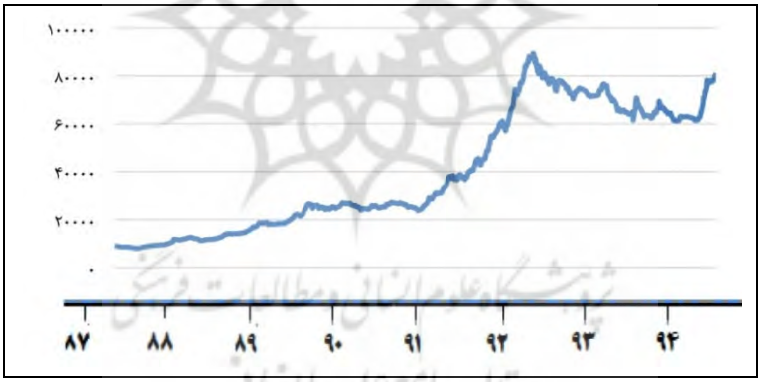
رابطهٔ ۱)
$$SEN_t = 0.655\,RIPO_t + 0.539TURN_t + 0.702NOT_t - 0.491PDND_t + 0.634S_t + 0.153R_f + 0.278CPI_t$$

در ادامه برای مقایسهٔ روند تمایلات سرمایه‌گذاران و تغییرات قیمت سهام، نمودار روند سالانهٔ شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۸۷ تا ۹۴ به‌ترتیب در شکل‌های ۱و ۲ ارائه شده است. نتایج ارائه شده در شکل ۱ نشان می‌دهد طی سال‌های ۸۷، ۹۳ و ۹۴، شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران کمتر از صفر است؛ به این معنا که سرمایه‌گذاران طی این دوره‌ها عموماً بدبین بوده‌اند که با روند سقوط شاخص کل بورس طی این دوره‌ها (شکل ۲) نیز کمابیش سازگار است. مقایسهٔ نمودار شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۸۷ تا ۹۴ نشان می‌دهد تغییرات قیمت

سهام در بورس تهران با تمایلات سرمایه‌گذاران همسو است. این نتیجه نشان می‌دهد تمـایلات سرمایه‌گذاران در تعیین رفتار بازار نقش مهمی دارد و تغییرات قیمت سهام در بورس تهران تنهـا به ارزش‌های ذاتی سهام متکی نیست، بلکه به رفتارهای احساسـی سـرمایه‌گـذاران نیـز وابسـته است.



شکل ۱. نمودار شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران طی سال‌های ۸۷ تا ۹٤



شکل ۲. نمودار شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۸۷ تا ۹٤

متغیر مستقل

متغیرهای مستقل در این پـژوهش، کیفیـت اطلاعـات حسـابداری، عـدم اطمینـان اطلاعـاتی و تمایلات سرمایه‌گذاران است. نحوهٔ اندازه‌گیری شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران با آنچه قبلاً بیان شد، مشابه است با این تفاوت که برای محاسبهٔ این متغیـر، در مـدل ۳ از داده‌هـای سـال مـالی ۱۳۸۶ نیز استفاده شده است؛ به همین دلیل از توضیح آن در این بخش پرهیز شده است.

برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری، همانند پژوهش فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) و کرونل و همکاران (۲۰۱۷)، از معیار قدر مطلق خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی استفاده شده است. این معیار از قدر مطلق پسماندهای برآوردی مدل دچو و دیچو (۲۰۰۲) که توسط مک‌نیکولاس (۲۰۰۲) تعدیل شده، استخراج می‌شود. قدر مطلق خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی مبتنی بر این مدل، میزان انطباق اقلام تعهدی را با جریان‌های نقدی گذشته، حال و آینده منعکس می‌کند و با مبنای حسابداری تعهدی سازگاری بیشتری دارد. مدل دچو و دیچو (۲۰۰۲) به شرح رابطهٔ ۲ است.

رابطهٔ ۲)
$$TACC_{i,t} = \beta_0 \frac{1}{\mathrm{TA_{i,t-1}}} + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{CFO_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{TA_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

در رابطهٔ ۲، TACC معرف اقلام تعهدی جاری است که بر مبنای مدل دچو و دیچو (۲۰۰۲) اندازه‌گیری می‌شود. CFO نشان‌دهندهٔ جریان نقدی عملیاتی؛ ΔSales تغییرات فروش؛ PPE دارایی‌های ثابت مشهود و ε پسماندهای برآوردشدهٔ مدل است. همهٔ متغیرها با تقسیم بر کل دارایی‌ها در سال t−۱ همگن شده‌اند. معیار به‌دست آمده از رابطهٔ ۲، قدر مطلق پسماندهای برآورد شدهٔ مدل است که به‌عنوان معیار کیفیت اطلاعات حسابداری به شرح رابطهٔ ۳ اندازه‌گیری می‌شود.

رابطهٔ ۳)
$$AQ_{i,t} = |\varepsilon_{i,t}|$$

برای اندازه‌گیری شاخص عدم اطمینان اطلاعاتی، همانند پژوهش حجازی، قیطاسی و کریمی (۱۳۹۰) و مرفوع و عدل‌زاده (۱۳۹۳)، بر مبنای روش تحلیل عاملی از یک شاخص ترکیبی استفاده شده که سه متغیر نوسان‌های نرخ بازده سهام، نوسان‌های سود هر سهم و خطای پیش‌بینی سود هر سهم را دربرمی‌گیرد. نحوهٔ محاسبهٔ این سه متغیر به شرح زیر است.

نوسان‌های نرخ بازده سهام (IVOL): این معیار مستقیماً عدم اطمینان به ارزش‌گذاری سهام را اندازه‌گیری می‌کند و نحوهٔ محاسبهٔ آن به شرح رابطهٔ ۴ است.

رابطهٔ ۴)
$$I\,VOL = \sqrt{\sum_{1}^{12} (\frac{r_{i,t} - R_{i,t}}{n})^2}$$

در رابطهٔ ۴، r بازده سهام و R میانگین بازده ماهانهٔ سهام است.

نوسان‌های سود هر سهم (VOL): سرمایه‌گذاران با اطمینان بیشتری در سهام شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری می‌کنند که روند سود آنها با ثبات‌تر است (ابراهیمی و ذاکری، ۱۳۸۸)؛ از این رو، نوسان کم و پایداری سود به‌عنوان شاخص ریسک اطلاعات حسابداری شناخته می‌شوند و نحوهٔ محاسبهٔ آن به شرح رابطهٔ ۵ است.

رابطهٔ ۵) $$VOL = \sqrt{\sum_{1}^{4}(\frac{eps_{i,t} - \mu_{i,t}}{n})^2}$$

در رابطهٔ ۵، eps سود هر سهم پیش‌بینی شده و تعدیلات صورت گرفته و μ میانگین سود هر سهم پیش‌بینی شده و تعدیلات صورت گرفته (از بابت افزایش سرمایه) طی سال است.

خطای پیش‌بینی‌شدهٔ سود هر سهم (EF): این معیار مستقیماً عدم اطمینان به میزان دقت در اطلاعات سود ارائه شده را اندازه‌گیری می‌کند و نحوهٔ محاسبه آن به شرح رابطهٔ ۶ است.

