پژوهش‌های حسابداری مالی
سال هفتم، شماره اول، شماره پیاپی (۲۳)، بهار ۱۳۹٤
تاریخ وصول: ۱۳۹۳/۸/۳
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۲٦
صص: ۳٦-۱۷

ارتباط بین وقفه قیمت و بازده مورد انتظار سهام

داریوش فروغی*، علیرضا رهروی دستجردی[۱]**

* دانشیار حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان
foroghi@ase.ui.ac.ir
** دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه اصفهان، اصفهان
alireza18467@gmail.com

چکیده

چنانچه بازار از فرضیه بازار کارا فاصله بگیرد فرایند تجدیدنظر و تعدیل در قیمت‌های سهام توسط سرمایه‌گذاران در نتیجه دسترسی به اطلاعات جدید، به‌صورت آنی صورت نگرفته و به هر دلیل، با نوعی تأخیر مواجه می‌شود که به آن "وقفه قیمت سهام" گفته می‌شود. این وقفه، خود از دو جزء حسابداری و غیرحسابداری نشأت گرفته است. پژوهش حاضر با محور قرار دادن کیفیت اطلاعات حسابداری به عنوان یکی از اصلی‌ترین شاخص‌های اثرگذار بر وقفه قیمت سهام، به دنبال بررسی این موضوع است که آیا وقفه قیمت سهام، بر بازده مورد انتظار تأثیری دارد یا خیر؟ برای این منظور از دو معیار کیفیت اقلام تعهدی و تکانه در سود به عنوان شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری برای اندازه‌گیری وقفه قیمت سهام استفاده شده است. در مرحله بعد، متغیر وقفه قیمت سهام به دو جزء حسابداری و غیرحسابداری تجزیه گردیده و تأثیر این دو جزء بر بازده مورد انتظار سهام بررسی شده است. نمونه پژوهش متشکل از ۵۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰ است. نتایج نشان می‌دهد که کیفیت اقلام تعهدی تأثیری معنادار و منفی بر وقفه قیمت سهام داشته و همچنین جزء غیرحسابداریِ وقفه قیمت سهام دارای تأثیری مثبت و معنادار بر بازده مورد انتظار است، اما جزء حسابداریِ وقفه هیچ تأثیری بر بازده مورد انتظار سهام ندارد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت اطلاعات حسابداری، وقفه قیمت سهام، بازده مورد انتظار سهام، اطلاعات از قبل موجود، اطلاعات جدید.

۱- نشانی مکاتباتی نویسنده مسؤول: اصفهان، میدان آزادی، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، گروه حسابداری.

مقدمه

در بازارهای کارا با اطلاعات کامل و سرمایه‌گذاران عقلایی[1]، قیمت سهام به‌صورتی آنی و کامل نسبت به اطلاعات جدید، تعدیل می‌شود [١٤]. با این وجود تعداد قابل توجهی از مطالعات به بررسی شرایط اطلاعات ناقص[2] مانند اطلاعات نامتقارن[3] و اطلاعات ناکامل[4] پرداخته‌اند (به‌عنوان مثال: [١٠]؛ [٢٨]؛ [١٩]؛ [٢٣]؛ [٢٥] و [٨]). شرایط اطلاعات ناقص معمولاً واکنش به موقع قیمت سهام به اطلاعات را به تأخیر می‌اندازد و در واقع این واکنش را با وقفه مواجه می‌کند (به عنوان مثال: [٣١] و [١٣]).

گزارش‌های حسابداری به سرمایه‌گذارانِ بازار سرمایه در خصوص جریانات نقدی مورد انتظار شرکت، اطلاعاتی مخابره کرده و کیفیت اطلاعات حسابداری به عنوان میزان دقت موجود در این گزارش‌ها تعریف می‌شود (به عنوان مثال: [١٧] و [١٤]).

فرض بر این است که کیفیت ضعیف اطلاعات حسابداری با پیش‌بینی غیردقیق از جریان‌های نقدی در ارتباط است. علت قائل شدن چنین فرضی این است که پیش‌بینی جریان‌های نقدی که با استفاده از یک مجموعه اطلاعاتی با کیفیت ضعیف صورت گرفته است، در مقایسه با پیش‌بینی جریان‌های نقدی که با استفاده از یک مجموعه اطلاعاتی با کیفیت بالا صورت گرفته است، منجر به عدم اطمینان (ریسک) بیشتری در پیش‌بینی قیمت سهام خواهد شد [١٤]. وقتی در خصوص پیش‌بینی قیمت سهام، عدم اطمینان (ریسک) وجود دارد به احتمال زیاد، سرمایه‌گذاران، تا زمانی که قیمت‌ها به سوی ارزش‌های ذاتی همگرا شود تجدید نظر در ارزیابی‌های خود از قیمت سهام را به تأخیر می‌اندازند[5]. این همان موضوعی است که پژوهشگران از آن تحت عنوان "تعدیل همراه با وقفه در قیمت" نام برده‌اند [٣١]؛ [١٣] و [١٤].

از سوی دیگر، بررسی ادبیات موجود در این زمینه، نشان می‌دهد که وقفه قیمت سهام نیز خود به انحاء مختلفی بر بازده آتی سهام تأثیرگذار است. زیرا کیفیت ضعیف حسابداری که منجر به ایجاد وقفه در قیمت سهام می‌شود، احتمالاً با عدم اطمینان در زمینه نوسان قیمت سهام در ارتباط است [١٤]. به عنوان مثال، در مدل‌های باری و براون [١٠] و مرتون [٢٨] سهامی که عدم اطمینان بالاتر و کیفیت اطلاعاتی ضعیف‌تری دارند، بازده مورد انتظار بالاتری نیز خواهند داشت.

با توجه به مطالبی که بیان شد هدف اصلی در پژوهش حاضر بررسی این موضوع است که آیا وقفه قیمت سهام، به عنوان پدیده‌ای که از کیفیت ضعیف اطلاعات حسابداری منبعث می‌شود، بر بازده مورد انتظار سهام تأثیر دارد؟

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

موضوع تأثیرپذیری بازده آتی از وقفه قیمت سهام، توسط مدل‌های مبتنی بر ریسک و عدم اطمینان باوا و همکاران [١١] و باری و براون [١٠] مطرح شده است. این مدل‌ها مبتنی بر اطلاعات تفاضلی[6] است. یعنی فرض می‌شود که سرمایه‌گذار در خصوص برخی اوراق بهادار، اطلاعات با کیفیت‌تری نسبت به سایر اوراق بهادار دارد. ریسکی که در

[1] Rational Investors
[2] Information Imperfections
[3] Asymmetric Information
[4] Incomplete Information

[5] این ارزیابی‌ها معمولاً بر اساس تجربه و یا به قرینه از ارزیابی‌های سایر سرمایه‌گذاران صورت می‌گیرد.
[6] Differential Information Models

خصوص اوراق بهادار با کیفیت اطلاعاتی ضعیف، مد نظر این سرمایه‌گذاران است بالاتر از ریسکی اوراق بهاداری است که با بتای مشابه، دارای کیفیت اطلاعاتی بهتری باشند. یعنی سرمایه‌گذار برای نگه داشتن این اوراق بهادار، بازده بیشتری نیز مد نظر دارد.

این موضوع، توسط مدل مبتنی بر اطلاعات ناقص نیز مطرح شده است. مدل مذکور توسط مرتون [۲۸] ارائه شد. طبق این مدل، هر سرمایه‌گذار، اطلاعاتی در زمینه پارامترهای فرایند ایجاد بازده[1] توسط زیرمجموعه‌ای از اوراق بهادار دارد و در واقع فقط سرمایه‌گذارانی وارد معامله اوراق بهادار می‌شوند که در خصوص آن اوراق، چنین اطلاعاتی داشته باشند.

با در نظر داشتن چنین مفروضاتی، مرتون [۲۸] نشان داده است که بازده مورد انتظار سهام، با میزان آگاهی سرمایه‌گذار از پارامترهای مورد اشاره، رابطه معکوس دارد. یعنی اوراق بهاداری که اطلاعات اندکی در خصوص آن وجود دارد، برای مدت زمان کوتاه‌تری نگهداری شده و بازده موردانتظار بالاتری نیز دارند. بعدها هو و ماسکویتز [۲۳] نشان داده‌اند که آگاهی سرمایه‌گذار از پارامترهای مذکور، یکی از عوامل اثرگذار در وقفه قیمت سهام است؛ به این معنی که آگاهی کمتر با وقفه بیشتر در قیمت سهام در ارتباط است.

بنابراین در صورتی که سرمایه‌گذاران از پارامترهای فرایند ایجاد بازده شرکت‌هایی که صورت‌های مالی با کیفیت ضعیف منتشر می‌کنند آگاهی کمتری داشته باشند، می‌توان انتظار داشت که وقفه قیمت سهام با بازده مورد انتظار بیشتر در آینده در ارتباط باشد.

