



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری  
دوره ۱۵ / شماره ۴ (پیاپی ۶۰) / زمستان ۱۴۰۵  
صفحه ۲۹۱ تا ۳۱۹

## سنجش روابط ابهام اطلاعاتی و شوک های اطلاعاتی با تورش های رفتاری سرمایه گذاران

مریم مرادی

گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران  
[mariyamorady@gmail.com](mailto:mariyamorady@gmail.com)

زهرا پورزمانی

گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)  
[zahra.poorzamani@yahoo.com](mailto:zahra.poorzamani@yahoo.com)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۵/۲۸

### چکیده

اقتصاد کلاسیک و مطالعه بازارهای مالی از دیدگاه هنجاری قواعد آنها را در چارچوب عقلانیت عوامل اقتصادی قرار داده است. فرضیه اصلی حول و حوش تصمیم‌گیری براساس عقلانیت است. از طرفی سرمایه‌گذاران طوری عمل نمی‌کنند که منطقی باشند، برعکس، تعصبات بسیاری را نشان می‌دهند که منجر به تصمیمات سرمایه‌گذاری ضعیف در زمینه‌های خاص می‌شوند. این خطاهای شناختی به دلیل عدم توانایی سرمایه‌گذاران در شناختن حرکت بازار برای دوره‌های بعدی است، که آنها را وادار به تصمیم‌گیری‌های جانبدارانه می‌کند. در این مقاله رفتار سرمایه‌گذاران را در بورس اوراق بهادار تهران تحلیل کرده‌ایم تا ببینیم آیا آنها تحت شرایط ابهام اطلاعاتی و شوک اطلاعاتی، مستعد تورش‌های رفتاری هستند یا خیر؟ برای دستیابی به هدف پژوهش، داده‌های ۱۰۶ شرکت نمونه، در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۸ جمع‌آوری شد و به شیوه تحلیل توصیفی-همبستگی با اجرای آزمون رگرسیون چندگانه تجزیه و تحلیل شدند. یافته‌ها نشان داد که تنها بین شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی) و تورش رفتاری زیانگریزی و کوتاه‌نگری سرمایه‌گذاران رابطه معناداری وجود دارد و با دیگر شوک‌های درونی و بیرونی رابطه معناداری یافت نشد. همچنین رابطه معناداری بین شوک‌های درونی و بیرونی و تورش رفتاری برجستگی اطلاعات وجود ندارد. بین ابهام اطلاعاتی و برجستگی اطلاعات، تورش کوتاه‌نگری سرمایه‌گذاران ارتباط معناداری وجود ندارد. بین ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) و تورش زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران ارتباط معناداری وجود دارد، اما با ابهام اطلاعاتی (سنجه دوم) و تورش زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران رابطه معناداری یافت نشد.

**واژه‌های کلیدی:** شوک اطلاعاتی درونی، شوک اطلاعاتی بیرونی، زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران، برجستگی اطلاعات، کوتاه‌نگری سرمایه‌گذاران، ابهام اطلاعاتی.

## ۱- مقدمه

نظریه عقلانیت مبتنی بر دو فرض است؛ "قاعده عقلانیت" و "عمل عقلانیت". در قاعده عقلانیت، فرد شیوه رفتاری را اتخاذ میکند که مطلوبیت مورد انتظار را به حداکثر میرساند در حالی که در عمل عقلانیت، سرمایه‌گذار تصمیم میگیرد به گونهای عمل کند که حداکثر سودمندی را داشته باشد. سرمایه‌گذاران انتخابهایی را انجام میدهند که منافع را به حداکثر و هزینه را به حداقل برسانند (زمیری<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۷). براساس نظریه عقلانیت محدود، افراد دارای تعصبات و محدودیتهای شناختی هستند، که آنها را از دستیابی به عقلانیت کامل در زمان تصمیمگیری منع میکند (زمیری و همکاران، ۲۰۱۷). شواهد و توضیحاتی که در نظریه عقلانیت محدود ارائه شده است، توضیح میدهد که افراد همیشه قادر به بدست آوردن تمام اطلاعات مربوطه برای تصمیمگیریهای احتمالی مورد نیاز نیستند (کینوشیتا<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۳).

به طور سنتی، نظریه فرضیه بازار کاراً به عنوان یکی از مبانی اصلی تصمیمگیری در مورد سرمایه‌گذاری در نظر گرفته میشود. براساس فرضیه بازار کاراً، هیچ سرمایه‌گذاری نمیتواند بر اساس دانش و توانایی پردازش اطلاعات، بازدهی غیرعادی بیش از میانگین بازده بازار کسب کند (النجار<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳؛ راس<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۱۶). بر اساس این فرضیه سرمایه‌گذاران منطقی هستند و از طیف متنوعی از مدلها برای انتخاب فرصتهای مطلوب سرمایه‌گذاری استفاده میکنند. در واقع افراد عقلایی تمام اطلاعات موجود را در نظر میگیرند؛ از این رو، آنها پیشبینیهای بیطرفانه‌ای درباره وقایع آینده ایجاد میکنند، که به آنها امکان میدهد بهترین تصمیمات مالی را بگیرند (فاما<sup>۵</sup>، ۱۹۷۰؛ مایکل و جنسن<sup>۶</sup>، ۱۹۷۸). با این وجود، حتی اگر نظریه مالی مدرن به تدریج رشد کرده باشد، اما هنوز هم دشوار است که بتوان آن را به دلایل علمی توضیح داد که چرا افراد هنگام معاملات رفتار غیرعقلایی دارند. در حالی که نظریه مالی سنتی فرض میکند افراد تصمیمگیریهای مالی خود را براساس منطق انجام داده و تقویت میکنند (مادان و سینگ<sup>۷</sup>، ۲۰۱۹).

مخالفتان فرضیه بازار کاراً (شفرین و استیتمن<sup>۸</sup>، ۲۰۱۱؛ باربریس<sup>۹</sup>، ۲۰۱۷) با این استدلال که سرمایه‌گذاران لزوماً همانطور که در فرضیه بازار کاراً ادعا میشود منطقی عمل نمیکند و غیر منطقی بودن آنها را میتوان از طریق ناهنجاریهای مختلف رفتاری توضیح داد. بر این اساس مالی رفتاری بیان میکند که فرآیند تصمیمگیری در مورد سرمایه‌گذاری تحت تأثیر تورشهای رفتاری مختلفی قرار دارد که سرمایه‌گذاران را به انحراف از عقلانیت و گرفتن تصمیمات غیرمنطقی برای سرمایه‌گذاری سوق میدهد (نیهاوس و شریدر<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۴). در واقع، بیشتر تصمیمگیریها

<sup>1</sup> Zamri

<sup>2</sup> Kinoshita

<sup>3</sup> Alnajjar

<sup>4</sup> Ross

<sup>5</sup> Fama

<sup>6</sup> Michael and Jensen

<sup>7</sup> Madaan and Singh

<sup>8</sup> Shefrin and Statman

<sup>9</sup> Barberis

<sup>10</sup> Niehaus and Shrider

مشکل هستند؛ زیرا عوامل روانی نیز در این فرآیند سهیمند (موناهان<sup>۱</sup>، ۲۰۰۰). گاهی عواملی سبب بروز رفتار غیرعقلایی میشوند و چگونگی تصمیمگیری آنها را تحت تأثیر قرار میدهند، که این اتفاق نشاندهنده کارآ نبودن بازارهای مالی است (توماس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳). لذا شرایطی به وجود میآید که امکان رفتار عقلایی را از تصمیمگیرنده سلب میکند (جلیلوند و همکاران، ۱۳۹۵). بنابراین میتوان از طریق شناسایی این عوامل و شرایط، تأثیر این انحرافات را در مالی رفتاری کاهش داد و به سرمایه گذاران برای دستیابی به اهداف مالی بلندمدت خود کمک کرد.

بنابر آنچه که گفته شد، در محیط سرمایه گذاری حساس امروزی، عدم تقارن و شوک اطلاعاتی در استراتژیهای شرکت را می توان به عنوان عوامل و شرایط تأثیر گذار بر رفتار سرمایهگذاران بیان کرد. آکرلوف<sup>۳</sup> (۱۹۷۰) معتقد است که اگر اطلاعات به اندازه کافی نامتقارن باشد، بازار می تواند کاملاً از بین برود. سوسکیچ و زیوکویچ<sup>۴</sup> (۲۰۰۷) استدلال میکنند که خطر عدم تقارن اطلاعات را نمیتوان به طور کامل از بین برد. از یک سو، اطلاعات برای سرمایهگذارانی که قادر به تفسیر کامل آنها نیستند، مفید نیستند. از سوی دیگر، همیشه مدیرانی خواهند بود که می خواهند تصویر شرکت خود را به وسیله اطلاعات نادرست یا ناقص بهبود بخشند (مینوویچ<sup>۵</sup>، ۲۰۱۳).

بدیهی است که مدیران این فرصت را برای چگونگی انعکاس اطلاعات و کنترل این که چه اطلاعاتی باید نمایش داده شود را در دست دارند در نتیجه اطلاعات افشا شده در صورت های مالی نمی تواند وضعیت واقعی موجود را منعکس کند. مدیر تنها فردی است که اطلاعات خصوصی در مورد ارزش شرکت را دارد در حالی که سایر گروه ها تنها اطلاعات عمومی منتشر شده در دسترس همگان را دارا هستند.

به طور کلی، گروه های مطلع به دنبال بهره برداری از اطلاعات خود به طور مستقیم یا غیر مستقیم در بازار مالی هستند و این تلاش برای کسب سود از اطلاعات خصوصی هزینه نمایندگی را افزایش (جنسن و مک لینگ<sup>۶</sup>، ۱۹۷۶) و ارزش فعلی جریان های نقدی مورد انتظار را کاهش خواهد داد.

ممکن است مدیران براساس اطلاعاتی که در اختیار دارند، عمل کنند به گونه ای که سود خود را با هزینه گروه های ناآگاه به حداکثر برساند. بنابراین شرکتهایی که گزارشگری مالی شفاف و قابل قبولی ندارند، با ریسک اعتباری مواجه شده، اطمینان سهامداران را از دست می دهند. چنین شرایطی در نهایت، درجه اعتبار و میزان نقدشوندگی را در کل بازار سرمایه به شدت کاهش می دهد.

لذا مدیران با انتخاب راهکاری مناسب برای از بین بردن خلأ وارده از طریق ایجاد شوک اطلاعاتی درونی (تغییر اعضای هیات مدیره و مالکیت نهادی) و بیرونی (تغییرات شدید بازار سهام) بدنبال دستیابی به رونق بازار سهام میشود. بدین ترتیب توزیع اطلاعات به صورت نابرابر میان مدیران و مالکان میتواند در قضاوتها و تصمیمات افراد

<sup>1</sup> Monahan

<sup>2</sup> Thomas

<sup>3</sup> Akerlof

<sup>4</sup> Soskic and Zivkovic

<sup>5</sup> Minovic

<sup>6</sup> Jensen and Meckling

موثر واقع شود که از آن به عنوان شوک‌های اطلاعاتی یاد می‌شود (هایل<sup>1</sup> و همکاران، ۲۰۱۴). از آنجا که شوک خاصیت کوتاه مدت و گذرا دارد، مدیران از این سیاست به عنوان یک فرصت استفاده خواهند کرد تا بتواند قیمت سهام خود را در رونق نگاه دارند. بنابراین ما در این مقاله به دنبال پاسخگویی به چگونگی تاثیر ابهام اطلاعاتی و شوک های اطلاعاتی بر تورشهای رفتاری سرمایه‌گذاران خواهیم بود.

