فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۷ / شمارهٔ ۳ (پیاپی ٦٤)/ پائیز ۱٤۰۲
صفحه ۷۵ تا ۹۹

https://doi.org/10.30495/fed.2023.1989167.3004

سنجش روابط شوک های اطلاعاتی درونی و بیرونی با تورش های رفتاری سرمایه گذاران

مریم مرادی[۱]
زهرا پورزمانی[۲]✉

تاریخ دریافت: ۱٤۰۲/۰٤/۱٤ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۲/۰٦/۰٤

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 سرمایه گذاران در شناختن حرکت بازار برای دوره های بعدی است، که آنها را وادار به تصمیم‌گیری های جانبدارانه می‌کند. در این مقاله رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت تا به بررسی اینکه آیا آنها تحت شرایط شوک اطلاعاتی مستعد تورش‌های رفتاری هستند یا خیر؟ بپردازد. برای دستیابی به هدف پژوهش، داده‌های ۱۰۶ شرکت نمونه، در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۸ جمع آوری 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.

واژه‌های کلیدی: شوک اطلاعاتی درونی، شوک اطلاعاتی بیرونی، زیان گریزی سرمایه گذاران، برجستگی اطلاعات، کوتاه نگری سرمایه گذاران.

طبقه بندی JEL: G41 , G53 , G4

۱ گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران mariyamorady@gmail.com
۲ گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) zahra.poorzamani@yahoo.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

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[۱] 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[۲] و همکاران، ۲۰۱۳).

به طور سنتی، نظریه فرضیه بازار کارآ به عنوان یکی از مبانی اصلی تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری در نظر گرفته می‌شود. براساس فرضیه بازار کارآ، هیچ سرمایه‌گذاری نمی‌تواند بر اساس دانش و توانایی پردازش اطلاعات، بازدهی غیرعادی بیش از میانگین بازده بازار کسب کند (النجار[۳] ، ۲۰۱۳؛ راس[۴] 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[۵]، ۱۹۷۰؛ مایکل و جنسن[۶]، ۱۹۷۸). با این وجود، حتی اگر نظریه مالی مدرن به تدریج رشد کرده باشد، اما هنوز هم دشوار است که بتوان آن را با 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[۷]، ۲۰۱۹).

مخالفان فرضیه بازار کارآ (شفرین و استیتمن[۸]، ۲۰۱۱؛ باربریس[۹]،۲۰۱۷) با این استدلال که سرمایه‌گذاران لزوما همان‌طور که در فرضیه بازار کارآ ادعا می‌شود منطقی عمل نمی‌کنند 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[۱۰]، ۲۰۱۴). در واقع، بیشتر

[1] Zamri
[2] Kinoshita
[3] Alnajjar
[4] Ross
[5] Fama
[6] Michael and Jensen
[7] Madaan and Singh
[8] Shefrin and Statman
[9] Barberis
[10] Niehaus and Shrider

تصمیم‌گیری‌ها مشکل هستند؛ زیرا عوامل روانی نیز در این فرآیند سهیم‌اند (موناهان[1]، ۲۰۰۰). گاهی عواملی سبب بروز رفتار غیرعقلایی می‌شوند و چگونگی تصمیم‌گیری آنها را تحت تأثیر قرار می‌دهند، که این اتفاق نشان‌دهندهٔ کارآ نبودن بازارهای مالی است (توماس[2]، 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، تاثیر 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 سرمایه‌گذاری حساس امروزی، عدم تقارن و شوک اطلاعاتی در استراتژی-های شرکت را می توان به عنوان عوامل و شرایط تاثیر گذار بر رفتار سرمایه‌گذاران بیان کرد. آکرلوف[3] (۱۹۷۰) معتقد است که اگر اطلاعات به اندازه کافی نامتقارن باشد، بازار می تواند کاملا از بین برود. سوسکیچ و زیوکوویچ[4](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 می‌خواهند تصویر شرکت خود را به وسیله اطلاعات نادرست یا ناقص بهبود بخشند (مینوویچ[5]، 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 صورت‌های مالی نمی‌تواند وضعیت واقعی موجود را منعکس کند. مدیر تنها فردی است که اطلاعات خصوصی در مورد ارزش شرکت را دارد در حالی که سایر گروه‌ها تنها اطلاعات عمومی منتشر شده در دسترس همگان را دارا هستند.

به طور کلی، گروه‌های مطلع به دنبال بهره‌برداری 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[6]، ۱۹۷۶) و ارزش فعلی جریان‌های نقدی مورد انتظار را کاهش خواهد داد.

ممکن است مدیران براساس اطلاعاتی که در اختیار دارند، عمل کنند به گونه‌ای که سود خود را با هزینه گروه‌های 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 می‌دهد.

لذا مدیران با انتخاب راهکاری مناسب برای از بین بردن خلأ وارده از طریق ایجاد شوک اطلاعاتی درونی(تغییر اعضاء 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

[1] Monahan
[2] Thomas
[3] Akerlof
[4] Soskic and Zivkovic
[5] Minovic
[6] Jensen and Meckling

افراد موثر واقع شود که از آن به عنوان شوک‌های اطلاعاتی یاد می‌شود (هایل[1] 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 شوک های اطلاعاتی بر تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران خواهیم بود.

۲- پیشینه پژوهش

۲-۱-پیشینه 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 بنگاه ها در اقتصاد مبتنی است. در این میان اگر پدیده‌ای با این اصل ناسازگار باشد از آن به عنوان سوگیری یا تورش یاد می شود.

امروزه ایده‌ی رفتار کاملا 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 کننده‌ی 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[2](۱۹۵۲) نظریه انتخاب پورتفولیوی خود را توسعه داد، که نقطه شروع نظریه‌های مالی مدرن محسوب می‌شود. مفهوم کارآیی 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 کاملا منطقی نیست، بلکه یک انسان معمولی است که تحت تاثیر احساسات و خطاهای شناختی عمل می‌کند(تالر[3] و همکاران، ۲۰۰۸). متعاقباً تلاش‌های متعددی صورت گرفت تا بفهمیم چه عواملی می توانند بر رفتار سرمایه‌گذاران تأثیر بگذارند(دبورتلی[4] 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 می گذارد(قاضی‌زاده و خادمی گراشی[5]،۲۰۰۶). بنابراین سرمایه گذاران 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.

[1] Hail
[2] Markowitz
[3] Thaler
[4] De Bortoli
[5] Ghazizade and Khademi grashi

شوک اطلاعاتی از عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه گذاران بالقوه و بالفعل ناشی می شود. 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 رویدادها، وقایع و تصمیماتی گفته می‌شود که در خارج از شرکت رخ داده است. هریک از این عوامل می توانند بر رفتار سرمایه گذاران تاثیر بگذارند(عزیزی و همکاران، ۱۴۰۱).