ادبیات وسیعی در زمینه شاخص‌های مورد استفاده برای اندازه‌گیری بازده مورد انتظار وجود دارد و تعیین بهترین شاخص در این زمینه، فراتر از حوزه پژوهش حاضر است. کالن و همکاران [۱٤] نشان داده‌اند که بازده مازاد آتی نسبت به سایر شاخص‌ها برای این منظور، برتری دارد. این شاخص مبتنی بر فرضیه بازار کارا و مدل گام تصادفی است.

از طرف دیگر، بررسی ادبیات موجود در زمینه فرضیه بازار کارا نشان می‌دهد که وقفه قیمت سهام، خود متأثر از کیفیت اطلاعات حسابداری است.

کیفیت اطلاعات حسابداری به عنوان یک شاخص از کیفیت مجموعه اطلاعات از قبل موجود در نظر گرفته می‌شود. این شاخص به معنای میزان دقت صورت‌های مالی در هدایت کردن "اطلاعات" به سوی سرمایه‌گذاران به منظور پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی است [۱٤].

به منظور شفاف شدن تحلیل‌هایی که در ادامه می‌آید، باید تفکیکی بین دو دسته از "اطلاعات" قائل شد. دسته اول، اطلاعاتی هستند که از قبل موجود بوده‌اند[2] و دسته دوم، اطلاعات جدید هستند، یعنی اطلاعاتی که به تازگی به دست می‌آیند[3]. در هر زمان مابین دو نقطه گزارشگری مالی، آخرین مجموعه از صورت‌های مالی به عنوان اطلاعات از قبل موجود، در نظر گرفته می‌شود. هر اطلاعات دیگری به جز این مجموعه را اطلاعات جدید می‌نامند [۱٤].

پژوهش‌های زیادی از فرض کامل بودن بازار فاصله گرفته و به بررسی سرعت تعدیل قیمت‌های سهام در راستای تغییر کیفیت اطلاعاتِ از قبل موجود پرداخته‌اند. به عنوان مثال، وِرشیا [۳۱] سرعت تعدیل

[1] Return Process

[2] Pre Existing Information
[3] Newly Arriving Information

قیمت‌های سهام را در راستای تغییر در کیفیت اطلاعات جدید حسابداری بررسی کرد. او کیفیت "اطلاعاتِ از قبل موجود" را در سطح هر شرکت، ثابت در نظر گرفت و نشان داد که با افزایش در کیفیت اطلاعات جدید حسابداری، سرعت تعدیل قیمت‌های سهام نیز افزایش می‌یابد.

در مقابل، کالن و همکاران [١٤] سرعت تعدیل قیمت‌های سهام در نتیجه دسترسی به اطلاعات جدید را در حالی بررسی کردند که کیفیت اطلاعات از قبل موجود (که همان کیفیت اطلاعات حسابداری است) در سطح هر شرکت، تغییر می‌کند. یعنی "کیفیت اطلاعات جدید" در سطح هر شرکت را ثابت در نظر گرفتند. به این معنی که تنها عاملی که باعث ایجاد وقفه در قیمت سهام می‌شود، کیفیت اطلاعات از قبل موجود (یعنی کیفیت آخرین صورت‌های مالی منتشر شده) است.

آن‌ها برای این منظور، از اخبار یکسان برای همه شرکت‌ها (یعنی اخبار مربوط به کل بازار) استفاده کرده‌اند تا کیفیت اطلاعات جدید در سطح هر شرکت، ثابت در نظر گرفته شود.

ادبیات موجود در زمینه جهت ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و وقفه قیمت سهام، به نتایج متفاوتی اشاره دارد. کالن و همکاران [١٤] بیان می‌کنند که فرایند به روز شدن پیش‌بینی‌های صورت گرفته از جریان‌های نقدی آتی که بر اساس صورت‌های مالیِ با کیفیت ضعیف انجام شده است، به دلیل شفاف نبودن و وجود عدم اطمینان، احتمالاً طولانی‌تر خواهد بود. لذا می‌توان گفت قیمت سهامی که از اطلاعات حسابداری با کیفیت ضعیف (قوی) حاصل شده باشد دارای وقفه بیشتر (کمتر)ی خواهد بود و این نشان‌دهنده "یک ارتباط منفی" بین کیفیت اطلاعات حسابداری و وقفه قیمت سهام است. از سوی دیگر اگر سرمایه‌گذاران در معرض انحرافات رفتاری[1] نظیر محافظه‌کاری[2] [۹] یا اعتماد به نفس بیش از حد[3] [۱۵] باشند ممکن است دقت اطلاعاتِ از قبل موجود را بیشتر ارزیابی کرده[4] و لذا ممکن است در مواجهه با اطلاعات جدید راجع به شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری بالا در مقایسه با اطلاعات جدید راجع به شرکت‌های با کیفیت اطلاعات حسابداری پایین، کم واکنشگری[5] داشته باشند. در چنین ساختاری، محافظه‌کاری با کم واکنشگری به اطلاعات جدید در ارتباط بوده و منجر به آهسته‌تر شدن حرکت قیمت سهام[6] در آینده و یا وقفه بالاتر قیمت سهام خواهد شد. لذا از این دیدگاه، انحراف رفتاری ناشی از محافظه‌کاری نشان‌دهنده این است که قیمت سهام شرکت‌هایی که کیفیت اطلاعات حسابداری بالاتری دارند، با وقفه بیشتری مواجه است که بر وجود "یک ارتباط مثبت" بین کیفیت اطلاعات حسابداری و وقفه قیمت سهام دلالت دارد.

در راستای تعریفی که از کیفیت اطلاعات حسابداری شد، کالِن و همکاران [١٤] دو شاخص را برای کیفیت اطلاعات حسابداری معرفی کرده‌اند.

اولین شاخص، *کیفیت اقلام تعهدی (AQ)*[7] *است*. اقلام تعهدی، تخمین‌هایی از بخش غیر نقدی سود هستند که از تفاوت زمانی بین مصرف کالاها و خدمات و دریافت وجه نقد بابت آن کالاها و خدمات، حاصل می‌شوند. زمانی که وجوه نقد مربوطه وصول می‌شوند،

[1] Behavioral Bias
[2] Conservatism
[3] Overconfidence
[4] Overanchor
[5] Underreact
[6] Stock Price Drift
[7] Accruals Quality

اقلام تعهدی نیز معکوس[1] می‌شوند. لذا می‌توان گفت کیفیت اقلام تعهدی به معنای وجود عدم اطمینان در فرایند تبدیل این اقلام به وجه نقد است. دومین شاخص، *تکانه در سود* (ES)[2] است. تکانه در سود به معنای انحراف سود واقعی از سود پیش‌بینی شده توسط تحلیلگران یا توسط شرکت است.

کالِن و همکاران [۱٤] بیان می‌کنند که تکانه در سود، چه مثبت و چه منفی، می‌تواند نشان‌دهنده دقیق نبودن انتظارات و پیش‌بینی‌های گذشته باشد و دقت کمتر در پیش‌بینی‌های گذشته احتمالاً با صورت‌های مالی با کیفیت ضعیف در ارتباط است. تکانه در سود، همچنین می‌تواند با وجود عدم اطمینان بیشتر و در نتیجه با دقت کمتر در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی از اعداد و ارقام صورت‌های مالی در ارتباط باشد. لذا می‌توان انتظار داشت که بین قدر مطلق تکانه در سود و وقفه قیمت سهام، یک ارتباط مثبت وجود داشته باشد.

در حوزه پژوهش‌های خارجی لینا و همکاران [۲٦] در پژوهشی تحت عنوان "صرف حاصل از وقفه قیمت سهام و ریسک نقدینگی" رابطه بین این دو متغیر را بررسی کرده و دریافته‌اند که شرکت‌هایی که وقفه طولانی‌تری در قیمت سهام دارند، معامله‌گران محتاط‌تری داشته و کسانی که در سهام آن‌ها سرمایه‌گذاری می‌کنند با ریسک بالاتری از نقدینگی مواجه هستند. این ریسک بالاتر، در بازده مورد انتظار آن‌ها مؤثر است.

کالن و همکاران [۱٤] در پژوهشی با عنوان "کیفیت اطلاعات حسابداری، وقفه قیمت سهام و بازده آتی سهام" با در نظر گرفتن کیفیت اقلام تعهدی، اقلام استثنایی و تکانه در سود به عنوان شاخص‌های کیفیت اطلاعات حسابداری، اثر این شاخص‌ها را بر وقفه قیمت سهام بررسی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که کیفیت اقلام تعهدی و اقلام استثنایی بر وقفه قیمت سهام تأثیر معناداری دارند.

اما تکانه در سود چنین تأثیری بر وقفه قیمت سهام ندارد. آن‌ها بیان کرده‌اند که در مجموع، کیفیت اطلاعات حسابداری بر وقفه قیمت سهام تأثیر دارد.

همچنین به این نتیجه رسیده‌اند که شرکت‌های با وقفه بیشتر در قیمت سهام، بازده مورد انتظار بیشتری نیز دارند.

