مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره‌ی هشتم، شماره‌ی اول، بهار و تابستان ۱۳۹۵، پیاپی ۷۰/۳، صفحه‌های ۱-۲۴
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و متقارن نبودن اطلاعات بر واکنش تأخیری قیمت سهام

دکتر عباس افلاطونی*
دانشگاه بوعلی سینا، همدان

چکیده
حجم اطلاعات موجود درباره‌ی شرکت‌ها معمولاً زیاد است و بیشتر سرمایه‌گذاران، توانایی محدودی برای پردازش اطلاعات حجیم دارند. در این شرایط، آنان برای گرفتن تصمیم‌های سرمایه‌گذاری وقت بیشتری صرف کرده، اطلاعات بیشتر و دقیق‌تری گردآوری می‌کنند. این موضوع موجب می‌شود تا اطلاعات با تأخیر زمانی در قیمت‌های سهام انعکاس یابد. کیفیت نازل اطلاعات منتشرشده و نبودتقارن اطلاعاتی نیز به ابهام اطلاعات می‌افزاید و سرعت انعکاس اطلاعات را در قیمت‌های سهام کاهش می‌دهد. این پژوهش، تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و نبودتقارن اطلاعاتی را بر واکنش تأخیری قیمت سهام در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۲ تا پایان ۱۳۹۲، در نمونه‌ای متشکل از ۱۱۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌کند. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون‌های چندمتغیره با رویکرد داده‌های ترکیبی استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که افزایش در کیفیت گزارشگری مالی و کاهش در میزان نامتقارن بودن اطلاعات، کاهش واکنش تأخیری قیمت سهام را به دنبال دارد.

واژه‌های کلیدی: واکنش تأخیری قیمت سهام، کیفیت گزارشگری مالی، نبودتقارن اطلاعاتی، اطلاعات ناقص.

---

* استادیار حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی Abbasaflatooni@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۶/۱۷

۱. مقدمه

در یک بازار سرمایه‌ی مطلوب که سرمایه‌گذاران به‌صورت منطقی تصمیم‌گیری می‌کنند و اطلاعات کاملی درخصوص دارایی‌هایی که مبادله می‌شوند وجود دارد، اطلاعات به‌سرعت و به‌طور کامل در قیمت‌های سهام منعکس می‌شود. با این حال، بسیاری از پژوهش‌ها (مانند باری و براون، ۱۹۸۴؛ آکینز و همکاران، ۲۰۱۲)، بیانگر نبود اطلاعات کامل در بازار هستند. اطلاعات ناقص و مبهم، با سرعت کمتری قیمت‌های سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از کشف بهنگام قیمت سهام جلوگیری می‌کند (ورشیا، ۱۹۸۰؛ کالن و همکاران، ۲۰۰۰).

از دیدگاه سرمایه‌گذاران، برخی سهم‌ها که نسبت‌به سایر سهام جذابیت بیشتری دارند، در کانون توجه سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرند و بیشتر سرمایه‌گذاران، اخبار و اطلاعات مربوط‌به آن سهام را دنبال می‌کنند. این موضوع باعث می‌شود تا اخبار و اطلاعات با سرعت بیشتری در قیمت سهام ذکرشده انعکاس یابد. در مقابل، سهامی نیز وجود دارند که برای سرمایه‌گذاران جذابیت کمتری دارند و اطلاعات مربوط، با سرعت کمتری موجب تعدیل قیمت آن‌ها می‌گردد. در ادبیات مالی و حسابداری از این موضوع با عنوان «واکنش تأخیری قیمت سهام»[1] یاد می‌شود (هریشلیفر و توح، ۲۰۰۳؛ پنگ و ژیانگ، ۲۰۰۶؛ کالن و همکاران، ۲۰۱۲).

اهمیت پژوهش در این خصوص از این حقیقت ناشی می‌شود که هر چه اطلاعات با تأخیر بیشتری در قیمت سهام منعکس شود، بازار سرمایه کارایی اطلاعاتی خود را بیشتر از دست خواهد داد. در این بازار، قیمت‌ها بیانگر ارزش ذاتی و واقعی سهام نخواهند بود و منابع بازار سرمایه به‌صورتی بهینه بین شرکت‌ها تخصیص نمی‌یابد (کالن و همکاران، ۲۰۱۲)؛ بنابراین، شناسایی عوامل مؤثر بر ایجاد پدیده‌ی واکنش تأخیری قیمت سهام و برخورد با آن‌ها، می‌تواند زمینه‌ی افزایش کارایی اطلاعاتی و تخصیصی را در بازار سرمایه فراهم آورد. در این راستا، هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی این موضوع است که آیا کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها و نبودتقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران، بر میزان واکنش تأخیری قیمت سهام مؤثر است یا خیر؟ در ادامه، به مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش اشاره می‌شود. همچنین، روش پژوهش و یافته‌های حاصل از آن نیز ارائه می‌گردد. در پایان نیز خلاصه‌ای از نتایج پژوهش به همراه پیشنهادهای کاربردی و مسیرهای آتی پژوهش، ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

مدل‌های استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌ها (مانند مدل ارزشگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[۲] و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، ۱۹۹۳) بر این فرض استوارند که سرمایه‌گذاران افرادی منطقی هستند و این‌که اطلاعات جدید به‌سرعت در قیمت‌های سهام انعکاس می‌یابد. با این حال، تعداد زیادی از پژوهشگران (مانند لمبرت و همکاران، ۲۰۰۷؛ کالن و همکاران، ۲۰۱۲) عقیده دارند که اطلاعات به‌تدریج در بازار انتشار می یابد و با تأخیر زمانی، قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. آنان این موضوع را به محدودیت‌های شناختی[۳] سرمایه‌گذاران و توانایی ناچیز آنان در پردازش حجم زیاد اطلاعات نسبت می‌دهند؛ بدین معنا که تمرکز سرمایه‌گذاران بر یک موضوع، آنان را از توجه به سایر منابع اطلاعاتی بازمی‌دارد. با توجه به حجم زیاد اطلاعات در بازار سرمایه و محدودیت‌های شناختی سرمایه‌گذاران، آنان ترجیح می‌دهند که صرفاً اطلاعاتِ در دسترس را پردازش کنند و براساس تجزیه‌وتحلیل خود از اطلاعات موجود، به مبادله سهام اقدام نمایند (مرتون، ۱۹۸۷).

ورشیا (۱۹۸۰) و کالن و همکاران (۲۰۱۲) بیان می‌کنند که سرمایه‌گذاران برای برآورد قیمت سهام، از صورت‌های مالی به‌منزله‌ی بخشی از مجموعه‌اطلاعاتی که جهت پیش‌بینی جریان‌های وجوه نقد آتی به‌کار می‌رود، استفاده می‌کنند. این موضوع بدان معناست که صورت‌های مالی، محتوای اطلاعاتی دارند. با این حال، صورت‌های مالی به‌صورت دوره‌ای منتشر می‌شوند و سایر اطلاعات مربوط غیرحسابداری (مانند اطلاعات غیرحسابداری مربوط به شرکت، اطلاعات مربوط به صنعت و وضعیت کلی بازار سرمایه و اقتصاد) در فواصل زمانی میان انتشار صورت‌های مالی، وارد بازار سرمایه می‌شوند و سریع‌تر از اطلاعات حسابداری، در قیمت‌های سهام انعکاس می‌یابند. به اعتقاد کالن و همکاران (۲۰۱۲) زمانی که اطلاعات غیرحسابداری وارد بازار سرمایه می‌شود، سرمایه‌گذاران پیش‌بینی‌های قبلی خود را درباره‌ی جریان‌های وجوه نقد تعدیل می‌کنند؛ سپس قیمت‌های جدیدی را برای سهام برآورد می‌نمایند. همچنین آنان عقیده دارند که سرعت تعدیل قیمت‌های سهام، آن‌طور که انتظار می‌رود زیاد نیست و دلیل آن، کیفیت نازل گزارش‌های مالی است.