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 برآن که مانع از کم کاری مدیران می شود، محرک آنها جهت عملکرد بهتر و افشای اطلاعات لازم از سوی آنها می‌گردد.

وارنر[1] 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 استیگلیتز[2]، 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 پایین‌تر 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 می‌شود و نشان دهنده نرخ تغییر قیمت ورقه بهادار در طول زمان مشخص می‌باشد. هر چه میزان تغییرات بیشتر باشد، درکوتاه مدت شانس کسب سود یا متحمل شدن زیان بیشتر می‌شود. 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

[1] Warner
[2] Grossman and Stiglitz

سرمایه‌گذاران ریسک کمتر را ترجیح می‌دهند. هر چه ریسک سرمایه‌گذاری کمتر باشد، آن سرمایه‌گذاری بهتر می باشد. به عبارت دیگر هر چه تغییرپذیری قیمت سهم کمتر باشد، تمایل بیشتری برای سرمایه‌گذاری در آن 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 می تواند بر رفتار معاملاتی سرمایه گذار موثر باشد، دسترسی به اطلاعات می باشد که عامل کلیدی در تصمیمات شهودی است. یکی از دلایل دسترسی به اطلاعات، وجود پدیده برجستگی می باشد. 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 می کنند. لذا به اطلاعات برجسته بیش از احتمال واقعی آن اهمیت می‌دهند. 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 روان‌شناختی هستند. یافته‌های این مطالعه همچنین وجود این چهار جهت‌گیری رفتاری در تصمیمات سرمایه‌گذاری فردی را نشان می‌دهد. دبورتولی[1] 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 دارایی 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 چشم‌انداز 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.

[1] De Bortoli

۲-۲- پیشینه تجربی پژوهش

یانگ[1] و وو (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی احساسات سرمایه‌گذار با شوک اطلاعات در بازار بورس پرداختند. نتایج نشان داد که اطلاعات عمومی تاثیر قابل توجهی بر قیمت دارایی دارد و تاثیر احساسات سرمایه‌گذار بر قیمت دارایی به نسبت سرمایه گذاران احساسی و بازده اطلاعات عمومی بستگی دارد؛ مهم‌تر 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.

هاراکی[2] 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 شرکت های پراهمیت می‌شود.

فریدمن و وانگ[3](۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تاثیر برجستگی در رفتار سرمایه گذاران پرداختند. آنها نشان دادند برجستگی بر رفتار سرمایه گذاران تاثیر می‌گذارد.

تیکه[4] و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی در خصوص اینکه کدام عامل بر سوگیری های رفتاری اثر می گذارد، پرداختند. به این نتیجه دست یافتند که، اثر کلی حالت و مزاج، سوگیری آشنایی، قاعده ابتکاری شباهت، سوگیری اوضاع فعلی، سوگیری‌هایی هستند که با اعتماد به نفس بالا وکارکرد 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 بیشتردیده می‌شوند. هچنین 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.

ملکیان و همکاران(۱۴۰۲) در پژوهشی به بررسی شوک نقدینگی، انعطاف‌پذیری مالی و سرعت تعدیل سود تقسیمی سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد ارزش نهایی وجه نقد و ظرفیت بدهی استفاده نشده بر سرعت تعدیل سود تقسیمی سهام تأثیر معناداری ندارد. همچنین شوک نقدینگی

[1] Yang ana Wu
[2] Harakeh
[3] Frydman and Wang
[4] Tekce

تاثیری بر ارتباط بین ارزش نهایی وجه نقد و ظرفیت بدهی استفاده نشده بر سرعت تعدیل سود تقسیمی سهام ندارد. براساس نتایج بدست آمده، در توجیه رابطه مثبت بین ارزش نهایی وجه نقد و سرعت تعدیل سود تقسیمی می‌توان گفت هر شرکتی که انعطاف‌پذیری مالی بالاتری داشته باشد، در مجموع با ریسک کمتری مواجه بوده و موجب بهبود عملکرد مدیران هنگام استفاده از فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری شده و در نهایت هموارسازی سود تقسیمی آنها بالاتر است. همچنین در توجیه رابطه منفی بین ظرفیت بدهی استفاده نشده و سرعت تعدیل سود تقسیمی می‌توان گفت هر شرکتی که ظرفیت بدهی استفاده نشده بالاتری داشته باشد، هموارسازی سود تقسیمی آنها پایین‌تر است.

فدائی و زارع بهنمیری(۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی پیش بینی شوک منفی قیمت سهام با تاکید بر نسبت های مالی پرداختند. نتایج حاصل از RSME مدل های بررسی‌شده به ترتیب برای شوک دائم (الگوریتم ژنتیک)، شوک دائم (الگوریتم تکاملی بهینه‌سازی ازدحام ذرات)، شوک موقت (الگوریتم ژنتیک) و شوک موقت (الگوریتم تکاملی بهینه‌سازی ازدحام ذرات)، ۵.۸۴۳۳، ۵.۶۲۸۴، ۷.۵۳۷ و ۷.۲۹۵ می باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود RSMEدر شوک دائم براساس الگوریتم ژنتیک، بیشتر از RSME مدل شوک دائم براساس الگوریتم تکاملی بهینه‌سازی ازدحام ذرات می‌باشد. همچنین در مدل شوک موقت براساس الگوریتم ژنتیک RSME مدل، بیشتر از RSMEمدل شوک موقت براساس الگوریتم تکاملی بهینه‌سازی ازدحام ذرات می‌باشد. بنابراین می‌توان بیان نمود که رگرسیون برآورد شده بر اساس متغیرهای انتخابی از الگوریتم تکاملی بهینه‌سازی ازدحام ذرات دارای RSME پایین‌تر بوده و قدرت پیش‌بینی‌کنندگی بهتری نسبت به متغیرهای انتخابی از الگوریتم ژنتیک دار است.

عزیزی و همکاران(۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی تاثیر شوک های اطلاعاتی درونی بر بازده غیرعادی انباشته پرداختند. یافته ها نشان داد که از میان شوک اطلاعاتی درونی(تغییرات اساسی ماکیت نهادی و تغییرات اساسی هیات مدیره)، شوک اطلاعاتی درونی(تغییرات اساسی هیات مدیره) در قیاس با متغیر دیگر شوک اطلاعاتی، ارتباط بیشتری با سیاست تقسیم سود و بازده غیرعادی انباشته دارد. همچنین از میان شوک اطلاعاتی درونی(تغییرات اساسی ماکیت نهادی و تغییرات اساسی هیات مدیره)، شوک اطلاعاتی درونی(تغییرات اساسی هیات مدیره) در قیاس با متغیر دیگر شوک اطلاعاتی، ارتباط بیشتری با سیاست تقسیم سود و بازده غیرعادی انباشته دارد.

راکی و همکاران(۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی مدلسازی اثر تورش رفتاری زیان گریزی بر پویایی‌های قیمت و بازدهی بازار سهام (کاربرد مدل سازی مبتنی بر عامل در اقتصاد فتاری) پرداختند. نتایج حاصل از شبیه سازی بازار سهام مصنوعی شامل دو گروه معامله گران بنیادی و غیربنیادی با تورش رفتاری زیان گریزی نشان می‌دهد که تورش رفتاری زیان گریزی، بخشی از پویایی های بازارهای مالی را توضیح می دهد و نقش مهمی در شکل گیری قیمت های 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 قیمت ها، کشیدگی زیاد و غیرنرمال بودن توزیع بازدهی ها 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. یافته های آنها نشان داد که افزایش سود نقدی شرکت های با عدم تقارن اطلاعاتی بالا منجر به بازده غیرعادی مثبت و قوی تر می شود.

همچنین شرکت های با سابقه کاهش نوسان غیر سیستماتیک پس از افزایش سود نقدی، بازده غیر عادی مثبتی تجربه می کنند. واکنش مثبت بازده پس از افزایش سودنقدی، 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 اطلاعیه های منفی در روزهای پیش از انتشار اطلاعیه، واکنش مثبت و معنادار نشان می دهند، اما پس از تاریخ انتشار واکنش معناداری نشان نمی دهند. همچنین سرمایه گذاران نسبت به اطلاعیه های مثبت و شفاف ساز واکنش مثبت و معناداری دادند.

حسینی چگینی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای مدل معادلات ساختاری پرداختند. نتایج پژوهش گویای آن است که بین تورش‌های کوتاه-نگری، بهینه‌بینی، خوداسنادی، توان‌پنداری و دیرپذیری با تصمیمات سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران در بورس تهران رابطهٔ معناداری وجود دارد و تورش رفتاری ابهام‌گریزی به‌صورت مثبت و معناداری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران تأثیر ندارد.

بر اساس مبانی نظری و پیشینه پژوهش فرضیه های زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش های رفتاری سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.

- بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش کوتاه نگری سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
- بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش برجستگی اطلاعات سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
- بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش زیان گریزی سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
- فرضیه دوم : بین شوک های اطلاعاتی بیرونی و تورش های رفتاری سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
- بین شوک های اطلاعاتی بیرونی و تورش کوتاه نگری سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
- بین شوک های اطلاعاتی بیرونی و تورش برجستگی اطلاعات سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.
- بین شوک های اطلاعاتی بیرونی و تورش زیان گریزی سرمایه گذاران ارتباط معناداری وجود دارد.

۴-روش شناسی پژوهش

۴-۱-جامعه و نمونه پژوهش

جامعه آماری پژوهش از شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل شده و قلمرو زمانی پژوهش به صورت یک دوره هشت ساله از سال ۱۳۹۱ تا سال ۱۳۹۸ تعریف شده است. همچنین، نمونه آماری به روش حذفی و با در نظر گرفتن معیارهای چهارگانه زیر انتخاب شده است:

۱) شرکت منتخب در طول دوره زمانی پژوهش(۱۳۹۱-۱۳۹۸) نباید پایان سال مالی خود را تغییر داده باشد.

۲) دوره مالی شرکت منتخب منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

۳) شرکت های برگزیده متعلق به صنایع بورسی «بانک ها، مؤسسات اعتباری و سایر نهادهای پولی»، «سایر واسطه گری های مالی»،«سرمایه گذاری های مالی» و «شرکت های چندر شته ای صنعتی» نباشد.

۴) اطلاعات مورد نیاز شرکت در دسترس باشد.

با توجه به شرایط اشاره شده در بالا، از مجموع شرکت های پذیرفته شده(۵۶۳ شرکت) در بورس تعداد ۱۰۶ شرکت به عنوان نمونه پژوهش استفاده شده است.

۴-۲- ابزار گردآوری اطلاعات

در این پژوهش با بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش از طریق بررسی مقاله ها و نیز طبقه بندی داده های مورد نیاز با استفاده از نرم افزار اکسل و انجام آزمون های آماری مربوط با استفاده از نرم افزار ایویوز، نتایج آزمون فرضیه ها مورد بررسی و تحلیل قرار گرفت.

۴-۳- روش تجزیه و تحلیل داده ها

برای آزمون فرضیه های پژوهش، پس از غربالگری و انتخاب نمونه از جامعه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و جمع آوری اطلاعات متغیرهای معرفی شده در تعریف عملیاتی متغیرها به شرح زیر اقدام شد:

مدل های رگرسیونی فرضیه اول پژوهش:

$$Scb_{it} = \beta_0 + \beta_1 IIS1_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + €_{it} \quad (۱-۱)$$

$$Scb_{it} = \beta_0 + \beta_1 IIS2_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + €_{it} \quad (۱-۱)$$

$$Salince_{it} = \beta_0 + \beta_1 IIS1_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + €_{it} \quad (۲-۱)$$

$$Salince_{it} = \beta_0 + \beta_1 IIS2_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + €_{it} \quad (۲-۱)$$

$$LA_{it} = \beta_0 + \beta_1 IIS1_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + €_{it} \quad (۳-۱)$$

$$LA_{it} = \beta_0 + \beta_1 IIS2_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + €_{it} \quad (۳-۱)$$

مدل های رگرسیونی فرضیه دوم پژوهش:

$$Scb_{it} = \beta_0 + \beta_1 EIS_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + €_{it} \quad (۱-۲)$$

$$Salince_{it} = \beta_0 + \beta_1 EIS_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + €_{it} \quad (۲-۲)$$

$$LA_{it} = \beta_0 + \beta_1 EIS_{it} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OWN_{it} + \beta_6 illiq_{it} + €_{it} \quad (۳-۲)$$

۵- متغیرهای پژوهش

۵-۱- متغیرهای مستقل

شوک اطلاعاتی درونی: برای اندازه گیری شوک اطلاعاتی درونی از دو شاخص استفاده شده است(عزیزی و همکاران، ۱۴۰۱):

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 یاخیلی 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 اعضاء هیات مدیره: در صورتی که اعضاء هیأت مدیره سال جاری، نسبت به سال قبل بیشتر از سه نفرتغییر 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:

$R_{it}=\beta_0+\beta_1 R_{Mt}+€_{it}$ رابطه (۱)

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

که در آن؛ R_{it} نشاندهنده بازده ماهانه سهام شرکتi ام در ماه tام وR_{mt} ، بیانگر بازده ماهانه بازار (درصد تغییرات شاخص قیمت و نقدی) است که با وقفه های ۱تا۴ 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 هرسال 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 خودرویی، 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 می کند.

۵-۲-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.

$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NI_{it} + £_{it}$ رابطه(۳)

رابطه (۴) $$R_{it} = \alpha_0 + \acute{\alpha}_1 \, NI_{it} + £_{it}$$

سپس ضرایب بدست آمده به صورت زیر عمل گردید:

$$salince = \acute{\alpha}_1 - \alpha_1$$

درصورتی که عدد بزرگتر از صفر باشد خود عدد و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته شد.

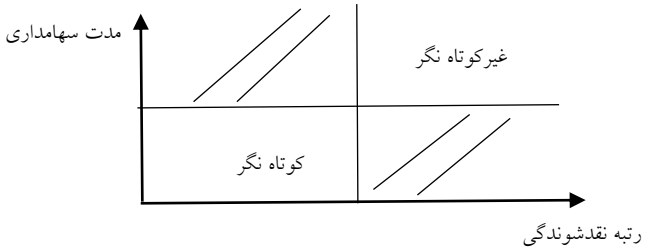
-تورش رفتاری کوتاه نگری سرمایه گذاران : درصورتی که فاصله زمانی معاملات (مدت سهامداری) در شرکتی از حد متوسط سالیانه کل بورس زیاد باشد و رتبه نقدشوندگی سهام زیاد باشد، سهام نزد افرادی قرار گرفته است که غیرکوتاه‌نگر در امر سرمایه گذاری هستند و در غیر این صورت کوتاه نگر خواهند بود.

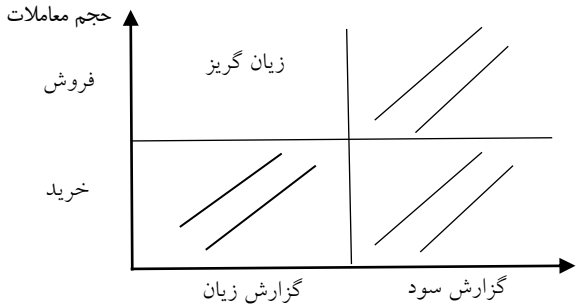
رابطه(۵)

$$(A) = \frac{\text{روزهای معاملاتی} \times \frac{\text{حجم معاملات}}{\text{دفعات معاملات}}}{\text{تعداد کل سهام صادره}} \times ۳۶۵$$

رابطه(۶) مدت سهامداری =۳۶۵-A

در نهایت از میانگین رتبه نقدشوندگی و مدت سهامداری، نسبت به هر سال کل شرکت های نمونه در نظر گرفته شد. به طوری که به مقادیر بیشتر از میانگین، عدد یک و برای تمامی مقادیر کوچک تر از میانگین، عدد صفر لحاظ گردید. سپس مقادیر بدست آمده از محاسبات فوق را مقایسه می نماییم. به طوری که هر دو ستونی که شامل مقدار یک بودند، یک و برای مقادیر دو ستونی که هردو 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.

۵-۳-متغیرهای کنترلی

در این پژوهش متغیرهای کنترلی بر اساس مطالعات زکی زاده و همکاران (۱۳۹۸) و چیائو[1] 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 آمیهود 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 هرسال محاسبه می شود. بنابراین چنانچه در یک سهم نسبت Illiq بالا باشد آن سهام با عدم نقدشوندگی روبرو می‌شود (یحیی زاده و خرمدین،۱۳۸۷).

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

که درآن : V_{td}^i حجم معادلات بر روی سهم در روز d وماه t و $days_t^i$ تعداد روزهایی است که سهم i درماه t معامله شده است. R_{td} بازده سهم در روزd 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.

[1] Chiao

-جریان نقدعملیاتی: جریان خالص وجه نقد حاصل از فعالیت عملیاتی تقسیم بر سود عملیاتی
-بازده دارایی: سودخالص متعلق به سهامداران عادی تقسیم بر کل دارایی ها
-اهرم مالی : کل بدهی ها تقسیم بر کل دارایی ها
-مالکیت نهادی: درصد سهامداران نهادی به کل سهام صادره.

۶- یافته های پژوهش

۶-۱-آمارتوصیفی

مطابق جدول شماره ۱ و ۲ ، آمار توصیفی شرکت های موجود در نمونه را ارائه می نماید. 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 مالکیت‌نهادی تنها ۸/۴ درصد شرکت‌های نمونه را نشان می‌دهد. متغیر شوک درونی(تغییرات اساسی هیات مدیره) با میانگین ۰/۱۳۹ نشان می دهد 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 شرکت های نمونه پژوهش، شوک اطلاعاتی بیرونی را تجربه کرده‌اند.
متغیر زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران با میانگین ۰/۰۸۶ نشان می دهد که ۹ درصد شرکت های نمونه دارای سرمایه-گذاران زیان‌گریز بوده اند. متغیر کوتاه‌نگری سرمایه گذاران با میانگین ۰/۳۸۹ نشان می‌دهد کمتر از نیمی از شرکت‌های نمونه پژوهش، با کوتاه نگری سرمایه‌گذاران مواجه بوده‌اند.

جدول ۱ .تحلیل توصیفی مقادیر مربوط به متغیرهای مجازی

متغیر	نماد	مقادیر مجازی	فراوانی	درصد فراوانی	تعداد مشاهدات
شوک اطلاعاتی درونی	IIS1	۰	۷۷۷	۰/۹۱۶	۸۴۸
		۱	۷۱	۰/۰۸۴	
	IIS2	۰	۷۳۰	۰/۸۶۱	
		۱	۱۱۸	۰/۱۳۹	
شوک اطلاعاتی بیرونی	EIS	۰	۴۲۷	۰/۵۰۳	
		۱	۴۲۱	۰/۴۹۶	
زیان گریزی سرمایه گذاران	LA	۰	۷۷۵	۰/۹۱۴	
		۱	۷۳	۰/۰۸۶	
کوتاه نگری سرمایه گذاران	SCB	۰	۵۱۸	۰/۶۱۱	
		۱	۳۳۰	۰/۳۸۹	

منبع: یافته های پژوهشگر

متغیر برجستگی اطلاعات با مقدار ۰/۸۵۲ نشان می‌دهدکه 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 داده اند.

جدول ۲ . آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	میانگین	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	کمینه	بیشینه	تعداد مشاهدات
برجستگی اطلاعات	SALINCE	۰/۸۵۲	۰/۸۱۰	۲/۵۵۷	۰/۶۸۲	۰	۳/۰۰۵	۸۴۸
نقدشوندگی سهام	ILLIQ	۰/۱۴۴	۰/۲۷۶	۸/۷۸۵	۱/۶۹۱	۰/۰۰۰	۱/۹۸۶	
اهرم مالی	LEV	۰/۵۸۹	۰/۲۳۱	۳/۳۷۱	۰/۲۵۹	۰/۰۸۹	۱/۴۶۹	
مالکیت نهادی	OWN	۰/۷۰۰	۰/۲۴۲	۴/۷۲۵	-۱/۵۳۱	۰/۰۰۵	۰/۹۹۵	
بازده دارایی	ROA	۰/۱۱۱	۰/۱۵۹	۵/۳۴۷	۰/۴۳۲	-۰/۶۰۷	۰/۸۴۷	
جریان نقد عملیاتی	CF	۰/۶۸۶	۱/۲۰۸	۴/۹۰۲	-۰/۶۰۴	-۳/۷۷۴	۳/۹۶۱	

منبع: یافته های پژوهشگر

۶-۲-آمار استنباطی

۶-۲-۱- نتایج آزمون فرضیه های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول، جهت بررسی رابطه بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش رفتاری سرمایه-گذاران(کوتاه نگری) به شرح جدول ۳ قابل مشاهده است. از آنجا که متغیر کوتاه نگری سرمایه گذاران متغیری مجازی است و به صورت ۱و۰ اندازه گیری شده است، لذا از رگرسیون لجستیک استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون مشاهده می شود که مقدار آماره LR که بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون است، برابر ۰/۰۰۰ بوده و نشان می دهد 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 دورنی(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 سرمایه گذاران (کوتاه‌نگری)

	متغیر	ضرایب	آماره z	سطح معناداری
کوتاه نگری	C	-۲/۰۰۸	-۵/۵۲۳	۰/۰۰۰
	IIS1	۰/۴۲۷	۱/۴۰۳	۰/۰۴۱
	CF	-۰/۰۳۸	-۰/۶۱۷	۰/۵۳۸
	ROA	۰/۷۷۳	۱/۴۳۶	۰/۱۵۱
	LEV	۰/۰۸۸	۰/۲۳۴	۰/۸۱۵
	OWN	۱/۶۸۶	۴/۶۲۶	۰/۰۰۰
	ILLIQ	۱/۹۰۶	۵/۴۸۸	۰/۰۰۰
	ضریب تعیین مک فادن	۰/۱۷۶	آماره LR	۸۶/۰۶۰
	سطح معناداری	۰/۰۰۰	Log likelihood	-۵۲۳/۷۴۵
	درصد صحت پیش بینی		۶۷/۳۳۰	
	متغیر	**ضرایب**	**آماره z**	**سطح معناداری**
کوتاه نگری	C	-۲/۱۴۲	-۶/۰۱۲	۰/۰۰۰
	IIS2	-۰/۰۱۳	-۰/۰۶۲	۰/۹۵۱
	CF	-۰/۰۳۶	-۰/۵۷۷	۰/۵۶۴
	ROA	۰/۸۷۰	۱/۶۲۴	۰/۱۰۴
	LEV	۰/۱۲۳	۰/۳۳۰	۰/۷۴۱
	OWN	۱/۷۸۳	۴/۹۲۰	۰/۰۰۰
	ILLIQ	۱/۹۰۰	۵/۴۷۳	۰/۰۰۰
	ضریب تعیین مک فادن	۰/۱۷۴	آماره LR	۸۳/۰۹۹۵
	سطح معناداری	۰/۰۰۰	Log likelihood	-۵۲۴/۷۷۷
	درصد صحت پیش بینی		۶۷/۴۵۰	

منبع: یافته های پژوهشگر

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 اندازه گیری قدرت توضیح دهندگی 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 ۴ 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)

	متغیر	ضرایب	آماره تی	سطح معناداری
برجستگی اطلاعات	C	۰/۷۸۱	۷/۸۵۴	۰/۰۰۰
	IIS1	۰/۰۲۴	۰/۶۲۴	۰/۵۳۳
	CF	-۰/۰۰۶	-۰/۹۶۲	۰/۳۳۶
	ROA	-۰/۱۴۲	-۱/۲۹۸	۰/۱۹۵
	LEV	۰/۱۱۱	۱/۴۰۹	۰/۱۵۹
	OWN	۰/۰۰۳	۰/۰۲۳	۰/۹۸۲
	ILLIQ	۰/۱۵۰	۲/۴۹۹	۰/۰۱۳

		مقدار	آزمون	مقدار	احتمال
برجستگی اطلاعات	ضریب تعیین	۰/۸۰۸	اف لیمر	۲۴/۰۵۲	۰/۰۰۰
	آزمون هاسمن			۱۳/۸۴۲	۰/۰۳۲
	دوربین واتسون	۱/۶۴۹	اف فیشر	۲۷/۸۳۸	۰/۰۰۰

	متغیر	ضرایب	آماره تی	سطح معناداری
برجستگی اطلاعات	C	۰/۱۳۲	۱/۲۳۴	۰/۲۱۸
	IIS2	۰/۰۶۶	۰/۹۵۷	۰/۳۳۹
	CF	-۰/۰۰۸	-۰/۳۵۸	۰/۷۲۱
	ROA	۰/۲۶۷	۱/۵۶۵	۰/۱۱۸
	LEV	۰/۲۸۸	۲/۲۳۲	۰/۰۲۶
	OWN	۰/۱۲۵	۱/۳۱۲	۰/۱۹۰
	ILLIQ	۰/۱۰۶	۰/۹۵۸	۰/۳۳۸

		مقدار	آزمون	مقدار	احتمال
برجستگی اطلاعات	ضریب تعیین	۰/۲۶۵	اف لیمر	۲۵/۴۴۵	۰/۰۰۰
	آزمون هاسمن			۵۶/۴۴۴	۰/۳۷۵
	دوربین واتسون	۲/۲۲۰	اف فیشر	۳۷/۸۸۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول، جهت بررسی رابطه بین شوک های اطلاعاتی درونی و تورش رفتاری سرمایه-گذاران(زیان گریزی) به شرح جدول ۵ قابل مشاهده است. از آنجا که متغیر زیان گریزی سرمایه گذاران متغیری

مجازی است و به صورت ۱و۰ اندازه گیری شده است، لذا از رگرسیون لجستیک استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون مشاهده می شود که مقدار آماره LR که بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون است، برابر ۰/۰۰۰ بوده و نشان می دهد 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 (زیان گریزی) رابطه معناداری وجود دارد، اما شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی هیات مدیره) و تورش زیان گریزی سرمایه گذاران رابطه معناداری وجود ندارد.