اِن‌جی [۲۹] در پژوهشی تحت عنوان "تأثیر کیفیت اطلاعات بر ریسک نقدینگی" به بررسی این موضوع پرداخته است که آیا کیفیت اطلاعات از مجرای ریسک نقدینگی بر هزینه سرمایه تأثیر می‌گذارد؟ او به این نتیجه رسیده است که کیفیت بالاتر اطلاعات، منجر به ریسک نقدینگی پایین‌تر و همچنین هزینه سرمایه پایین‌تر خواهد شد. او همچنین دریافته است که در زمان‌هایی که یک تکانه نقدینگی به کل بازار وارد می‌شود، ارتباط منفی بین کیفیت اطلاعات و ریسک نقدینگی، قوی‌تر است.

هو و ماسکویتز [۲۳] در پژوهشی با عنوان "حساسیت‌های بازار، وقفه قیمت و مدل مقطعی از بازده‌های مورد انتظار" نشان داده‌اند که بیشتر شرکت‌هایی که در قیمت سهام آن‌ها وقفه مشاهده می‌شود، صرف بازده[3] بزرگی دارند که توسط ویژگی‌هایی مانند اندازه، نقدینگی و ساختار سازمانی توضیح داده نمی‌شود. همچنین به نظر می‌رسد که حساسیت بازار که با قدرت درک سرمایه‌گذاران در

[1] Reverse
[2] Earnings Surprise
[3] Return Premium

ارتباط است، بزرگترین علت وجود وقفه در قیمت سهام شرکت‌ها باشد.

کالِن و همکاران [۱۳] در پژوهشی با عنوان "نتایجی از طولانی بودن زمان و خدشه‌های کوچک در فرایند همگرا شدن قیمت به سمت میانگین" فرایند همگرا شدن[1] قیمت‌های مخدوش[2] را به سوی ارزش‌های ذاتی[3] بررسی کرده‌اند. قیمت‌های مخدوش زمانی نتیجه می شوند که مثلاً مجموعه اطلاعاتیِ مورد استفاده سرمایه‌گذاران، کیفیت ضعیفی داشته باشد.

آن‌ها نشان داده‌اند که هر چه قیمت‌های سهام مخدوش‌تر باشند فرایند همگرا شدنشان به سوی ارزش‌های ذاتی، آهسته‌تر صورت می‌گیرد که نشان‌دهنده وجود یک ارتباط مقطعی بین سرعت تعدیل قیمت‌ها و کیفیت مجموعه اطلاعاتیِ مورد استفاده سرمایه‌گذاران است.

در حوزه پژوهش‌های داخلی، پژوهشی که مستقیماً به بررسی ارتباط بین وقفه قیمت سهام و بازده مورد انتظار بپردازد یافت نشد. اما به برخی از پژوهش‌ها که به‌صورت غیرمستقیم با موضوع پژوهش حاضر در ارتباط هستند اشاره می‌شود.

رباط‌میلی و همکاران [۳] در پژوهشی تحت عنوان "کیفیت اطلاعات حسابداری و تعدیل قیمت سهام" با استفاده از نمونه‌ای مشتمل بر ۹۳ شرکت و ۱۰۲۳ مشاهده نشان داده اندکه کیفیت ضعیف اطلاعات حسابداری با میزان تاخیردر تعدیل قیمت سهم در ارتباط است. به نحوی که کیفیت ضعیف اقلام تعهدی به طور متوسط منجر به ۳ درصد افزایش تاخیر در تعدیل به هنگام قیمت سهام می‌شود.

قائمی و همکاران [۵] در پژوهشی با عنوان "سنجش بازده غیر عادی سهام در شرایط وقفه معاملاتی" ابتدا به تحلیل وضعیت معاملاتی بورس تهران (به عنوان یک بورس کوچک) از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا خرداد ماه ۱۳۸۹ پرداخته و سپس نتایج اعمال روش دادوستد تا دادوستد در برآورد الگوی بازار را با نتایج کاربرد روش بازده تجمیعی برای دادهای واقعی در دوره مذکور مقایسه کرده‌اند. نتایج نشان داده است که قدرت تشریح الگوی بازار تحت روش دادوستد تا دادوستد برای سهام کم گردش و متوسط (که مجموعاً بیشتر سهام را تشکیل می‌دهد) بالاتر است.

اسکندری [۱] در پژوهشی با عنوان "بررسی آثار حد نوسان قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی تأثیر اعمال حد نوسان قیمت بر مواردی نظیر وقفه قیمت سهام و تسری نوسان قیمت سهام به آینده پرداخته است. نتایج نشان داده است که حد نوسان قیمت سهام، حداقل باعث به وجود آمدن تسری نوسان‌ها و تأخیر در رسیدن به قیمت واقعی شده، اما باعث عکس العمل بیش از اندازه و همچنین مداخله در معاملات نشده است.

مشایخ و امینی [٦] در پژوهشی با عنوان " اثر بکارگیری استانداردهای حسابداری بر کیفیت اطلاعات حسابداری" با استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۷۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۷ به بررسی کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت‌ها، قبل و بعد از بکارگیری استانداردهای حسابداری پرداخته‌اند.

آن‌ها از شناسایی به موقع زیان و مربوط بودن ارزش به عنوان معیارهای کیفیت اطلاعات حسابداری استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که با اجرای

[1] Convergence
[2] Noisy Prices
[3] Fundamental Values

استانداردهای حسابداری، کیفیت اطلاعات حسابداری از منظر مدیریت سود و شناسایی به موقع زیان، افزایش ولی از منظر مربوط بودن ارزش، کاهش یافته است.

مهرانی و حصارزاده [۷] در پژوهشی با عنوان " کیفیت حسابداری و سطح انباشت وجوه نقد" با استفاده از اطلاعات مالی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، به تحلیل تاثیر کیفیت حسابداری بر نگهداری و انباشت وجوه نقد پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که سطح انباشت وجوه نقد در شرکت‌هایی که از کیفیت بالاتر حسابداری برخوردارند، نسبت به شرکت‌هایی که دارای کیفیت پایین‌تر حسابداری هستند کمتر می‌باشد. یعنی کیفیت حسابداری، با کاهش اثرات نامساعد عدم تقارن اطلاعاتی، باعث کاهش سطح سرمایه‌گذاری در دارایی‌های غیرمولدی همچون موجودی نقد می‌گردد.

فرضیه‌های پژوهش

سؤال اصلی در پژوهش حاضر این است که آیا وقفه قیمت سهام بر بازده مورد انتظار سهام تأثیر دارد؟ در همین راستا دو فرضیه اصلی به‌صورت زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: جزء حسابداری از وقفه قیمت سهام بر بازده مورد انتظار سهام تأثیر دارد.

فرضیه دوم: جزء غیرحسابداری از وقفه قیمت سهام بر بازده مورد انتظار سهام تأثیر دارد.

روش پژوهش

در این بخش از مقاله در خصوص جامعه آماری و روش نمونه‌گیری، دوره زمانی، متغیرها و نحوه اندازه گیری آن‌ها و همچنین مدل‌های استفاده شده در پژوهش به تفصیل، توضیحاتی ارائه شده است.

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در این پژوهش، از روش حذفی سیستماتیک برای انتخاب نمونه استفاده شده است. بر این اساس هر شرکت که کلیه شرایط زیر را توأمان داشته باشند به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده است:

به منظور جلوگیری از ناهمگن شدن نمونه، سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

به دلیل ماهیت خاص دارایی‌ها و بدهی‌ها، جزء شرکت‌های واسط‌گری مالی، بانک‌ها، بیمه و لیزینگ نباشد.

سهام شرکت در هر کدام از سال‌های دوره زمانی پژوهش، حداقل ۳۵ هفته مورد معامله قرار گرفته باشد.

طی سال‌های دوره زمانی پژوهش، سود سالیانه خود را به‌صورت مستمر، پیش‌بینی کرده باشد.

کلیه داده‌های مورد نیاز برای اجرای پژوهش در تمام سال‌های دوره زمانی پژوهش به‌صورت کامل و مستمر موجود باشد.

بر اساس این ۵ شرط در مجموع ۵۷ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند. در خصوص علت انتخاب حداقل ۳۵ هفته در سال برای معامله شدن سهام شرکت برای ورود یک شرکت به نمونه، به این نکته اشاره می‌شود که برای محاسبه متغیر "وقفه قیمت سهام" (آن‌گونه که در ادامه توضیح داده شده است) نیاز به اجرای یک رگرسیون سری زمانی از بازده‌های هفتگی هر شرکت برروی بازده‌های هفتگی کل بازار برای هر شرکت ـ سال است. لذا

انتخاب تعداد کمتری از هفته‌ها به‌منظور انتخاب یک شرکت در نمونه، نگرانی مربوط به برخوردار نشدن آماره‌های رگرسیون از توزیع t و کاهش قابلیت اتکای نتایج را به دنبال داشت. همچنین انتخاب تعداد بیشتری از هفته‌ها به این منظور، باعث حذف شدن تعداد زیادی از شرکت‌های نمونه‌شده و کم‌بودن تعداد شرکت‌های عضو نمونه، قابلیت تعمیم‌دهی نتایج پژوهش را کاهش می‌داد.