۳. پیشینه‌ی پژوهش

۳-۱. پیشینه‌ی خارجی

آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷) نشان دادند که تعدیل قیمت‌ها در پاسخ به اطلاعات، همواره با تأخیر زمانی صورت می‌گیرد و میزان این تأخیر برای شرکت‌های کوچک بیشتر است. باسو (۱۹۹۷) و کوتموس (۱۹۹۹) و لی و همکاران (۲۰۱۰) دریافتند که واکنش قیمت‌ها به اطلاعات بد، سریع‌تر از اخبار خوب است. باری و براون (۱۹۸۴) و مرتون (۱۹۸۷) نشان دادند زمانی که درباره‌ی پارامترهای ارزش‌گذاری سهام یک شرکت، ابهام و بی‌اطمینانی وجود داشته باشد، سرمایه‌گذاران برای انتقال منابع مالی خود به شرکت مذکور، بازده بالاتری مطالبه خواهند کرد. در شرایط نبودِ اطمینان، سرمایه‌گذاران برای تعدیل ارزیابی اولیه‌ی خود از مبلغ و زمان‌بندی جریان‌های وجوه نقد آتی شرکت، زمان طولانی‌تری صرف کرده، اطلاعات بیشتری گردآوری می‌کنند و از ارزیابی سایر سرمایه‌گذاران نیز بهره می‌برند. این موضوع موجب می‌شود تا اطلاعات جدید با تأخیر زمانی بیشتری در قیمت سهام انعکاس یابند (ورشیا، ۱۹۸۰؛ کالن، گویندراج و خو، ۲۰۰۰).

هولدن و سابرامانیام (۱۹۹۲) نیز نشان دادند که هرچه رقابت سرمایه‌گذاران برای خرید و فروش یک سهم بیشتر باشد، اطلاعات مربوط به آن سهم سریع‌تر پردازش می‌شود و با سرعت بیشتری در قیمت سهام انعکاس می‌یابد. دیاموند و ورشیا (۱۹۹۱) و آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) با استفاده از مدل‌های نظری و آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷) و آمیهود (۲۰۰۲) با استفاده از پژوهش‌های تجربی نشان دادند که نقدشوندگی پایین سهام، با کیفیت نازل اطلاعات و بازده بالاتر سهام، همبسته است. آنان عقیده دارند که وجود ابهام در اطلاعات و کیفیت نازل آن، بی‌اطمینانی سرمایه‌گذاران را در پی دارد. در این شرایط، سرمایه‌گذاران برای انجام معامله، اطلاعات حجیم‌تر و باکیفیت‌تر را با صرف زمان بیشتری گردآوری می‌کنند. این موضوع نیز موجب کاهش سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام می‌شود. نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد که در شرکت‌های بزرگ‌تر، شرکت‌هایی با حجم بیشتر معاملات سهام، شرکت‌هایی با درصد مالکیت نهادی بالاتر و شرکت‌هایی که بیشتر در کانون توجه تحلیل‌گران هستند، قیمت سهام نسبت‌به اطلاعات جدید واکنش سریع‌تری نشان می‌دهد و با تأخیر کمتری (نسبت‌به سایر سهام) تعدیل می‌شود (بادرینات و همکاران، ۱۹۹۵؛ چوردیا و اسوامیناتان، ۲۰۰۰).

چوردیا و اسوامیناتان (۲۰۰۴) نیز دریافتند وقتی سرمایه‌گذاران صرفاً به مبادله‌ی سهام شرکت‌های خاصی اقدام می‌کنند، حجم مبادلات در آن سهام را افزایش داده، در آن حوزه واکنش تأخیری قیمت سهام را کاهش می‌دهند.

هو و موسکوویتز (۲۰۰۵) دریافتند که واکنش تأخیری قیمت سهام به‌شکلی معکوس با توان تحلیل سهامداران و نقدشوندگی سهام ارتباط دارد. کالن و همکاران (۲۰۱۲) نیز نشان دادند قیمت سهام شرکت‌هایی که کیفیت اقلام تعهدی (به‌منزله‌ی متغیر جانشین کیفیت گزارشگری) بالاتری دارند و سود آن‌ها پایدارتر است، با سرعت بیشتری نسبت‌به قیمت سهام سایر شرکت‌ها به اطلاعات منتشره واکنش نشان می‌دهد. سان و یو (۲۰۱۴) دریافتند که در شرکت‌هایی هیئت مدیره‌ی مستقل‌تری دارند، واکنش تأخیری قیمت سهام کمتر است و قیمت سهام با سرعت بیشتری نسبت‌به اطلاعات جدید عکس‌العمل نشان می‌دهد و تعدیل می‌شود. گوردون و وو (۲۰۱۴) نیز نشان دادند وقتی نبودتقارن اطلاعاتی بیشتر باشد، قیمت سهام با تأخیر بیشتری به اطلاعات موجود واکنش نشان می‌دهد و دیرتر تعدیل می‌شود. آنان دریافتند، کیفیت بهتر افشای اطلاعات شرکت‌ها، موجب کاهش نبودتقارن اطلاعاتی می‌شود و واکنش تأخیری قیمت سهام را کاهش می‌دهد. اُم (۲۰۱۵) نیز دریافت که هرچه درصد مالکیت و حجم مبادلات افراد خارجی (افراد غیرتبعه‌ی یک کشور) در سهام یک شرکت بیشتر باشد، واکنش تأخیری قیمت سهام آن بیشتر خواهد بود.

۲-۳. پیشینه‌ی داخلی

تعداد پژوهش‌های داخلی در زمینه‌ی واکنش تأخیری قیمت سهام انگشت‌شمار است. مهرآرا و عبدلی (۱۳۸۵) دریافتند که سرعت تأثیر اخبار خوب و بد بر نوسان‌های آتی قیمت‌ها یکسان است. آنان علت آن را به کندبودن جریان اطلاعات و جوان‌بودن بورس اوراق بهادار منسوب می‌کنند. خانی و فراهانی (۱۳۸۷) نشان دادند که در بورس اوراق بهادار تهران، قیمت‌ها با سرعت کمی نسبت‌به اطلاعات منتشره واکنش نشان می‌دهند. رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) دریافتند در شرکت‌هایی که سود غیرمنتظره‌ی آن‌ها کمتر و کیفیت اقلام تعهدی آن‌ها (به‌منزله‌ی متغیر جانشین کیفیت افشا) بیشتر است، قیمت سهام با سرعت بیشتری نسبت‌به اطلاعات واکنش نشان می‌دهد. ابراهیمی کردلر و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند در شرکت‌هایی

که محافظه‌کاری بیشتری اعمال می‌کنند، قیمت سهام نسبت‌به اخبار بد (در مقایسه با اخبار خوب) واکنش سریع‌تری از خود نشان می‌دهد. جوانمرد و پورموسی (۱۳۹۲) نیز کیفیت گزارشگری مالی را با متغیر جانشین کیفیت اقلام تعهدی سنجیدند و دریافتند که سرعت تعدیل قیمت سهام در شرکت‌هایی با کیفیت گزارشگری زیاد و کم، تفاوت معناداری با هم ندارد.

پورزمانی و قمری (۱۳۹۳) دریافتند که در بورس اوراق بهادار تهران، میزان واکنش تأخیری قیمت سهام نسبت‌به اخبار بد و خوب تفاوت معناداری با هم ندارد. حساس‌یگانه و امیدی (۱۳۹۳) دریافتند که هرچه کیفیت اقلام تعهدی و محتوای اطلاعاتی سودها بالاتر باشد واکنش تأخیری قیمت سهام کمتر است. خدامی‌پور و همکاران (۱۳۹۳) نشان دادند که رابطه‌ی بین کیفیت سود و تأخیر در تعدیل قیمت‌های سهام، چندان قوی نیست؛ همچنین، آنان دریافتند که سرعت انعکاس اطلاعات بد و خوب در قیمت‌های سهام از نظر آماری یکسان و دارای الگوی رفتاری متقارن است.