رابطهٔ ۶) $$\text{خطای پیش‌بینی سود هر سهم} = \frac{|\text{سود تحقق یافتهٔ هر سهم} - \text{سود پیش‌بینی شدهٔ اولیهٔ هر سهم}|}{\text{سود پیش‌بینی شدهٔ اولیهٔ هر سهم}}$$

در ادامه، بر مبنای روش تحلیل عاملی، ابتدا با استفاده از آزمون‌های KMO و کرویت بارتلت به بررسی مناسب‌بودن متغیرها پرداخته شده است که نتایج آن در جدول ۳ مشاهده می‌شود. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد مقدار آمارهٔ KMO (۰/۷۵۷) بیشتر از ۰/۵۰ به‌دست آمده و داده‌ها برای انجام تحلیل عاملی مناسب‌اند. نتایج آزمون کرویت بارتلت نیز در سطح معناداری ۰/۰۵ معنادار است و نشان می‌دهد بین متغیرها همبستگی معناداری وجود دارد. بر این اساس، نمونهٔ بررسی‌شده از کفایت لازم برخوردار بوده و متغیرهای مناسبی برای انجام تحلیل عاملی انتخاب شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون KMO و کرویت بارتلت

آمارهٔ KMO	۰/۷۵۷
آمارهٔ کرویت بارتلت	۵۲/۸۳۶
سطح معناداری	۰/۰۰۰

گام دوم در روش تحلیل عاملی، استخراج عامل‌ها و معیار تعیین آنها به روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی است. نتایج اجرای روش تجزیهٔ مؤلفه اول اصلی در جدول ۴ درج شده است و

نشان می‌دهد تنها عامل اول (۱/۲۸۶) دارای مقدار ویژهٔ بزرگ‌تر ۱ است؛ از این رو عامل‌های دوم و سوم از تحلیل خارج شده و هر سه متغیر عدم اطمینان اطلاعاتی در عامل اول تجمیع می‌شوند. عامل اول ۴۲ درصد از واریانس تبیین شده را بیان می‌کند.

جدول ٤. مقادیر ویژه و درصد واریانس تبیین شدهٔ عامل‌ها

عامل	مقادیر ویژهٔ اولیه			مقادیر ویژهٔ عوامل استخراج شده		
	مقادیر ویژه	درصد واریانس تبیین شده	درصد تجمعی	مقادیر ویژه	درصد واریانس تبیین شده	درصد تجمعی
۱	۱/۲۸۶	۴۲/۸۸۲	۴۲/۸۸۲	۱/۲۸۶	۴۲/۸۸۲	۴۲/۸۸۲
۲	۰/۹۱۶	۳۰/۵۳۰	۷۳/۴۱۳			
۳	۰/۷۹۸	۲۶/۵۸۷	۱/۰۰۰			

در نهایت، نتیجهٔ بارهای عاملی هر یک از متغیرها بر مبنای مؤلفهٔ اول اصلی به‌صورت یک ترکیب خطی از شاخص عدم اطمینان اطلاعاتی به شرح رابطهٔ ۷ ارائه می‌شود.

$$F_t = +0.554IVOL_t + 0.422VOL_t + 0.540FD_t$$ رابطهٔ ۷)

متغیر تعدیل‌گر

متغیرهای تعدیل‌گر در این پژوهش، دو متغیر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی است. نحوهٔ اندازه‌گیری این دو متغیر در بخش متغیرهای مستقل بیان شده است. برای بررسی اثر تعدیل‌کنندگی این دو متغیر بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت سهام، از روش زیرگروه استفاده شده است. چگونگی تقسیم زیرگروه‌ها، روش شناخت متغیر تعدیل‌گر و آزمون‌های آماری این روش، در بخش یافته‌های پژوهش به طور کامل توضیح داده شده است.

متغیر توضیحی

SEN × High، این متغیر به‌منظور بررسی تأثیر احساسات نامتقارن سرمایه‌گذاران و دوره‌هایی که سرمایه‌گذاران خوش‌بین‌ترند، در مدل‌ها گنجانده شده است و از حاصل ضرب SEN و High تشکیل می‌شود که در آن SEN شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران و High متغیری مجازی است و برای محاسبهٔ آن، اگر مقدار شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران در ابتدای سال جاری بیشتر از مقدار میانه باشد ۱ و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

متغیر کنترلی

اندازهٔ شرکت (SIZE)، یکی از متغیرهای مؤثر بر قیمت‌گذاری مقطعی سهام است. اگر سهام شرکت به‌صورت منطقی قیمت‌گذاری شود، تفاوت در متوسط بازده با تفاوت در ریسک شرکت‌ها مرتبط می‌شود؛ بنابراین اندازهٔ شرکت متغیری برای تعیین حساسیت عوامل ریسک به بازده است (بهرام‌فر و شمس عالم، ۱۳۸۳). اندازهٔ شرکت از طریق لگاریتم طبیعی فروش به‌دست می‌آید. استفاده از معیار فروش به جای معیار کل دارایی‌ها، به‌دلیل استفادهٔ شرکت‌ها از سیستم حسابداری مبتنی بر بهای تاریخی است. همچنین استفاده از معیار فروش به جای معیارهای ارزش بازار، به‌دلیل کارایی ضعیف و گردش معاملاتی کم در بورس اوراق بهادار تهران است (ستایش، ممتازیان، بهپور و صالحی‌نیا، ۱۳۹۳).

نرخ بازده دارایی‌ها (ROA) یکی از متغیرهای مرتبط با سنجش عملکرد مدیران شرکت برای کسب بازده با توجه به منابع موجود است؛ از این رو می‌تواند بخش مهمی از رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران را توجیه کند. نرخ بازده دارایی‌ها از تقسیم سود خالص به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود.

اهرم مالی (LEV) یکی از مقیاس‌های نسبت اهرمی است. این نسبت به‌طور بالقوه از قابلیت تفسیر بالایی برای پیش‌بینی تغییرات غیرعادی در قیمت سهام برخوردار است (بهرام‌فر و شمس عالم، ۱۳۸۳)؛ از این رو سرمایه‌گذاران از این نسبت برای تفسیر وضعیت آتی شرکت استفاده می‌کنند. این نسبت از تقسیم کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود.

رشد دارایی‌ها (GA) یکی از متغیرهای بنیادین مؤثر بر وضعیت آتی سودآوری شرکت‌ها و بازده میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در دارایی‌های ثابت است که می‌تواند زمینه‌ساز دستیابی به بازده مطلوب در آینده شود (خواجوی، بهپور و ممتازیان، ۱۳۹۳). برای محاسبهٔ رشد دارایی‌ها، مجموع دارایی‌های اول دوره از مجموع دارایی‌ها در پایان دوره کسر شده، سپس باقی‌مانده بر مجموع دارایی‌های اول دوره تقسیم شده است.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی

به‌منظور تجزیه و تحلیل اولیهٔ داده‌ها، آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۵ ارائه شده است. بر اساس این نتایج، میانگین کیفیت اطلاعات حسابداری برابر با ۰/۰۸۴ است که در مقایسه با مقداری که دینج، لی و لیائو (۲۰۱۶) در بورس چین به‌دست آورده‌اند (۰/۰۹) اندکی کمتر است؛ اما در مقایسه با مقداری که تانگ و میائو (۲۰۱۱) در بورس آمریکا محاسبه کرده‌اند