دوره زمانی پژوهش

دوره زمانی این پژوهش، سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰ را در بر می‌گیرد. انتخاب سال ۱۳۸۷ به عنوان سال ابتدایی این دوره، به این علت است که با بررسی اطلاعیه‌های منتشر شده توسط شرکت‌ها در پایگاه کدال[1] مشخص شد که شرکت‌ها از سال ۱۳۸۷ به صورت رسمی اقدام به پیش‌بینی سود دوره‌های آتی و انتشار گزارش‌های مربوط به این پیش‌بینی در این پایگاه نموده‌اند[2]. لذا تعداد شرکت‌هایی که قبل از این سال اقدام به پیش‌بینی سود خود می‌نموده‌اند بسیار اندک بوده و انتخاب سال‌های دورتر به عنوان سال ابتدایی دوره زمانی پژوهش منجر به حذف تعداد زیادی از شرکت‌ها از نمونه می‌شد.

همچنین انتخاب سال ۱۳۹۰ به عنوان سال انتهایی این دوره، به این علت است که برای اجرای برخی مدل‌های این پژوهش (مدل فرانسیس و همکاران [۲۱]) نیاز به داده‌های یک سال بعد هر شرکت نیز می باشد. لذا انتخاب سال ۱۳۹۱ به عنوان سال انتهایی این دوره، مستلزم موجود بودن داده‌های سال ۱۳۹۲ نیز هست که در زمان اجرای این پژوهش داده‌های سال ۱۳۹۲ موجود نمی باشد.

متغیرهای پژوهش و نحوه محاسبه آن‌ها

متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر در سه دسته وابسته، مستقل و کنترل طبقه‌بندی شده‌اند. در ادامه به معرفی این متغیرها و نحوه محاسبه هر کدام پرداخته شده است.

متغیر وابسته (RR): متغیر وابسته در این پژوهش، بازده مازاد آتی است. کالن و همکاران (۲۰۱۳) نشان داده‌اند که این شاخص، برای اندازه‌گیری بازده مورد انتظار، نسبت به سایر شاخص‌ها برتری دارد. این شاخص، از کسر کردن بازده بدون ریسک از بازده واقعی شرکت به‌دست می‌آید. این متغیر به‌صورت سالیانه اندازه‌گیری می‌شود. اما برای اندازه‌گیری آن از بازده‌های ماهیانه به شرح رابطه (۱) استفاده شده است:

رابطه (۱) $1+R_{year}= (1+R_1)\times(1+R_2)\times\ldots\times(1+R_{12})$

که در آن:

R_{year}: بازده واقعی هر شرکت در هر سال

R_t: بازده واقعی هر شرکت در هر ماه از هر سال

رابطه (۱) برای هر شرکت در هر سال به‌صورت جداگانه محاسبه شده است. پس از به‌دست آمدن R_{year} برای هر شرکت سال، متغیر وابسته از رابطه (۲) محاسبه شده است:

رابطه (۲) $RR_t = R_{year} - R_f$

که در آن:

RR_t: بازده مازاد در سال t

[1] www.codal.ir

[2] برخی شرکت‌ها قبل از این سال نیز به‌صورت غیر رسمی اقدام به پیش بینی سود خود می‌نموده‌اند. اما در این پژوهش شرط اصلی برای انتخاب یک شرکت در نمونه، پیش‌بینی نمودن سود در **تمام** سال‌های دوره زمانی پژوهش و به‌صورت **مستمر** است. لذا غیر رسمی بودن این پیش‌بینی در سال‌های قبل از ۱۳۸۷ استمرار این پیش‌بینی را از بین می‌برد.

R_f: نرخ بازده بدون ریسک است که معادل نرخ سود سپرده‌های بلندمدت بانکی در نظرگرفته شده و از پایگاه بانک مرکزی[1] قابل دسترسی است.

رابطه (۲) نیز برای هر شرکت در هر سال به‌صورت جداگانه محاسبه شده است. سپس در تخمین مدل اصلی پژوهش، متغیر بازده مورد انتظار برای هر شرکت در هر سال، معادل RR شرکت در سال بعد در نظر گرفته شده است.

متغیر مستقل (Delay): متغیر مستقل در این پژوهش "وقفه قیمت سهام" است. منظور از وقفه در قیمت سهام در واقع تأخیری است که در تجدید نظر سرمایه‌گذاران از ارزیابی قیمت یک سهم ایجاد می‌شود. در پژوهش حاضر، محاسبه این وقفه در حالی انجام شده است که کیفیت اطلاعات از قبل موجود (که همان کیفیت اطلاعات حسابداری است) در سطح هر شرکت، تغییر می‌کند اما کیفیت اطلاعات جدید در بازار، در سطح هر شرکت ثابت است.

برای این منظور به پیروی از کالن و همکاران [۱٤] از اخبار یکسان برای همه شرکت‌ها (یعنی اخبار مربوط به کل بازار که در این پژوهش با بازده بازار (Rm) نشان داده می‌شود) استفاده شده است تا کیفیت اطلاعات جدید در سطح هر شرکت، ثابت در نظر گرفته شود. برای محاسبه وقفه قیمت سهام شرکت، از رابطه (۳) استفاده شده است:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \delta_1 R_{m,t-1} + \delta_2 R_{m,t-2} + \delta_3 R_{m,t-3} + \delta_4 R_{m,t-4} + e_{i,t}$$ رابطه (۳)

که در آن:

$R_{i,t}$ = بازده سهام شرکت i در هفته t

$R_{m,t}$ = بازده بازار در هفته t

رابطه (۳) نشان‌دهنده یک رگرسیون سری زمانی از بازده سهام هر شرکت در هفته t روی بازده بازار در هفته t و یک هفته قبل، دو هفته قبل، سه هفته قبل و چهار هفته قبل از هفته t است. اگر واکنش قیمت سهام به اطلاعات، به تاخیر بیفتد ضرایب δ_1 تا δ_4 متفاوت از صفر می‌شود و بازده‌های به تأخیر افتاده به رگرسیون، قدرت توضیح‌دهندگی اضافه می‌کنند.

در واقع صفر نشدن این ضرایب نشان دهنده این است که بازده فعلی سهام، تابعی از بازده بازار در هفته‌های قبل است. پس در این صورت اثرگذاری اطلاعات بازار، به‌صورت آنی و بی وقفه نبوده است. سپس Delay از رابطه (٤) محاسبه شده است:

$$Delay = 1 - \frac{R^2 \text{ مقید}}{R^2 \text{ نامقید}}$$ رابطه (٤)

که در آن:

رگرسیون نا مقید = رابطه (۳)

رگرسیون مقید = رگرسیونی که در آن، همه δ_iها برابر صفراند (یعنی $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + e_i$).

Delay مانند یک آزمون F از معناداری همزمان ضرایب مربوط به وقفه‌های بازده بازار در رابطه (۳) عمل می‌کند. در صورتی که بازده فعلی سهام شرکت، تابع بازده بازار در هفته‌های قبل باشد، R^2 در رابطه (۳) بزرگتر شده (به دلیل افزایش تعداد متغیرهای توضیحی) و در نتیجه Delay بزرگتر خواهد شد. یعنی وقفه قیمت در Delay بیشتر می‌شود. بازده‌ها در رابطه (۳) به‌صورت هفتگی محاسبه می‌شوند. کالن و همکاران [۱٤] بیان می‌کنند که از بازده ماهانه به این دلیل استفاده نشده است که بیشتر سهام، واکنش خود به اطلاعات را در طول یک ماه کامل می‌کنند.

[1] http://tsd.cbi.ir

همچنین، بازه‌های کوتاه‌تر (مثلاً روزانه) نیز در برگیرنده مشکلات جزئی بازار، نظیر عدم تقارن زمانی در انجام و ثبت معاملات هر روز، خواهد بود.

رابطه (۳) بازده‌های بازار یا همان اخبار سیستماتیک بازار را به عنوان محرکی در نظر می‌گیرد که بازده سهام شرکت i نسبت به آن واکنش نشان می‌دهد. این امر اجازه می‌دهد که اطلاعات جدیدی که از بازار به دست می‌آید در سطح شرکت، ثابت نگه داشته شود. این رابطه برای هر شرکت ـ سال از اولین هفته مرداد ماه هر سال تا آخرین هفته تیرماه سال بعد تخمین زده شده است. بازده‌های هفتگی به کمک بانک اطلاعاتی ره آورد نوین محاسبه شد.

به دلیل این‌که ممکن است سهام برخی شرکت‌ها در برخی هفته‌ها مورد معامله قرار نگرفته باشد لذا بازده سهام شرکت در هفته‌های مذکور معادل صفر در نظر گرفته شد.

با توجه به این‌که در پژوهش حاضر، تعداد ۵۷ شرکت در طول ٤ سال مورد بررسی قرار گرفته‌اند لذا در مجموع ۲۲۸ شرکت ـ سال وجود دارد که رابطه (۳) برای هر شرکت سال جداگانه و به‌صورت سری زمانی تخمین زده شده و مقادیر R^2 از این رگرسیون‌ها استخراج شد تا امکان محاسبه Delay برای هر شرکت سال فراهم شود.