۴. فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه‌ی تجربی، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر هستند:

فرضیه‌ی اول: کیفیت گزارشگری مالی، رابطه‌ی منفی و معناداری با واکنش تأخیری قیمت سهام دارد؛

فرضیه‌ی دوم: نبودتقارن اطلاعاتی، رابطه‌ی مثبت و معناداری با واکنش تأخیری قیمت سهام دارد.

همچنین، به‌منظور بررسی و مقایسه‌ی همزمان رابطه‌ی کیفیت گزارشگری و نبودتقارن اطلاعاتی بر واکنش تأخیری قیمت سهام، فرضیه‌ی زیر تدوین شده است:

فرضیه‌ی سوم: شدت رابطه‌ی کیفیت گزارشگری مالی و نبودتقارن اطلاعاتی با واکنش تأخیری قیمت سهام، تفاوت معناداری با هم ندارند.

۵. روش‌شناسی پژوهش

۵-۱. روش پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف از نوع کاربردی، از نظر فرایند اجرا از نوع کمّی، از بعد زمانی از نوع گذشته‌نگر و پس‌رویدادی است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از تحلیل رگرسیون با داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود. داده‌های استفاده‌شده در این پژوهش به روش کتابخانه‌ای از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین و سایت بانک مرکزی[۴] گردآوری شده و برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم‌افزار استاتا[۵] استفاده گردیده است.

۵-۲. مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

پس از گردآوری داده‌ها، برای آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش، به‌ترتیب مدل‌های (۱) و (۲) و (۳) برآورد شده‌است:

$$Delay_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ln(FRQ_{it}) + \sum_{j=1}^{5} \vartheta_j Controls_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$Delay_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ln(Spread_{it}) + \sum_{j=1}^{5} \vartheta_j Controls_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

$$Delay_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ln(FRQ_{it}) + \beta_2 Ln(Spread_{it}) + \sum_{j=1}^{5} \vartheta_j Controls_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که در آن‌ها، $Delay_{it}$ معیار سنجش واکنش تأخیری قیمت سهام و $Ln(FRQ_{it})$ معیار سنجش کیفیت گزارشگری و $Ln(Spread_{it})$ معیار سنجش نبود تقارن اطلاعاتی است. نماد $\sum_{j=1}^{5} \vartheta_j Controls_{j,it}$ نیز به پنج متغیر اندازه‌ی شرکت $Size_{it}$ (لگاریتم طبیعی مجموع ارزش سهام)، نقدشوندگی Liq_{it} (لگاریتم طبیعی میانگین ماهانه‌ی حجم معاملات سهام)، درصد مالکیت نهادی $IOwn_{it}$ (درصد سهام تحت تملک مالکان حقوقی)، کیفیت اقلام تعهدی AQ_{it} (انحراف معیار باقیمانده‌های حاصل از مدل فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵) و متغیر دوارزشی زیان‌ده بودن شرکت $Loss_{it}$ (که برای موارد گزارش زیان مقدار ۱ و در سایر موارد مقدار صفر خواهد داشت) اشاره دارد که رابطه‌ی بین آن‌ها و واکنش تأخیری قیمت سهام در پژوهش‌های

پیشین (مانند چوردیا و اسوامیناتان، ۲۰۰۴؛ کالن و همکاران، ۲۰۱۲ و گوردون و وو، ۲۰۱۴) بررسی و تأیید شده‌است؛ لذا برای کنترل تأثیر آن‌ها بر رابطه‌ی بین دو متغیر کیفیت گزارشگری مالی و نبود تقارن اطلاعاتی با واکنش تأخیری قیمت سهام، به‌منزله‌ی متغیر کنترلی در مدل‌های (۱) و (۲) لحاظ شده‌اند. براساس فرضیه‌ی اول (دوم) پژوهش، انتظار می‌رود که ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی (نبود تقارن اطلاعاتی)، منفی (مثبت) و معنادار باشد. همچنین، اگر اندازه‌ی ضرایب دو متغیر $Ln(FRQ_{it})$ و $Ln(Spread_{it})$ تفاوت معناداری با هم نداشته باشند، فرضیه‌ی سوم پژوهش رد نمی‌شود.

برای سنجش واکنش تأخیری قیمت سهام، از روش هو و موسکوویتز (۲۰۰۵) استفاده شده است. در این رویکرد، ابتدا مدل (۴) با استفاده از داده‌های ماهانه برای هر شرکت برآورد و ضریب تعیین مدل استخراج گردیده است:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \sum_{n=1}^{4} \delta_{in} R_{Mt-n} + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

که در آن، R_{it} نشان‌دهنده‌ی بازده ماهانه‌ی سهام شرکت iام در ماه tام و R_{Mt} بیانگر بازده ماهانه‌ی بازار (درصد تغییرات شاخص قیمت و نقدی) است که با وقفه‌های ۱ تا ۴ در مدل (۴) حضور دارد. ضرایب تعیین حاصل از برآورد مدل (۴) برای هر شرکت، ضرایب تعیین نامقید ($R^2_{Unrestricted}$) نامیده می‌شوند. سپس مدل (۵) که در آن تمامی ضرایب δ_{in} مقید به صفر بودن هستند، برای هر شرکت برآورد شده است:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

ضرایب تعیین حاصل از برآورد مدل (۵) برای هر شرکت، ضرایب تعیین مقید ($R^2_{Restricted}$) نامیده می‌شوند. در پایان، معیار (۶) که نشان‌دهنده‌ی درجه‌ی واکنش تأخیری قیمت سهام می‌باشد، محاسبه گردیده است:

$$Delay_{it} = 1 - \frac{R^2_{Restricted}}{R^2_{Unrestricted}} \qquad (۶)$$

هرچه اندازه‌ی عبارت (۶) بزرگتر باشد، میزان واکنش تأخیری قیمت سهام بیشتر و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام کمتر است. در ادامه، معیار ونکتاش و چیانگ (۱۹۸۶) محاسبه شده، از مقدار لگاریتم طبیعی آن به‌منزله‌ی معیار سنجش میزان نبودتقارن

اطلاعاتی استفاده شده‌است:

$$Spread_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{|ASK_{it} - BID_{it}|}{(ASK_{it} + BID_{it})/2} \quad (۷)$$

که در آن، ASK_{it} بهترین (کمترین) قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i در دوره‌ی t، BID_{it} بهترین (بیشترین) قیمت پیشنهادی خرید شرکت i در دوره‌ی t، D_{it} تعداد روزهایی از سال t که در آن روزها، قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش موجود باشند و $Spread_{it}$ دامنه‌ی تفاوت در قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام شرکت i در سال t است که با لگاریتم گرفتن از آن، معیار سنجش میزان نبودتقارن اطلاعاتی محاسبه شده است. هرچه تفاوت در قیمت‌های پیشنهادی فروش و خرید بیشتر باشد، مقدار عبارت (۷) بزرگ‌تر می‌شود و میزان نبودتقارن اطلاعاتی افزایش می‌یابد. برای سنجش کیفیت گزارشگری مالی نیز از امتیازات تخصیص‌یافته به شرکت‌ها، ازسوی سازمان بورس و اوراق بهادار استفاده شده است. سازمان مرتبط، امتیازات کیفیت گزارشگری مالی را در قالب گزارش «رتبه‌بندی شرکت‌ها از نظر کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی مناسب» از سال ۱۳۸۲ تاکنون در سایت کدال منتشر کرده است.