جدول ۵. بررسی رابطه بین شوک اطلاعاتی درونی (تغییرات اساسی مالکیت نهادی و تغییرات اساسی هیات مدیره) و تورش رفتاری سرمایه گذاران (زیان گریزی)

	متغیر	ضرایب	آماره z	سطح معناداری
زیان گریزی	C	-۲/۰۳۹	-۲/۷۹۲	۰/۰۰۵
	IIS1	۰/۷۳۴	۱/۶۴۸	۰/۰۳۹
	CF	-۰/۰۴۳	-۰/۴۲۷	۰/۶۷۰
	ROA	-۱۸/۷۷۳	-۸/۳۸۷	۰/۰۰۰
	LEV	۰/۶۱۲	۰/۷۶۳	۰/۴۴۵
	OWN	-۰/۸۴۹	-۱/۱۹۵	۰/۲۳۲
	ILLIQ	-۰/۳۳۷	-۰/۳۸۸	۰/۶۹۸
	ضریب تعیین مک فادن	۰/۴۴۷	آماره LR	۲۲۲/۳۹۳
	سطح معناداری	۰/۰۰۰	Log likelihood	-۱۳۷/۵۹۴
	درصد صحت پیش بینی		۹۲/۳۳۰	
	متغیر	**ضرایب**	**آماره z**	**سطح معناداری**
زیان گریزی	C	-۱/۷۵۶	-۲/۵۰۲	۰/۰۱۲
	IIS2	-۰/۴۳۶	-۰/۹۵۷	۰/۳۳۹
	CF	-۰/۰۳۸	-۰/۳۸۱	۰/۷۰۳
	ROA	-۱۸/۹۶۱	-۸/۴۳۶	۰/۰۰۰
	LEV	۰/۵۹۹	۰/۷۴۸	۰/۴۵۴
	OWN	-۱/۰۰۴	-۱/۴۵۷	۰/۱۴۵
	ILLIQ	-۰/۳۸۸	-۰/۴۴۵	۰/۶۵۶
	ضریب تعیین مک فادن	۰/۴۴۴	آماره LR	۲۲۰/۸۲۴
	سطح معناداری	۰/۰۰۰	Log likelihood	-۱۳۸/۳۷۹
	درصد صحت پیش بینی		۹۲/۲۲۰	

منبع: یافته های پژوهشگر

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم، جهت بررسی رابطه بین شوک های اطلاعاتی بیرونب و تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران(کوتاه نگری، زیان گریزی و برجستگی اطلاعات) به شرح جدول ۶ قابل مشاهده است. از آنجا که متغیر کوتاه نگری و زیان گریزی سرمایه گذاران متغیری مجازی است و به صورت ۱و۰ اندازه گیری شده است، لذا از رگرسیون لجستیک استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون مشاهده می شود که مقدار آماره LR که بیانگر معنادار بودن کل رگرسیون است، برابر ۰/۰۰۰ بوده و نشان می دهد که مدل معنادار است.بر اساس نتایج، آماره Z و سطح معناداری متغیر شوک اطلاعاتی بیرونی، نشانگر عدم معناداری ضرایب است. این یافته نشان می‌دهد که بین شوک اطلاعاتی بیرونی و تورش رفتاری سرمایه‌گذاران (کوتاه نگری و زیان گریزی) 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 دهندگی مدل از ضریب تعیین **(R_2)** استفاده گردید. با توجه به نتایج آزمون مقدار آماره‌اف 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 سرمایه‌گذاران (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
کوتاه نگری	C	-۲/۱۰۹	-۵/۸۷۵	۰/۰۰۰
	EIS	-۰/۰۸۷	-۰/۵۷۹	۰/۵۶۳
	CF	-۰/۰۳۴	-۰/۵۴۹	۰/۵۸۳
	ROA	۰/۸۸۵	۱/۶۵۳	۰/۰۹۸
	LEV	۰/۱۳۷	۰/۳۶۷	۰/۷۱۳
	OWN	۱/۷۷۵	۴/۸۹۵	۰/۰۰۰
	ILLIQ	۱/۹۲۸	۵/۴۸۹	۰/۰۰۰
	ضریب تعیین مک فادن	۰/۱۷۴	آماره LR	۸۴/۳۲۷
	سطح معناداری	۰/۰۰۰	Log likelihood	-۵۲۴/۶۱۲
	درصد صحت پیش بینی		۶۷/۳۳۰	
زیان گریزی	**متغیر**	**ضرایب**	**آماره z**	**سطح معناداری**
	C	-۱/۷۴۰	-۲/۴۵۹	۰/۰۱۴
	EIS	-۰/۲۱۳	-۰/۶۴۶	۰/۵۱۸
	CF	-۰/۰۳۲	-۰/۳۱۱	۰/۷۵۶

	ROA	-۱۸/۷۰۱	-۸/۳۷۳	۰/۰۰۰
	LEV	۰/۶۴۱	۰/۷۹۴	۰/۴۲۷
	OWN	-۱/۰۳۶	-۱/۵۰۶	۰/۱۳۲
	ILLIQ	-۰/۳۶۱	-۰/۴۱۰	۰/۶۸۲
	ضریب تعیین مک فادن	۰/۴۴۳	آماره LR	۲۲۰/۲۷۷
	سطح معناداری	۰/۰۰۰	Log likelihood	-۱۳۸/۶۵۲
	درصد صحت پیش بینی		۹۲/۱۰۰	
برجستگی اطلاعات	متغیر	ضرایب	آماره تی	سطح معناداری
	C	۰/۱۲۰	۱/۰۹۰	۰/۲۷۶
	EIS	۰/۰۴۹	۰/۹۴۹	۰/۳۴۳
	CF	-۰/۰۰۸	-۰/۳۶۱	۰/۷۱۸
	ROA	۰/۲۵۴	۱/۴۹۱	۰/۱۳۷
	LEV	۰/۲۸۰	۲/۱۷۷	۰/۰۳۰
	OWN	۰/۱۳۴	۱/۴۰۱	۰/۱۶۲
	ILLIQ	۰/۰۹۰	۰/۸۰۹	۰/۴۱۹

		مقدار	آزمون	مقدار	احتمال
	ضریب تعیین	۰/۲۶۵	اف لیمر	۲۵/۹۵۲	۰/۰۰۰
	آزمون هاسمن			۴/۸۷۹	۰/۵۵۹
	دوربین واتسون	۲/۲۱۵	اف فیشر	۳۷/۸۷۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

۷- نتیجه گیری و پیشنهادات

افشای اطلاعات مهمترین ابزار نظارتی با هدف کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان محصول است، بنابراین افراد را قادر به تصمیم‌گیری‌های آگاهانه می‌کند. با این وجود، همان‌طور 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[1]، ۱۹۷۴؛ تورسکی و کانمن،۱۹۸۱؛ وانگ و همکاران[2]،۲۰۱۱). از آنجا که مدیران در جهت منافع سرمایه‌گذاران حرکت نمی‌کنند، ممکن است این تضاد منافع سبب تشدید عدم تقارن اطلاعاتی شده و با ایجاد شوک اطلاعاتی بدنبال نشان دادن تصویر مطلوب از شرکت و حفظ و رونق سهام خود باشند. در این شرایط، سرمایه‌گذاران به دلیل محدودیت زمان و منابع شناختی، ممکن است قضاوت‌های تورش‌دار و غیر مستدلی اتخاذ نمایند. نظر به اهمیت این موضوع در این پژوهش به بررسی تاثیر شوک‌های

[1] Kahneman and Tversky
[2] Wang

اطلاعاتی درونی و بیرونی بر تورش‌های رفتاری سرمایه گذاران بین ۱۰۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های۱۳۹۱ الی ۱۳۹۸ پرداخته شد.

با در نظر گرفتن نتایج حاصل از آزمون‌ها می‌توان گفت که شوک اطلاعاتی درونی(تغییرات اساسی در مالکیت نهادی) رابطه مثبت و معناداری با تورش رفتاری زیان گریزی و کوتاه‌نگری سرمایه‌گذاران دارد. این موضوع بیانگر این است که به دنبال افزایش تغییرات اساسی در مالکیت نهادی با تورش رفتاری کوتاه‌نگری و زیان‌گریزی سرمایه-گذاران مواجه خواهیم شد. این یافته با مبانی نظری سازگاری دارد. یکی از بارزترین ویژگی‌های نظریه چشم انداز، زیان‌گریزی است، این نظریه تمایل افراد به پرهیز از زیان را بیشتر از کشش آنها به سمت کسب سود می‌داند. 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 سرمایه‌گذارانی که توجه بیش از حد بر شرایط کوتاه مدت دارند، تاثیر گذارده و نمی‌توانند به آینده دور اعتماد کنند. بدین سبب به نظر می رسد پیامد تورش زیان‌گریزی و کوتاه‌نگری سرمایه‌گذاران به دلیل نقش فزآینده‌ی سرمایه گذاران نهادی در بازار سرمایه و فضای بی ثبات بورس اوراق بهادار تهران باشد. نتایج این پژوهش به نوعی با پژوهش دبورتولی و همکاران(۲۰۱۹) مغایر و با راکی و همکاران(۱۳۹۹) مطابقت دارد.

شوک اطلاعاتی درونی(تغییرات اساسی هیات مدیره) و شوک اطلاعاتی بیرونی بر زیان گریزی و کوتاه نگری 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 می تواند مفید باشد. همه مدیران توانایی تأثیرگذاری بر سیاست ها 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 می توان آن را در عملکرد قیمت سهام جستجو کرد. در این حالت به نظر می رسد شوک تغییر اساسی ترکیب هیات مدیره(استعفا و انتصاب و...) به عنوان مخابره علامتی به بازار باشد که این علامت می تواند منفی یا مثبت تلقی شود. به نظر می رسد سرمایه گذاران موجود در نمونه ما نسبت به اثرات این اطلاعات حساس نیستند و تورش رفتاری کوتاه نگری و زیان گریزی شان تشدید نمی‌شود. نتایج این پژوهش به نوعی با پژوهش راکی و همکاران (۱۳۹۹) و باها[1] (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 سرمایه گذاران تاثیر معناداری ندارد. به نظر می رسد شوک‌های اطلاعاتی درونی و بیرونی تاثیری در برداشت سرمایه گذاران از اطلاعات ندارد و سرمایه گذاران

[1] Bhana

فرض می‌کنند اطلاعات رویدادهای اخیر در آینده نیز ادامه دارد. نتایج این پژوهش به نوعی با پژوهش فریدمن و وانگ(۲۰۱۷) مطابقت دارد.

باتوجه به نتایج حاصل از نتایج پژوهش مبنی بر تاثیر تغییرات اساسی مالکیت نهادی بر تورش رفتاری زیان-گریزی و کوتاه‌نگری سرمایه‌گذاران، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود به میزان مالکان نهادی به سبب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و بحث نظارتی بالاتر در شرکت ها، توجه ویژه‌ای داشته باشند و قبل از انجام معاملات، تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را بهبود بخشند و اطلاع بیشتری از شکل تاثیرگذاری انواع مالکین حاضر در شرکت ها بر امور شرکت مورد نظر خود داشته باشند. از آنجا که تورش های رفتاری سرمایه گذاران تحت تاثیر اطلاعات موجود در بازار سرمایه قرار دارد، به دستگاه‌های قانونی کشور از جمله سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود که در زمینه شفافیت اطلاعات و کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها با اجرای نظام راهبری و نظارت دقیق بر شرکت ها، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش دهند و تمهیدات لازم را برای توسعه بازار سرمایه انجام دهند.

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.

فهرست منابع

۱) 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. سال۱۸، شماره ۱ ، صص۷۵-۵۹.

۲) جلیلوند، ابوالحسن؛ رستمی نوروزآباد، مجتبی؛ رحمانی نوروزآباد، سامان.(۱۳۹۵).شواهد اخیر از رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران:شواهد اولیه و بینش آینده.تحقیقات مالی. دوره۱۸، شماره۱، صص۱۲۷-۹۵.

۳) حجازی، رضوان؛ قیطاسی، روح اله؛ مسجد موسوی، میر سجاد؛ رضایی، ساجده.(۱۳۹۰). اثر خط مشی تقسیم سود بر تغییرپذیری قیمت سهام. پژوهشنامه حسابداری مالی وحسابرسی، سال ۳ ، شماره ۱۱، صص۲۵-۴۵.

۴) حسینی چگینی، الهام؛ حقگو، بهناز؛ رحمانی نژاد، لیلا.(۱۳۹۳). بررسی تورش های رفتاری سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای مدل معادلات ساختاری. راهبرد مدیریت مالی.سال ۲، شماره۷، صص۱۳۳-۱۱۳.

۵) 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.

۶) 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.دوره۱۳، شماره۴۵، صص۱۸۰-۱۶۵.

۷) 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.

۸) عزیزی، سیروان؛ وطن پرست، محمدرضا؛ صدرآرا، مهرداد؛ رضایی، فرزین.(۱۴۰۱). تاثیر شوک های اطلاعاتی درونی بر بازده غیرعادی انباشته. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت. ۱۱(۴۳)، ۳۶۴-۳۵۵.

۹) فدایی، ابراهیم؛ زارع بهنمیری، محمدجواد. (۱۴۰۱). پیش‌بینی شوک منفی قیمت سهام با تأکید بر نسبت‌های مالی . پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی. ۱۴(۵۵)، ۲۰۴-۱۸۱.

۱۰) مرادی، مجید(۱۳۹۶). عوامل موثر بر روانشناسی مالی و رفتار مالی.مطالعات اقتصاد، مدیریت مالی و حسابداری. دوره۳، شماره۱، صص۳۳-۱۱. ملکیان، اسفندیار؛ قربانی،مریم؛ نبویان، سید مرتضی. (۱۴۰۲). شوک نقدینگی، انعطاف‌پذیری مالی و سرعت تعدیل سود تقسیمی سهام در بورس اوراق بهادار تهران .پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی.۱۵(۵۸)، ۶۶-۳۹.

۱۱) نصیرزاده، فرزانه؛ موسوی گوکی، سیدعلی.(۱۳۹۶).بررسی واکنش بازار نسبت به افشای اطلاعات بااهمیت. مجله دانش حسابداری.دوره ۸، شماره ۳.پیاپی۳۰،صص۵۳- ۸۰.

۱۲) یحیی زاده فر، محمود، خرمدین، 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 ،شماره۵۳، صص۱۰۱-۱۱۸.

1. Alnajjar M. I. M. (2013). Behavioural inferences of stock market participants. Eur. J. Soc. Sci. 39 384–390.
2. Akerlof, G. A. (1970). The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. The Quarterly Journal of Economics, 84(3): 488-500.
3. Barberis N. (2017). Behavioural Finance: Asset Prices and Investor Behavior. New Haven, CT: Yale University.
4. Bhana,N.(2016). The *Stock Market Reaction to Board Changes: The South African Experience. Journal of Emerging Market Finance. 15(3) 1–26.*
5. *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.*
6. *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).
7. Fama, E. (1980), ‘‘Agency problems and the theory of the firm’’, Journal of Political Economy, Vol. 88 No.2, pp.288-307.
8. Fama, E. 1970. Efficient market hypothesis: A Review of Theory and Empirical Work. The Journal of Finance 25 (2):383–417.
9. Ghazizade,Mostafa, Khademi grashi, Mehdi(2006).” effective factors on invesror’s decision making in stock exchang in base on structural equations model”,Daneshvar- Raftar Journal,14(13)pp 1-12.
10. Grossman, S., and J. Stiglitz. 1980. On the impossibility of informationally efficient markets. American Economic Review 70 (3):393–408.
11. Hail, L., Tahoun, A., Wang, C., 2014. Dividend payouts and information shocks. J. Account. Res. 52, 403–456.

12. Harakeh,M. Lee,E . Walker ,M.(2018). The effect of information shocks on dividend payout and dividend value relevance. Finana,
13. Jensen, M, Meckling ,W,(1976).Theory of the firm : Managerial behavior , agency costs , and ownership structure: Journal of Financial Economics, 48:831-80.
14. 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.
15. Kahneman, D., and A. Tversky. 1974. "Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases." Science 185: 1124–1131.
16. Markowitz H. Portfolio selection. Journal of Finance. 1952; 7(1): 77–91.
17. Madaan, G. Singh,S.(2019). An Analysis of Behavioral Biases in Investment Decision-Making. International Journal of Financial Research. Vol. 10, No. 4.
18. Monahan, G. (2005). Managing Inventories in a Two-Eschelon Dual-Channel Supply Chain. European Journal of Operational Research, 162(2): 325-341.
19. Michael C. Jensen. (1978). Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency. Journal of Financial Economics, 6, 95-101.
20. 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.
21. Niehaus, G., & Shrider, D. (2014). Framing and the disposition effect: Evidence from mutual fund investor redemption behaviour. Quantitative Finance, 14(4), 683-697.
22. Ross S. A., Westerfield R. W., Jaffe J. F., Jordan B. D. (2016). *Corporate Finance*, 11th Edn Toronto, ONT: Mcgraw Hill
23. 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.
24. Šoškić, D. B.,Živković B. R. (2007). Finansijska tržišta i institucije. Beograd: Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, drugo izdanje.
25. Thaler R, Susstein C. Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness. Yale University Press, 2008.
26. 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.
27. Tversky, A., and D. Kahneman.(1981). "The Framing of Decisions and the Psychology of Choice." Science 211: 453–458.
28. Thomas, J.K. (2003). Discussion of Post-Earnings Announcement Drift and Market Participants Information Processing Biases. Review of Accounting Studies, 8(2): 347-353.
29. Warner, J.B., R.L. Watts, and K.H. Wruck, 1988, Stock price and top managenent changes, Journal of Financial Economics 20,461-492.
30. 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.
31. 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.
32. Zamri, A., Ibrahim, H., & Tuyon, J. (2017). Qualitative Research in Financial Markets. Asian Review of Accounting, 181.

Financial Economics
Vol. (17) Issue (64) September 2023

Abstract

https://doi.org/10.30495/fed.2023.1989167.3004

Assessing the Relationship Between Internal and External Information Shocks and Investor Behavioral Biases

Maryam Moradi [1]
Zahra Pourzamani [2]

Received: 05 / July / 2023 Accepted: 26 / August / 2023

Abstract

Classical economics and the study of financial markets from a normative point of view have their foundations laid in the rationality of economic agents. The main hypothesis revolves around decision making under rationality. on the other hand,investors do not act as if they are rational,the contrary,exhibit many biases that lead to poor investment decisions in specific contexts.These cognitive errors are due to investors' inability to certainly know market movements for the next periods, which inclines them to make biased decisions.This paper wishes to analyze the behavior of investors from Tehran Stock Exchange to see if they are prone to behavioral bias under the conditions of information shock. To achieve the research goal, data of 106 sample companies were collected in the period 2013-2020 and analyzed by descriptive-correlation analysis using multiple regression test. The results showed that there was only a significant relationship between internal information shock (fundamental changes in institutional ownership) and behavioral bias of investors' Loss aversion and Self-control Bias and no significant relationship was found with other internal and external shocks. Also, there is no significant relationship between internal and external shocks and behavioral bias of Information Salience.

Keywords: Investors Self-control Bias, Investors Loss Aversion, Information Salience External Information Shocks, Internal Information Shocks
JEL Classification: G41 , G53 , G4

[1] Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
Mariyamorady@gmail.com
[2] Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Correspond author)
zahra.poorzamani@yahoo.com

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org