در تخمین رابطه (۳) در این ۲۲۸ رگرسیون به منظور کنترل اثر خودهمبستگی از ماتریس کواریانس ضرایب به روش Newey-West[1] استفاده شد.

این روش به‌صورت خودکار، مشکل ناهمسانی واریانس را نیز (در صورت وجود) برطرف می‌کند [۲].[2]

پس از محاسبه متغیر وقفه قیمت سهام (Delay) به‌منظور بررسی بیشتر، این متغیر به دو جزء شامل "جزء حسابداری وقفه" و "جزء غیر حسابداری وقفه" تجزیه شده است تا مشخص شود که آیا این تجزیه، نسبت به زمانی که کل متغیر وقفه قیمت سهام (Delay) در نظر گرفته شود، تأثیر بیشتری بر بازده مورد انتظار دارد یا خیر؟

برای این منظور به پیروی از کالن و همکاران [۱٤] ابتدا رابطه (۵) با استفاده از رگرسیون ترکیبی تخمین زده شده است.

$$Delay_{i,t}=\alpha+\beta_1 AQ_{i,t}+\beta_2 ES_{i,t}+\beta_3 LOSS_{i,t}+\beta_4 TRADAY_{i,t}+\beta_5 TURN_{i,t}+\beta_3 INSTOWN_{i,t}+e_{i,t}$$

رابطه (۵)

که در آن:

$Delay_{i,t}$: وقفه سهام شرکت i در سال t

$AQ_{i,t}$: کیفیت اقلام تعهدی شرکت i در سال t

$ES_{i,t}$: تکانه در سود برای شرکت i در سال t

$Loss_{i,t}$: نسبت تعداد سال‌هایی که شرکت طی سه سال قبل زیان داشته است.

$Traday_{i,t}$: لگاریتم تعداد روزهایی که یک سهم در سال t مورد معامله قرار گرفته است.

$Turn_{i,t}$: لگاریتم کسر حاصل از تقسیم متوسط حجم معاملات در سال بر تعداد سهام صادر شده در سال t.

Instown: لگاریتم عبارت روبرو: ۱ + درصد مالکیت سهامداران نهادی. در این پژوهش، هر سهامدار حقیقی یا حقوقی که درصد مالکیت سهام او بیش از ۵ درصد باشد به عنوان سهامدار نهادی در نظر گرفته شده است.

[1] Newey-West HAC Standard Errors & Covariance Matrix

[2] هرچند که موضوع ناهمسانی واریانس بیشتر مربوط به رگرسیون‌های مقطعی بوده و در رگرسیون‌های سری زمانی، اهمیت چندانی ندارد.

در رابطه (۵) متغیرهای $AQ_{i,t}$ و $ES_{i,t}$ شاخص‌های کیفیت اطلاعات حسابداری هستند. در ادامه در خصوص نحوه محاسبه این دو متغیر به تفصیل توضیحاتی ارائه شده است.

کیفیت اقلام تعهدی (AQ): به پیروی از فرانسیس و همکاران [۱٤]، AQ میزان تغییرپذیری در اقلام تعهدی است که توسط مدل‌های دچو و دیچو [۱٦] و مک‌نیکولاس [۲۷] توضیح داده نمی‌شود. لذا برای اندازه‌گیری AQ مدل مقطعی (٦) تصریح شده است:

$$CAcc_t = \beta_{1,t} + \beta_{2,t}CFO_{t-1} + \beta_{3,t}CFO_t + \beta_{4,t}CFO_{t+1} + \beta_{5,t}\Delta rev_t + \beta_{6,t}PPE_t + e_t \quad \text{رابطه (٦)}$$

که در آن:

CAcc = اقلام تعهدی جاری یا تغییر در سرمایه در گردش

CFO = جریان وجوه نقد عملیاتی

Δrev = تغییر در درآمدها

PPE = اموال، ماشین آلات و تجهیزات

به منظور کنترل اثرات ناشی از مقیاس، همه این متغیرها بر جمع دارایی‌ها تقسیم می‌شوند. شاخص AQ در سال t برای شرکت j برابر انحراف استاندارد e_t در طول سه سال آخر برای آن شرکت است. یک AQ بالا نشان‌دهنده عدم اطمینان بیشتر در تبدیل اقلام تعهدی به وجه نقد است و لذا نشان‌دهنده کیفیت ضعیف‌تر اقلام تعهدی است.

تکانه در سود (ES): تکانه در سود برای هر شرکت در هر سال از قدر مطلق تفاوت سود واقعی در آن سال با سود پیش‌بینی شده همان سال به‌دست می‌آید.

در صورتی که برای یک سال، چندین سود ۱۲ ماهه پیش‌بینی شده باشد اولین پیش‌بینی، ملاک عمل قرار گرفته است. چون هرچقدر تاریخ پیش‌بینی سود، به تاریخ سود واقعی نزدیک‌تر شود، از ماهیت پیش‌بینی و برآوردی بودن خود فاصله بیشتری می‌گیرد.

در این پژوهش برای کنترل و تخفیف اثرات ناشی از مقیاس و همچنین به منظور جلوگیری از بروز مشکل همخطی در تخمین‌ها [۲] از لگاریتم طبیعی این متغیر در تخمین‌ها استفاده شده است.

پس از تخمین رابطه (۵) به‌صورتی که بیان شد، با استفاده از ضرایب به‌دست آمده از این رگرسیون، متغیر وقفه قیمت سهام (Delay) برای هر شرکت سال، طبق رابطه (۷) محاسبه شده است.

$$Delay\ acc_{i,t} = \alpha + \beta'_1 AQ_{i,t} + \beta'_2 ES_{i,t} + \beta'_3 LOSS_{i,t} + \beta'_4 TRADAY_{i,t} + \beta'_5 TURN_{i,t} + \beta'_3 INSTOWN_{i,t} \quad \text{رابطه (۷)}$$

'β ها در رابطه (۷) نشان‌دهنده ضرایب به‌دست آمده در نتیجه تخمین رابطه (٦) هستند. کالن و همکاران [۱٤] بیان می‌کنند که متغیر $Delay\ acc_{i,t}$ به‌دست آمده از رابطه (۷) نشان‌دهنده جزء حسابداری وقفه قیمت سهام است. با کسر کردن این متغیر از وقفه کل (Delay) می‌توان جزء غیر حسابداری وقفه ($Delay\ nonacc_{i,t}$) را نیز طبق رابطه (۸) محاسبه کرد:

$$Delay\ nonacc_{i,t} = Delay_{i,t} - Delay\ acc_{i,} \quad \text{رابطه (۸)}$$

پس از طی مراحل فوق، برای آزمون فرضیه پژوهش، متغیر $Delay_{i,t}$ به دو جزء حسابداری و غیر حسابداری تجزیه شده و رابطه (۹) تخمین زده شده است:

$$RR_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Delay\ acc_{i,t} + \beta_2 Delay\ nonacc_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 B/M_{i,t} + \beta_5 Beta_{i,t} + \beta_6 Accruals_{i,t} + \beta_7 R1_{i,t} + \beta_8 R2_{i,t} + \beta_9 R3_{i,t} + e_{i,t} \quad \text{رابطه (۹)}$$

که در آن:

$RR_{i,t+1}$: بازده مازاد آتی (شاخصی برای بازده مورد انتظار) برای شرکت i در سال t+1.

$Delay\ acc_{i,t}$: جزء حسابداری وقفه قیمت سهام برای شرکت i در سال t.

$Delay\ nonacc_{i,t}$: جزء غیرحسابداری وقفه قیمت سهام برای شرکت i در سال t.

متغیرهای کنترل:

متغیرهای دیگر در رابطه (۹) سایر متغیرهایی هستند که طبق نتایج حاصل از پژوهش‌های قبلی، بر بازده سهام اثر گذارند و به عنوان متغیر کنترل وارد رابطه (۹) شده‌اند. این متغیرها عبارتند از:

$Size_{i,t}$: اندازه شرکت i در سال t که برابر لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی‌هاست [۲۰]

$B/M_{i,t}$: لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برای شرکت i در سال t [۲۰]

$Beta_{i,t}$: شاخص بتای مدل CAPM برای سهام شرکت i در سال t [۲۰]

$Accruals_{i,t}$: اقلام تعهدی کل (تغییر در سرمایه در گردش پس از کسر استهلاک تقسیم بر جمع دارایی‌ها) برای شرکت i در سال t [۳۰]

$R1_{i,t}$: بازده کل برای سهام شرکت i در سال t- 1 [۲٤]

$R2_{i,t}$: بازده کل برای سهام شرکت i از ۱۲ ماه تا ۲ ماه قبل از سال t [۲٤]

$R3_{i,t}$: بازده کل برای سهام شرکت i از ۳٦ ماه تا ۱۳ ماه قبل از سال t [۲٤]

برای قضاوت در خصوص رد یا عدم رد فرضیه‌های اول و دوم پژوهش باید به ترتیب به معناداری و علامت ضرایب β_1 و β_2 حاصل از تخمین رابطه (۹) توجه کرد.