(۰/۰۵) بزرگ‌تر است. این نتیجه نشان می‌دهد کیفیت اطلاعات حسابداری اندازه‌گیری شده از طریق مقادیر اقلام تعهدی برای شرکت‌های ایرانی، بسیار پایین‌تر از شرکت‌های آمریکایی و بیشتر از شرکت‌های چینی است. میانگین نرخ بازده دارایی‌ها ۰/۱۳۱ است که نشان می‌دهد شرکت‌های انتخاب شده برای پژوهش، به ازای هر ریال سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها ۱۳ درصد بازدهی داشته‌اند و وضعیت سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس چندان ایده‌آل نیست. میانگین اهرم مالی بیان‌کنندهٔ این است که به‌طور متوسط ۶۲ درصد از دارایی شرکت‌های مورد بررسی از محل بدهی‌ها تأمین مالی شده‌اند. میانگین نرخ رشد دارایی‌ها با مقدار ۰/۱۸۵ نشان می‌دهد شرکت‌های نمونه طی دورهٔ پژوهش ۱۸ درصد رشد داشته‌اند. مقایسهٔ نتایج بین دو متغیر نرخ رشد دارایی‌ها و نرخ بازده دارایی‌ها نشان می‌دهد با وجود تورم در کشور، شرکت‌ها به دلایلی مانند رقابت شدید، کشش‌ناپذیری قیمت‌ها یا کاهش تقاضا، قادر به افزایش فروش محصولات خود متناسب با افزایش ارزش دارایی‌ها و دستیابی به نرخ بازدهی بالاتر نبوده‌اند.

جدول ۵. آماره‌های توصیفی

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشترین	کمترین
قیمت سهام*	۶۶۳۱	۳۷۴۷	۲۵۰۲	۳۳۶۴۰	۵۰۰
تمایلات سرمایه‌گذاران	۰/۲۳۸	۰/۲۶۵	۰/۰۹۴	۱/۲۹۶	−۱/۴۰۳
کیفیت اطلاعات	۰/۰۸۴	۰/۰۹۰	۰/۱۰۴	۰/۲۶۲	۰/۰۰۲
عدم اطمینان اطلاعاتی	۰/۱۹۹	۰/۱۸۴	۰/۰۶۳	۰/۳۹۸	۰/۰۸۳
اندازهٔ شرکت	۶/۲۵۴	۵/۶۶۳	۰/۶۸۱	۸/۰۳۱	۴/۵۱۲
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۱۳۱	۰/۱۰۶	۰/۱۲۹	۰/۶۲۱	−۰/۱۶۰
اهرم مالی	۰/۶۲۲	۰/۶۱۹	۰/۲۰۱	۱/۰۵۳	۰/۰۹۶
رشد دارایی‌ها	۰/۱۸۵	۰/۱۵۷	۰/۲۱۴	۱/۱۱۴	−۰/۲۷۹

* ذکر این نکته ضروری است که متغیر قیمت سهام برای محاسبه در مدل‌های پژوهش با تقسیم بر تعداد سهام منتشر شده در پایان سال همگن می‌شود.

برآورد مدل به روش داده‌های ترکیبی و بررسی مفروضات رگرسیون

در این پژوهش، فرضیه‌ها به‌کمک الگوی رگرسیون چندمتغیرهٔ مبتنی بر داده‌های ترکیبی آزمون شده‌اند؛ به همین دلیل از آزمون F لیمر برای تعیین نوع روش تخمین (روش داده‌های تلفیقی یا روش داده‌های پانل) و از آزمون هاسمن برای تعیین نوع الگو (اثرهای تصادفی یا ثابت) استفاده شده است. نتایج این دو آزمون که در جدول ۶ درج شده است، نشان می‌دهد برای تمام الگوهای

پژوهش، سطح معناداری آزمون‌های F لیمر و هاسمن کمتر از ۰/۰۵ است؛ از این رو مدل پانل با اثرهای ثابت برای آنها انتخاب می‌شود.

جدول ٦. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

شمارهٔ مدل	آزمون F لیمر			آزمون هاسمن		
	آمارهٔ F	مقدار احتمال	مدل	آمارهٔ کای دو	مقدار احتمال	نوع الگو
مدل ۱	۰/۸۴۷	۰/۰۰۰	پانل	۲۸/۷۰۶	۰/۰۰۴	اثرهای ثابت
مدل ۲	۱/۱۰۴	۰/۰۰۰	پانل	۲۹/۷۲۰	۰/۰۰۰	اثرهای ثابت
مدل ۳ (برای شرکت‌ها با کیفیت اطلاعات پایین)	۰/۷۲۱	۰/۰۰۰	پانل	۳۰/۲۱۵	۰/۰۰۰	اثرهای ثابت
مدل ۳ (برای شرکت‌ها با کیفیت اطلاعات بالا)	۰/۸۹۷	۰/۰۰۰	پانل	۲۷/۱۰۱	۰/۰۰۰	اثرهای ثابت
مدل ۳ (برای شرکت‌ها با عدم اطمینان اطلاعاتی بالا)	۰/۸۱۵	۰/۰۰۰	پانل	۲۹/۵۶۹	۰/۰۰۰	اثرهای ثابت
مدل ۳ (برای‌شرکت‌ها با عدم اطمینان اطلاعاتی‌پایین)	۰/۸۷۹	۰/۰۰۰	پانل	۲۷/۱۳۸	۰/۰۰۰	اثرهای ثابت

جدول ۷. نتایج آزمون بررسی مفروضات رگرسیون

مدل	آزمون خود همبستگی					آزمون ناهمسانی	
	D.W	dl	du	4-du	مقدار بحرانی (du,4-du)	آمارهٔ کای دو	مقدار احتمال
(۱)	۲/۰۱۲	۱/۷۸۷	۱/۸۱۶	۲/۱۸۴	(۱/۸۱۶ ، ۲/۱۸۴)	۱۴۳/۷۷۰	۰/۰۰۱
(۲)	۲/۲۰۹	۱/۷۸۷	۱/۸۱۶	۲/۱۸۴	(۱/۸۱۶ ، ۲/۱۸۴)	۳۲/۵۵۰	۰/۶۰۲
(۱ ، ۳)	۲/۱۹۳	۱/۷۸۳	۱/۸۲۰	۲/۱۸۰	(۱/۸۲۰ ، ۲/۱۸۰)	۸۹/۱۸۰	۰/۳۶۱
(۲ ، ۳)	۲/۱۳۸	۱/۷۸۳	۱/۸۲۰	۲/۱۸۰	(۱/۸۲۰ ، ۲/۱۸۰)	۵۴/۶۹۰	۰/۵۶۸
(۳ ، ۳)	۲/۰۵۲	۱/۷۸۳	۱/۸۲۰	۲/۱۸۰	(۱/۸۲۰ ، ۲/۱۸۰)	۱۹۰/۲۴۰	۰/۰۰۰
(۴ ، ۳)	۲/۱۷۹	۱/۷۸۳	۱/۸۲۰	۲/۱۸۰	(۱/۸۲۰ ، ۲/۱۸۰)	۷۶/۹۰۰	۰/۴۷۴