برای برآورد مدل‌های (۱) و (۲) و (۳) از روش رگرسیونی داده‌های ترکیبی و داده‌های سالانه استفاده شده است. مدل‌های (۴) و (۵) برای هر شرکت به‌صورت جداگانه، با داده‌های ماهانه (۱۳۲ ماه) و روش رگرسیونی حداقل مربعات معمولی برآورد شده‌اند.

۳-۵. جامعه و نمونه‌ی آماری

جامعه‌ی آماری پژوهش، شامل تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه‌ی زمانی یازده‌ساله‌ی ۱۳۸۲ تا پایان ۱۳۹۲ است. در انتخاب نمونه‌ی آماری، شرایط زیر اعمال شده‌است:

۱. پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد و در طول دوره‌ی مطالعه، تغییر سال مالی نداشته باشند؛

۲. سهام شرکت‌ها وقفه‌ی معاملاتی بااهمیت (بیش از ۱ ماه) نداشته باشد؛ این شرط با هدف محاسبه‌ی مقادیر قابل‌اتکا برای معیارهای واکنش تأخیری قیمت سهام و نبودتقارن اطلاعاتی اعمال شده است؛

۳. از شرکت‌های فعّال در صنایع بیمه‌ای و بانکی و سرمایه‌گذاری مالی نباشند؛

۴. داده‌های موردنیاز برای محاسبه‌ی متغیرها، در دسترس باشند.

با اعمال شرایط بالا، حجم نمونه‌ی آماری برابر ۱۱۲ شرکت شد که برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از آن استفاده گردیده است. داده‌های مربوط به شرکت‌های نمونه، به روش کتابخانه‌ای از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین، سایت کدال،[۶] سایت سازمان بورس اوراق[۷] و مراجعه به آرشیوهای آماری آن استخراج شده است.

۶. یافته‌های پژوهش

۱-۶. آماره‌های توصیفی

همانند کالن و همکاران (۲۰۱۲)، برای خنثی‌کردن اثر مشاهدات پرت، مشاهداتی که کوچک‌تر (بزرگ‌تر) از صدک اول (صدک ۹۹) هر یک از متغیرها در سطح شرکت بودند، حذف و به جای آن‌ها، مقدار معادل صدک اول (صدک ۹۹) هر متغیر جایگزین شده است. آماره‌های توصیفی پژوهش که شمایی کلی از وضعیت توزیع مشاهده‌ها را ارائه می‌کنند، در نگاره شماره ۱ ارائه شده‌اند.

نگاره ۱: آماره‌های توصیفی

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
Delay	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۳۸	۰/۰۱	۰/۰۷
Ln(FRQ)	۳/۹۶	۴/۳۱	۴/۶۰	۰/۷۸	۰/۶۴
Ln(Spread)	-۲/۷۱	-۲/۷۳	۰/۶۲	-۵/۴۳	۰/۹۰
Size	۱۱/۶۸	۱۱/۶۱	۱۵/۷۶	۷/۴۶	۱/۲۰
Liq	۹/۶۴	۹/۶۰	۱۳/۰۳	۶/۴۶	۱/۰۳
IOwn	۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۹۱	۰/۰۰	۰/۰۸
AQ	۰/۲۶	۰/۲۲	۰/۴۲	۰/۰۸	۰/۰۵
Loss	۰/۲۳	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۴۲

نتایج ارائه‌شده نشان می‌دهد که میـزان واکـنش تـأخیری قیمـت سـهام در شـرکت‌هـای بررسی‌شده، به‌طور میانگین ۰/۱۱ می‌باشد و حداکثر مقـدار آن ۰/۳۸ اسـت. ازآنجـاکـه مقـادیر معیار مذکور بین اعداد صفر و ۱ قرار می‌گیرند، می‌توان گفت که سـرعت انعکـاس اطلاعـات در قیمت‌های سهام شرکت‌های بررسی‌شده، نسبتاً مناسب بـوده اسـت. میـانگین (انحـراف معیـار) متغیرهای کیفیت گزارشگری مالی ۳/۹۶ (۰/۶۴) و نبودتقـارن اطلاعـاتی ۲/۷۱- (۰/۹۰) اسـت. درخصوص متغیرهای کنترلی نیز شرکت‌ها به‌طور متوسـط دارای انـدازه ۱۱/۶۸، نقـدشـوندگی سهام ۹/۶۴ هستند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که مالکان نهادی به‌طـور میـانگین مالـک حدود ۲۳درصد از سهام شرکت‌های بررسی‌شده هستند و کیفیت اقـلام تعهـدی آن‌هـا بـه‌طـور میانگین ۰/۲۶ است؛ همچنین، نتایج نشان می‌دهد که در حدود ۲۳درصد از سال-شـرکت‌هـای بررسی‌شده، شرکت‌ها زیان‌ده بوده‌اند.

۲-۶. تحلیل همبستگی متغیرها

به‌منظور بررسی شدت و جهت همبستگی خطی بین متغیرهای پژوهش (به‌جـز متغیـر دو ارزشی Loss)، از آزمون ضرایب همبستگی پیرسون استفاده گردیده و نتایج آن در نگاره شماره ۲ ارائه شده است.

نگاره ۲: ضرایب همبستگی پیرسون

متغیرها	Delay	Ln(FRQ)	Ln(Spread)	Size	Liq	IOwn	AQ
Delay	۱						
Ln(FRQ)	-۰/۳۳*** (۰/۰۰)	۱					
Ln(Spread)	۰/۵۲** (۰/۰۳)	-۰/۱۲*** (۰/۰۰)	۱				
Size	۰/۰۱ (۰/۹۰)	۰/۰۲ (۰/۳۹)	۰/۰۲* (۰/۰۷)	۱			
Liq	-۰/۴۲** (۰/۰۰)	۰/۰۲ (۰/۴۴)	-۰/۰۳** (۰/۰۳)	-۰/۰۶** (۰/۰۴)	۱		

متغیرها	Delay	Ln(FRQ)	Ln(Spread)	Size	Liq	IOwn	AQ
IOwn	-۰/۰۳**	۰/۱۱*	-۰/۰۳	-۰/۰۳	۰/۰۳	۱	
	(۰/۰۲)	(۰/۰۷)	(۰/۲۴)	(۰/۳۴)	(۰/۳۷)		
AQ	-۰/۰۸**	۰/۱۴**	-۰/۰۲**	۰/۰۷**	-۰/۰۱	۰/۰۴*	۱
	(۰/۰۴)	(۰/۰۲)	(۰/۰۴)	(۰/۰۱)	(۰/۹۳)	(۰/۰۶)	

*** و ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱درصد و ۵درصد و ۱۰درصد

نتایج نشان می‌دهد که بین واکنش تأخیری قیمت سهام و کیفیت گزارشگری مالی (۰/۳۳-) همبستگی منفی و معناداری در سطح ۱درصد وجود دارد. این موضوع نشان می‌دهد که با افزایش کیفیت گزارشگری مالی، میزان واکنش تأخیری قیمت سهام کاهش می‌یابد؛ همچنین، ضریب همبستگی بین واکنش تأخیری قیمت سهام و نبودتقارن اطلاعاتی (۰/۵۲) در سطح ۵درصد، مثبت و معنادار است و با افزایش نبودتقارن اطلاعاتی، سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام کاهش می‌یابد. نتایج حاصله، شواهد اولیه را برای مردودندانستن فرضیه‌های پژوهش فراهم می‌آورند. بااین‌حال، برای نتیجه‌گیری دقیق‌تر در این زمینه و درنظرگرفتن اثر متغیرهای کنترلی، در بخش‌های آتی از تحلیل رگرسیون استفاده خواهد شد. ضریب همبستگی بین واکنش تأخیری قیمت سهام و نقدشوندگی سهام (۰/۴۲-) در سطح ۱ درصد و همبستگی بین واکنش تأخیری قیمت سهام و متغیرهای میزان مالکیت نهادی (۰/۰۳-) و کیفیت اقلام تعهدی (۰/۰۸-) در سطح ۵درصد، معنادار است. این موضوع نشان می‌دهد که با افزایش در میزان نقدشوندگی سهام و درصد سهام مالکان نهادی و نیز افزایش کیفیت اقلام تعهدی، میزان واکنش تأخیری قیمت سهام کاهش می‌یابد. این نتایج با یافته‌های دیاموند و ورشیا (۱۹۹۱)، هو و موسکوویتز (۲۰۰۵) و رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) مشابهت دارند.