یافته‌های پژوهش

در این بخش، نتایج حاصل از اجرای روابط رگرسیونی نشان داده شده و تحلیل شده است. انجام کلیه محاسبات، تخمین کلیه روابط و اجرای کلیه آزمون‌ها در پژوهش حاضر با استفاده از نسخه ۲۰۱۳ نرم‌افزار Excel، نسخه ۸ نرم‌افزار Eviews و نسخه ۱۲ نرم‌افزار Stata صورت گرفته است.

در ابتدا برای به‌دست آوردن ضرایب مورد نیاز به منظور محاسبه جزء حسابداری وقفه قیمت سهام، باید رابطه (۵) به‌صورت ترکیبی تخمین زده شود. نگاره (۱) نتایج حاصل از اجرای آزمون F لیمر، آزمون‌هاسمن[1] و آزمون والد تعدیل شده برای ناهمسانی واریانس[2] که توسط گرین [۲۲] ارائه شده است را نشان می‌دهد.

نگاره ۱. نتایج اجرای آزمون‌های F لیمر، هاسمن و والد تعدیل‌شده برای رابطه (۵)

نام آزمون	فرض صفر	آماره آزمون	معناداری	وضعیت فرض صفر	نتیجه
F لیمر	داده‌های تلفیقی	۱/۸۵۸۷	۰/۰۰۲۲	رد می‌شود	داده‌های تابلویی (پانل)
هاسمن	اثرات تصادفی	۱۳/۵۲٦٤	۰/۰۳۵٤	رد می‌شود	اثرات ثابت
والد تعدیل شده	همسانی واریانس	$۱/۱ \times ۱۰^{۳۳}$	۰/۰۰۰۰	رد می‌شود	ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Hausman
[2] Modified Wald Test for Heteroskedasticity in Fixed Effect Regression Model

همان‌طور که نگاره (۱) نشان می‌دهد رابطه (۵) باید به‌صورت تابلویی با اثرات ثابت[1] تخمین زده شود. همچنین به منظور در نظر گرفتن و تخفیف مسأله ناهمسانی واریانس از ماتریس واریانس ـ کواریانس سازگار با وزن مقطعی[2] استفاده شده است. نگاره (۲) نتایج حاصل از تخمین رابطه (۵) به‌صورت تابلویی با اثرات ثابت برای ۵۷ شرکت طی ٤ سال را نشان می‌دهد.

نگاره ۲. نتایج حاصل از تخمین رابطه (۵) به‌صورت تابلویی با اثرات ثابت

$$Delay_{i,t} = \alpha + \beta_1 AQ_{i,t} + \beta_2 ES_{i,t} + \beta_3 LOSS_{i,t} + \beta_4 TRADAY_{i,t} + \beta_5 TURN_{i,t} + \beta_3 INSTOWN_{i,t} + e_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	معناداری
عرض از مبدأ	۰/۲۸۳۸	۰/۰۸٦۰	۳/۲۹۸۳	۰/۰۰۱۳
AQ	۰/۸۱۹۸	۰/۲۱۵۳	۳/۸۰٦۱	۰/۰۰۰۲
ES	−۰/۰۲۵۷	۰/۰۱۸۸	−۱/۳٦٦۹	۰/۱۷٤۰
LOSS	−۰/۲۸۸۱	۰/۱۲۰٦	−۲/۳۸۷۹	۰/۰۱۸٤
TRADAY	−۰/۰٤۵۸	۰/۱۰۲۱	−۰/٤٤۹۳	۰/٦۵۳۹
TURN	−۰/٤۸۸۸	۱/۰۷۷۱	−۰/٤۵۳۸	۰/٦۵۰۷
INSTOWN	−۰/۱۹۵۵	۰/۰٤۲۱	−٤/٦۳۷۵	۰/۰۰۰۰
R^2	۰/۵٤۳۲	آماره F		۲/٤۵۵۸
R^2 تعدیل شده	۰/۳۲۲۰	معناداری آماره F		۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین در این پژوهش برای بررسی خودهمبستگی مرتبه اول، از آماره وُلدریج که ولدریج [۳۲] برای این آزمون و مخصوص داده‌های تابلویی ارائه داد، استفاده شده است.[3] دراکر [۱۸] از طریق تکنیک‌های شبیه‌سازی[4] نشان داده است که در صورت استفاده از داده‌های تابلویی، آماره ولدریج نسبت به سایر آزمون‌های مرسوم، از قدرت کافی و ویژگی‌های مناسبی برای آزمون خودهمبستگی مرتبه اول برخوردار است. با توجه به نتایج حاصل از این آزمون که در نگاره (۳) نشان داده شده است، ملاحظه می‌شود که در تخمین رابطه (۵) مشکل خودهمسبتگی مرتبه اول وجود ندارد.

نگاره ۳. نتایج آزمون خودهمبستگی مرتبه اول به روش ولدریج برای رابطه (۵)

نام آزمون	فرض صفر	آماره آزمون	معناداری	وضعیت فرض صفر	نتیجه
ولدریج	عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول	۰/۰۰۱	۰/۹۷۰٤	رد نمی‌شود	عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Panel Fixed Effects
[2] White Cross-Section Standard Errors & Covariance
[3] Wooldridge Test for Autocorrelation in Panel Data
[4] Simulation

با دقت در نتایج نشان داده شده در نگاره (۲) ملاحظه می‌شود که کیفیت اقلام تعهدی (AQ) دارای تأثیری معنادار و مثبت بر وقفه قیمت سهام است. اما تکانه در سود (ES) تأثیر معناداری بر وقفه قیمت سهام ندارد.

ولی این به معنای حذف این متغیر (و سایر متغیرهایی که معنادار نشده‌اند) از رگرسیون نیست. زیرا در این صورت معناداری کل رگرسیون تحت تأثیر قرار می‌گیرد. باتوجه به ضرایب به‌دست آمده از این رگرسیون، می‌توان رابطه (۷) را به‌صورت زیر تصریح کرد:

$$\text{Delay acc}_{i,t} = 0/2838 + 0/8198\ AQ_{i,t} - 0/0257\ ES_{i,t} - 0/2881\ LOSS_{i,t} - 0/0458\ TRADAY_{i,t} - 0/4888\ TURN_{i,t} - 0/1955\ INSTOWN_{i,t}$$

رابطه (۷)

با استفاده از رابطه (۷) که به‌صورت بالا تصریح شد، می‌توان به محاسبه جزء حسابداری وقفه قیمت سهام ($\text{Delay acc}_{i,t}$) پرداخته و با کسر کردن مقادیر محاسبه شده از وقفه کل ($\text{Delay}_{i,t}$)، جزء غیر حسابداری وقفه ($\text{Delay nonacc}_{i,t}$) را نیز به‌دست آورد (طبق رابطه (۸)).

در مرحله بعد، برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، وقفه کل به دو جزء حسابداری و غیرحسابداری تجزیه شده و رابطه (۹) تخمین زده شده است. نگاره (٤) نتایج حاصل از اجرای آزمون F لیمر و آزمون بروش پاگان [۱۲] برای داده‌های تلفیقی را برای رابطه (۹) نشان می‌دهد (به دلیل این‌که رابطه (۹) از نوع تابلویی با اثرات ثابت نیست، امکان استفاده از آزمون والد تعدیل‌شده برای بررسی ناهمسانی واریانس وجود ندارد).

نگاره ٤. نتایج اجرای آزمون‌های F لیمر و بروش پاگان برای رابطه (۹)

نام آزمون	فرض صفر	آماره آزمون	معناداری	وضعیت فرض صفر	نتیجه
F لیمر	داده‌های تلفیقی	۰/٦٦۸۰	۰/۹٥٤٦	رد نمی‌شود	داده‌های تلفیقی
بروش پاگان	همسانی واریانس	۲۲/۰۰	۰/۰۰۰۰	رد می‌شود	ناهمسانی واریانس

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج نشان داده شده در نگاره (٤)، رابطه (۹) باید به‌صورت تلفیقی تخمین زده شود.

در تخمین رابطه (۹) نیز به‌منظور در نظر گرفتن و تخفیف موضوع ناهمسانی واریانس از رگرسیون با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته با وزن مقطعی استفاده شده است. نگاره (۵) نتایج حاصل از تخمین رابطه (۹) به‌صورت تلفیقی را نشان می‌دهد.

نگاره ۵. نتایج حاصل از تخمین رابطه (۹) به‌صورت تلفیقی

$$RR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Delay\ acc_{i,t} + \beta_2 Delay\ nonacc_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 B/M_{i,t} + \beta_5 Beta_{i,t} + \beta_6 Accruals_{i,t} + \beta_7 R1_{i,t} + \beta_8 R2_{i,t} + \beta_9 R3_{i,t} + e_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	معناداری
عرض از مبدأ	-۲/۲٤۰٦	۰/۷٤٤۹	-۳/۰۰۷۷	۰/۰۰۳۰
Delay acc	۰/۱۷۰۱	۰/۱۷۹٤	۰/۹٤۷۹	۰/۳٤٤٤
Delay nonacc	۰/٤٦۹۱	۰/۱٦۸۰	۲/۷۹۱۵	۰/۰۰۵۸
Size	۰/۲۰۰٤	۰/۰۵۸۰	۳/٤۵۱۱	۰/۰۰۰۷
B/M	۰/۲۳۳٤	۰/۰۹۲۷	۲/۵۱٦۰	۰/۰۱۲۷
Beta	۰/۰۰۷۵	۰/۰۵۱٦	۰/۱٤٦٤	۰/۸۸۳۷
Accruals	-۰/۱۳۷۷	۰/۳۷۰۱	-۰/۳۷۲۲	۰/۷۱۰۱
R1	-۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۱۷	-٤/۱۹۱۹	۰/۰۰۰۰
R2	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۱۹	۲/۹۲۹۸	۰/۰۰۳۸
R3	$۳/۹ \times ۱۰^{-۵}$	۰/۰۰۰٤	۰/۰۷۷۱	۰/۹۳۸٦
R^2	۰/۱۷	آماره دوربین واتسون		۱/۹۹
R^2 تعدیل شده	۰/۱۳	معناداری آماره F		۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

به دلیل این‌که آماره ولدریج برای داده‌های تلفیقی (Pool) مورد استفاده قرار نمی‌گیرد برای آزمون خودهمبستگی در تخمین رابطه (۹) از آماره دوربین واتسون استفاده شده است. ملاحظه می‌شود که در تخمین رابطه (۹) آماره دوربین واتسون در فاصله بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار داشته و لذا مشکل خودهمبستگی مرتبه اول مشاهده نمی‌شود. با دقت در نتایج نشان داده شده در نگاره (۵) ملاحظه می‌شود که جزء حسابداریِ وقفه قیمت سهام (Delay acc) معنادار نشده است در حالی‌که جزء غیرحسابداریِ وقفه قیمت سهام (Delay nonacc) دارای تأثیری معنادار و مثبت بر بازده مورد انتظار است. یعنی می‌توان گفت فرضیه اول پژوهش رد شده و فرضیه دوم، رد نشده است.

این نتیجه به این معنی است که وقفه‌ای که موجب افزایش در بازده مورد انتظار می‌شود، ناشی از اطلاعاتی نیست که از صورت‌های مالی حسابداری استخراج می‌شود (اطلاعات از قبل موجود)؛ بلکه ناشی از اطلاعاتی است که از سایر منابع به‌دست می‌آید (اطلاعات جدید). نگاره (٦) نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش را به‌صورت خلاصه نشان می‌دهد.

نگاره ٦. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرضیه	شرح	نتیجه آزمون
اول	جزء حسابداری از وقفه قیمت سهام بر بازده مورد انتظار سهام تأثیر دارد.	رد شدن فرضیه
دوم	جزء غیرحسابداری از وقفه قیمت سهام بر بازده مورد انتظار سهام تأثیر دارد.	رد نشدن فرضیه

نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر در صدد این بود که با در نظر گرفتن کیفیت اطلاعات حسابداری به عنوان شاخصی در تعیین وقفه قیمت سهام، تأثیر این وقفه بر بازده مورد انتظار را بررسی کند. نتایج مندرج در نگاره (۲) نشان داد که کیفیت اقلام تعهدی (به عنوان شاخصی از کیفیت اطلاعات حسابداری) بر وقفه قیمت سهام، تأثیری معنادار و مثبت دارد.

همان‌طور که در بخش ادبیات و مبانی نظری پژوهش بیان شد؛ شفاف نبودن و وجود عدم اطمینان در صورت‌های مالیِ با کیفیت ضعیف، موجب طولانی‌تر شدن تجدید نظر در تعیین قیمت سهام خواهد شد. یعنی قیمت سهامی که از اطلاعات حسابداری با کیفیت ضعیف حاصل شده باشد دارای وقفه بیشتری خواهد بود (و برعکس) و این نشان‌دهنده یک ارتباط منفی بین کیفیت اطلاعات حسابداری و وقفه قیمت سهام است [۱٤].

با توجه به این‌که نحوه محاسبه متغیر (AQ) در این پژوهش به گونه‌ای است که دارای یک رابطه منفی با کیفیت اطلاعات حسابداری است (یعنی هر چه AQ بالاتر باشد، کیفیت اقلام تعهدی پایین‌تر و در نتیجه کیفیت اطلاعات حسابداری نیز پایین‌تر است) لذا می‌توان گفت که مثبت بودن ضریب این متغیر در نگاره (۲) به روشنی مؤید منفی بودن تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر وقفه قیمت سهام است. یعنی کیفیت اطلاعات حسابداری ضعیف‌تر منجر به ایجاد وقفه بزرگتر (طولانی‌تر) در قیمت سهام می‌شود. این نتیجه با نتایج پژوهش کالن و همکاران [۱٤] در زمینه این متغیر، همخوانی دارد.

اما متغیر تکانه در سود (ES) تأثیر معناداری بر وقفه قیمت سهام نداشته است. همان‌طور که قبلاً اشاره شد، تکانه در سود، از تفاوت بین سود پیش‌بینی شده با سود واقعی شرکت‌ها به‌دست می‌آید.

معنادار نشدن این متغیر در پژوهش حاضر، می‌تواند نشان‌دهنده این موضوع باشد که سرمایه‌گذاران، اطلاعات مربوط به سود واقعی (و در نتیجه تکانه در سود) را قبل از انتشار صورت‌های مالی، تخمین زده و لذا مشاهده تکانه در سود در زمان انتشار صورت‌های مالی، تأثیر چندانی در تجدیدنظر آنان از قیمت سهام نخواهد گذاشت. یعنی این تأثیر، تا حدود زیادی قبل از انتشار صورت‌های مالی در قیمت سهام وارد شده است. این نتیجه با نتایج پژوهش کالن و همکاران [۱٤] در زمینه این متغیر، همخوانی دارد. همچنین نتایج مندرج در نگاره (۵) نیز نشان می‌دهد که تأثیر وقفه قیمت سهام بر بازده مورد انتظار، از مجرای اطلاعات غیرحسابداری (و نه اطلاعات حسابداری) صورت می‌گیرد. یعنی اگر چه وقفه قیمت سهام، منبعث شده از هر دو نوع اطلاعات حسابداری و غیرحسابداری است، اما نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که تنها بخشی از وقفه که نشأت گرفته از اطلاعات غیرحسابداری است، قادر به تأثیرگذاری بر بازده آتی سهام است. نگاره (۷) این تفسیر را به صورت خلاصه نشان می‌دهد:

نگاره ۷. ارتباط بین نوع اطلاعات، تأثیر بر وقفه قیمت و تأثیر بر بازده مورد انتظار

نوع اطلاعات	تأثیرگذاری بر وقفه قیمت سهام	تأثیر گذاری بر بازده مورد انتظار
حسابداری	تأثیر دارد	تأثیر ندارد
غیرحسابداری	تأثیر دارد	تأثیر دارد

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین نتایج مندرج در نگاره (۵) مؤید تأثیر مثبت و معنادار وقفه قیمت سهام (غیرحسابداری)، بر بازده مورد انتظار است. به این معنا که سهامدارانِ شرکت‌هایی که قیمت سهامشان دارای وقفه طولانی‌تری است، بازده مورد انتظار بیشتری را نیز از نگهداری آن سهام مد نظر دارند. همان‌طور که پژوهشگرانی نظیر [۱۱]، [۱۰] و [۲۸] بیان کرده‌اند؛ بازده مورد انتظار برای یک سهم، با میزان آگاهی که سرمایه‌گذاران از سهم مذکور دارند رابطه معکوس دارد. یعنی برای سهامی که اطلاعات اندکی در خصوص آن وجود داشته باشد، نرخ بازده مورد انتظار بیشتری نیز متصور است. همچنین قبلاً اشاره شد که آگاهی کم در خصوص یک سهم، منجر به طولانی شدن فرایند تعدیل قیمت‌ها (به دلیل ریسک بیشتر در پیش‌بینی قیمت سهام) و در نتیجه، منجر به ایجاد وقفه قیمت سهام می‌شود؛ لذا مثبت شدن تأثیر متغیر وقفه قیمت سهام بر بازده مورد انتظار، از این دیدگاه قابل توضیح است. نگاره (۸) این تفسیر را به‌صورت خلاصه نشان می‌دهد:

نگاره ۸. ارتباط بین میزان آگاهی سرمایه‌گذار از سهم، میزان وقفه و بازده مورد انتظار

میزان آگاهی سرمایه‌گذار	میزان وقفه	میزان بازده مورد انتظار
آگاهی کمتر سرمایه‌گذار از سهام	وقفه طولانی‌تر در قیمت	بازده مورد انتظار بالاتر
آگاهی بیشتر سرمایه‌گذار از سهام	وقفه کوتاه‌تر در قیمت	بازده مورد انتظار پایین‌تر

منبع: یافته‌های پژوهش

پیشنهادها

به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود که بجای بررسی کل بازار، به بررسی شرایط کارایی بازار در یک یا چند صنعت خاص نیز بپردازند تا تعمیم‌دهی نتایج به آن صنعت خاص (بجای تعمیم‌دهی به کل بازار) با سادگی بیشتری صورت پذیرد.

همچنین در این پژوهش، با ثابت فرض کردن اخبار جدید در سطح هر شرکت، تأثیر اطلاعات از قبل موجود (کیفیت اطلاعات حسابداری) بر وقفه قیمت سهام بررسی شد. به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود که با ثابت فرض کردن اطلاعات از قبل موجود در سطح هر شرکت، به بررسی تأثیر اطلاعات جدید (اخبار) بر وقفه قیمت سهام بپردازند.

همچنین در این پژوهش از دو شاخص (کیفیت اقلام تعهدی و تکانه در سود) به عنوان شاخص‌های کیفیت اطلاعات حسابداری استفاده شد. پژوهشگران آتی می‌توانند تأثیر شاخص‌های دیگری نظیر نوع گزارش حسابرس، تعداد دفعات و مبالغ تجدید ارائه در صورت‌های مالی، میزان افشای مسئولیت‌های اجتماعی شرکت‌ها در متن صورت‌های مالی و مواردی از این قبیل را بر وقفه قیمت سهام بررسی نمایند.

محدودیت‌های پژوهش

همان‌طور که در متن مقاله اشاره شد اصلی‌ترین محدودیت در اجرای این پژوهش، محدودیت مربوط به دوره زمانی است. زیرا محدودیت در دسترسی به سود پیش‌بینی‌شده توسط شرکت‌ها قبل از سال ۱۳۸۷ و محدودیت در دسترسی به داده‌های سال ۱۳۹۲ به ترتیب منجر به انتخاب سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۹۱ به عنوان سال‌های ابتدایی و انتهایی دوره زمانی این پژوهش شدند.

محدودیت در تعداد شرکت‌هایی که سهام آن‌ها مستمراً در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده باشد؛ به گونه‌ای که برای اجرای این پژوهش، مناسب باشد (حداقل ۳۵ هفته در سال) دومین محدودیت در انجام این پژوهش است که منجر به کاهش تعداد شرکت‌های نمونه شده است.

با توجه به محدودیت‌های بالا، یادآوری می‌شود که در تعمیم‌دهی نتایج این پژوهش به کل بازار و دوره‌های زمانی دیگر، جانب احتیاط رعایت شود.

منابع

۱- اسکندری، رسول. (۱۳۹۰). بررسی آثار حد نوسان قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم‌انداز مدیریت مالی و حسابداری*، سال اول، شماره ۳، صص ۱۲۲-۱۰۷.

۲- بروکز، کریس. (۱۹۷۱). *مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی مالی*. ترجمه احمد بدری و عبدالمجید عبدالباقی. تهران: انتشارات نص. (۱۳۸۹).

۳- رباط میلی، مژگان، علوی طبری، حسین و علی ثقفی. (۱۳۹۲). کیفیت اطلاعات حسابداری و تعدیل قیمت سهام. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، سال سوم، شماره ۱۲، صص ٤۵-۲۱.

٤- رحمانی، علی و فرهاد فلاح‌نژاد. (۱۳۸۹). تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر هزینه سرمایه سهام عادی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال دوم، شماره ۵، صص ۳۰-۱۷.

۵- قائمی، محمد حسین، معصومی، جواد و محمدرضا آزادی. (۱۳۹۰). سنجش بازده غیرعادی سهام در شرایط وقفه معاملاتی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال سوم، شماره ۹، صص ۱۲٦-۱۱۳.

٦- مشایخ، شهناز و زهره امینی. (۱۳۸۹). اثر بکارگیری استانداردهای حسابداری بر کیفیت حسابداری. *فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، سال دوم، شماره ۸، صص ۸۹-۷٤.

۷- مهرانی، کاوه و رضا حصارزاده. (۱۳۸۸). کیفیت حسابداری و سطح انباشت وجوه نقد. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، سال دوم، شماره ۵، صص ۱۲۷-۱۰۵.

8- Akins, B., Ng, J., & Verdi, R. (2012). Investor Competition over Information and the Pricing of Information Asymmetry. *The Accounting Review*, Vol. 87, No. 1, Pp. 35–58.

9- Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A Model of Investor Sentiment. *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, No. 3, Pp. 307–343.

10- Barry, C., & Brown, S. (1984). Differential Information and the Small Firm Effect. *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, No. 2, Pp. 283–294.

11- Bawa, V., S. Brown, et al. (1979). *Estimation Risk and Optimal Portfolio Choice*. Amsterdam: North Holland.

12- Breusch, T. S., & Pagan., A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, Vol. 47, Pp. 1287-1294.

13- Callen, J., Govindaraj, S., & Xu, L. (2000). Large Time and Small Noise Asymptotic Results for Mean Reverting Diffusion Processes with Applications. *Economic Theory*, Vol. 16, Pp. 401–419.

14- Callen, J. L., Khan, M., & Lu, H. (2013). Accounting Quality, Stock Price Delay, and Future Stock Returns. *Contemporary Accounting Research*, Vol. 30, No. 1, Pp. 269–295.

15- Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (1998). Investor Psychology and Security Market under- and over-Reactions. *The Journal of Finance*, Vol. 53, No. 6, Pp. 1839–1885.

16- Dechow, P., & Dichev, I. (2002). The Quality of Accruals and Earnings. *The Accounting Review*, Vol. 77, No. 1, Pp. 35–59.

17- Dechow, P., Ge, W., & Schrand, C. (2010). Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, Their Determinants and

Their Consequences. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50, No. 2-3, Pp. 344–401.

18- Drukker, D. M. (2003). Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models. *Stata Journal*, Vol. 3, No. 2, Pp. 168-177.

19- Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2002). Is Information Risk a Determinant of Asset Returns? *The Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5, Pp. 2185–2221.

20- Fama, E., & French., K. (1992.). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, Pp. 427–466.

21- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, No. 2, Pp. 295–327.

22- Greene, W. (2000). *Econometric Analysis*. New York: Prentice-Hall.

23- Hou, K., & Moskowitz, T. (2005). Market Frictions, Price Delay and the Cross-Section of Expected Returns. *Review of Financial Studies*, Vol. 18, No. 3, Pp. 981–1020.

24- Jegadeesh, N., & Titman., S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1, Pp. 65–91.

25- Lambert, R., Leuz, C., & Verrecchia, R. (2007). Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital. *Journal of Accounting Research*, Vol. 45, No. 2, Pp. 385–420.

26- Lina, J.-C., Singhb, A. K., Sunc, P.-W. S., & Yud, W. (2014). Price Delay Premium and Liquidity Risk. *Journal of Financial Markets*, Vol. 17, Pp. 150–173.

27- McNichols, M. (2002.). Discussion of ''The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors.'' *The Accounting Review*, Vol. 77 (Supplement), Pp. 61–69.

28- Merton, R. (1987). Presidential Address: A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information. *The Journal of Finance*, Vol. 42, No. 3, Pp. 483–510.

29- Ng, J. (2011). The Effect of Information Quality on Liquidity Risk. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 52, No. 2-3, Pp. 26–43.

30- Sloan, R. (1996). Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? *The Accounting Review*, Vol. 71, No. 3, Pp. 289–316.

31- Verrecchia, R. (1980). The Rapidity of Price Adjustments to Information. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 2, No. 1, Pp. 63–92.

32- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

The Relationship between Stock Price Delay and Expected Return

D. Foroghi
Associate Professor of Accounting, University of Isfahan, Iran
[*] A. R. Rahrovi Dastjerdi
PhD Student of Accounting, University of Isfahan, Iran

Abstract
If the capital market is not so efficient as market hypothesis propose, then the process of reviewing and adjusting stock prices by investors as a result of reacting to new information, does not take place immediately and occur with delay, which is called "Stock Price Delay". This delay is consists of accounting and non-accounting parts. This study focuses on the accounting information quality as one of the main factors affecting the stock price delay and investigates whether stock price delay affects expected return? For this purpose, two measures of accruals quality and earnings surprise are used as accounting information quality for measuring the stock price delay. Then the stock price delay is decomposed in two parts including, accounting and non-accounting parts to investigate the effect of stock price delay on expected return. The sample of this study consists of 57 companies listed in Tehran Stock Exchange for the period from 2009 to 2012 (1387 to 1390 Iranian calendar). The results show that accruals quality has a significant and negative effect on stock price delay. Also the non accounting part of stock price delay has a significant and positive effect on expected return. But accounting part of stock price delay has no effect on expected return.

Keywords: Accounting Information Quality, Stock Price Delay, Expected Return, Pre Existing Information, Newly Arrived Information.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* alireza18467@gmail.com