نتایج بررسی مفروضات رگرسیون در جدول ۷ ارائه شده است. در بررسی فرض ناهمسانی واریانس، از آزمون والد تعدیل شده استفاده شده است. نتایج آزمون والد تعدیل شده نشان می‌دهد مقادیر آمارهٔ کای دو مدل‌های ۱ و ۳ برای شرکت‌های با عدم اطمینان اطلاعاتی بالا، دارای سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است؛ به‌همین دلیل این دو مدل پژوهش دارای مشکل ناهمسانی

واریانس هستند. برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس در الگوها، از ضریب تصحیح وایت استفاده شده است. در بررسی فرض صفر بودن کوواریانس بین اجزای خطا در طول زمان یا همان تشخیص خودهمبستگی، آزمون دوربین واتسون اجرا شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون (جدول ۷) در سطح معناداری ۰/۰۱ نشان می‌دهد تنها مقادیر آمارهٔ دوربین واتسون مدل‌های ۲ و ۳ برای شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری پایین، بین مقادیر بحرانی قرار ندارند و دارای مشکل خودهمبستگی هستند. برای رفع مشکل خودهمبستگی، پارامترهای مدل در حضور خودهمبستگی مرتبهٔ اول برآورد شده است.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

هدف از آزمون فرضیهٔ اول پژوهش، بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر تمایلات سرمایه‌گذاران است. نتایج آزمون فرضیهٔ اول در جدول ۸ مشاهده می‌شود. در بررسی معناداری مدل اول پژوهش، احتمال آمارهٔ F در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچک‌تر است که با اطمینان ۹۵درصد معنادار بودن مدل تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۱۷۰ به‌دست آمده که از مقدار ضریب تعیینی که کرونل و همکارانش (۲۰۱۷) در بورس نیویورک به‌دست آورده‌اند (۰/۰۹) بزرگ‌تر است و نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی مدل حدود ۱۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند.

در بررسی معناداری ضرایب، نتایج نشان می‌دهد بین متغیر قدر مطلق خطاهای برآوردشدهٔ اقلام تعهدی و تمایلات سرمایه‌گذاران، رابطهٔ معناداری در سطح معناداری ۰/۰۵ وجود دارد که با توجه به مثبت بودن مقدار ضریب، جهت این رابطه نیز مستقیم است. مثبت و معنادار بودن مقدار ضریب متغیر قدر مطلق پسماندهای برآوردشدهٔ اقلام تعهدی (۰/۱۹۹) به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری، به این معناست که هر اندازه شرکت‌ها دارای اقلام تعهدی غیرعادی بیشتری باشند، از کیفیت اقلام تعهدی و اطلاعات حسابداری پایین‌تری برخوردارند و رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران بیشتر است؛ از این رو، بین کیفیت اطلاعات حسابداری و تمایلات سرمایه‌گذاران رابطهٔ معکوس و معناداری وجود دارد. این نتیجه مبتنی بر تأیید فرضیهٔ اول پژوهش است.

نتایج بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کنترلی و وابسته نشان می‌دهد بین دو متغیر کنترلی نرخ بازده دارایی‌ها و نرخ رشد دارایی‌ها با تمایلات سرمایه‌گذاران، رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد و بین متغیر کنترلی اهرم مالی با تمایلات سرمایه‌گذاران رابطهٔ مثبت و معناداری برقرار است؛ اما بین متغیر اندازهٔ شرکت و تمایلات سرمایه‌گذاران رابطهٔ معناداری مشاهده نمی‌شود.

جدول ۸. نتایج آزمون فرضیهٔ اول پژوهش و برازش مدل ۱

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	مقدار احتمال
AQ	۰/۱۹۹	۰/۰۷۶	۲/۶۱۸	۰/۰۰۹
SIZE	−۰/۴۲۱	۰/۲۷۰	−۱/۵۵۷	۰/۱۲۰
ROA	−۰/۸۳۶	۰/۱۸۵	−۴/۵۱۹	۰/۰۰۰
LEV	۰/۱۴۲	۰/۰۶۵	۲/۱۸۲	۰/۰۳۰
GR	−۰/۳۵۹	۰/۱۲۹	−۲/۷۸۵	۰/۰۰۵
β_0	−۱/۱۲۶	۰/۱۷۳	−۶/۵۰۵	۰/۰۰۰
آماره	ضریب تعیین تعدیل شده	ضریب تعیین	آمارهٔ F	مقدار احتمال
مقدار آماره	۰/۱۷۰	۰/۱۷۸	۲۴/۰۲۹	۰/۰۰۰

جدول ۹. نتایج آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش و برازش مدل ۲

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	مقدار احتمال
F	۰/۱۲۷	۰/۰۲۳	۵/۴۴۰	۰/۰۰۰
SIZE	−۰/۰۶۲	۰/۰۴۲	−۱/۴۶۰	۰/۱۴۳
ROA	−۰/۰۳۲	۰/۰۱۳	−۲/۴۸۰	۰/۰۱۳
LEV	۰/۵۰۸	۰/۱۱۴	۴/۴۵۰	۰/۰۰۰
GRO	−۰/۰۹۸	۰/۰۱۶	−۶/۲۹۰	۰/۰۰۰
β_0	۰/۹۵۸	۰/۲۹۵	۳/۲۴۰	۰/۰۰۱
آماره	ضریب تعیین تعدیل‌شده	ضریب تعیین	آمارهٔ F	مقدار احتمال
مقدار آماره	۰/۱۳۳	۰/۱۳۹	۱۷/۸۹۴	۰/۰۰۰

هدف از آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش، بررسی تأثیر عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه‌گذاران است که نتایج آن در جدول ۹ مشاهده می‌شود. در بررسی معناداری مدل دوم پژوهش احتمال آمارهٔ F در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچک‌تر است که با اطمینان ۹۵ درصد معنادار بودن مدل تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده (۰/۱۳۳) نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی مدل حدود ۱۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. نتایج آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش نشان می‌دهد بین عدم اطمینان اطلاعاتی و تمایلات سرمایه‌گذاران رابطهٔ مثبت و معنادار در سطح معناداری ۰/۰۵ وجود دارد. مثبت و معنادار بودن مقدار ضریب متغیر عدم اطمینان اطلاعاتی (۰/۱۲۷) به این معناست که افزایش عدم اطمینان اطلاعاتی،

تمایلات سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد؛ به بیان دیگر، رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران با افزایش عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر می‌شود؛ بنابراین فرضیهٔ دوم پژوهش تأیید می‌شود. نتایج مربوط به بررسی رابطهٔ متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد، بین متغیرهای کنترلی نرخ بازده دارایی‌ها و نرخ رشد دارایی‌ها با تمایلات سرمایه‌گذاران رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد و بین متغیر کنترلی اهرم مالی با تمایلات سرمایه‌گذاران رابطهٔ مثبت و معناداری برقرار است؛ اما بین متغیر اندازهٔ شرکت و تمایلات سرمایه‌گذاران رابطهٔ معناداری مشاهده نمی‌شود.