وجود همبستگی معنادار بین کیفیت گزارشگری مالی و متغیرهای نبودتقارن اطلاعاتی (۰/۱۲-) و میزان مالکیت نهادی (۰/۱۱) و کیفیت اقلام تعهدی (۰/۱۴) نشان می‌دهد، در شرکت‌هایی که درصد سهام مالکان نهادی بیشتر است و کیفیت اقلام تعهدی بهتر می‌باشد و کیفیت افشای بالاتری دارند، نبودتقارن اطلاعاتی کمتر است. همچنین، وجود ضریب

همبستگی معنادار بین نبودتقارن اطلاعاتی و متغیرهای اندازه‌ی شرکت (۰/۰۲) و نقدشوندگی سهام (۰/۰۳-) و کیفیت اقلام تعهدی (۰/۰۲-) نشان می‌دهد، در شرکت‌های بزرگ‌تر، شرکت‌هایی با درجه‌ی بالاتر نقدشوندگی سهام و شرکت‌هایی که کیفیت اقلام تعهدی بالاتری دارند، نبودتقارن اطلاعاتی کمتر است.

۳-۶. تحلیل پایایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌ها، باید پایایی[۸] متغیرها بررسی شود. وجود متغیرهای ناپایا در مدل رگرسیون سبب می‌شود که آزمون‌های تی استیودنت و فیشر اعتبار لازم را نداشته نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط توزیع‌های مذکور، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون‌های آماری نباشند (نوفرستی، ۱۳۸۷). برای بررسی پایایی متغیرهای پژوهش، از آزمون‌های ریشه واحد ایم، پسران و شین[۹] و دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[۱۰] و آزمون فیلیپس-پرون[۱۱] استفاده شده و نتایج در نگاره شماره (۳) ارائه گردیده است. نتایج تمام آزمون‌های ریشه واحد نشان می‌دهند که تمام متغیرهای پژوهش در سطح ۱درصد پایا هستند و استفاده از آن‌ها در برآورد مدل‌های پژوهش، به نتایج کاذب منجر نمی‌شود.

نگاره ۳: نتایج آزمون‌های پایایی متغیرها

متغیرها	آزمون ایم، پسران و شین		آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته		آزمون فیلیپس-پرون	
	آماره W	معناداری	آماره χ^2	معناداری	آماره χ^2	معناداری
Delay	-۱۹/۶۳	۰/۰۰	۷۶۷/۵۲	۰/۰۰	۸۸۰/۳۵	۰/۰۰
Ln(FRQ)	-۱۴/۹۴	۰/۰۰	۶۳۹/۴۰	۰/۰۰	۸۱۳/۰۲	۰/۰۰
Ln(Spread)	-۲۰/۷۷	۰/۰۰	۷۹۴/۶۲	۰/۰۰	۹۸۲/۰۶	۰/۰۰
Size	-۱۹/۰۱	۰/۰۰	۷۴۶/۳۲	۰/۰۰	۸۸۹/۶۱	۰/۰۰
Liq	-۱۷/۵۷	۰/۰۰	۷۰۳/۰۹	۰/۰۰	۷۵۸/۸۰	۰/۰۰
IOwn	-۱۸/۴۵	۰/۰۰	۷۳۱/۴۹	۰/۰۰	۸۷۹/۴۵	۰/۰۰
AQ	-۱۷/۳۲	۰/۰۰	۶۸۳/۶۹	۰/۰۰	۷۹۹/۵۰	۰/۰۰

تذکر: تمام آماره‌ها در سطح ۱درصد معنادارند.

۴-۶. نتایج تحلیل رگرسیون

۱-۴-۶. نتایج آزمون فرضیه‌ی اول پژوهش

برای آزمون فرضیه‌ی اول، مدل (۱) با رویکرد داده‌های ترکیبی[۱۲] برآورد شده و نتایج آن در نگاره شماره ۴ ارائه گردیده است.

نگاره ۴: نتایج آزمون فرضیه‌ی اول پژوهش

متغیرها	ضریب	آماره‌ی تی استیودنت	معناداری	عامل تورم واریانس
عرض از مبدا	۳/۰۷*	۱/۶۹	۰/۰۹	---
Ln(FRQ)	-۰/۴۷**	-۲/۵۰	۰/۰۱	۱/۱۰
Size	-۰/۰۷	-۰/۷۳	۰/۴۷	۱/۰۱
Liq	-۰/۲۷**	-۲/۲۴	۰/۰۳	۱/۱۵
IOwn	-۲/۷۵*	-۱/۹۷	۰/۰۵	۱/۰۰
AQ	-۴/۵۲**	-۲/۰۵	۰/۰۴	۱/۰۱
Loss	-۱/۲۰***	-۳/۹۰	۰/۰۰	۱/۲۶
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۶۳/۶۱٪	آماره‌ی چاو (معناداری)	۱/۲۸ (۰/۲۳)	
آماره‌ی فیشر (معناداری)	۳۵۹/۶۲*** (۰/۰۰)	آماره‌ی بروش-پاگان (معناداری)	۰/۱۵ (۰/۷۰)	
دوربین-واتسون	۱/۷۶	آماره‌ی هاسمن (معناداری)	---	
آماره‌ی وولدریج (معناداری)	۰/۳۲ (۰/۴۱)	آماره‌ی نسبت راستنمایی (معناداری)	۰/۱۶ (۰/۶۷)	

*** و ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱درصد و ۵درصد و ۱۰درصد

معنادارنبودن آماره‌های چاو[۱۳] (۱/۲۸) و بروش-پاگان[۱۴] (۰/۱۵) نشان می‌دهد که برای برآورد مدل (۱)، الگوی داده‌های تلفیقی،[۱۵] به‌ترتیب بر الگوهای اثرات ثابت[۱۶] و اثرات تصادفی[۱۷] ارجحیت دارد. نتایج برآورد مدل (۱) با استفاده از الگوی داده‌های تلفیقی نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۳/۰۷) در سطح ۱۰درصد، ضریب متغیرهای کیفیت گزارشگری مالی (۰/۴۷-) و

متغیر دوارزشی زیان‌ده بودن شرکت (۱/۲۰-) در سطح ۱درصد و ضریب متغیرهای نقدشوندگی سهام (۰/۲۷-)، میزان مالکیت نهادی (۲/۷۵-) و کیفیت اقلام تعهدی (۴/۵۲-) در سطح ۵درصد معنادارند. مقادیر آماره‌ی عامل تورم واریانس[۱۸] نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل با هم مشکل هم‌خطی ندارند. معناداری آماره‌ی فیشر[۱۹] (۳۵۹/۶۲) بیانگر معناداری کلی مدل (۱) است. ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۱) حدود ۶۴درصد از تغییرات واکنش تأخیری قیمت سهام را تبیین می‌کنند. مقدار آماره‌ی دوربین-واتسون[۲۰] (۱/۷۶) و معنادارنبودن آماره‌ی وولدریج[۲۱] (۰/۳۲) نشان می‌دهد که باقیمانده‌های مدل (۱) با هم خودهمبستگی‌سریالی ندارند. همچنین، معنادارنبودن آماره‌ی نسبت راستنمایی[۲۲] (۰/۱۶)، نشان‌دهنده‌ی نبود مشکل ناهمسانی واریانس در اجزای اخلال مدل (۱) است؛ بنابراین، نتایج برآورد مدل (۱) کاذب نیست و برای آزمون فرضیه‌ی اول پژوهش می‌توان بدان اتکا کرد.