## ۲- مبانی نظری پژوهش

نظریه مالی مدرن مبتنی بر مفهوم اقتصاد بشری است که از اقتصاد نئوکلاسیک اقتباس شده است. فلسفه مکتب اقتصاد نئوکلاسیک بر اصل عقلایی رفتار کردن افراد و همچنین نگاه‌ها در اقتصاد مبتنی است. در این میان اگر پدیده‌های با این اصل ناسازگار باشد از آن به عنوان سوگیری یا تورش یاد می‌شود.

امروزه ایده‌ی رفتار کاملاً عقلایی سرمایه‌گذاران که همواره به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت شان هستند در راستای توجیه رفتار و واکنش بازارها کافی نیست، بنابراین مالی رفتاری را میتوان پارادایمی دانست که با توجه به آن، بازارهای مالی با استفاده از مدل‌هایی مورد مطالعه قرار می‌گیرند که دو فرض اصلی و محدود کننده پارادایم سنتی یعنی بیشینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار و عقلانیت کامل را کنار می‌گذارد (مرادی، ۱۳۹۶).

عقلانیت کامل، با فرضیه بازارهای کارآ، زمانی بوجود آمد که مارکویتز<sup>2</sup> (۱۹۵۲) نظریه انتخاب پورتفولیوی خود را توسعه داد، که نقطه شروع نظریه‌های مالی مدرن محسوب می‌شود. مفهوم کارایی بازار به طور رسمی توسط فاما (۱۹۷۰) و نظریه‌های مالی مدرن براساس فرضیات سرمایه‌گذاران منطقی و بازارهای کارآ پایه‌ریزی شده است. در مقابل، عامل مالی رفتاری کاملاً منطقی نیست، بلکه یک انسان معمولی است که تحت تاثیر احساسات و خطاهای شناختی عمل می‌کند (تالر<sup>3</sup> و همکاران، ۲۰۰۸). متعاقباً تلاشهای متعددی صورت گرفت تا بفهمیم چه عواملی می‌توانند بر رفتار سرمایه‌گذاران تأثیر بگذارند (دبورتلی<sup>4</sup> و همکاران، ۲۰۱۹). بدیهی است که اهمیت هر عامل با توجه به تورشهای رفتاری سرمایه‌گذاران متفاوت است. برخی از این عوامل عبارتند از محتوای شرکت، سودآوری، پایداری سود، قیمت و عوامل کلان اقتصادی و سیاسی که بر بازده و ریسک تأثیر می‌گذارد (قاضی زاده و خادمی‌گراشی<sup>5</sup>، ۲۰۰۶). بنابراین سرمایه‌گذاران با توجه به پیچیدگیهای روزافزونی که در آن فعالیت میکنند، ملزم به پردازش مقادیر زیادی از اطلاعات هنگام تصمیمگیری هستند. در این بین، اطلاعاتی چون تغییر اعضاء هیات مدیره، مالکیت نهادی و تغییرات شدید بازار سهام که از آنها به عنوان شوک اطلاعاتی در این مقاله یاد شده است برای سرمایه‌گذاران از اهمیت بالایی برخوردار است.

شوک اطلاعاتی از عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل ناشی می‌شود. در حالت کلی شوک اطلاعاتی را میتوان به صورت شوک درونی و بیرونی متصور شد. شوک درونی به مجموعه تصمیماتی که در داخل شرکت گرفته میشود و عملکرد شرکت را تحت تاثیر قرار میدهد و شوک بیرونی به آن دسته از

<sup>1</sup> Hail

<sup>2</sup> Markowitz

<sup>3</sup> Thaler

<sup>4</sup> De Bortoli

<sup>5</sup> Ghazizade and Khademi grashi

رویدادها، وقایع و تصمیماتی گرفته میشود که در خارج از شرکت رخ داده است. هریک از این عوامل می توانند بر رفتار سرمایه گذاران تاثیر بگذارند.

از مجموعه تصمیمات داخلی در شرکت ها، استخدام و برکناری اعضای هیات مدیره به عنوان مهمترین سازوکارهای داخلی کنترلی برای شرکت ها است (فاما، ۱۹۸۰). به طوری که این ساز و کار علاوه بر آن که مانع از کم کاری مدیران می شود، محرک آنها جهت عملکرد بهتر و افشای اطلاعات لازم از سوی آنها میگردد. وارنر<sup>۱</sup> و همکاران (۱۹۸۸) ارتباط قابل توجهی بین عملکرد ضعیف شرکت و انتشار اطلاعات مربوط به تغییر اعضای هیئت مدیره وجود دارد. علاوه بر این، انتصابهای جدید فقط به عنوان علامت دهی به بازار انجام می شود. بنابراین در بازار کارآ، تغییر عضو هیئت مدیره مطابق با محتوای اطلاعات این رویداد پردازش می شود و انتظار می رود که به طور کامل و سریع در قیمت سهام منعکس و منجر به تغییر بازده غیرعادی شود. اما ادبیات پیشین (گروسمن و استیگلitz<sup>۲</sup>، ۱۹۸۰) نشان می دهد که اطلاعات به دلیل هزینه بر بودن نمی توانند کاملاً کارآ باشند. بدین شکل در صورت توزیع نامتقارن اطلاعات، شوک اطلاعاتی نمود پیدا می کند.

در واقع شوک انتشار تغییر اعضای هیات مدیره با کاهش ارزش شرکت در ارتباط خواهد بود. به بیان دیگر این اطلاعات علامتی از حرکت شرکت در مسیر کارآیی یا ناکارآیی تلقی می شود. از این رو با کاهش شهرت و اعتبار شرکت، سرمایه گذاران به طور کل از بازار خارج میشوند و رفتار زیانگریزی از خود نشان داده یا بدلیل اهمیت عملکرد کوتاهمدت رفتار کوتاه نگرانه از خود بروز میدهند. در این صورت تصمیمات خود را در مورد ارزشهای پایین تر از انتظارات حقیقیشان میگیرند و بدین ترتیب معاملات خود را بیش از حد به اثرات منفی در مقایسه با مقدار اثرات مثبت آن توجه می کنند.

از طرفی با توجه به موقعیت دارای نفوذ و اثرگذار سرمایهگذاران نهادی، انتظار میرود این گروه از مالکان بر سیاستهای مالی شرکت تاثیر داشته باشند. چنین استدلال میشود کاهش یا افزایش نسبت مالکان نهادی پیام هایی به بازار مخابره کند که هزینههای نمایندگی ناشی از فعالیتهای نظارتی این گروه از سرمایهگذاران کاهش یا افزایش یافته است. بنابراین بر اساس نظریه نمایندگی، انتظار داریم بین تغییرات مالکیت نهادی به عنوان شوک درونی و تورش رفتاری کوتاهنگری و زیان گریزی سرمایه گذاران رابطه معناداری برقرار شود.

بدیهی است که تغییر قیمت سهام به عنوان معیاری برای تعریف ریسک استفاده می شود و نشان دهنده نرخ تغییر قیمت ورقه بهادار در طول زمان مشخص می باشد. هر چه میزان تغییرات بیشتر باشد، در کوتاه مدت شانس کسب سود یا متحمل شدن زیان بیشتر می شود. بنابراین اگر سهمی به عنوان سهم دارای نوسان مطرح شود، قیمت آن باید در طول زمان تغییر زیادی داشته باشد و تخمین قیمت آتی آن بسیار مشکل باشد. از طرفی سرمایه گذاران ریسک کمتر را ترجیح می دهند. هر چه ریسک سرمایه گذاری کمتر باشد، آن سرمایه گذاری بهتر می باشد. به عبارت دیگر هر چه تغییرپذیری قیمت سهم کمتر باشد، تمایل بیشتری برای سرمایه گذاری در آن

<sup>1</sup> Warner

<sup>2</sup> Grossman and Stiglitz

وجود دارد (حجازی و همکاران، ۱۳۹۰). بنابراین تغییرات اساسی در بازده بازار میتواند بر تورش رفتاری سرمایه گذاران تاثیر قابل توجهی داشته باشد.

در این بین عوامل روانشناختی که می‌تواند بر رفتار معاملاتی سرمایه گذار موثر باشد، دسترسی به اطلاعات می‌باشد که عامل کلیدی در تصمیمات شهودی است. یکی از دلایل دسترسی به اطلاعات، وجود پدیده برجستگی می‌باشد. برجسته کردن یک رویداد این گونه در بازارهای مالی اظهار میشود که سرمایه‌گذاران فرض میکنند اطلاعات و رویدادهای اخیر در آینده نیز ادامه مییابند. بنابراین در صورتی که شرکتی از قبل تصویر مطلوبی در زمینه شوکهای اطلاعاتی (تغییرات مالکان نهادی، هیات مدیره، تغییرات شدید بازار سهام) داشته باشد، همچنان آن شرکت را با تصویر مثبت در ذهن دارد و به آن بخش از اطلاعات بیشتر از سایر بخشها جلب میشود و به آن وزن بیشتری میدهد. از آنجا که پردازش اطلاعات توسط سرمایه گذاران محدود است، این رفتار منجر به تعصبات شناختی می‌شود. لذا تنها بر بخشی از اطلاعاتی که در دسترس دارند و از نظرشان مهم است، تمرکز می‌کنند. لذا به اطلاعات برجسته بیش از احتمال واقعی آن اهمیت میدهند.

پاسکال منوت (۱۹۹۹) نشان داد اگر سرمایه گذاران در مورد بازده یک سهم با ابهام مواجه باشند، صرف ریسک بیشتری را در پاسخ به جبران ابهام موجود در توزیع احتمالی که در ذهن خود مجسم کرده اند، طلب می‌کنند. هرچه ارزش شرکت با ابهام بیشتری همراه باشد، سرمایه گذاران ترجیح می‌دهند تا از قضاوت‌های شخصی خود استفاده کنند؛ بنابراین خوش‌بینی بیش از حد سرمایه گذاران با بالاترین ارزیابی شخصی، به افزایش قیمت این شرکت‌ها منجر می‌شود که این افزایش قیمت در طول زمان با از بین رفتن ابهام ارزش شرکت، اصلاح شده و در نتیجه به کاهش بازده‌های دوره‌های آتی منجر می‌شود. هرچه نامطمئن‌ی یا ابهام ارزش بیشتر باشد، انعکاس اطلاعات در قیمت سهام به تأخیر می‌افتد، در نتیجه توانایی پیش‌بینی بازده بر اساس اخبار، کاهش می‌یابد و از طرف دیگر اگر ابهام ارزش بالاتر با اخبار بد همراه باشد به انعکاس بازده‌های آتی بسیار پایین‌تری منجر می‌شود و برعکس با اخبار خوب، بازده‌های آتی به نسبت بالاتری پیش‌بینی می‌شود. افشای شفاف‌تر ممکن است به کاهش اطلاعات نامطمئن و افزایش سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام منجر شود. برخی عدم اطمینان نسبت به اطلاعات را فقدان اطلاعات درباره رابطه علت و معلولی بین پدیده‌ها و برخی ناتوانی در پیش‌بینی نتایج احتمالی یک تصمیم تعریف می‌کنند، از سوی دیگر، چارچوب نظری گزارشگری مالی هدف اصلی از انتشار گزارشات حسابداری را ارائه اطلاعاتی سودمند برای استفاده‌کنندگان در امر تصمیم‌گیری می‌داند (کرمی و قربان زاده، ۱۳۹۲).

### ۳- پیشینه پژوهش

کوستوپولوس<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی ابهام و رفتار سرمایه گذاران پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش ابهام با افزایش فعالیت سرمایه گذاران همراه است و منجر به کاهش ریسک‌پذیری می‌شود. در واقع

<sup>۱</sup> Pascal Maenhout  
<sup>۲</sup> Kostopoulos

وقتی ابهام زیاد است، احساسات سرمایه گذاران بیشتر نمایان می شود و همچنین سرمایه گذاران ابهام گریز بیشتر مستعد ابهام اطلاعاتی هستند.

کوستوپولوس و مایر (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی ابهام و رفتار سرمایه گذاران پرداختند. آنها به پنج یافته دست یافتند؛ اول، ابهام با افزایش سرمایه گذاری همراه است. دوم، ابهام با ریسک پذیری کمتری همراه است. سوم، همان طور که سرمایه گذاران در مورد ریسک می آموزند، معاملات آنها کمتر در معرض نوسانات ابهام قرار می گیرد. چهارم، دستیابی به فرضیه هرشلیفر (۲۰۰۱) تورش های رفتاری زمانی افزایش می یابد که ابهام بیشتر می شود. پنجم، با یک نظرسنجی برای اندازه گیری ابهام از سرمایه گذاران دریافتند که سرمایه گذارانی که ابهامی نداشتند بیشتر در معرض ابهام بودند.

مادان و سینگ (۲۰۱۹) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل تورشهای رفتاری در تصمیمگیری سرمایهگذاری پرداختند. در این پژوهش چهار تعصب رفتاری؛ اعتماد بیش از حد، لنگر انداختن، خطای وضع موجود و رفتار گلهوار مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که تورش اعتماد بیش از حد و رفتار گلهوار بر تصمیمگیری سرمایهگذاری تاثیر مثبت و معناداری دارد. به طور کلی نتایج نشان داد که سرمایهگذاران فردی دانش محدودی دارند و بیشتر در معرض ایجاد خطاهای روان شناختی هستند. یافته های این مطالعه همچنین وجود این چهار جهتگیری رفتاری در تصمیمات سرمایه گذاری فردی را نشان می دهد.

دبورتولی<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی ویژگی های شخصیتی و تحلیل مشخصات سرمایه گذار: نگرشی بر مالی رفتاری پرداختند. این مطالعه بررسی می کند که کدام یک از چهار الگو به بهترین شکل نمایانگر ریسک است که توسط سرمایه گذاران در تصمیمات سرمایه گذاری دارای مالی آنها نمایان می شود. پارادایم هایی که برای توضیح این پژوهش استفاده شده است عبارتند از: نظریه چشم انداز، تجزیه و تحلیل مشخصات سرمایه گذار (IPA)، مدل پنج عاملی شخصیت و آزمون بازتوانی شناختی (CRT). نتایج با استفاده از رگرسیون لجستیک تجزیه و تحلیل و نشان داد افرادی که طبق IPA، تحمل ریسک بیشتری دارند، نظریه چشم انداز را نقض می کنند. درجه بالایی برای تجربه و بیشترین احتمال در استفاده از ریسک بالاتر را در تصمیمات سرمایه گذاری خود دارند. با توجه به CRT، تعداد بیشتری از پاسخ های صحیح در این آزمون رابطه معکوس با ریسک پذیری دارد.

یانگ<sup>۳</sup> و وو (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی احساسات سرمایه گذار با شوک اطلاعات در بازار بورس پرداختند. نتایج نشان داد که اطلاعات عمومی تاثیر قابل توجهی بر قیمت دارایی دارد و تاثیر احساسات سرمایه گذار بر قیمت دارایی به نسبت سرمایه گذاران احساسی و بازده اطلاعات عمومی بستگی دارد؛ مهم تر اینکه، اگر سرمایه گذاران احساسی در بازار وجود داشته باشد، تعادلی در بازار وجود نخواهد داشت که در آن قیمت بتواند به طور کامل اطلاعات عمومی را منعکس کند.

<sup>۱</sup> Meyer

<sup>۲</sup> De Bortoli

<sup>۳</sup> Yang ana Wu

هاراکی<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی تاثیر شوک‌های اطلاعاتی پرداخت سود سهام و ارتباط ارزشی تقسیم سود پرداختند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که تصویب IFRS از طریق کاهش اطلاعات نامتقارن، کمک زیادی به افزایش پرداخت تقسیم سود می‌شود. علاوه بر این، بهبود محیط اطلاعات به سرمایه‌گذاران کمک میکند تا با استفاده از اعداد حسابداری برای ارزیابی عملکرد مالی شرکت، بیشتر اطمینان پیدا کنند که موجب کاهش قابل توجهی در ارزش و سود سهام بین شرکت‌های پراهمیت می‌شود.

فردین و وانگ (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تاثیر برجستگی در رفتار سرمایه‌گذاران پرداختند. آنها نشان دادند برجستگی بر رفتار سرمایه‌گذاران تاثیر می‌گذارد.<sup>۲</sup>

تیکه<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی در خصوص اینکه کدام عامل بر سوگیری‌های رفتاری اثر می‌گذارد، پرداختند. به این نتیجه دست یافتند که، اثر کلی حالت و مزاج، سوگیری‌های آشنایی، قاعده ابتکاری شباهت، سوگیری اوضاع فعلی، سوگیری‌هایی هستند که با اعتماد به نفس بالا و کارکرد بازده رابطه دارند.

هایل و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی پرداخت سود تقسیمی و شوک اطلاعاتی پرداختند. آنها پیش‌بینی‌ها را با تحلیل رفتار پرداخت سود تقسیمی یک نمونه جهانی از شرکت‌ها حول پذیرش اجباری IFRS و اجرای اولیه قوانین تجارت داخلی جدید آزمون کردند. هر دو رویداد به عنوان پروکسی برای بهبود کلی محیط اطلاعاتی و در نتیجه ساختار حاکمیت شرکتی در اقتصاد عمل می‌کنند. آنها دریافتند که پس از این دو رویداد، شرکت‌ها به احتمال کمتری سود سهام را می‌پردازند، اما احتمال قطع (توقف) چنین پرداخت‌هایی را بیشتر خواهد کرد. این تغییرات حول زمان شوک اطلاعاتی و تنها در کشورها و شرکت‌هایی که مشمول تغییر نظارتی هستند رخ می‌دهد. زمانی که مسایل نمایندگی و یا شوک‌های اطلاعاتی قوی‌تر هستند، آنها بیشتر دیده می‌شوند. همچنین محتوای اطلاعاتی سود سهام پس از آن کاهش می‌یابد. نتایج اهمیت هزینه‌های نمایندگی جریان‌های نقد آزاد (و تغییرات در آن) را برای شکل‌دهی سیاست‌های پرداخت شرکت‌ها برجسته می‌کند.

راکی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی مدل‌سازی اثر تورش رفتاری زیان‌گریزی بر پویایی‌های قیمت و بازدهی بازار سهام (کاربرد مدل‌سازی مبتنی بر عامل در اقتصاد رفتاری) پرداختند. نتایج حاصل از شبیه‌سازی بازار سهام مصنوعی شامل دو گروه معامله‌گران بنیادی و غیربنیادی با تورش رفتاری زیان‌گریزی نشان می‌دهد که تورش رفتاری زیان‌گریزی، بخشی از پویایی‌های بازارهای مالی را توضیح می‌دهد و نقش مهمی در شکل‌گیری قیمت‌های بازارهای مالی دارد. همچنین فرآیند تولید قیمت (و به تبع آن بازدهی) که در این مدل به صورت درون‌زاست با بسیاری از حقایق بازارهای مالی از جمله معمای صرف سهام، حباب قیمت‌ها، کشیدگی زیاد و غیرنرمال بودن توزیع بازدهی‌ها و دنباله ضخیم بودن آن سازگار است.

دولو و جنتی (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی اثر عدم تقارن اطلاعاتی بر واکنش بازار نسبت به افزایش سود نقدی پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد که افزایش سود نقدی شرکت‌های با عدم تقارن اطلاعاتی بالا منجر به بازده غیرعادی مثبت و قوی‌تر می‌شود. همچنین شرکت‌های با سابقه کاهش نوسان غیر سیستماتیک پس از

<sup>۱</sup> Harakeh

<sup>۲</sup> Frydman and Wang

<sup>۳</sup> Tekce

افزایش سود نقدی، بازده غیر عادی مثبتی تجربه می کنند. واکنش مثبت بازده پس از افزایش سود نقدی، برای شرکت های با عدم تقارن اطلاعاتی بالا محرز است.

نصیرزاده و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی واکنش بازار نسبت به افشای اطلاعات با اهمیت پرداختند. نتایج حاکی از آن است که سرمایه گذاران نسبت به اطلاعاتی منفی در روزهای پیش از انتشار اطلاعات، واکنش مثبت و معنادار نشان می دهند، اما پس از تاریخ انتشار واکنش معناداری نشان نمی دهند. همچنین سرمایه گذاران نسبت به اطلاعاتی مثبت و شفاف ساز واکنش مثبت و معناداری دادند.

حسینی چگینی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی تورش های رفتاری سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای مدل معادلات ساختاری پرداختند. نتایج پژوهش گویای آن است که بین تورشهای کوتاهمدت، بهینه بینی، خوداسنادی، توان پنداری و دیرپذیری با تصمیمات سرمایه گذاری سرمایه گذاران در بورس تهران رابطه معناداری وجود دارد و تورش رفتاری ابهام گریزی به صورت مثبت و معناداری بر تصمیمات سرمایه گذاری سرمایه گذاران تأثیر ندارد.

باتوجه به آنچه بیان شد، فرضیه های پژوهش به شرح زیر مطرح می شود:

- ۱- بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش های رفتاری سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
  - ۱-۱- بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش کوتاه نگری سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
  - ۱-۲- بین شوک های اطلاعاتی بیرونی و تورش زیان گریزی سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
  - ۲- بین شوک های اطلاعاتی بیرونی و تورش های رفتاری سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
  - ۲-۱- بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش برجستگی اطلاعات سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
  - ۲-۲- بین شوک های اطلاعاتی بیرونی و تورش برجستگی اطلاعات سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
  - ۳- بین شوک های اطلاعاتی بیرونی و تورش زیان گریزی سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
  - ۳-۱- بین ابهام اطلاعاتی و تورش های رفتاری سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
  - ۳-۲- بین ابهام اطلاعاتی و تورش کوتاه نگری سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
  - ۳-۳- بین ابهام اطلاعاتی و تورش برجستگی اطلاعات سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.

#### ۴- روش شناسی پژوهش

داده های این پژوهش از صورت های مالی حسابرسی شده شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایگاه های اینترنتی مانند تارنمای کدال و پایگاه رسمی بورس استخراج شده است. جهت تعیین نمونه آماری پژوهش محدودیت هایی بدین شرح اعمال شد: ۱- دوره مالی آنها منتهی به پایان اسفند هر سال می باشد. ۲- سال مالی در طی دوره های مورد نظر تغییر نداشته باشد. ۳- سهام شرکت حداقل شش ماه در سال مورد معامله

قرار گرفته باشد. ۴- جزء شرکتهای سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری و مالی نباشد. ۵- اطلاعات مورد نیاز برای انجام این تحقیق در دوره زمانی مورد بررسی در دسترس باشد. در نهایت اطلاعات مالی مربوط به ۱۰۶ شرکت به طور نمونه در دوره زمانی ۸ ساله از سالهای ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۸ با اعمال محدودیت‌های فوق بعنوان نمونه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

### ۵- روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

برای آزمون فرضیات تحقیق، پس از غربالگری و انتخاب نمونه از جامعه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و جمع‌آوری اطلاعات متغیرهای معرفی شده در تعریف عملیاتی متغیرها به شرح زیر اقدام شد:

مدل‌های رگرسیونی فرضیه اول پژوهش:

$$\begin{aligned} Scb_{it} &= \beta_0 + \beta_1 IIS1_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (1-1) \\ Scb_{it} &= \beta_0 + \beta_1 IIS2_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (1-1) \\ Salince_{it} &= \beta_0 + \beta_1 IIS1_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (2-1) \\ Salince_{it} &= \beta_0 + \beta_1 IIS2_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (2-1) \\ LA_{it} &= \beta_0 + \beta_1 IIS1_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (3-1) \\ LA_{it} &= \beta_0 + \beta_1 IIS2_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (3-1) \end{aligned}$$

مدل‌های رگرسیونی فرضیه دوم پژوهش:

$$\begin{aligned} Scb_{it} &= \beta_0 + \beta_1 EIS_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (1-2) \\ Salince_{it} &= \beta_0 + \beta_1 EIS_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (2-2) \\ LA_{it} &= \beta_0 + \beta_1 EIS_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (3-2) \end{aligned}$$

الگوهای رگرسیونی فرضیه سوم پژوهش:

$$\begin{aligned} Scb_{it} &= \beta_0 + \beta_1 AM1_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (۱-۳) \\ Scbit &= \beta_0 + \beta_1 AM2_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (۱-۳) \\ Salince_{it} &= \beta_0 + \beta_1 AM2_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (۲-۳) \\ Salince_{it} &= \beta_0 + \beta_1 AM1_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (۲-۳) \\ LA_{it} &= \beta_0 + \beta_1 AM1_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (۳-۳) \\ LA_{it} &= \beta_0 + \beta_1 AM2_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + \epsilon_{it} & (۳-۳) \end{aligned}$$

### ۶- متغیرهای پژوهش

#### ۶-۱- متغیرهای مستقل

#### ابهام اطلاعاتی

بر اساس مطالعات جیانگ و همکاران (۲۰۰۵) و ژانگ (۲۰۰۶) برای اندازه‌گیری ابهام اطلاعاتی دو شاخص زیر را معرفی نمودند (خداپرست سالک معلمی و همکاران، ۱۳۹۸):

(۱) نوسانات نامتقارن بازده، در این شاخص چولگی ماهانه بازده سهام سالیانه مورد استفاده قرار می گیرد. به طوری که به چولگی منفی مقادیر بازده خود عدد و برای تمامی مقادیر چوله مثبت، عدد صفر لحاظ گردید.

(۲) پراکندگی پیش سود بینی شده، به معنی انحراف استاندارد اختلاف بین سود پیش بینی شده با سود واقعی فصلی طی هر سال تقسیم بر کل دارایی های اول دوره می باشد که به صورت چرخشی ۷ سال به صورت فصلی انجام گردید.

شوک اطلاعاتی درونی: برای اندازه گیری شوک اطلاعاتی درونی از دو شاخص استفاده شده است:

(۱) تغییرات اساسی مالکیت نهادی: تغییرات اساسی مالکیت نهادی (درصد سهامداران نهادی به کل سهام) براساس طبقه بندی استاندارد شماره ۱۵ (تا ۲۰ نفوذ وجود ندارد یا خیلی کم است؛ بین ۲۰ تا ۵۰ درصد نفوذ قابل ملاحظه ای دارند؛ از ۵۰ درصد بیشتر، کنترل وجود دارد) صورت گرفت. بدین شکل که اگر مالکیت نهادی شرکتی در سال جاری نسبت به سال قبل تغییر طبقه بندی فوق را داشته باشد به عنوان تغییرات اساسی مالکیت نهادی تلقی شده، متغیر مجازی یک و در غیر این صورت متغیر مجازی صفر اختیار می کند.

(۲) تغییرات اساسی اعضای هیات مدیره: در صورتی که اعضای هیات مدیره سال جاری، نسبت به سال قبل بیشتر از سه نفر تغییر کرده باشند از متغیر مجازی یک و در غیر این صورت متغیر مجازی صفر اختیار می کند.

شوک اطلاعاتی بیرونی: تغییرات اساسی در نوسانات بازده بازار از طریق دو آزمون مقید (رابطه ۱) و نامقید (رابطه ۲) مورد بررسی قرار گرفته شد:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{Mt} + \epsilon_{it} \quad \text{رابطه (۱)}$$

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_i R_{Mt} + \sum_{n=1}^4 \delta_{in} R_{Mtn} + \epsilon_{it} \quad \text{رابطه (۲)}$$

که در آن؛  $R_{it}$  نشاندهنده بازده ماهانه سهام شرکت  $i$  ام در ماه  $t$  ام و  $R_{Mt}$ ، بیانگر بازده ماهانه بازار (درصد تغییرات شاخص قیمت و نقدی) است که با وقفه های ۱ تا ۴ در الگوی فوق حضور دارد.

شوک اطلاعاتی بیرونی زمانی رخ می دهد که دامنه نوسان خطای مدل از حد متعارف دامنه بیشتر یا کمتر باشد. تفاضل خطای مدل حاصل از دو رابطه بدست آمده در بالا، انحراف معیار استاندارد هر سال شرکت به تفکیک صنعت مرتب شده و چارک اول و سوم شرکت های عضو آن صنعت محاسبه می شود. گروه های صنعتی دسته بندی شده در پژوهش با توجه به کدگذاری صنایع در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت های نمونه به چهار دسته طبقه بندی گردید. این گروه ها شامل موارد غذایی و دارویی، صنایع خودروبی، صنایع شیمیایی و سایر صنایع بودند. منظور از سایر صنایع بدلیل تعداد شرکت نمونه محدود در تحقیق، آن دسته از صنایع که در نوع محصول نزدیک به یکدیگر بودند در گروه سایر صنایع قرار گرفتند. بدین ترتیب به میزان کسر یا مازاد برحد متعارف (

چارک اول و سوم) میزان شوک اطلاعاتی بیرونی تلقی شده، متغیر مجازی یک و در غیر این صورت متغیر مجازی صفر اختیار می‌کند.

### ۳-۶- متغیرهای وابسته:

تورش رفتاری برجستگی اطلاعات: برای محاسبه برجستگی اطلاعات به ترتیب از دو رابطه (۳) و (۴) استفاده شد. بدین صورت که بازده سهام و سود برآورد شده فصل اول هر سال مالی از طریق رابطه (۳) و بازده سهام و سود برآورد شده فصل آخر هر سال مالی از طریق رابطه (۴) تخمین زده شد.

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NI_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۳)}$$

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha'_1 NI_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۴)}$$

سپس ضرایب بدست آمده به صورت زیر عمل گردید:

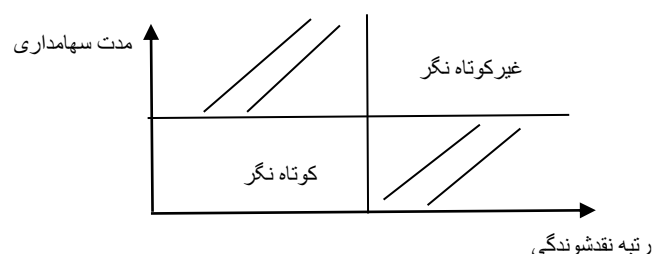
$$salince = \alpha'_1 - \alpha_1$$

در صورتی که عدد بزرگتر از صفر باشد خود عدد و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته شد. -تورش رفتاری کوتاه نگری سرمایه‌گذاران: در صورتی که فاصله زمانی معاملات (مدت سهامداری) در شرکتی از حد متوسط سالیانه کل بورس زیاد باشد و رتبه نقدشوندگی سهام زیاد باشد، سهام نزد افرادی قرار گرفته است که غیرکوتاه‌نگر در امر سرمایه‌گذاری هستند و در غیر این صورت کوتاه‌نگر خواهند بود. رابطه (۵)

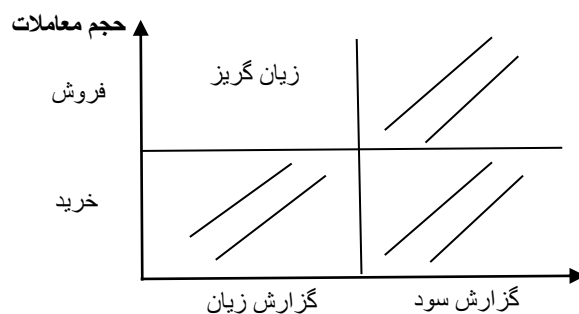
$$(A) = \frac{\text{روزهای معاملاتی} \times \frac{\text{حجم معاملات}}{\text{دفعات معاملات}}}{\text{تعداد کل سهام صادره}} \times 365$$

$$\text{رابطه (۶)} \quad 365 - A = \text{مدت سهامداری}$$

در نهایت از میانگین رتبه نقدشوندگی و مدت سهامداری، نسبت به هر سال کل شرکت‌های نمونه در نظر گرفته شد. به طوری که به مقادیر بیشتر از میانگین، عدد یک و برای تمامی مقادیر کوچک‌تر از میانگین، عدد صفر لحاظ گردید. سپس مقادیر بدست آمده از محاسبات فوق را مقایسه می‌نماییم. به طوری که هر دو ستونی که شامل مقدار یک بودند، یک و برای مقادیر دو ستونی که هر دو مقدار صفر یا هر دو یک و صفر بودند، مقدار صفر لحاظ گردید (رستمی و همکاران، ۱۳۹۸).



تورش رفتاری زیان گریزی : برای محاسبه زیان گریزی سرمایه گذاران از گزارشات سود و زیان و حجم معاملات خرید و فروش در بورس اوراق بهادار استفاده شد. به طوری که اگر شرکتی زیان ده باشد و حجم معاملات فروش بیشتر از حجم معاملات خرید باشد، با تورش رفتاری زیان گریزی مواجه خواهیم بود و به آن عدد یک و در غیر این صورت صفر لحاظ گردید.



#### ۴-۶- متغیرهای کنترلی :

در این پژوهش متغیرهای کنترلی بر اساس مطالعات زکی زاده و همکاران (۱۳۹۸) و چیائو<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۵) از ویژگی های بنیادین شرکت ها به شرح زیر مورد استفاده قرار گرفت:

-نقدشوندگی سهام: به عنوان واکنش قیمت روزانه سهام به یک واحد حجم معاملات تفسیر می شود. سهامی که نسبت عدم نقدشوندگی آمیهد در آن بالا باشد، در قبال حجم کوچکی از معامله تغییرات قیمتی زیادی دارد. این نسبت از تقسیم قدر مطلق بازده بر حجم معاملات در یک بازه زمانی معین به دست می آید. این معیار به صورت میانگین برای هر سال محاسبه می شود. بنابراین چنانچه در یک سهم نسبت Illiq بالا باشد آن سهام با عدم نقدشوندگی روبرو میشود (یحیی زاده و خرم‌دین، ۱۳۸۷).

<sup>۱</sup> Chiao

$$Illiq = \left( \frac{1}{days_t^i} \sum_{d=1}^{days_t^i} \frac{|R_{td}|}{V_{td}^i} \right) \times 10^5 \quad \text{رابطه (۷)}$$

که در آن :

$V_{td}^i$  حجم معاملات بر روی سهم در روز d و ماه t و  $days_t^i$  تعداد روزهایی است که سهم i در ماه t معامله شده است.  $R_{td}$  بازده سهم در روز d در ماه t .

چنانچه نسبت عدم نقدشوندگی بالا باشد، آن سهم با عدم نقدشوندگی روبرو است. مقدار این نسبت زمانی بالا است که قیمت سهم در واکنش به حجم معاملات اندک، تغییرات زیادی داشته باشد. این معیار به عنوان واکنش قیمت روزانه سهام به حجم معاملات تفسیر می‌شود.

- جریان نقد عملیاتی: جریان خالص وجه نقد حاصل از فعالیت عملیاتی تقسیم بر سود عملیاتی

- بازده دارایی: سودخالص متعلق به سهامداران عادی تقسیم بر کل دارایی‌ها

- اهرم مالی: کل بدهی‌ها تقسیم بر کل دارایی‌ها

- مالکیت نهادی: درصد سهامداران نهادی به کل سهام صادره.

#### ۷- یافته‌های پژوهش

مطابق جدول شماره ۱ و ۲، آمار توصیفی شرکت‌های موجود در نمونه را ارائه می‌نماید. با توجه به مجازی بودن شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی) و میانگین آن یعنی عدد ۰/۰۸۴ میتوان دریافت که در این پژوهش، تعداد سال-شرکتهای دارای تغییرات اساسی مالکیت نهادی تنها ۸/۴ درصد شرکتهای نمونه را نشان میدهد. متغیر شوک درونی (تغییرات اساسی هیات مدیره) با میانگین ۰/۱۳۹ نشان می‌دهد که ۱۴ درصد شرکتهای نمونه نسبت به سال قبل تغییرات بیش از سه نفر اعضای هیات مدیره را تجربه کرده‌اند. متغیر شوک اطلاعاتی بیرونی با میانگین ۰/۴۹۶ نشان میدهد کمتر از نیمی از شرکت‌های نمونه پژوهش، شوک اطلاعاتی بیرونی را تجربه کرده‌اند.

متغیر زیانگریزی سرمایه‌گذاران با میانگین ۰/۰۸۶ نشان می‌دهد که ۹ درصد شرکت‌های نمونه دارای سرمایه‌گذاران زیانگریز بوده‌اند. متغیر کوتاه‌نگری سرمایه‌گذاران با میانگین ۰/۳۸۹ نشان میدهد کمتر از نیمی از شرکت‌های نمونه پژوهش، با کوتاه‌نگری سرمایه‌گذاران مواجه بوده‌اند.

جدول ۱: تحلیل توصیفی مقادیر مربوط به متغیرهای مجازی

تعداد مشاهدات	درصد فراوانی	فراوانی	مقادیر مجازی	نماد	متغیر
۸۴۸	۰/۹۱۶	۷۷۷	۰	IIS1	شوک اطلاعاتی درونی
	۰/۰۸۴	۷۱	۱		
	۰/۱۸۶	۷۳۰	۰	IIS2	
	۰/۱۳۹	۱۱۸	۱		
	۰/۵۰۳	۴۲۷	۰	EIS	شوک اطلاعاتی بیرونی
	۰/۴۹۶	۴۲۱	۱		

	۰/۹۱۴	۷۷۵	۰	LA	زبان گریزی
	۰/۰۸۶	۷۳	۱		سرمایه گذاران
	۰/۶۱۱	۵۱۸	۰	SCB	کوتاه نگری
	۰/۳۸۹	۳۳۰	۱		سرمایه گذاران

متغیر برجستگی اطلاعات با مقدار ۰/۸۵۲ نشان می‌دهد که ۸۲ درصد سرمایه گذاران، وزن قابل توجهی به شواهد منطبق با برداشتهای خود داده‌اند و اطلاعات برجسته‌تر یا اطلاعاتی که نیازمند پردازش کمتری است، مورد استفاده قرار داده‌اند.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

تعداد مشاهدات	بیشینه	کمینه	چولگی	کشیدگی	انحراف معیار	میانگین	نماد	نام متغیر
848	005/3	0	682/0	557/2	810/0	852/0	SALINCE	برجستگی اطلاعات
	986/1	000/0	691/1	785/8	276/0	144/0	ILLIQ	نقدشوندگی سهام
	469/1	089/0	259/0	371/3	231/0	589/0	LEV	اهرم مالی
	995/0	005/0	531/1-	725/4	242/0	700/0	OWN	مالکیت نهادی
	847/0	607/0-	432/0	347/5	159/0	111/0	ROA	بازده دارایی
	961/3	774/3-	604/0-	902/4	208/1	686/0	CF	جریان نقد عملیاتی

### نتایج آزمون فرضیه های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول، جهت بررسی رابطه بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (کوتاه نگری) به شرح جدول 3 قابل مشاهده است. از آنجا که متغیر کوتاه نگری سرمایه گذاران متغیری مجازی است و به صورت ۱ و ۰ اندازه گیری شده است، لذا از رگرسیون لجستیک استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون مشاهده می‌شود که مقدار آماره LR که بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون است، برابر ۰/۰۰۰ بوده و نشان می‌دهد که مدل معنادار است. بر اساس نتایج، آماره Z و سطح معناداری متغیر شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی و تغییرات اساسی هیات مدیره)، به ترتیب نشانگر معناداری و عدم معناداری ضرایب است. این یافته نشان می‌دهد که بین شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی) و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (کوتاه‌نگری) رابطه معناداری وجود دارد و با شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی هیات مدیره) رابطه معناداری وجود ندارد.

جدول ۳. بررسی رابطه بین شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی و تغییرات اساسی هیات مدیره) و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (کوتاه‌نگری)

متغیر	ضرایب	آماره z	سطح معناداری
C	008/2-	523/5-	000/0
IIS1	427/0	403/1	041/0
CF	038/0-	617/0-	538/0
ROA	773/0	436/1	151/0
LEV	088/0	234/0	815/0
OWN	686/1	626/4	000/0
ILLIQ	906/1	488/5	000/0
ضریب تعیین مک فادن	176/0	آماره LR	060/86
سطح معناداری	000/0	Log likelihood	745/523-
درصد صحت پیش بینی		330/67	
متغیر	ضرایب	آماره z	سطح معناداری
C	142/2-	012/6-	000/0
IIS2	013/0-	062/0-	951/0
CF	036/0-	577/0-	564/0
ROA	870/0	624/1	104/0
LEV	123/0	330/0	741/0
OWN	783/1	920/4	000/0
ILLIQ	900/1	473/5	000/0
ضریب تعیین مک فادن	174/0	آماره LR	0995/83
سطح معناداری	000/0	Log likelihood	777/524-
درصد صحت پیش بینی		450/67	

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول به منظور بررسی رابطه بین شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی و تغییرات اساسی هیات مدیره) و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (برجستگی اطلاعات) به شرح جدول ۴ قابل مشاهده است. برای اندازه‌گیری قدرت توضیح دهنده مدل از ضریب تعیین ( $R_2$ ) استفاده گردید. با توجه به نتایج آزمون مقدار آماره اف بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون، کمتر از سطح خطای پنج درصد است؛ بنابراین اطمینان از نکویی برازش و معنادار بودن آن حاصل شد. با توجه به نتایج جدول شماره 4 از آنجا که سطح معناداری متغیر شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی و تغییرات اساسی هیات مدیره) بیشتر از ۵٪ است، ارتباط معناداری بین شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی و تغییرات اساسی هیات مدیره) و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (برجستگی اطلاعات) برقرار نیست.

جدول ۴. بررسی رابطه بین شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی و تغییرات اساسی هیات مدیره) و تورش رفتاری سرمایه گذاران (برجستگی اطلاعات)

سطح معناداری	آماره تی	ضرایب	متغیر	
000/0	854/7	781/0	C	
533/0	624/0	024/0	IIS1	
336/0	962/0-	006/0-	CF	
195/0	298/1-	142/0-	ROA	
159/0	409/1	111/0	LEV	
982/0	023/0	003/0	OWN	
013/0	499/2	150/0	ILLIQ	
احتمال	مقدار	آزمون	مقدار	
000/0	052/24	اف لیمر	808/0	ضریب تعیین
032/0	842/13	آزمون هاسمن		
000/0	838/27	اف فیشر	649/1	دوربین واتسون
سطح معناداری	آماره تی	ضرایب	متغیر	
218/0	234/1	132/0	C	
339/0	957/0	066/0	IIS2	
721/0	358/0-	008/0-	CF	
118/0	565/1	267/0	ROA	
026/0	232/2	288/0	LEV	
190/0	312/1	125/0	OWN	
338/0	958/0	106/0	ILLIQ	
احتمال	مقدار	آزمون	مقدار	
000/0	445/25	اف لیمر	265/0	ضریب تعیین
375/0	444/56	آزمون هاسمن		
000/0	880/37	اف فیشر	220/2	دوربین واتسون

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول، جهت بررسی رابطه بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (زیان‌گریزی) به شرح جدول 5 قابل مشاهده است. از آنجا که متغیر زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران متغیری مجازی است و به صورت  $\alpha$  و اندازه‌گیری شده است، لذا از رگرسیون لجستیک استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون مشاهده می‌شود که مقدار آماره LR که بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون است، برابر  $0/000$  بوده و نشان می‌دهد که مدل معنادار است. بر اساس نتایج، آماره  $Z$  و سطح معناداری متغیر شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی)، نشانگر معناداری ضریب بوده و متغیر شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی هیات مدیره)، نشانگر عدم معناداری ضریب است. این یافته نشان می‌دهد که بین شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات

اساسی مالکیت نهادی) و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (زیان‌گریزی) رابطه معناداری وجود دارد، اما شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی هیات مدیره) و تورش زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران رابطه معناداری وجود ندارد.

جدول ۵. بررسی رابطه بین شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی و تغییرات اساسی هیات مدیره) و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (زیان‌گریزی)

متغیر	ضرایب	آماره z	سطح معناداری
C	039/2-	792/2-	005/0
IIS1	734/0	648/1	039/0
CF	043/0-	427/0-	670/0
ROA	773/18-	387/8-	000/0
LEV	612/0	763/0	445/0
OWN	849/0-	195/1-	232/0
ILLIQ	337/0-	388/0-	698/0
ضریب تعیین مک فادن	447/0	آماره LR	393/222
سطح معناداری	000/0	Log likelihood	594/137-
درصد صحت پیش‌بینی		330/92	
متغیر	ضرایب	آماره z	سطح معناداری
C	756/1-	502/2-	012/0
IIS2	436/0-	957/0-	339/0
CF	038/0-	381/0-	703/0
ROA	961/18-	436/8-	000/0
LEV	599/0	748/0	454/0
OWN	004/1-	457/1-	145/0
ILLIQ	388/0-	445/0-	656/0
ضریب تعیین مک فادن	444/0	آماره LR	824/220
سطح معناداری	000/0	Log likelihood	379/138-
درصد صحت پیش‌بینی		220/92	

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم، جهت بررسی رابطه بین شوک‌های اطلاعاتی بیرون و تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران (کوتاه‌نگری، زیان‌گریزی و برجستگی اطلاعات) به شرح جدول 6 قابل مشاهده است. از آنجا که متغیر کوتاه‌نگری و زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران متغیری مجازی است و به صورت  $\alpha$  و  $\beta$  اندازه‌گیری شده است، لذا از رگرسیون لجستیک استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون مشاهده می‌شود که مقدار آماره LR که بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون است، برابر  $0/000$  بوده و نشان می‌دهد که مدل معنادار است. بر اساس نتایج، آماره  $Z$  سطح معناداری متغیر شوک اطلاعاتی بیرونی، نشانگر عدم معناداری ضرایب است. این یافته نشان می‌دهد که بین شوک اطلاعاتی بیرونی و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (کوتاه‌نگری و زیان‌گریزی) رابطه معناداری وجود ندارد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم به منظور بررسی رابطه بین شوک اطلاعاتی بیرونی و تورش رفتاری سرمایه گذاران (برجستگی اطلاعات) به شرح جدول ۶ قابل مشاهده است. برای اندازه گیری قدرت توضیح دهنده مدل از ضریب تعیین ( $R^2$ ) استفاده گردید. با توجه به نتایج آزمون مقدار آماره اف بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون، کمتر از سطح خطای پنج درصد است؛ بنابراین اطمینان از نکویی برازش و معنادار بودن آن حاصل شد. با توجه به نتایج جدول شماره ۶ از آنجا که سطح معناداری متغیر شوک اطلاعاتی بیرونی بیشتر از ۵٪ است، ارتباط معناداری بین شوک اطلاعاتی بیرونی و تورش رفتاری سرمایه گذاران (برجستگی اطلاعات) برقرار نیست.

جدول ۶. بررسی رابطه بین شوک اطلاعاتی بیرونی و تورش رفتاری سرمایه گذاران (کوتاهنگری، زیانگریزی و برجستگی اطلاعات)

متغیر	ضرایب	آماره z	سطح معناداری
C	109/2-	875/5-	000/0
EIS	087/0-	579/0-	563/0
CF	034/0-	549/0-	583/0
ROA	885/0	653/1	098/0
LEV	137/0	367/0	713/0
OWN	775/1	895/4	000/0
ILLIQ	928/1	489/5	000/0
ضریب تعیین مک فادن	174/0	آماره LR	327/84
سطح معناداری	000/0	Log likelihood	612/524-
درصد صحت پیش بینی		330/67	
متغیر	ضرایب	آماره z	سطح معناداری
C	740/1-	459/2-	014/0
EIS	213/0-	646/0-	518/0
CF	032/0-	311/0-	756/0
ROA	701/18-	373/8-	000/0
LEV	641/0	794/0	427/0
OWN	036/1-	506/1-	132/0
ILLIQ	361/0-	410/0-	682/0
ضریب تعیین مک فادن	443/0	آماره LR	277/220
سطح معناداری	000/0	Log likelihood	652/138-
درصد صحت پیش بینی		100/92	
متغیر	ضرایب	آماره تی	سطح معناداری
C	120/0	090/1	276/0
EIS	049/0	949/0	343/0
CF	008/0-	361/0-	718/0
ROA	254/0	491/1	137/0
LEV	280/0	177/2	030/0
OWN	134/0	401/1	162/0
ILLIQ	090/0	809/0	419/0
مقدار	آزمون	مقدار	احتمال

000/0	952/25	اف لیمر	265/0	ضریب تعیین
559/0	879/4	آزمون هاسمن		
000/0	876/37	اف فیشر	215/2	دوربین واتسون

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی اول، جهت بررسی رابطه بین ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) (سنجه دوم) و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (کوتاه نگری) به شرح جدول (۴-۱۰) قابل مشاهده است. از آنجا که متغیر کوتاه نگری سرمایه‌گذاران متغیری مجازی است و به صورت ۱۰ اندازه‌گیری شده است، لذا از رگرسیون لجستیک استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون مشاهده می‌شود که مقدار آماره LR که بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون است، برابر ۰/۰۰۰ بوده و نشان می‌دهد که الگو معنادار است. بر اساس نتایج، آماره Z و سطح معناداری متغیر ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) و (سنجه دوم)، به ترتیب نشانگر عدم معناداری ضرایب است. این یافته نشان می‌دهد که بین متغیر ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) و (سنجه دوم) و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (کوتاه‌نگری) رابطه معناداری وجود ندارد.

جدول ۴-۱۰. بررسی رابطه بین ابهام اطلاعاتی و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (کوتاه‌نگری)

متغیر	ضرایب	آماره z	سطح معناداری
C	-۲/۲۰۹	-۶/۱۸۷	۰/۰۰۰
AM1	-۰/۳۲۵	-۱/۸۶۹	۰/۰۶۲
CF	-۰/۰۳۱	-۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
ROA	۰/۸۸۳	۱/۶۴۴	۰/۱۰۰
LEV	۰/۱۱۱	۰/۲۹۶	۰/۷۶۸
OWN	۱/۷۹۶	۴/۹۵۰	۰/۰۰۰
ILLIQ	۱/۸۵۳	۸/۳۱۰	۰/۰۰۰
ضریب تعیین مک فادن	۰/۱۷۷	آماره LR	۸۷/۴۷۷
سطح معناداری	۰/۰۰۰	Log likelihood	-۵۲۳/۰۳۷
درصد صحت پیش‌بینی		۶۷/۶۹۰	
متغیر	ضرایب	آماره z	سطح معناداری
C	-۲/۰۷۷	-۵/۷۸۹	۰/۰۰۰
AM2	-۴۱/۳۲۴	-۱۰/۵۹	۰/۲۹۰
CF	-۰/۰۳۷	-۰/۶۰۲	۰/۵۴۷
ROA	۰/۸۴۹	۱/۵۸۶	۰/۱۱۳
LEV	۰/۰۹۴	۰/۲۵۱	۰/۸۰۲
OWN	۱/۷۵۹	۴/۸۵۲	۰/۰۰۰
ILLIQ	۱/۹۲۳	۵/۴۹۶	۰/۰۰۰

۸۵/۳۳۴	آماره LR	۰/۱۷۵	ضریب تعیین مک فادن
-۵۲۴/۱۰۸	Log likelihood	۰/۰۰۰	سطح معناداری
۶۷/۸۱۰		درصد صحت پیش بینی	

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی دوم به منظور بررسی رابطه بین ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) و (سنجه دوم) و تورش رفتاری سرمایه گذاران (برجستگی اطلاعات) به شرح جدول (۴-۱۱) قابل مشاهده است. برای اندازه گیری قدرت توضیح دهنده الگو از ضریب تعیین ( $R^2$ ) استفاده گردید. با توجه به نتایج آزمون مقدار آماره اف بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون، کمتر از سطح خطای پنج درصد است؛ بنابراین اطمینان از نکویی برازش و معنادار بودن آن حاصل شد. با توجه به نتایج جدول شماره (۴-۱۱) از آنجا که سطح معناداری متغیر ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) و (سنجه دوم) بیشتر از ۵٪ است، ارتباط معناداری بین ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) و (سنجه دوم) و تورش رفتاری سرمایه گذاران (برجستگی اطلاعات) برقرار نیست.

جدول ۴-۱۱. بررسی رابطه ابهام اطلاعاتی و تورش رفتاری سرمایه گذاران (برجستگی اطلاعات)

متغیر	ضرایب	آماره تی	سطح معناداری
C	-۰/۴۲۰	۲/۷۲۹	۰/۰۰۷
AM1	-۰/۰۶۴	-۱/۱۹۷	۰/۲۳۲
CF	-۰/۰۰۹	-۰/۴۰۹	۰/۶۸۳
ROA	۰/۱۶۵	۰/۷۶۷	۰/۴۴۳
LEV	۰/۳۴۸	۲/۰۳۴	۰/۰۴۲
OWN	۰/۲۵۵	۱/۶۴۵	۰/۱۰۰
ILLIQ	۰/۱۷۰	۱/۵۹۴	۰/۱۱۱
آزمون هاسمن			
ضریب تعیین	مقدار	آزمون	احتمال
۰/۲۱۵	۲۷/۸۴۸	اف لیمر	۰/۰۰۰
دوربین واتسون			
۱/۵۴۹	۳/۱۸۲	اف فیشر	۰/۰۴۳
متغیر	ضرایب	آماره تی	سطح معناداری
C	۰/۴۲۲	۲/۷۳۰	۰/۰۰۷
AM2	۷/۴۹۳	۰/۶۴۷	۰/۵۱۸
CF	-۰/۰۱۰	-۰/۴۵۳	۰/۶۵۱
ROA	۰/۱۶۶	۰/۷۷۱	۰/۴۴۱
LEV	۰/۳۴۶	۲/۰۱۶	۰/۰۴۴
OWN	۰/۲۶۲	۱/۶۷۶	۰/۰۹۴

۰/۰۹۱	۱/۶۹۳		۰/۱۷۸	ILLIQ	
احتمال	مقدار	آزمون	مقدار		
۰/۰۰۰	۲۵/۷۲۹	اف لیمر	۰/۲۱۴	ضریب تعیین	
۰/۵۵۲	۴/۹۳۹	آزمون هاسمن			
۰/۰۳۱	۴/۰۱۸	اف فیشر	۱/۵۵۸	دوربین واتسون	

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی سوم، جهت بررسی رابطه بین ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) و (سنجه دوم) و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (زیان‌گریزی) به شرح جدول (۴-۱۲) قابل مشاهده است. از آنجا که متغیر زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران متغیری مجازی است و به صورت  $0$  اندازه‌گیری شده است، لذا از رگرسیون لجستیک استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون مشاهده می‌شود که مقدار آماره **LR** که بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون است، برابر  $0/000$  بوده و نشان می‌دهد که الگو معنادار است. بر اساس نتایج، آماره **Z** و سطح معناداری متغیر ابهام اطلاعاتی (سنجه اول)، نشانگر معناداری ضریب بوده و متغیر ابهام اطلاعاتی (سنجه دوم) نشانگر عدم معناداری ضریب است. این یافته نشان می‌دهد که بین ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (زیان‌گریزی) رابطه معناداری وجود دارد، اما بین ابهام اطلاعاتی (سنجه دوم) و تورش زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران رابطه معناداری وجود ندارد.

جدول ۴-۱۲. بررسی رابطه بین ابهام اطلاعاتی و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (زیان‌گریزی)

سطح معناداری	آماره z	ضرایب	متغیر	ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) و زیان‌گریزی
۰/۰۰۸	-۲/۶۶۲	-۱/۸۶۶	C	
۰/۰۴۵	-۱/۴۲۴	-۰/۴۱۹	AM1	
۰/۷۷۶	-۰/۲۸۴	-۰/۰۲۹	CF	
۰/۰۰۰	-۸/۴۷۵	-۱۸/۸۱۶	ROA	
۰/۴۵۶	۰/۷۴۵	۰/۵۹۶	LEV	
۰/۱۲۶	-۱/۵۳۰	-۱/۰۶۱	OWN	
۰/۴۶۶	-۰/۷۳۰	-۰/۶۸۹	ILLIQ	
۲۲۱/۷۲۴	آماره LR	۰/۴۴۶	ضریب تعیین مک فادن	
-۱۳۷/۹۲۹	Log likelihood	۰/۰۰۰	سطح معناداری	
۹۲/۶۹۰		درصد صحت پیش‌بینی		
سطح معناداری	آماره z	ضرایب	متغیر	ابهام اطلاعاتی (سنجه دوم) و زیان‌گریزی
۰/۰۱۴	-۲/۴۵۵	-۱/۷۹۵	C	
۰/۹۴۵	-۰/۰۶۹	-۵/۴۵۱	AM2	
۰/۶۸۳	-۰/۴۰۹	-۰/۰۴۲	CF	

۰/۰۰۰	-۸/۴۳۱	-۱۸/۷۹۱	ROA
۰/۴۷۰	۰/۷۲۳	۰/۵۸۵	LEV
۰/۱۴۲	-۱/۴۶۷	-۱/۰۲۲	OWN
۰/۶۷۳	-۰/۴۲۲	-۰/۳۷۰	ILLIQ
۲۱۹/۸۶۳	آماره LR	۰/۴۴۲	ضریب تعیین مک فادن
-۱۳۸/۸۵۹	Log likelihood	۰/۰۰۰	سطح معناداری
۹۲/۴۵۰		درصد صحت پیش بینی	

### ۸- نتیجه گیری و پیشنهادات

افشای اطلاعات مهمترین ابزار نظارتی با هدف کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران و تولیدکنندگان محصول است، بنابراین افراد را قادر به تصمیم گیری های آگاهانه می کند. با این وجود، همان طور که توسط چندین مطالعه رفتاری و تجربی نشان داده شده است، ترجیحات ریسک و تصمیمات مالی ممکن است نسبت به نحوه انتشار اطلاعات حساس باشند (کانمن و تورسکی، ۱۹۷۴؛ تورسکی و کانمن، ۱۹۸۱؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۱). از آنجا که مدیران در جهت منافع سرمایه گذاران حرکت نمی کنند، ممکن است این تضاد منافع سبب تشدید عدم تقارن اطلاعاتی شده و با ایجاد شوک اطلاعاتی به دنبال نشان دادن تصویر مطلوب از شرکت و حفظ و رونق سهام خود باشند. در این شرایط، سرمایه گذاران به دلیل محدودیت زمان و منابع شناختی، ممکن است قضاوت های تورش دار و غیر مستدلی اتخاذ نمایند. نظر به اهمیت این موضوع در این پژوهش به بررسی تاثیر شوک های اطلاعاتی درونی و بیرونی، ابهام اطلاعاتی بر تورش های رفتاری سرمایه گذاران بین ۱۰۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۸ پرداخته شد.

با در نظر گرفتن نتایج حاصل از آزمون ها می توان گفت که شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی در مالکیت نهادی) رابطه مثبت و معناداری با تورش رفتاری زیان گریزی و کوتاه نگرانی سرمایه گذاران دارد. این موضوع بیانگر این است که به دنبال افزایش تغییرات اساسی در مالکیت نهادی با تورش رفتاری کوتاه نگرانی و زیان گریزی سرمایه گذاران مواجه خواهیم شد. این یافته با مبانی نظری سازگاری دارد. یکی از بارزترین ویژگی های نظریه چشم انداز، زیان گریزی است، این نظریه تمایل افراد به پرهیز از زیان را بیشتر از کشش آنها به سمت کسب سود می داند. از طرفی با تغییر در محیط اطلاعاتی که از طریق شوک اطلاعاتی (تغییرات اساسی در مالکیت نهادی) بوجود آمده است، با تغییر قیمت سهام در بازار روبه رو خواهیم شد. لذا این امر بر سرمایه گذارانی که توجه بیش از حد بر شرایط کوتاه مدت دارند، تاثیر گذارده و نمی توانند به آینده دور اعتماد کنند. بدین سبب به نظر می رسد پیامد تورش زیان گریزی و کوتاه نگرانی سرمایه گذاران به دلیل نقش فرآیندهای سرمایه گذاران نهادی در بازار سرمایه و فضای بی ثبات بورس اوراق بهادار تهران باشد. نتایج این پژوهش به نوعی با پژوهش دبور تولی و همکاران (۲۰۱۹) مغایر و با راکی و همکاران (۱۳۹۹) مطابقت دارد.

شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی هیات مدیره) و شوک اطلاعاتی بیرونی بر زیان‌گریزی و کوتاه‌نگری سرمایه‌گذاران رابطه معناداری ندارد. با توجه به اینکه اعضای هیئت مدیره از قدرت و نفوذ قابل توجهی در استراتژی‌ها، سیاست‌ها و اختیارات تصمیم‌گیری در شرکت برخوردار هستند، لذا یک رویداد بالقوه‌ی قابل توجه در هر شرکت تغییر در ترکیب هیئت مدیره یا انتصاب عضو جدید هیئت مدیره است. به دلایلی تغییر در ترکیب هیئت مدیره می‌تواند مفید باشد. همه مدیران توانایی تأثیرگذاری بر سیاست‌ها و اهداف شرکت و در نتیجه عملکرد را دارند. منصوب جدید در هیئت مدیره می‌تواند انگیزه تازه و پویایی را برای عملیات شرکت به ارمغان آورد. از طرفی سهم بالقوه یک عضو هیات مدیره به طور مستقیم قابل شناسایی نیست و می‌توان آن را در عملکرد قیمت سهام جستجو کرد. در این حالت به نظر می‌رسد شوک تغییر اساسی ترکیب هیات مدیره (استعفا و انتصاب و...) به عنوان مخابره علامتی به بازار باشد که این علامت می‌تواند منفی یا مثبت تلقی شود. به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران موجود در نمونه ما نسبت به اثرات این اطلاعات حساس نیستند و تورش رفتاری کوتاه‌نگری و زیان‌گریزی شان تشدید نمی‌شود. نتایج این پژوهش به نوعی با پژوهش راکی و همکاران (۱۳۹۹) و باها (۲۰۱۶) مبنی بر اینکه تغییر ترکیب هیات مدیره برای فعالان بازار محتوای اطلاعاتی دارد و از نظر آماری تغییر قابل توجهی در قیمت بازار سهام ایجاد می‌کند، مغایرت دارد.

شوک اطلاعاتی دورنی و بیرونی بر تورش رفتاری برجستگی سرمایه‌گذاران تأثیر معناداری ندارد. به نظر می‌رسد شوک‌های اطلاعاتی دورنی و بیرونی تأثیری در برداشت سرمایه‌گذاران از اطلاعات ندارد و سرمایه‌گذاران فرض می‌کنند اطلاعات رویدادهای اخیر در آینده نیز ادامه دارد. نتایج این پژوهش به نوعی با پژوهش فریدمن و وانگ (۲۰۱۷) مطابقت دارد.

با توجه به نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آماری اطلاعات نشان دهنده آن است که بین ابهام اطلاعاتی و تورش رفتاری کوتاه‌بینی سرمایه‌گذاران رابطه معناداری وجود ندارد. بدین معنی که سرمایه‌گذاران تمایلی به انحراف از موقعیت‌های پرتفوی مخاطره‌آمیز و دارای ابهام اطلاعاتی ندارند، یعنی آنها نوعی بی‌حرکی پرتفوی را از خود نشان می‌دهند. ممکن است از دلایل احتمالی این نتایج، زمانبر بودن تجزیه و تحلیل اطلاعات مبهم برای دستیابی به اطلاعات مفید و هزینه بر بودن آن باشد در نتیجه ممکن است کمکی به سرمایه‌گذاران نکند و بر رفتار کوتاه‌بینی و ارزیابی سرمایه‌گذاران نسبت به شرکت تأثیر نداشته باشد. نتایج این پژوهش با پژوهش کوستوپولوس و مایر (۲۰۱۹) مغایرت دارد.

همچنین نتایج بیانگر این بود که بین ابهام اطلاعات و تورش رفتاری برجستگی اطلاعات رابطه معناداری وجود ندارد. به نظر می‌رسد ابهام اطلاعات در چولگی منفی سهام و پراکندگی سود برآوردی تأثیری در برداشت سرمایه‌گذاران از اطلاعات ندارد و سرمایه‌گذاران فرض می‌کنند اطلاعات رویدادهای اخیر در آینده نیز ادامه دارد. نتایج این پژوهش به نوعی با پژوهش کوستوپولوس و مایر (۲۰۱۹) مغایرت دارد.

<sup>1</sup> Bhana

از طرفی بین ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) و تورش رفتاری زیان گریزی سرمایه گذاران رابطه معناداری وجود دارد. به نظر می رسد هنگامی که ابهام اطلاعاتی افزایش می یابد و سرمایه گذاران در ارزیابی ریسک ها مشکل دارند، ممکن است که به تعدیل سبد سهام خود بپردازند. بدین صورت که در چولگی منفی مقادیر بازده، میانگین از میانه پیشی گرفته است و سهام حالت تهاجمی دارد و به سمت افزایش قیمت پیش می رود. بنابراین چولگی منفی نشان دهنده خطر یا ریسک می باشد که در آن ابهام اطلاعات وجود دارد. بنابراین ابهام اطلاعاتی (سنجه اول) می تواند منجر شود سرمایه گذاران سهم دارایی پرخطر خود را کاهش داده یا خارج شوند و رفتار زیان گریزی از خود نشان دهند. روی هم رفته، وقتی ابهام اطلاعاتی زیاد است، ارزش گذاری سخت تر است و بدین ترتیب سرمایه گذاران در بازارهای مالی فعال تر خواهند بود. لذا این یافته با فرضیه هیرشلیفر (۲۰۰۱) مبنی بر اینکه وقتی ابهام اطلاعات زیاد است تورش های رفتاری شدیدتر می شود، همسو است. از طرفی ممکن است از دلایل احتمالی این نتیجه، فضای بی ثبات بورس اوراق بهادار تهران باشد و در نهایت سرمایه گذاران در بازار سرمایه ایران زیان گریزند. نتایج این پژوهش با پژوهش کوستوپولوس و مایر (۲۰۱۹) مطابقت دارد.

به اعتقاد بیور (۱۹۶۸) اگر گزارش سود شرکت منجر به تغییر ارزیابی سرمایه گذاران درباره احتمال توزیع بازده آتی بشود، سود دارای محتوای اطلاعاتی بوده و ارزشمند است. اما در صورتی که این اطلاعات دستخوش انگیزه های فرصت طلبانه مدیران شود به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی به وجود آمده اتکای سهامداران به سود برآوردی کاهش می یابد. نتایج پژوهش دال بر عدم رابطه معناداری بین ابهام اطلاعات (سنجه دوم) و تورش رفتاری زیان گریزی سرمایه گذاران است. نتایج این پژوهش با پژوهش کوستوپولوس و مایر (۲۰۱۹) مغایرت دارد. برای پژوهش های آتی پیشنهاداتی به شرح زیر ارائه می شود:

- ۱) در این پژوهش شوک اطلاعاتی بیرونی از تغییرات بازده بازار استفاده شد؛ پیشنهاد می شود از تغییرات قانون مالیات ها و استانداردهای حسابداری به عنوان شوک بیرونی استفاده شود.
- ۲) در این پژوهش از متغیر مستقل شوکهای اطلاعاتی استفاده شد پیشنهاد می شود از متغیرهایی دیگری مانند (ابهام اطلاعاتی، ایفای مسئولیت اجتماعی، ارتباط ارزشی سود و...) استفاده شود.
- ۳) در این پژوهش ابهام اطلاعاتی براساس دو شاخص (نوسانات نامتقارن بازده و پراکندگی سود برآورد شده) استفاده شد؛ پیشنهاد می گردد از دیگر شاخص های ابهام اطلاعاتی مانند (انحراف معیار باقیمانده الگوی تعدیل شده جونز، انحراف معیار جریان های نقد عملیاتی، الگوی لارسون و ریسانتک (۲۰۱۷) استفاده شود و نتایج آنها باهم مقایسه شود.
- ۴) بررسی سایر تورش های رفتاری سرمایه گذاران (بهینه بینی، تازه گرایی، پشیمان گریزی و...) در شرایط ابهام اطلاعاتی و شوک های اطلاعاتی.

<sup>1</sup> Beaver

## فهرست منابع

- ابزری، مهدی؛ درخشیده، حامد. (۱۳۹۲). تاثیر شفاف سازی اطلاعات مالی بر رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار اصفهان. فصلنامه علمی و پژوهشی برنامه ریزی و بودجه. سال ۱۸، شماره ۱، صص ۷۵-۵۹.
- جلیلود، ابوالحسن؛ رستمی نوروآباد، مجتبی؛ رحمانی نوروآباد، سامان. (۱۳۹۵). شواهد اخیر از رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران: شواهد اولیه و بینش آینده. تحقیقات مالی. دوره ۱۸، شماره ۱، صص ۱۲۷-۹۵.
- حجازی، رضوان؛ قیطاسی، روح اله؛ مسجد موسوی، میر سجاد؛ رضایی، ساجده. (۱۳۹۰). اثر خط مشی تقسیم سود بر تغییرپذیری قیمت سهام. پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی، سال ۳، شماره ۱۱، صص ۲۵-۴۵.
- حسینی چگینی، الهام؛ حقگو، بهناز؛ رحمانی نژاد، لیللا. (۱۳۹۳). بررسی تورش های رفتاری سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای مدل معادلات ساختاری. راهبرد مدیریت مالی. سال ۲، شماره ۷، صص ۱۳۳-۱۱۳.
- دولو، مریم؛ جنتی، علی. (۱۳۹۷). بررسی اثر عدم تقارن اطلاعاتی بر واکنش بازار نسبت به افزایش سود نقدی. فصلنامه حسابداری مالی، سال ۱۰، شماره ۳۹، صص ۳۰-۱.
- راکی، مولود، مهرآرا، محسن؛ عباس نژاد، حسین؛ سوری، علی. (۱۳۹۹). مدلسازی اثر تورش رفتاری زیان گریزی بر پویاییهای قیمت و بازدهی بازار سهام ( کاربرد مدل سازی مبتنی بر عامل در اقتصاد فتاری). دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. دوره ۱۳، شماره ۴۵، صص ۱۸۰-۱۶۵.
- زکی زاده، محمد امین؛ رضایی، فرزین؛ نوروش، ایرج. (۱۳۹۸) ارزیابی و ارائه الگوی شناسایی خطر حسابرسی مبتنی بر ویژگیهای بنیادین شرکت ها. فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی. دوره ۱۱، شماره ۴۳، صص ۱۵۲-۱۱۹.
- مرادی، مجید (۱۳۹۶). عوامل موثر بر روانشناسی مالی و رفتار مالی. مطالعات اقتصاد، مدیریت مالی و حسابداری. دوره ۳، شماره ۱، صص ۳۳-۱۱.
- نصیرزاده، فرزانه؛ موسوی گوکی، سیدعلی. (۱۳۹۶). بررسی واکنش بازار نسبت به افشای اطلاعات بااهمیت. مجله دانش حسابداری. دوره ۸، شماره ۳، پیپا ۳۰، صص ۵۳-۸۰.
- یحیی زاده فر، محمود، خرمین، جواد. (۱۳۸۷). نقش عوامل نقدشوندگی سهام و ریسک عدم نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۵۳، صص ۱۱۸-۱۰۱.
- Alnajjar M. I. M. (2013). Behavioural inferences of stock market participants. Eur. J. Soc. Sci. 39 384–390.
- Akerlof, G. A. (1970). The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. The Quarterly Journal of Economics, 84(3): 488-500.
- Barberis N. (2017). Behavioural Finance: Asset Prices and Investor Behavior. New Haven, CT: Yale University.
- Bhana, N. (2016). The Stock Market Reaction to Board Changes: The South African Experience. Journal of Emerging Market Finance. 15(3) 1–26.

- Chiao, C.H., Lin, C.F., & Lai, Y.W.(2015). Transparency, Firm Characteristics and Cost of Equity. *Journal of Accounting and Finance*, 15(6): 46-56.
- De Bortoli D, da Costa N Jr., GoulartM, Campara J .(2019). Personality traits and investor profile analysis: A behavioral finance study. *PLoS ONE* 14(3).
- Fama, E. (1980), "Agency problems and the theory of the firm", *Journal of Political Economy*, Vol. 88 No.2, pp.288-307.
- Fama, E. 1970. Efficient market hypothesis: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance* 25 (2):383-417.
- Ghazizade,Mostafa, Khademi grashi, Mehdi(2006)." effective factors on investor's decision making in stock exchange in base on structural equations model",*Daneshvar- Raftar Journal*,14(13)pp 1-12.
- Grossman, S., and J. Stiglitz. 1980. On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review* 70 (3):393-408.
- Hail, L., Tahoun, A., Wang, C., 2014. Dividend payouts and information shocks. *J. Account. Res.* 52, 403-456.
- Harakeh,M. Lee,E . Walker ,M.(2018). The effect of information shocks on dividend payout and dividend value relevance. *Finana*.
- Jensen, M, Meckling ,W,(1976).Theory of the firm : Managerial behavior , agency costs , and ownership structure: *Journal of Financial Economics*, 48:831-80.
- Kinoshita, K., Suzuki, K., & Shimokawa, T. (2013). Evolutionary foundation of bounded rationality in a financial market. *IEEE Transactions on Evolutionary Computation*, 17(4), 528-544.
- Kahneman, D., and A. Tversky. 1974. "Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases." *Science* 185: 1124-1131.
- Markowitz H. Portfolio selection. *Journal of Finance*. 1952; 7(1): 77-91.
- Madaan, G. Singh,S.(2019). An Analysis of Behavioral Biases in Investment Decision-Making. *International Journal of Financial Research*. Vol. 10, No. 4.
- Monahan, G. (2005). Managing Inventories in a Two-Eschelon Dual-Channel Supply Chain. *European Journal of Operational Research*, 162(2): 325-341.
- Michael C. Jensen. (1978). Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency. *Journal of Financial Economics*, 6, 95-101.
- Minović, J. (2013). Subjektivne verovatnoće i heterogenost investitorskih stavova. *Zbornik radova sa „XL Simpozijuma o operacionim istraživanjima, SYM-OPIS 2013“*, 8-12.9. 2013, Zlatibor, pp. 34-40.
- Niehaus, G., & Shrider, D. (2014). Framing and the disposition effect: Evidence from mutual fund investor redemption behaviour. *Quantitative Finance*, 14(4), 683-697.
- Ross S. A., Westerfield R. W., Jaffe J. F., Jordan B. D. (2016). *Corporate Finance*, 11th Edn Toronto, ONT: Mcgraw Hill
- Shefrin H., Statman M. (2011). "Behavioural finance in the financial crisis: market efficiency, minsky, and keynes," in *Rethinking the Financial Crisis*, Working Paper, Santa Clara, CA: Santa Clara University.
- Šoškić, D. B., Živković B. R. (2007). *Finansijska tržišta i institucije*. Beograd: Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, drugo izdanje.
- Thaler R, Susstein C. *Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness*. Yale University Press, 2008.
- Teke, B., & Ylmaz, N. (2015). Are individual stock investors overconfident ? Evidence from an emerging market. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. Vol 5, Issue C ,PP 35-45.
- Tversky, A., and D. Kahneman. 1981. "The Framing of Decisions and the Psychology of Choice." *Science* 211: 453-458.

- Thomas, J.K. (2003). Discussion of Post-Earnings Announcement Drift and Market Participants Information Processing Biases. *Review of Accounting Studies*, 8(2): 347-353.
- Warner, J.B., R.L. Watts, and K.H. Wruck, 1988, Stock price and top management changes, *Journal of Financial Economics* 20,461-492.
- Wang, M., C. Keller, and M. Siegrist. 2011. "The Less You Know, the More You Are Afraid of – A Survey on Risk Perceptions of Investment Products." *Journal of Behavioral Finance* 12 (1): 9–19.
- Yang, C & Wu, H (2019): Investor Sentiment with Information Shock in the Stock Market, *Emerging Markets Finance and Trade*. *Emerging Markets Finance & Trade*, 1–15.
- Zamri, A., Ibrahim, H., & Tuyon, J. (2017). Qualitative Research in Financial Markets. *Asian Review of Accounting*, 181.

## **Evaluating the relationship information ambiguity and Information Shock corporate with investor behavior bias**

**Maryam Moradi**

Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.  
[Mariyamorady@gmail.com](mailto:Mariyamorady@gmail.com)

**Zahra Pourzamani**

Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Correspond author)  
[zahra.poorzamani@yahoo.com](mailto:zahra.poorzamani@yahoo.com)

### **Abstract**

Classical economics and the study of financial markets from a normative point of view have placed their rules in the rationality of economic factors. The main hypothesis around decision-making is based on rationality. On the other hand, investors do not act rationally; on the contrary, they show many biases that lead to poor investment decisions in certain areas. These cognitive errors are due to the inability of investors to know the movement of the market for the following periods, which forces them to make biased decisions. In this article, we have analyzed the behavior of investors in the Tehran Stock Exchange to see if they are prone to behavioral distortions under conditions of information ambiguity and information shock. To achieve the goal of the research, the data of 106 sample companies were collected in the period of 2018-2019 and were analyzed by means of descriptive-correlation analysis by performing multiple regression test. The findings showed that there is only a significant relationship between the internal information shock (fundamental changes in institutional ownership) and the loss-making and short-sighted behavior of investors, and no significant relationship was found with other internal and external shocks. Also, there is no significant relationship between internal and external shocks and information salience behavioral bias. There is no significant relationship between information ambiguity and information salience, short-sighted bias of investors. There is a significant relationship between information ambiguity (first index) and investors' loss aversion bias, but no significant relationship was found with information ambiguity (second index) and investors' loss aversion bias.

**Keywords :** Investors Self-control Bias, Investors Loss Aversion, Information Salience External Information Shocks, Internal Information Shocks, information ambiguity