هدف از آزمون فرضیهٔ سوم پژوهش، بررسی اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت اطلاعات حسابداری بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت سهام است که بدین منظور از روش زیرگروه استفاده شده است. مهم‌ترین مرحله در روش زیرگروه، شناسایی وجود یا عدم وجود متغیر تعدیل‌گر است که بدین منظور در گام اول، به انجام رگرسیون در هر زیرگروه اقدام می‌شود. دسته‌بندی زیرگروه‌ها با توجه به نوع متغیر تعدیل‌گر، بر اساس میانه یا میانگین متغیر تعدیل‌گر انجام می‌شود (عزیزی، ۱۳۹۲). در این پژوهش برای دسته‌بندی زیرگروه‌ها و انجام رگرسیون، شرکت‌ها بر اساس میانهٔ متغیر تعدیل‌گر کیفیت اطلاعات حسابداری به دو زیرگروه دسته‌بندی شدند؛ سپس مدل ۳ برای هر یک از زیرگروه‌ها برآورد شد. برای این منظور، اگر معیار کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت i در سال t بیشتر (کمتر) از میانه باشد، شرکت با کیفیت اطلاعات حسابداری پایین (بالا) است. پس از انجام رگرسیون، در گام دوم با توجه ماهیت متغیرها، باید آزمون مناسب انتخاب شده و به شناسایی وجود یا عدم وجود متغیر تعدیل‌گر اقدام شود (عزیزی، ۱۳۹۲). در این پژوهش با توجه ماهیت متغیرها از آزمون تغییرات R^2 استفاده شده است. در نهایت، در صورت وجود متغیر تعدیل‌گر، کیفیت اطلاعات حسابداری با مقایسهٔ ضریب متغیر مستقل تمایلات سرمایه‌گذاران در هر زیرگروه برای متغیر تعدیل‌گر و تأثیر آن بر قیمت سهام بررسی می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول‌های ۱۰ و ۱۱ ارائه شده است.

در بررسی معناداری مدل ۳ برای هر زیرگروه (شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری پایین و بالا)، با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود که مقدار احتمال آمارهٔ F برای هر زیرگروه در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچک‌تر است که با اطمینان ۹۵ درصد معنادار بودن هر دو الگو تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده برای هر دو الگو به‌ترتیب ۰/۱۲۸ و ۰/۱۴۷ به‌دست آمده که از مقدار ضریب تعیینی که کرونل و همکارانش (۲۰۱۷) در بورس نیویورک گزارش کرده‌اند (به ترتیب ۰/۱۸ و ۰/۱۵) پایین‌تر است. نتایج آماره‌های فوق نشان می‌دهد که با استفاده از آزمون تغییرات R^2 می‌توان به بررسی وجود یا عدم وجود متغیر تعدیل‌گر کیفیت اطلاعات حسابداری اقدام کرد. بر اساس نتایج آزمون تغییرات R^2 که در جدول ۱۱ درج

شده، مقدار آمارهٔ F در سطح معناداری ۰/۰۵ معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد که متغیر کیفیت اطلاعات حسابداری متغیر تعدیل‌گری است و می‌توان با توجه به نتایج رگرسیون، جهت و تأثیر آن را بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت سهام بررسی کرد.

جدول ۱۰. اثر تعدیل کنندگی کیفیت اطلاعات حسابداری

متغیر	شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری پایین (N =۲۴۲)			شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری بالا (N =۳۱۸)		
	ضریب	آمارهٔ t	مقدار احتمال	ضریب	آمارهٔ t	مقدار احتمال
SEN	۰/۲۸۱	۲/۸۸۰	۰/۰۰۴	۰/۱۰۱	۳/۸۹۲	۰/۰۰۰
SEN × High	−۰/۳۰۲	−۳/۱۷۰	۰/۰۰۱	−۰/۲۶۰	−۴/۶۰۱	۰/۰۰۰
SIZE	−۰/۱۹۳	−۱/۲۹۰	۰/۱۹۷	−۰/۱۵۲	−۱/۷۰۰	۰/۰۸۹
ROA	−۰/۵۴۸	−۴/۱۳۰	۰/۰۰۰	−۰/۱۲۹	−۳/۳۶۲	۰/۰۰۰
LEV	۰/۵۳۹	۱/۴۰۰	۰/۱۶۳	۰/۴۳۵	۰/۹۸۹	۰/۳۲۳
GRO	−۰/۶۵۸	−۴/۲۱۰	۰/۰۰۰	−۰/۱۹۷	−۰/۷۸۱	۰/۴۷۲
β_0	−۰/۰۲۷	−۳/۱۲۰	۰/۰۰۱	−۱/۰۴۴	−۶/۴۸۹	۰/۰۰۰
آماره	ضریب تعیین	آمارهٔ F	مقدار احتمال	ضریب تعیین	آمارهٔ F	مقدار احتمال
مقدار آماره	۰/۱۲۸	۵/۷۵۱	۰/۰۰۰	۰/۱۴۷	۸/۹۴۶	۰/۰۰۰

جدول ۱۱. نتایج آزمون تغییرات R^2

آمارهٔ Z	مقدار احتمال
۲/۰۱۶	۰/۰۰۰

در تفسیر نتایج اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت اطلاعات حسابداری بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت سهام، نتایج رگرسیون در جدول ۱۰ نشان می‌دهد ضریب متغیر تمایلات سرمایه‌گذاران برای شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری پایین با مقدار ۰/۲۸۱ و برای شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری بالا با مقدار ۰/۱۰۱ معنادار است؛ اما مقدار ضریب متغیر تمایلات سرمایه‌گذاران برای شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری پایین در مقایسه با شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری بالا، بیشتر است. این نتیجه نشان می‌دهد هنگامی که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین‌تر است، رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت بازار سهام قوی‌تر می‌شود. به بیانی دیگر، افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری، شدت رفتارهای احساسی

سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام را کاهش می‌دهد. همچنین نتایج پژوهش در ارتباط با ضریب متغیر توضیحی SEN × High نشان می‌دهد، مقدار ضریب متغیر اثرهای متقابل تمایلات سرمایه‌گذاران و دورهٔ خوش‌بینی سرمایه‌گذاران برای شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری پایین با مقدار ۰/۳۰۲- و برای شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری بالا با مقدار ۰/۲۶۰- معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در دوران احساسات خوش‌بینانه، هنگامی که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین‌تر است، تأثیر معکوس قوی‌تری بر قیمت سهام می‌گذارد. به بیانی دیگر، در دوره‌هایی که سرمایه‌گذاران خوش‌بین هستند، تمایل دارند پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه‌تری برای قیمت سهام شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری پایین‌تر داشته باشند. با توجه به آنچه بیان شد، نتایج حاکی از تأیید فرضیهٔ سوم پژوهش است.

در این بخش با استفاده از روش زیرگروه به بررسی آزمون فرضیهٔ چهارم پژوهش، یعنی بررسی اثر تعدیل‌کنندگی عدم اطمینان اطلاعاتی بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت سهام پرداخته شده است؛ از این رو، ابتدا شرکت‌ها بر اساس میانهٔ متغیر تعدیل‌گر عدم اطمینان اطلاعاتی به دو زیرگروه دسته‌بندی شدند و مدل ۳ برای هر زیرگروه برآورد شد. بدین منظور، اگر معیار عدم اطمینان اطلاعاتی شرکت i در سال t کمتر (بیشتر) از میانه باشد، شرکت با عدم اطمینان اطلاعاتی پایین (بالا) است؛ سپس با استفاده از آزمون تغییرات R^2 به شناسایی وجود یا عدم وجود متغیر تعدیل‌گر اقدام می‌شود که در صورت وجود متغیر تعدیل‌گر عدم اطمینان اطلاعاتی، اثر و جهت آن با مقایسه ضریب متغیر مستقل تمایلات سرمایه‌گذاران در هر زیرگروه بررسی می‌شود. نتیجهٔ آزمون‌های فوق در جدول‌های ۱۲ و ۱۳ ارائه شده است.