منفی و معنادار بودن ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی (۰/۴۷-) نشان می‌دهد که وقتی کیفیت افشای اطلاعات مالی ازسوی شرکت افزایش می‌یابد، میزان واکنش تأخیری قیمت سهام کاهش یافته، اطلاعات منتشرشده با سرعت بیشتری در قیمت سهام انعکاس می‌یابد؛ بنابراین، فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود.

۲-۴-۶. نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

برای آزمون فرضیه دوم، مدل (۲) نیز با روش داده‌های ترکیبی برآورد شده و نتایج آن در نگاره شماره (۵) ارائه گردیده‌است. معناداری آماره چاو (۱/۳۰) در سطح ۵درصد نشان می‌دهد که در برآورد مدل (۲)، الگوی اثرات ثابت نسبت به الگوی داده‌های تلفیقی اولویت دارد. همچنین، معنادار بودن آماره بروش-پاگان (۴/۰۲) در سطح ۵درصد بیان می‌کند که برای برآورد مدل (۲)، استفاده از الگوی اثرات تصادفی نیز بر بکارگیری الگوی داده‌های تلفیقی برتری دارد. عدم معناداری آماره هاسمن (۹/۲۲) نیز نشان می‌دهد که برای برآورد مدل (۲)، الگوی اثرات تصادفی نسبت به الگوی اثرات ثابت برتر است.

نگاره ۵: نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیرها	ضریب	آماره تی استیودنت	معناداری	عامل تورم واریانس
عرض از مبدا	۰/۵۷	۰/۳۶	۰/۷۲	---
Ln(Spread)	۰/۳۸***	۲/۹۶	۰/۰۰	۱/۲۱
Size	-۰/۱۰	-۰/۵۶	۰/۵۸	۱/۰۱
Liq	-۰/۲۴**	-۲/۱۶	۰/۰۳	۱/۱۷
IOwn	-۳/۱۴**	-۲/۴۷	۰/۰۱	۱/۰۱
AQ	-۳/۶۰*	-۱/۸۰	۰/۰۷	۱/۰۱
Loss	-۰/۴۷	-۱/۵۹	۰/۱۱	۱/۳۸
ضریب تعیین تعدیل شده	۵۳/۹۴٪	آماره چاو (معناداری)	۱/۳۰** (۰/۰۲)	
آماره فیشر (معناداری)	۴۷۸/۲۵*** (۰/۰۰)	آماره بروش-پاگان (معناداری)	۴/۰۲** (۰/۰۴)	
دوربین-واتسون	۱/۷۲	آماره هاسمن (معناداری)	۹/۲۲ (۰/۱۶)	
آماره وولدریج (معناداری)	۰/۸۱ (۰/۲۲)	آماره نسبت راستنمایی (معناداری)	۰/۵۳ (۰/۳۶)	

*** و ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱درصد و ۵درصد و ۱۰درصد

نتایج برآورد مدل (۲) با استفاده از الگوی اثرات تصادفی نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای نبودتقارن اطلاعاتی (۰/۳۸) و میزان مالکیت نهادی (۳/۱۴-) در سطح ۱درصد، ضریب نقدشوندگی سهام (۰/۲۴-) در سطح ۵درصد و ضریب کیفیت اقلام تعهدی (۳/۶۰-) در سطح ۱۰درصد معنادارند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس نیز بیانگر عدم وجود مشکل همخطی در بین متغیرهای مستقل مدل (۲) هستند. معنادار بودن آماره فیشر (۴۷۵/۲۵) نشان می‌دهد که مدل (۲) در کل، معنادار است. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۲) حدود ۵۴ درصد از تغییرات واکنش تاخیری قیمت سهام را توضیح می‌دهند. آماره دوربین-واتسون (۱/۷۲) و آماره وولدریج (۰/۸۱) نیز نشان می‌دهند که بین پسماندهای مدل (۲) خودهمبستگی‌سریالی وجود ندارد. همچنین، معنادار نبودن آماره نسبت

راستنمایی (۰/۵۳) بیانگر عدم وجود مشکل ناهمسانی واریانس در اجزای اخلال مدل (۲) است. بنابراین، برای آزمون فرضیه دوم پژوهش می‌توان به نتایج برآورد مدل (۲) اتکا کرد.

مثبت و معنادار بودن ضریب متغیر نبودتقارن اطلاعاتی (۰/۳۸) نشان می‌دهد که با افزایش نبودتقارن اطلاعاتی، میزان واکنش تاخیری قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد و اطلاعات منتشر شده با سرعت کمتر و تاخیر زمانی بیشتری در قیمت سهام منعکس می‌شوند. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش نیز رد نمی‌گردد.

۳-۴-۶. نتایج آزمون فرضیه‌ی سوم پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیه‌ی سوم پژوهش، مدل (۳) با رویکرد داده‌های ترکیبی برآورد شده است. معناداری آماره‌های چاو (۳/۲۳) و بروش-پاگان (۵/۶۱) در سطح ۱درصد و معنادارنبودن آماره‌ی هاسمن (۴/۰۸) نشان می‌دهد که در برآورد مدل (۳) باید از الگوی اثرات تصادفی استفاده شود؛ بنابراین، مدل (۳) با استفاده از الگوی مذکور برآورد شده و نتایج آن در جدول (۶) ارائه گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای کیفیت گزارشگری مالی (۰/۳۶-) و نقدشوندگی (۰/۳۱-) در سطح ۵درصد، ضریب متغیرهای نبودتقارن اطلاعاتی (۰/۲۵) و درصد مالکیت نهادی (۳/۰۶-) در سطح ۱درصد و ضریب کیفیت اقلام تعهدی (۴/۲۴-) در سطح ۱۰درصد معنادارند.

نگاره ۶: نتایج آزمون فرضیه‌ی سوم پژوهش

متغیرها	ضریب	آماره‌ی تی استیودنت	معناداری	عامل تورم واریانس
عرض از مبدا	-۰/۲۳	-۰/۳۶	۰/۷۲	---
Ln(FRQ)	-۰/۳۶**	-۲/۲۴	۰/۰۳	۱/۱۱
Ln(Spread)	۰/۲۵***	۲/۸۳	۰/۰۰	۱/۲۳
Size	-۰/۰۸	-۰/۴۸	۰/۶۴	۱/۰۷
Liq	-۰/۳۱**	-۲/۳۱	۰/۰۳	۱/۲۲
IOwn	-۳/۰۶***	-۲/۷۱	۰/۰۰	۱/۰۷
AQ	-۴/۲۴*	-۱/۷۶	۰/۰۸	۱/۰۳
Loss	-۰/۶۸	-۱/۴۴	۰/۱۶	۱/۲۱

متغیرها	ضریب	آماره‌ی تی استیودنت	معناداری	عامل تورم واریانس
ضریب تعیین تعدیل‌شده	٪۶۸/۷۳	آماره‌ی چاو (معناداری)	۳/۲۳*** (۰/۰۰)	
آماره‌ی فیشر (معناداری)	۵۱۳/۳۱*** (۰/۰۰)	آماره‌ی بروش-پاگان (معناداری)	۵/۶۱*** (۰/۰۰)	
دوربین-واتسون	۱/۸۱	آماره‌ی هاسمن (معناداری)	۴/۰۸ (۰/۵۵)	
آماره‌ی وولدریج (معناداری)	۰/۷۶ (۰/۲۵)	آماره‌ی نسبت راستنمایی (معناداری)	۰/۸۸ (۰/۲۷)	
آماره‌ی والد (معناداری)	-۳/۱۱** (۰/۰۴)			

*** و ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱درصد و ۵درصد و ۱۰درصد

آماره‌ی عامل تورم واریانس نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۳) با هم هم‌خط نیستند. معناداری آماره‌ی فیشر (۵۱۳/۳۱) بیانگر معناداری کلی مدل (۳) است و ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۳) حدود ۶۹درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. آماره‌ی دوربین-واتسون (۱/۸۱) و معنادارنبودن آماره‌ی وولدریج (۰/۷۶) نیز بیانگر آن هستند که بین باقیمانده‌های مدل (۳) خودهمبستگی‌سریالی وجود ندارد. همچنین، معنادارنبودن آماره‌ی نسبت راستنمایی (۰/۸۸)، نشان‌دهنده‌ی نبود مشکل ناهمسانی واریانس در باقیمانده‌های مدل (۳) است و نتایج برآورد مدل مذکور برای آزمون فرضیه‌ی سوم پژوهش قابل‌اتکاست.

معنادارنبودن آماره‌ی والد[۲۳] (۳/۱۱) در سطح ۵درصد نشان می‌دهد که قدرمطلق ضریب کیفیت گزارشگری مالی و قدرمطلق ضریب نبودتقارن اطلاعاتی، اختلاف معناداری با هم دارند. این موضوع که بیانگر رد فرضیه‌ی سوم پژوهش است، بدان معناست که در تبیین نوسانات متغیر وابسته، دو متغیر کیفیت گزارشگری مالی و نبودتقارن اطلاعاتی نقش مستقلی ایفا می‌کنند؛ در عین حال، بزرگ‌تر بودن اندازه‌ی ضریب کیفیت گزارشگری مالی در مقایسه با اندازه‌ی ضریب نبودتقارن اطلاعاتی، نشان می‌دهد که کیفیت گزارشگری مالی (نسبت‌به

نبودتقارن اطلاعاتی) تأثیر بیشتری روی واکنش تأخیری قیمت سهام (البته در جهتی مخالف با نبودتقارن اطلاعاتی) دارد.

۷. بحث و نتیجه‌گیری

در بازاری با سرمایه‌گذاران منطقی و وجود اطلاعات کامل، اطلاعات به‌سرعت و به‌طور کامل در قیمت‌های سهام انعکاس می‌یابد. بااین‌حال، حجم زیادی از پژوهش‌ها، مباحث مربوط به نواقص اطلاعات (مانند نبودتقارن اطلاعاتی و کیفیت نازل اطلاعات) را بررسی کرده و نشان داده‌اند که اطلاعات ناقص و مبهم، از کشف بهنگام قیمت سهام جلوگیری می‌کنند و سرعت تأثیر اطلاعات را بر قیمت‌های سهام کاهش می‌دهند. در این پژوهش، رابطه‌ی کیفیت گزارشگری مالی و نبودتقارن اطلاعاتی، با میزان واکنش تأخیری قیمت سهام بررسی شده است.

نتایج نشان می دهد که با افزایش کیفیت افشا، اطلاعات منتشره با تأخیر کمتری در قیمت‌های سهام انعکاس می‌یابند. دلیل این پدیده آن است که افزایش در کیفیت گزارش‌های مالی، جوانب مبهم اطلاعات را کاهش می‌دهد و باعث می‌شود سرمایه‌گذاران زمان کمتری برای پردازش اطلاعات صرف کنند و در قیمت‌گذاری سهام کمتر دچار اشتباه شوند. این موضوع موجب می‌شود تا اخبار و اطلاعات با سرعت و دقت بیشتری در قیمت سهام انعکاس یابند و واکنش تأخیری قیمت سهام کاهش یابد. نتیجه‌ی حاصله با یافته‌های کالن و همکاران (۲۰۱۲)، جوانمرد و پورموسی (۱۳۹۲)، پورزمانی و قمری (۱۳۹۳) و حساس‌یگانه و امیدی (۱۳۹۳) سازگار است.

نتایج پژوهش بیان می‌کند که با افزایش نبودتقارن اطلاعاتی، سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام کاهش یافته، میزان واکنش تأخیری قیمت سهام افزایش می‌یابد. دلیل آن است که در شرایط نبودتقارن اطلاعاتی، سهامداران برای اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، با درجات بیشتری از ابهام و مخاطره روبه‌رو هستند. به همین دلیل، آنان برای کاهش ریسک تصمیم‌های جدید سرمایه‌گذاری، زمان بیشتری صرف کرده، اطلاعات دقیق‌تری گردآوری می‌کنند. این موضوع موجب افزایش در واکنش تأخیری قیمت سهام می‌شود. نتایج با یافته‌های گوردن و وو (۲۰۱۴) مشابهت دارد. همچنین، یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که کیفیت افشا (در مقایسه با نبودتقارن اطلاعاتی)، تأثیر بیشتری روی واکنش تأخیری قیمت سهام دارد و هر

دو متغیر ذکرشده نقش مستقلی در تبیین نوسانات واکنش تأخیری قیمت سهام دارند؛ به عبارت دیگر، برای توضیح تغییرات واکنش تأخیری قیمت سهام، متغیرهای کیفیت گزارشگری مالی و نبودتقارن اطلاعاتی نسبت‌به هم محتوای اطلاعاتی افزایشی دارند و جانشین یکدیگر نیستند.

۸. پیشنهادهای کاربردی

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که وقتی کیفیت گزارشگری مالی افزایش و نبودتقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد، واکنش تأخیری قیمت سهام زیاد می‌شود. با توجه به نتایج پژوهش و پیامدهای منفی واکنش تأخیری قیمت سهام، به مدیران توصیه می‌شود که با ارائه‌ی گزارش‌های مالی باکیفیت، مانع از بروز پدیده‌ی مذکور شوند. البته افزایش کیفیت گزارش‌های مالی هزینه‌هایی بر شرکت تحمیل خواهد کرد؛ باوجوداین باعث می‌شود که شرکت‌ها از مضرات واکنش تأخیری قیمت سهام مصون بمانند. در این مسیر، حسابرسان نیز می‌توانند نقش چشم‌گیری ایفا کنند. همچنین، به مدیران و دست‌اندرکاران بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود تا با اتخاذ سیاست‌های مناسب، در جهت شفاف‌سازی فضای اطلاعاتی بازار و کاهش نبودتقارن اطلاعاتی، قدم‌های جدی بردارند و بسترهای لازم را برای افزایش سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام فراهم کنند، چراکه این اقدام، کارایی اطلاعاتی و به تبع آن کارایی تخصیصی بازار سرمایه را به دنبال خواهد داشت.

۹. پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

به‌دلیل اهمیت کشف عوامل تأثیرگذار بر میزان واکنش تأخیری قیمت سهام و برخورد با آن‌ها، به پژوهشگران توصیه می‌شود تأثیر مؤلفه‌های کلان اقتصادی (نوسان‌های نرخ ارز و قیمت نفت و طلا و نرخ تورم) را بر میزان واکنش تأخیری قیمت سهام بررسی کنند. همچنین، در این راستا توصیه می‌شود که پژوهشگران آتی، تأثیر ۱) میزان سرمایه‌گذاری‌های سازمان بورس اوراق بهادار در فناوری اطلاعات، ۲) ساختار سرمایه و ساختار مالکیت و ۳) ساختار حاکمیت شرکتی (مانند اندازه و تخصص حسابرس و استقلال هیئت مدیره) را بر واکنش تأخیری قیمت سهام بررسی کنند.

۱۰. محدودیت‌های پژوهش

در انجام بسیاری از پژوهش‌های حسابداری فرض می‌شود که بازار سرمایه، از کارایی اطلاعاتی نسبی برخوردار است (جرجنسون و همکاران، ۲۰۱۱)؛ در حالی که پژوهش‌های پیشین داخلی (مانند، فدایی‌نژاد، ۱۳۷۳؛ قالیباف اصل و ناطقی، ۱۳۸۵) کارایی بورس تهران را صرفاً در سطح ضعیف تأیید می‌کنند. به‌علاوه، کوچک و کم‌عمق بودن بازار اوراق بهادار تهران (که موجب کوچک‌شدن نمونه‌ی آماری پژوهش شده است) و اِعمال قواعد دستوری مانند حجم مبنا و دامنه‌ی نوسان در بازار که روی برخی متغیرها به‌ویژه بازده سهام (بهارمقدم و کواروبی، ۱۳۹۱) تأثیر دارد و نیز درنظرنگرفتن تأثیر تورم بر متغیرهای پژوهش حاضر (که درنظرگرفتن آن خود نیازمند مطالعه جدیدی است)، همگی بر نتایج پژوهش اثر گذاشته، قابلیت تعمیم یافته‌های آن را محدود می‌کنند.

یادداشت‌ها

1 Stock price delay
2 Capital Assets Pricing Model (CAPM)
3 Cognitive limitations
4 http://www.cbi.ir/
5 Stata
6 www.Codal.ir
7 www.IrBourse.com
8 Stationarity
9 Im, Pesaran and Shin
10 Augmented Dicky-Fuller (ADF)
11 Phillips-Perron (PP)
12 Panel data
13 Chow
14 Breusch-Pagan
15 Pooled data
16 Fixed effects model
17 Random effects model
18 Variance Inflation Factor (VIF)
19 Fisher
20 Durbin-Watson
21 Wooldridge
22 Likelihood ratio
23 Wald test

منابع

الف. فارسی

ابراهیمی کردلر، علی؛ حیدری رستمی، کرامت الله و عمرانی، حامد. (۱۳۹۲). تأثیر ترکیب هیئت مدیره بر محافظه‌کاری و به هنگام بودن شناسایی و گزارش اخبار خوب و بد در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات حسابداری و حسابرسی*، ۲

(۵):۲۱-۴۸.

بهارمقدم، مهدی و کوارویی، طیبه. (۱۳۹۱). ارتباط روزها و ماه‌های سال، متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۴(۲): ۱-۲۶.

پورزمانی، زهرا و قمری، منا. (۱۳۹۳). ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۶ (۲۱): ۹۱-۱۱۶.

جوانمرد، مهدی و علی اکبر پورموسی. (۱۳۹۲). اثر گزارش اطلاعات شرکت‌ها بر رفتار روزانه‌ی بازار سهام تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۳ (۹): ۱۱۳-۱۳۳.

حساس یگانه، یحیی و امیدی، الهام. (۱۳۹۳). رابطه‌ی کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۱ (پیاپی ۴۲): ۳۱-۵۸.

خانی، عبدالله و فراهانی، داوود. (۱۳۸۷). ارزیابی کارایی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ضریب تعدیل قیمت. *مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان (ویژه‌نامه اقتصادی)*، ۳ (پیاپی ۳۱): ۵۵-۷۲.

خدامی‌پور، احمد؛ امیدی، محمد و محمدرضاخانی، وحید. (۱۳۹۳). بررسی رابطه‌ی بین سرعت تعدیلات قیمت و تغییرات کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۶ (۲): ۲۷-۵۲.

رحمانی، علی؛ یوسفی، فرزانه و رباط‌میلی، مژگان. (۱۳۹۱). کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر در تعدیل قیمت سهم و قابلیت پیش‌بینی بازده‌های آتی. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۵ (پیاپی ۲۰): ۱۳۷-۱۵۸.

فدایی‌نژاد، اسماعیل. (۱۳۷۳). آزمون شکل ضعیف نظریه ی کارای بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۲ (۵و۶): ۶-۲۶.

قالیباف اصل، حسن و ناطقی، محبوبه. (۱۳۸۵). بررسی کارایی در سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۹ (۱): ۴۷-۶۶.

مهرآرا، محسن و عبدلی، قهرمان. (۱۳۸۵). نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران. *فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸ (پیاپی ۲۶): ۲۵-۴۰.

نوفرستی، محمد. (۱۳۸۷). *ریشه واحد و همجمعی*. تهران، انتشارات رسا.

ب. انگلیسی

Akins, B., Ng, J., & Verdi, R. (2012). Investor competition over information and the pricing of information asymmetry. *The Accounting Review*, *87*(1), 35-58.

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time series effects. *Journal of Financial Markets*, *5*(1), 31-56.

Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223-249.

Amihud, Y. & Mendelson, H. (1987). Trading mechanism and stock returns: An Eempirical investigation. *Journal of Finance*, *42*(3), 533-553.

Badrinath, S. G., Kale, J. R. & Noe, T. H. (1995). Of shepherds, sheep, and the cross-autocorrelations in equity returns. *Review of Financial Studies,* 8 (2), 401-430.

Barry, C. & Brown, S. (1984). Differential information and the small firm effect. *Journal of Financial Economics,* 13(2), 283-294.

Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 3-37.

Callen, J., Govindaraj, S. & Xu, L. (2000). Large time and small noise asymptotic results for mean reverting diffusion processes with applications. *Economic Theory*, 16(2), 401-419.

Callen, J., Khan, M. & Lu, H. (2012). Accounting quality, stock price delay, and future stock returns. *Contemporary Accounting Research*, *30*(1), 269-295.

Chordia, T. & Swaminathan, B. (2000). Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns. *Journal of Finance*, *55*(2), 913-935.

Chordia, T. & Swaminathan, B. (2004). Incomplete information, trading costs and cross-autocorrelations in stock returns. *Economic Notes*, 33(1), 145-181.

Diamond, D. & Verrecchia, R. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 46(4), 1325˚1359.

Eom, C. (2015). Do foreign investors help the price discovery process? Evidence from Korea. Retrieved on 22 June 2015 from *http://ssrn.com/abstract=2553033*.

Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.

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

Gordon, N. & Wu, Q. (2014). Informed trade, uninformed trade, and stock

price delay. Retrieved on 22 June 2015 from *http://ssrn.com/abstract=2209073.*

Hirshleifer, D. & Teoh, S.H. (2003). Limited attention, information disclosure, and financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 36(1-3), 337-386.

Holden, C. & Subrahmanyam, A. (1992). Long-lived private information and imperfect competition. *Journal of Finance,* 47(1), 247˚270.

Hou, K. & Moskowitz, T. (2005). Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies,* 18(3), 981-1020.

Jorgensen, B. N., Lee, Y. G. & Yoo, Y. K. (2011). The valuation accuracy of equity value estimates inferred from conventional empirical implementations of the abnormal earnings growth model: US evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*, 38 (3-4), 446-471.

Koutmos, G. F. (1999). Asymmetric price and volatility adjustments in emerging Asian stock markets. *Journal of Business Finance and Accounting*, 26(1-2), 83-101.

Lambert, R., Leuz, C. & Verrecchia, R. (2007). Accounting information, disclosure, and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 45(2), 385-420.

Lee, C.H., Hsieh, T. & Cheng, L. (2010). Financial reporting quality and speed of price adjustment. *International Research Journal of Finance and Economics*, *53*, 134-143.

Merton, R. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance,* 42(3), 483-510.

Peng, L. & Xiong, W. (2006). Investor attention, overconfidence and category learning. *Journal of Financial Economics,* 80(3), 563-602.

Sun, P. W. and B, Yu. (2014). Managerial structure and stock price delay in China. Retrieved on 22 June 2015 from *http://ssrn.com/abstract=2542534.*

Venkatesh, P. C. & Chiang, R. (1986). Information asymmetry and the eealesss ii d-ask spread: A case study of earnings and dividend announcements. *The Journal of Finance, 41*(5), 1089-1102.

Verrecchia, R. (1980). The rapidity of price adjustments to information. *Journal of Accounting and Economics*, *2*(1), 63-92.