در بررسی معناداری مدل ۳ برای هر زیرگروه با توجه به نتایج مندرج در جدول ۱۲، احتمال آمارهٔ F برای هر زیرگروه در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچک‌تر است که با اطمینان ۹۵ درصد معنادار بودن هر دو الگو تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده برای هر زیرگروه (به‌ترتیب ۰/۱۱۷ و ۰/۰۸۲) در مقایسه با مقدار ضرایب تعیینی که ژو و نیو (۲۰۱۶) در بورس چین به‌دست آورده‌اند (به‌ترتیب ۰/۳۶ و ۰/۴۹) پایین‌تر و در مقایسه با مقادیری که نیکبخت، حسین‌پور و اسلامی مفیدآبادی (۱۳۹۵) گزارش کردند (به‌ترتیب ۰/۰۷ و ۰/۰۱) بیشتر است، با این تفاوت که در این دو پژوهش معیار عدم اطمینان اطلاعاتی تنها نوسان‌های سود هر سهم است. این نتایج نشان می‌دهد با استفاده از آزمون تغییرات R^2 می‌توان به بررسی وجود یا عدم وجود متغیر تعدیل‌گر اقدام کرد. نتایج آزمون تغییرات R^2 در جدول ۱۳ نشان می‌دهد مقدار آمارهٔ F در سطح معناداری ۰/۰۵ معنادار است. نتیجهٔ به‌دست آمده به این معناست که متغیر عدم اطمینان اطلاعاتی، متغیر تعدیل‌گری است و می‌توان به تفسیر نتایج رگرسیونی پرداخت.

جدول ۱۲. اثر تعدیل‌کنندگی عدم اطمینان اطلاعاتی

	شرکت‌های با عدم اطمینان اطلاعاتی بالا (N =۲۵٤)			شرکت‌های با عدم اطمینان اطلاعاتی پایین (N =۳۰٦)		
متغیر	ضریب	آمارهٔ t	مقدار احتمال	ضریب	آمارهٔ t	مقدار احتمال
SEN	۰/۱۷۶	۳/۰۴۲	۰/۰۰۲	۰/۱۱۶	۲/۶۵۰	۰/۰۰۸
SEN × High	−۰/۵۹۹	−۲/۶۷۲	۰/۰۰۷	−۰/۳۷۴	−۲/۴۴۹	۰/۰۱۴
SIZE	−۰/۴۲۲	−۲/۰۱۲	۰/۰۴۴	−۰/۱۷۳	−۲/۲۶۰	۰/۰۲۴
ROA	۰/۴۷۱	۱/۷۵۰	۰/۰۸۱	−۰/۸۳۶	−۲/۵۵۴	۰/۰۱۱
LEV	۰/۸۸۲	۱/۴۱۶	۰/۱۵۷	۰/۲۳۳	۱/۰۸۳	۰/۲۷۹
GRO	−۰/۰۱۱	−۳/۹۷۴	۰/۰۰۰	−۰/۰۹۰	−۴/۱۴۴	۰/۰۰۰
β_0	−۰/۳۹۲	−۱/۹۵۱	۰/۰۵۱	−۱/۵۱۱	−۵/۷۱۳	۰/۰۰۰
آماره	ضریب تعیین	آمارهٔ F	مقدار احتمال	ضریب تعیین	آمارهٔ F	مقداراحتمال
مقدار آماره	۰/۱۱۷	۵/۴۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۸۲	۴/۴۸۱	۰/۰۰۰

جدول ۱۳. نتایج آزمون تغییرات R^2

آمارهٔ Z	مقدار احتمال
۲/۰۸۲	۰/۰۰۰

در تفسیر نتایج اثر تعدیل‌کنندگی عدم اطمینان اطلاعاتی بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت سهام، همان‌گونه که نتایج مندرج در جدول ۱۲ نشان می‌دهد، ضرایب متغیر تمایلات سرمایه‌گذاران برای شرکت‌های با عدم اطمینان اطلاعاتی بالا (۰/۱۷۶) و شرکت‌های با عدم اطمینان اطلاعاتی پایین (۰/۱۱۶) معنادار است؛ اما همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقدار ضریب متغیر تمایلات سرمایه‌گذاران برای شرکت‌های با عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر در مقایسه با شرکت‌ها با عدم اطمینان اطلاعاتی کمتر، بزرگ‌تر است. این نتیجه نشان می‌دهد هنگامی که عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر است، رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت بازار سهام قوی‌تر می‌شود. به بیان دیگر، هنگامی که عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر باشد، تمایلات سرمایه‌گذاران تأثیر مستقیم قوی‌تری بر قیمت سهام می‌گذارد. همچنین نتایج مربوط به ضریب متغیر توضیحی SEN × High نشان می‌دهد مقدار ضریب متغیر اثرهای تعاملی تمایلات سرمایه‌گذاران و دورهٔ خوش‌بینی سرمایه‌گذاران برای شرکت‌های با عدم اطمینان اطلاعاتی بالا

(۰/۵۵۹-) و شرکت‌های با عدم اطمینان اطلاعاتی پایین (۰/۳۷۴-) معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در دوران احساسات خوش‌بینانه، هنگامی که عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر است، تأثیر معکوس بیشتری بر قیمت سهام می‌گذارد. به بیانی دیگر، در دوره‌هایی که سرمایه‌گذاران خوش‌بین هستند، تمایل دارند پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه‌تری برای سهام با عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر داشته باشند. با توجه به آنچه بیان شد، نتایج فرضیهٔ چهارم پژوهش تأیید می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش به بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه‌گذاران پرداخت؛ از این‌رو با بررسی ادبیات، کیفیت اطلاعات حسابداری به‌کمک متغیر کیفیت اقلام تعهدی اندازه‌گیری شد و سنجش متغیر عدم اطمینان اطلاعاتی با استفاده از یک شاخص ترکیبی که شامل سه متغیر نوسان‌های نرخ بازده سهام، نوسان‌های سود هر سهم و خطای پیش‌بینی سود هر سهم بود، انجام گرفت. به‌منظور کمی کردن متغیر تمایلات سرمایه‌گذاران نیز از یک شاخص ترکیبی که دربردارندهٔ هفت معیار نرخ بازده سهام در اولین روز عرضهٔ عمومی اولیهٔ سهام، حجم معاملات، تعداد معاملات، مازاد سود تقسیمی، نسبت مالکانهٔ سهام، نرخ بهرهٔ بدون ریسک و شاخص قیمت مصرف‌کنندگان بود، استفاده شد.

یافته‌های پژوهش در ارتباط با فرضیهٔ اول نشان داد بین کیفیت اطلاعات حسابداری و تمایلات سرمایه‌گذاران، رابطهٔ معکوس و معناداری وجود دارد. این یافته گویای این است که هرچه کیفیت اطلاعات حسابداری پایین‌تر باشد، رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران بیشتر می‌شود. نتایج آزمون فرضیهٔ اول، مشابه با نتایج پژوهش کرونل و همکارانش (۲۰۱۷) است.

نتایج پژوهش در ارتباط با فرضیهٔ دوم حاکی از آن بود که هرچه سطح عدم اطمینان اطلاعاتی پایین‌تر باشد، رفتارهای احساسی نیز میان سرمایه‌گذاران واحد تجاری کاهش می‌یابد. به بیانی دیگر، افزایش شفافیت اطلاعاتی، قابلیت اعتماد به اطلاعات حسابداری را افزایش می‌دهد و موجب می‌شود رفتارهای احساسی میان سرمایه‌گذاران کاهش یابد. نتایج آزمون این فرضیه همسو با نتایج پژوهش فرانسیس و همکاران (۲۰۰۷)، چن (۲۰۱۱) و ژو و نیو (۲۰۱۶) است.

یافته‌های پژوهش در ارتباط با فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش نشان داد کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی، دارای اثر تعدیل‌کنندگی هستند و بر رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت سهام تأثیر می‌گذارند. بدین ترتیب هنگامی که کیفیت اطلاعات

حسابداری پایین‌تر و عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر است، رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذاران و قیمت بازار سهام قوی‌تر است. به بیانی دیگر، ارائهٔ اطلاعات باکیفیت و شفاف توسط شرکت‌ها، به‌طوری که موقعیت و عملکرد صحیح شرکت را نشان دهد، می‌تواند اعتماد سرمایه‌گذاران به اطلاعات حسابداری گزارش شده توسط شرکت را تقویت کند و رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام شرکت را کاهش دهد. یافته‌های پژوهش در ارتباط با فرضیهٔ سوم، مشابه با نتایج پژوهش کرونل و همکارانش (۲۰۱۷) است، با این تفاوت که متغیر وابسته در پژوهش آنها نرخ بازده سهام است. نتایج پژوهش در مورد فرضیهٔ چهارم، با یافته‌های پژوهش باکر و ورگلر (۲۰۰۶) و ژو و نیو (۲۰۱۶) همخوانی دارد.

با توجه به نتایج پژوهش، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود هنگامی که در بازار اخبار هیجانی و احساساتی وجود دارد، با دقت بیشتری برای خرید یا فروش سهام واکنش نشان دهند. همچنین به مدیران توصیه می‌شود، با ارائه اطلاعات باکیفیت و دارای ریسک اطلاعاتی کمتر، رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در بازار را کاهش دهند و باعث تحکیم اعتماد سرمایه‌گذاران و رشد و جذابیت سهام در بازار شوند.

در ارتباط با محدودیت‌های پژوهش، اثرهای نشئت گرفته از تورم، تفاوت در روش‌های حسابداری در اندازه‌گیری و گزارشگری رویدادهای مالی، می‌تواند بر نتایج پژوهش تأثیرگذار باشد؛ اما اثر این عوامل در پژوهش در نظر گرفته نشده است. در این پژوهش اثرهای نشئت گرفته از عوامل دیگری مانند تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران حقیقی، برخی عوامل درون سازمانی یا برخی سیاست‌های منفعت‌طلبانهٔ مدیران و عوامل کلان سیاسی و اقتصادی وجود دارد که از دسترس محقق خارج بوده و اثر این عوامل در پژوهش لحاظ نشده است. همچنین در این پژوهش اثرهای مربوط به نوع صنعت در نظر گرفته نشده است، با توجه به شدت و ضعف روابط در صنایع مختلف، باید به تأثیر آنها در تفسیر نتایج توجه شود.

فهرست منابع

ابراهیمی کردلر، ع.؛ ذاکری، ح. (۱۳۸۸). بررسی مدیریت سود با استفاده از فروش دارایی‌ها. *مجلهٔ تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱(۳)، ۱۳۵– ۱۲۳.

بهرامیفر، ن.؛ شمس عالم، س. ح. (۱۳۸۳). بررسی تأثیر متغیرهای حسابداری بر بازده غیرعادی آتی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۱ (۳)، ۵۰–۲۳.

تلنگی، ا. (۱۳۸۳). تقابل نظریه‌های نوین مالی و مالی رفتاری. *تحقیقات مالی*، ۶ (۱)، ۲۵–۳.

ثقفی، ع.؛ بولو، ق.؛ محمدیان، م. (۱۳۹۰). کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و جریان نقدی آزاد. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۳ (۲)، ۶۷-۳۷.

حجازی، ر.؛ قیطاسی، ر.؛ کریمی، م. ب. (۱۳۹۰). هموارسازی سود و عدم اطمینان اطلاعاتی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۸ (۶۳)، ۸۰-۶۳.

حقیقت، ح.؛ ایرانشاهی، ع. ا. (۱۳۸۹). بررسی واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به جنبه‌های سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۷ (۳)، ۲۲-۳.

خواجوی، ش.؛ بهپور، س.؛ ممتازیان، ع.؛ صالحی‌نیا، م. (۱۳۹۳). بررسی رابطهٔ متقابل رشد و سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از سیستم معادلات همزمان. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۱ (۱)، ۸۸-۷۳.

راعی، ر.؛ فلاح‌پور، س. (۱۳۸۳). مالیهٔ رفتاری، رویکردی متفاوت در حوزهٔ مالی. *تحقیقات مالی*، ۶ (۲)، ۱۰۶-۷۷.

ستایش، م. ح.؛ شمس‌الدینی، ک. (۱۳۹۵). بررسی رابطهٔ بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۸ (۱)، ۱۲۵-۱۰۳.

ستایش، م. ح.؛ ممتازیان، ع.؛ بهپور، س. (۱۳۹۳). بررسی رابطهٔ غیرخطی بین رشد و سودآوری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۳ (۴)، ۶۶-۵۱.

ستایش، م. ح.؛ محمدیان، م.؛ مهتری، ز. (۱۳۹۴). بررسی اثر تعاملی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم تقارن اطلاعاتی بر عدم کفایت سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پیشرفت‌های حسابداری*، ۷ (۱)، ۱۰۲- ۷۳.

عزیزی، ش. (۱۳۹۲). متغیرهای میانجی، تعدیل‌گر و مداخله‌گر در پژوهش‌های بازاریابی: مفهوم، تفاوت‌ها آزمون‌ها و رویه‌های آماری. *تحقیقات بازاریابی نوین*، ۳ (۲)، ۱۷۶-۱۵۷.

فلاح‌پور، س.؛ عبداللهی، غ. (۱۳۹۰). شناسایی و وزن‌دهی رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد AHP فازی. *تحقیقات مالی*، ۱۳ (۳۱)، ۱۲۰- ۹۹.

قائمی، م. ح.؛ تقی‌زاده، م. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر ریسک اطلاعاتی و هزینه‌های معاملات بر واکنش بازار سهام به اخبار سود. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۳ (۲)، ۲۵۲- ۲۳۵.

مرادزاده فرد، م.؛ عدل‌زاده، م.؛ فرجزاده، م. (۱۳۹۱). عدم اطمینان اطلاعاتی، عدم تقارن اطلاعاتی و فرصت‌های رشد. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۰ (۳۹)، ۱۴۵-۱۲۵.

مرفوع، م.؛ عدل‌زاده، م. (۱۳۹۳). عدم اطمینان اطلاعاتی و واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴ (۱)، ۱۷۷– ۱۶۹.

مشکی میاوقی، م.؛ اشرافی، ح. (۱۳۹۳). تأثیر سطح عدم اطمینان بر واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و اخبار بد در طول چرخه‌های تجاری. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۱ (۱)، ۱۰۸– ۸۹.

مؤمنی، م.؛ قیومی، ع. (۱۳۸۷). *تحلیل آماری با استفاده از SPSS*. تهران، انتشارات کتاب نو.

نیکبخت، م. ر.؛ حسین‌پور، ا. ح.؛ اسلامی مفیدآبادی، ح. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۶ (۲)، ۲۱۹–۲۵۵.

نیکومرام، ه.؛ رهنمای رودپشتی، ف.؛ یزدانی، ش. (۱۳۹۱). تأثیر سوگیری شناختی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران بر ارزشیابی سهام. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۵ (۱)، ۸۱– ۶۵.

Azizi, SH. (2013). Mediator, Moderator and intervening variables in marketing researches: Conceptualization, differences and statistical procedures and tests. *Journal of New Marketing Research*, 3 (2), 157–176. (*in Persian*)

Bahramifar, N., & Shams Alam, S. H. (2004). Investigating the effect of accounting variables on the future abnormal stock return of listed companies in Tehran stock exchange. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 11 (3), 23-50. (*in Persian*)

Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 61 (4), 1645–1680.

Barberis, N., Vishny, A., & Shleifer, R. W. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49, 307-343.

Barth, M., Konchitchki, Y., & Landsman, W. (2013). Cost of capital and earnings transparency. *Journal of Accounting and Economics*, 55 (2), 206–224.

Brown, G., & Cliff, M. (2004). Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance*, 11 (1), 1–27.

Chen, K. (2011). Investor sentiment and the valuation relevance of accounting information. *Working Paper*. Singapore Management University.

Cornell, B., Landsman, W., & Stubben, S. (2014). Accounting information, investor sentiment and market pricing. *Working Paper*.

Cornell, B., Landsman, W., & Stubben, S. (2017). Accounting information, investor sentiment and market pricing. *Journal of Law, Finance, and Accounting*, 2 (2), 325-345.

Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *Accounting Review*, 77 (1), 35–59.

Deng, L., Li, S., & Liao, M. (2016). Dividends and earnings quality. *International Review of Economics & Financ*, 48, 255–268.

Ebrahimi Kordlar, A. & Zakeri, H. (2009). Review earnings management using asset sales. *Journal of Accounting Research*, 1(3), 123–135. (*in Persian*)

Fallah poor, S., & Abdollahi, Gh. (2012). Determining and prioritizing behavior biases of investors in Tehran stock exchange market: a fuzzy AHP approach. *Journal of Finance Research*, 13 (31), 99–120. (*in Persian*)

Francis, J., La Fond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295–327.

Francis, J., LaFond, L., Olsson, P., & Schipper, K. (2007). Information uncertainty and postearnings- announcement drift. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 34(3-4), 403-433.

Ghaemi, M. H., & Taghizadeh, M. (2016). Studying the effect of information risk and transaction costs on stock market reaction to earnings news. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 23 (2), 235–252. (*in Persian*)

Haghighat, H., & Iranshahi, A. (2010). The investigating response of investors to aspect of accruals, investment. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 17 (3), 3-22. (*in Persian*)

Hejazi, R., Gheitasi, R., & Karimi, M. B. (2011). Income smoothing and information uncertainty. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 18 (63), 63-80. (*in Persian*)

Jiang G., Lee, M., & Zhang, Y. (2005). Information uncertainty and expected returns. *Review of Accounting Studies*, 10 (2), 185-221.

Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An analysis of decision under ris. *Econometrica*, 47, 263-291.

Khajavi, Sh., Behpur, S., Momtazian, A., & Salehinia, M. (2014). Investigating the relationship between growth and profitability of the companies listed in Tehran stock exchange using a simultaneous equations system. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 21 (1), 73–88. (*in Persian*).

Lin, S., & Walker, M. (2000). FRS3 earnings, headline earnings, and accounting-based valuation models. *Accounting and Business Research*, 30 (4), 299-306.

Marfoua, M., & Adlzadeh, M. (2014). Information uncertainty and investors' under-reaction. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 4 (1), 169–177. (*in Persian*)

McNichols, M. F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *Accounting Review*, 77 (1), 61–69.

Meshki, M., & Ashrafi, H. (2014). The effect of uncertainty level on stock prices reaction to the good news and bad news during business cycles. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 21 (1), 89-108. (*in Persian*)

Momeni, M., & Qiyumi, A. (2008). *Statistical analysis using SPSS*. Tehran, New Book Publishing. (*in Persian*)

Moradzadefard, M., Adlzadeh, M., Farajzadeh, M. & Azimi, S. (2012). Information uncertainty, information asymmetry and growth options. *Journal of Finance Research*, 10 (39), 125–145. (*in Persian*)

Nikbakhat, M. R., Hossein Pour, A. H., & Eslami, Mofidabadi, H. (2017). The effect of investor's sentiment and accounting information on stock price. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 6 (2), 219-255. (*in Persian*)

Nikomram, H., Ranmay roodposhti, F., & Yazdani, SH. (2012). Investor's cognitive biases effect on stock valuation. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 5 (1), 65–81. (*in Persian*)

Rai, R., & Fallahpoor, S. (2004). Behavioral finance, a different approach in the financial field. *Journal of Finance Research*, 6 (2), 77–106. (*in Persian*)

Sagafi, A., Bolo, Gh., M., & Mohammadian, M. (2011). The association between Accounting Information Quality, Overinvestment and Free Cash Flow. *Journal of the Accounting Advances*, 3 (2), 37–63. (*in Persian*)

Setayesh, M. H., & Shamsedini, K. (2016). An Investigation of the relationship between investor sentiment and price stocks in Tehran stock exchange (TSE). *Journal of the Accounting Advances*, 8 (1), 103–125. (*in Persian*)

Setayesh, M. H., Mohammadian, M., & Mehtari, Z. (2015). Extended abstract investigation of interactive effect accounting information quality and information asymmetry on inefficient investment Tehran stock exchange (TSE). *Journal of the Accounting Advances*, 7 (1), 73–102. (*in Persian*)

Setayesh, M. H., Momtazeyan, A., & Pehpur, S. (2015). Investigating the non-linear relationship between growth and profitability of the companies listed in Tehran stock exchange. *Asset Management and Financing*, 3 (4), 51–66. (*in Persian*)

Talngy, A. (2004). Confrontation modern finance theory and behavioral finance. *Journal of Finance Research*, 6 (1), 3-25. (*in Persian*)

Tong, Y. H., & Miao, B. (2011). Are dividends associated with the quality of earnings? *Accounting Horizons*, 25 (1), 183–205.

Yang, J., & Jiang, Y. (2008). Accounting information quality, free cash flow and overinvestment: A Chinese study. *The Business Review*, 11 (1), 159-166.

Zhu, B., & Niu, F. (2016). Investor sentiment, accounting information and stock price: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 38 (3), 125-134.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی