پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال سوم، شماره ۱۲، تابستان ۱۳۹۳، صص ۲۱ - ۴۵

کیفیت اطلاعات حسابداری و تعدیل قیمت سهام

مژگان رباط‌میلی *، حسین علوی طبری **، علی ثقفی***

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۲۴

تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۳/۳۱

چکیده

در این تحقیق ارتباط کیفیت اطلاعات حسابداری با تاخیردر تعدیل قیمت سهام بر اساس رویکری جدید مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به مبانی نظری، تاخیردر تعدیل قیمت سهام به عنوان متغیر وابسته، با استفاده ار مدل هو و ماسکوویتز (۲۰۰۵) اندازه‌گیری شد. سپس، متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری در قالب سه گروه شامل، متغیرهای شاخص کیفیت سود، متغیرهای شاخص ارایه نادرست صورت‌های مالی و متغیرهای حسابداری محرک ریسک به عنوان متغیرهای مستقل محاسبه شدند. آن‌گاه فرضیه تحقیق طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ از طریق مدل رگرسیون با استفاده از داده‌های ترکیبی و بر مبنای مدل پولد، با استفاده از نمونه‌ای مشتمل بر ۹۳ شرکت و ۱۰۲۳ مشاهده مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد؛ 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 تاخیردر تعدیل به هنگام قیمت سهام می‌شود.

واژه‌های کلیدی: کیفیت اطلاعات، تاخیردر تعدیل قیمت.

طبقه‌بندی موضوعی: M41, M43, M45, G34, M40

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه الزهرا (س)، (نویسنده مسئول) (Mili.Mozh @ gmail .com).

** دانشیار دانشگاه الزهرا (س)، (Shalavitabari@gmail.com).

*** استاد حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، (saghfi@yahoo.com)

مقدمه

حجم وسیعی از تحقیقات مستند نموده اند؛ اطلاعات حسابداری بخشی از مجموعه اطلاعاتی است که سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی برای دستیابی به ارزش برآوردی سهام مورد استفاده قرار می‌دهند. اگر چه صورت‌های مالی به صورت دوره‌ای منتشر می شود، سایر اطلاعات مربوط، اعم از اطلاعات مربوط به شرکت و بازار بین تاریخ‌های انتشار بعدی به بازار منعکس می‌شود. در زمان انتقال اطلاعات مربوط، جریان‌های نقد برآوردی پیشین به هنگام شده و قیمت‌های برآوردی جدیدی شکل می‌گیرد. به این ترتیب فرآیند به هنگام‌سازی بر مبنای دو مجموعه از اطلاعات انجام می‌شود: اطلاعات جدیدی که اخیرا منتشر شده و اطلاعاتی که پیش از اطلاعات جدید در بازار موجود بوده است و عموما، شامل آخرین صورت‌های مالی است که منتشر شده است. از این رو اطلاعات صورت‌های مالی اخیر (و کیفیت آن) به دلیل آن‌که مبنای برآورد جریان‌های نقد قرار گرفته است، اطلاعات مربوط تلقی می‌شود (کالن و همکاران، ۲۰۱۳). بر اساس پارادیم بازار کارا، به هنگام شدن جریان‌های نقد برآوردی و تعدیل قیمت سهم، بلادرنگ و به صورت کامل اتفاق می‌افتد به دلیل آن‌که در این بازار هیچ‌گونه اصطکاکی از قبیل اطلاعات با کیفیت ضعیف وجود ندارد. در حالی که در بازار سرمایه ایران این پارادایم حاکم نیست. از این رو در فرآیند معاملاتی، اصطکاک‌های موجود در بازار منجر به تاخیرتعدیل قیمت سهم در مقابل اطلاعات جدیدی می شود که از نظر سیستماتیک متفاوت هستند. در میان عوامل متعددی مانند هزینه‌های معاملاتی، میزان مالکیت نهادی، محدودیت‌های فروش استقراضی، حجم معاملات، نسبت پوشش تحلیل‌گران، وجود سرمایه‌گذاران خارجی، اطلاعات ناقص و عدم تقارن اطلاعاتی به عنوان اصطکاک‌های موجود در بازار، ساز و کار عملکرد مشترکی است. این عوامل، ابزارهای انعکاس اطلاعات به بازار سرمایه محسوب می شوند، در صورتی که، به نحو نامناسب در بازار عمل کنند، تبدیل به اصطکاک‌های موجود در بازار و مانع از انعکاس کامل اطلاعات و تعدیل به هنگام قیمت سهام می‌شوند (لیم،۲۰۱۰). نتایج تحقیقات باری و براون (۱۹۸۴)، مرتون (۱۹۸۷)، ایسلی و همکاران (۲۰۰۲)، هو و ماسکویتز (۲۰۰۵)، لمبرت و همکاران (۲۰۰۷)، آکینز و همکاران (۲۰۱۲)، دلالت بر وجود اطلاعات معیوب از قبیل عدم تقارن اطلاعاتی و اطلاعات ناقص دارد. اطلاعات ناقص بالقوه مانع کشف به هنگام قیمت می شود و به این ترتیب تعدیل قیمت سهم به اطلاعات

با تاخیرانجام می‌شـــود (ورچیا، ۱۹۸۰؛ کالن و همکاران، ۲۰۰۰). ورچیا (۱۹۸۰) در قالب مدل نظری پس از تحلیل سـرعت تعدیل قیمت به اطلاعات جدید برحسـب کیفیت اطلاعات جدید انتشار یافته از سوی شرکت‌های مختلف با فرض ثبات اطلاعات پیشین دریافت، همان اندازه که اطلاعات جدید مربوط‌تر تلقی می‌شـــود ســـرعت تعدیل قیمت نیز افزایش می‌یابد. کالن و همکاران (۲۰۰۰) نیز معتقدند قیمت‌های ســـودار می‌تواند زاییده اطلاعات ضـــعیف باشـــد. همگرایی قیمت سهام با ارزش‌های بنیادی هنگامی اتفاق می‌افتد که اخلال در بازده سهام تقلیل یابد. همگرایی بیانگر آن اســت که تعدیل قیمت هنگامی اتفاق می‌افتد که واگرایی بین نظرات ســـرمایه گذاران کاهش یافته و از یکدیگر بیاموزند. همچنین، هنگامی که واگرایی بین ارزش های بنیادی با قیمت ســـهام افزایش می یابد، موضـــوع دلالت بر آن دارد که کیفیت مجموعه اطلاعات موجود کاهش یافته و اخلال‌گران مجددا به بازار مراجعت نموده‌اند.

برخی نظریه‌پردازان، کیفیت اطلاعات حســـابداری را از دو جنبه در نظر می‌گیرند. اول، انعکاس محتوای اطلاعاتی: یعنی حســـابداری باید اطلاعاتی مربوط برای پیش‌بینی ســـودهای مورد انتظار و جریان های نقد آتی ارائه کند (مربوط بودن). دوم، ارایه‌ی علامت در مورد ماندگاری سود: یعنی اطلاعات حسابداری باید منصفانه باشد و تصویر کاملی در مورد عملکرد شرکت، موقعیت و ریسک آن ارایه نماید (قابلیت اتکا) (ملو ای سوزا، ۲۰۰۰) بخشی از ادبیات حسابداری به بررسی عوامل تأثیرگذار بر کیفیت اطلاعات حسابداری پرداخته است. کیفیت اقلام تعهدی از جمله شاخص‌های با اهمیتی است که برای ردیابی کیفیت اطلاعات حسابداری مورد اســـتفاده قرار گرفته اســـت. کیفیت اقلام تعهدی به معنای وجود عدم اطمینان نســـبت به نقدشـــوندگی اقلام تعهدی اســـت. شـــرکت‌های دارای اقلام تعهدی با کیفیت بالا از کیفیت ضـــعیف اطلاعات حســـابداری برخوردارند. معیار کیفیت اقلام تعهدی در برگیرنده دو عامل موثر بر کیفیت اطلاعات حسابداری، شامل برآورد اشتباه در گزارش‌های مالی و فرصت طلبی مدیران است. دویل و همکاران (۲۰۰۷) و اشبوغ و همکاران (۲۰۰۸) شواهدی را فراهم نمودند کـه کنترل داخلی ضـــعیف منجر بـه افزایش کیفیـت اقلام تعهـدی می‌شـــود. (هـاتون و همکاران،۲۰۰۹؛ دیچو و همکاران، a2010) بر مبنای شـــواهد فراهم شـــده معتقدند، ارایه نادرســـت اقلام گزارش‌ها مالی با کیفیت اقلام تعهدی در ارتباط اســـت. جکســـون (۲۰۱۱) بر مبنای نتایج تحقیقات هاتون، دیچو و همکارانشان استنباط نمود؛ کیفیت اقلام تعهدی با کیفیت

اطلاعات حسابداری در ارتباط است. بنیش (۱۹۹۷) دریافت، احتمال دستکاری اقلام صورت‌های مالی با افزایش غیرمعمول حساب‌های دریافتنی، موجودی کالا، دارایی‌های نرم، کاهش حاشیه‌ی سود ناخالص، کاهش کیفیت دارایی‌ها، رشد فروش و رشد اقلام تعهدی افزایش می‌یابد. فروز و همکاران (۱۹۹۱) نیز دریافتند حساب‌های دریافتنی و موجودی کالا از جمله اقلام تعهدی است که عموما منشا ارایه نادرست صورت‌های مالی محسوب می‌شود. گاهی مدیریت از طریق تغییر در مفروضات و برآوردهای سایر دارایی‌ها به مدیریت سود اقدام می‌نماید. دیچو و همکاران (۲۰۱۰) معتقدند، دارایی های نرم[1] موجود در ترازنامه بخشی از دارایی‌های واحد تجاری به استثنای موجودی‌های نقد و بانک و اموال ثابت مشهود و نامشهود است که مدیریت از طریق این دارایی ها در کوتاه‌مدت می‌تواند سود را مدیریت نماید. سرانجام نتایج تحلیل آن‌ها نشان داد درصد دارایی‌های نرم در شرکت‌های با احتمال دستکاری مدیریت سود بالا، بیشتر است. و این موضوع دلالت بر آن دارد که این شرکت‌ها از پتانسیل بالایی در تغییر مفروضات به منظور تغییر سود برخوردار هستند.

با توجه به خلا موجود در این حوزه پژوهشی، این مساله مطرح می‌شود که کیفیت اطلاعات حسابداری از جمله‌ی یکی از مصادیق اطلاعات ناقص می‌تواند با تاخیردر تعدیل قیمت سهام در ارتباط باشد. به منظور پاسخگویی به مساله مطرح شده، در این تحقیق تلاش شده است تا با اندازه‌گیری میزان تاخیردر تعدیل قیمت سهام با استفاده از مدل هو و ماسکویتز (۲۰۰۵) به عنوان متغیر وابسته و برخی از متغیرهای حسابداری به عنوان شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری از منظر دقت در برآورد جریان‌های نقد آتی این مساله مورد بررسی قرار گیرد.

مروری بر پیشینه

تحقیقات مرتبط با چگونگی واکنش قیمت سهم به اطلاعات موجود در سطح بازار و اطلاعات خاص شرکت توجه ویژه‌ای را به خود اختصاص داده است. علاوه بر "جهت" و "میزان تغییر قیمت سهم"، بعد دیگری در فرضیه کارایی بازار شکل گرفته است که سرعت تعدیل قیمت با توجه به انتشار اطلاعات جدید است. در واقع سرعت، اثرات شتاب را اندازه گیری می‌کند (لیم و سیناکانا، ۲۰۱۰). طی سال‌های اخیر، گروهی از مطالعات در صدد بررسی ارتباط کیفیت اطلاعات اعم از حسابداری و غیر حسابداری با سرعت تعدیل قیمت سهام برآمده‌اند. در ادامه به برخی از آن‌ها پرداخته می‌شود. کالن و همکاران (۲۰۱۳)، اقدام به

بررسی رابطهٔ کیفیت اطلاعات حسابداری با تاخیردر تعدیل قیمت سهام و پیش بینی بازده آتی نمودند. کیفیت اطلاعات حسابداری در این تحقیق به عنوان دقت اطلاعات حسابداری منعکس شده به بازار در ارتباط با جریان‌های نقدی مورد انتظار شرکت تعریف شد. آن‌ها برای آزمون فرضیه خود نیازمند اندازه‌گیری معیارهای تجربی بر اساس دو سازه نظری بودند: تاخیرقیمت و کیفیت اطلاعات حسابداری. تاخیرقیمت بر اساس همبستگی بین بازده‌های شرکت و بازار در هفته جاری و چهار هفته گذشته بر مبنای مدل هو و ماسکوویتز(۲۰۰۵) اندازه‌گیری شد. کیفیت اطلاعات حسابداری با استفاده از اطلاعات کمی موجود در صورت‌های مالی از قبیل کیفیت اقلام تعهدی، اقلام خاص، توالی زیان و سود غیر منتظره اندازه‌گیری شد. سپس با برقراری روابط بین متغیرهای مستقل (متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری) با متغیر وابسته (معیار تاخیردر تعدیل قیمت سهم) و با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی توجه سرمایه‌گذاران (تعداد کارکنان، هزینه تبلیغات) و نقدینگی (تعداد روزهای معاملاتی ، حجم معاملات) فرضیه مورد نظر آزمون گردید. یکنواخت با فرضیه پیش‌بینی شده، نتایج آزمون بیانگر آن بود که شرکت‌های دارای کیفیت اقلام تعهدی ضعیف، اقلام ویژه منفی و بزرگ و توالی زیان بیشتر دارای تاخیردر تعدیل قیمت بیشتر و با اهمیت‌تری می‌باشند. همچنین نتایج در جهت حمایت از متغیر کیفیت اقلام تعهدی به عنوان تنها معیار کیفیت اطلاعات حسابداری بود. رحمانی و همکاران (۱۳۹۱)، نیز اثرگذاری کیفیت اطلاعات حسابداری بر سرعت تعدیل قیمت سهام را در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۷ ساله (۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷) مورد بررسی قرار دادند. کیفیت اقلام تعهدی، سود غیر منتظره و توالی زیان به عنوان متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری انتخاب شد. تاخیردر تعدیل قیمت سهام نیز با استفاده از مدل هو و ماسکویتز برای هر سال محاسبه شد. یافته‌های حاصل از بررسی این تحقیق مستند نمود، سود غیر منتظره و کیفیت اقلام تعهدی با میزان تاخیردر تعدیل قیمت سهام در ارتباط است. به عبارت دیگر، شرکت‌های دارای قدرمطلق سود غیر منتظره کمتر و کیفیت اقلام تعهدی بیشتر، از میزان تاخیردر تعدیل قیمت بیشتری رنج می‌برند. جکسون (۲۰۱۱) نیز با هدف پاسخگویی به این سوال که کیفیت اطلاعات حسابداری تا چه اندازه به صورت مستقیم بر جریان اطلاعات موثر در شکل‌گیری فرآیند کشف قیمت اثربخش است؛ در پژوهشی اقدام به آزمون این فرضیه نمود که کیفیت حسابداری بالاتر با کشف قیمت به هنگام‌تر مرتبط می‌باشد. در این پژوهش از سه شاخص به عنوان معیارهایی برای سنجش کیفیت اطلاعات حسابداری

بهره‌برداری شد. این سه معیار عبارتند از احتمال ارائه نادرست اطلاعات حسابداری با اهمیت، اقلام تعهدی و هموا سازی سود. برای اندازه‌گیری سرعت کشف قیمت از مدل بیکز و براون (۲۰۰۶) استفاده شد. نتایج پژوهش یکنواخت با فرضیه مطرح شده بود. به این معنی که هر قدر کیفیت اطلاعات حسابداری بالاتر باشد؛ سرعت کشف به هنگام قیمت نیز افزایش می‌یابد. همچنین نتایج در تأیید ادبیات پیشین حاکی از این موضوع است که کشف قیمت در شرکت‌های بزرگتر و نسبت به اخبار خوب به سریع‌تر است. فرناندز (۲۰۱۲) ، به بررسی محیط گزارشگری اطلاعات مالی در کشور استرالیا پرداخت. به اعتقاد آن‌ها استرالیا دارای محیط منحصر به فردی جهت افشای اطلاعات می‌باشد. در این کشور شرکت‌ها ملزم به افشای سریع هرگونه اطلاعاتی می‌با شند که بر قیمت اوراق بهادار اثر دارد. آن‌ها از داده‌های ۲۰۴۴ شرکت برای بررسی آثار الزامات افشاگری موثر بر کیفیت اطلاعات مالی از منظر به هنگام بودن در کشف به هنگام قیمت طی دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۹ استفاده کردند. برای اندازه‌گیری به هنگام بودن کشف قیمت از معیار بوتلر،کرفت و ویز (۲۰۰۷) به شرح زیر استفاده شد:

$$IPT = \frac{1}{2}\sum_{m=1}^{12}(BH_{m-1} + BH_m)/BH_{12} = \sum_{m=1}^{11}\left(BH_m/BH_{12}\right) + 0.5 \quad (1)$$

BH_{m-1}: بازده سهام خریداری و نگهداری شده از ماه اول تا ماه $m-1$، BH_m: بازده سهام خریداری و نگهداری شده از ماه اول تا ماه m، BH_{12} : بازده سهام خریداری و نگهداری شده از ماه اول تا ماه ۱۲ است.

برای بررسی اثر توالی گزارشگری مالی بر کشف به هنگام قیمت، تعداد اعلامیه‌های منتشر شده توسط شرکت، معیار عمل قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهدکه کیفیت اطلاعات حسابداری از بعد به هنگام بودن گزارشگری مالی (توالی افشا یا تعداد اعلامیه‌های منتشرشده) منجر به افزایش سرعت تعدیل قیمت سهم می‌شود. فرآیند کشف قیمت در شرکت‌های بزرگ و شرکت‌هایی که دارای اخبار مثبت هستند به هنگام‌تر است. در حالی که به نحو شگفت‌انگیزی فرآیند کشف قیمت در شرکت‌های دارای نقدشوندگی بالا، کندتر انجام می‌شود. بیکز و براون (۲۰۰۷) اقدام به بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و انواع شاخص‌های محیط اطلاعاتی شرکت از قبیل تدابیر اتخاذ شده برای افشاء، اجماع نظر تحلیل‌گران در برآورد سود نمودند. آن‌ها بر مبنای اطلاعات شرکت‌های استرالیایی در جستجوی یافتن پاسخ این سوال بودند که تا

چه میزان کیفیت اصول راهبری شرکت بر کیفیت اطلاعات حسابداری مؤثر است؟ بیکز و بروان با تمرکز بر شاخص به هنگام تعدیل شدن قیمت سهام اقدام به طراحی سنجه مناسب به منظور اندازه‌گیری کشف به هنگام قیمت نمودند. در این سنجه قیمت سهم طی ۲۵۰ روز معاملاتی مورد بررسی قرار می‌گیرد. به این ترتیب که :

$$M_C = (\sum_{t=-249}^{0} |\ln(P_0) - \ln(P_t)|/250 \qquad (۲)$$

P_t قیمت تعدیل شده سهم در زمان t و t برابر صفر عبارت است از دهمین روز پس از اعلام سود،

به این ترتیب M_C به این صورت تفسیر می‌شود: M_C بیشتر، دلالت بر طولانی شدن انعکاس اطلاعات در قیمت ها دارد تا زمانی که سرانجام قیمت‌ها به P_0 گرایش می‌یابد. یعنی در نهایت کلیه اطلاعات مربوط، در قیمت منعکس می‌شود. آن‌ها با استفاده از ۱۲۲۶ مشاهده در مورد ۲۵۰ شرکت دریافتند؛ هنگامی که کیفیت ساختار اصول راهبری شرکت بالاتر باشد؛ کیفیت اطلاعات حسابداری از بعد به هنگام بودن، بهبود می‌یابد تا حدی که اطلاعات مربوط، سریع‌تر در قیمت ها منعکس می‌شود. بیکز، بروان و چین (۲۰۰۷). تحقیق بیکز و بروان(۲۰۰۷) را با استفاده از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تورنتو طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۵ تکرار کردند. آن‌ها دریافتند تأثیر اصول راهبری شرکتی بر کیفیت اطلاعات حسابداری و متعاقبا درکشف به هنگام قیمت در استرالیا نسبت به کانادا بیشتر است. هو و ماسکوویتز (۲۰۰۵) اقدام به توصیف شدت عواملی نمودند که مانع از انعکاس به هنگام اطلاعات در قیمت سهام و تعدیل به هنگام قیمت‌ها یا اصطکاک بازار می‌شود. متغیرهای مورد بررسی به عنوان اصطکاک بازار به سه گروه تفکیک شد. گروه اول، ویژگی‌های شرکت (شامل، اندازه شرکت و ارزش دفتری به ارزش بازار) گروه دوم، متغیرهای مربوط به حساسیت سرمایه‌گذاران به سهام خاص (در صد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، تعداد تحلیل گران، تعداد سهامداران، تعداد کارکنان و هزینه تبلیغات) و گروه سوم، متغیرهای نقدینگی (حجم معاملات، گردش معاملات، نقد شوندگی و تعداد روزهای معاملاتی) را شامل شد. هو و ماسکویتز (۲۰۰۵) مدلی را برای اندازه‌گیری تاخیرقیمت معرفی نمودند. در ادامه به تفصیل معرفی خواهد شد. با استفاده از متغیرهای بیان شده در فوق و مدل مذکور، آن‌ها دریافتند؛ شرکت‌هایی که دارای بیشترین تاخیرقیمت هستند، انتظار کسب بازدهی بالاتری نیز از آن‌ها می‌رود. متغیرهای اندازه، نقدشوندگی و اثرات

ساختار سرمایه در تشریح تاخیر، متغیرهای مناسبی نمی‌باشند. گرچه بخشی از اندازه، برخی از ریسک‌های مختص شرکت‌های دارای بیشترین تاخیرو رانش پس از اعلان سود را بیان می‌کند. در نهایت متغیرهای مربوط به حساسیت سرمایه‌گذاران مسئولیت بیشترین تاخیردر تعدیل قیمت را به خود معطوف می‌سازد.

فرضیه پژوهش

با توجه به پیشینه و مساله تحقیق، فرضیه تحقیق به شرح زیر طراحی شد:

"اطلاعات حسابداری کم کیفیت، با تاخیر بیشتر در تعدیل قیمت سهم رابطه دارد."

روش پژوهش

۱- جامعه و نمونه آماری

محدوده زمانی تحقیق با مد نظر قراردادن اطلاعات نزدیک به زمان انجام تحقیق و در دسترس بودن آنها برای دوره ۱۶ ساله از ابتدای سال ۱۳۷۵ تا پایان سال ۱۳۹۰ است. پیش از آزمون فرضیه‌ها نیاز به تخمین برخی متغیرها وجود داشت به همین دلیل برای برآورد آن‌ها از اطلاعات ۵ سال پیش از دوره آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. به این ترتیب، محدوده دوره آزمون فرضیه‌ها از ابتدای سال ۱۳۸۰ آغاز و به انتهای سال ۱۳۹۰ ختم شد. با توجه به قلمرو مکانی تحقیق، جامعه آماری شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. شرکت‌های نمونه بر اساس شرایط زیر انتخاب شدند:

۱- پیش از ابتدای سال ۱۳۷۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.

۲- دوره مالی آن‌ها منتهی به اسفند ماه باشد. علت انتخاب این معیار ملحوظ نمودن شرایط اقتصادی و سیاسی یکسان و پیشگیری از اثرگذاری شرایط و عوامل فصلی در محاسبه متغیرها است.

۳- در دوره مورد بررسی، دچار وقفه معاملاتی نشده و سهام آن‌ها در طول سال‌های مذکور در بورس فعال بوده باشد؛ به همین دلیل، شرکت‌های که روزهای معاملاتی آن‌ها در طی

سال‌های دوره تحقیق به طور متوسط در هر سال بیش از ۷۰ روز از ۲۵۰ روز معاملاتی مورد معامله قرار گرفته بودند، به عنوان نمونه تحقیق انتخاب شدند.

۴- در گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ طبقه بندی نشده باشد.

۵- داده‌های مورد نظر شرکت‌ها در دسترس باشد.

با مد نظر قراردادن محدودیت‌های فوق، جامعه آماری این تحقیق از ۹۳ شرکت و ۱۰۲۳ شرکت – سال تشکیل شد. داده‌های مورد نیاز از نرم افزار ره آورد نوین و صورتهای مالی شرکت‌های نمونه واقع در سایت www.rdis.ir استخراج شد.

تجزیه تحلیل و مدل آزمون فرضیه: جهت آزمون فرضیه روابط بین متغیرها در دو گام، پیش و پس از ورود متغیرهای کنترلی با استفاده از مدل‌های (۳) و (۴) به منظور تحلیل روابط بین متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری با معیار تاخیردر تعدیل قیمت سهام مورد بررسی قرار گرفت.

مدل (۳)پیش از ورود متغیرهای کنترلی:

$$D_{i,t}=b_{0,t}+b_{1,t}AQ_{i,t}+b_{2,t}LOSS_{i,t}+b_{3,t}ES_{i,t}+b_{4,t}EA-sm_{i,t}+b_{5,t}ch_inv_{i,t}+b_{6,t}ch_acc_{i,t}+b_{7,t}ch-soft_{i,t}+b_{8,t}FLEV_{i,t}+b_{9,t}PMR_{i,t}+b_{10,t}ATO_{i,t}+b_{11,t}OLLEV_{i,t}+b_{12,t}GBC_{i,t}+e_{i,t}$$

مدل (۴)پس از ورود متغیرهای کنترلی:

$$D_{i,t}=b_{0,t}+b_{1,t}AQ_{i,t}+b_{2,t}LOSS_{i,t}+b_{3,t}ES_{i,t}+b_{4,t}EA-sm_{i,t}+b_{5,t}ch-soft_{i,t}+b_{6,t}ch_inv_{i,t}+b_{7,t}ch_acc_{i,t}+b_{8,t}FLEV_{i,t}+b_{9,t}PMR_{i,t}+b_{10,t}ATO_{i,t}+b_{11,t}OLLEV_{i,t}+b_{12,t}GBC_{i,t}+b_{13,t}Instown_{i,t}+b_{14,t}Turn_{i,t}+b_{15,t}Traday_{i,t}+b_{16,t}Size_{i,t}+e_{i,t}$$

متغیرها

متغیر وابسته: معیار اندازه‌گیری تاخیردر تعدیل قیمت سهام هو و ماسکوویتز (۲۰۰۵)

بر مبنای مدل هو و ماسکوویتز (۲۰۰۵) متوسط تاخیردر تعدیل قیمت نسبت به اطلاعات منتشر شده برای هر شرکت با استفاده از رگرسیون‌های زیر محاسبه گردید:

رگرسیون محدود نشده (۵) $r_{jt}=\alpha_j+\beta_j R_{mt}+\sum_{n=1}^{4}\delta_{jn}R_{m,t-n}+\varepsilon_{jt}$

(۶) $r_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{jt}$ رگرسیون محدود شده

r_{jt} : بازده سهم j در زمان t و R_{mt} : بازده بازار در زمان t.

در صورتی که قیمت سهم به اطلاعات منتشر شده با تاخیرواکنش نشان دهد؛ برخی از δ_{jn} های برآورد شده در رابطه (۵)، با صفر اختلاف معناداری پیدا می‌کنند. بنابراین بازده‌های متاخر، توان تشریح رگرسیون را افزایش می‌دهند. ولی با فرض آن‌که کلیه δ_{jn}ها صفر باشند، رابطه (۶) نیز برآورد شد. آنگاه تاخیرقیمت بر مبنای ضریب تعیین محا سبه شده با ا ستفاده از بازده‌های هفتگی بر مبنای رابطه‌های مطروحه به شرح زیر محاسبه گردید:

(۷) $D_{i,t} = 1 - \frac{R^2_{restirected}}{R^2_{unrestirected}}$

$R^2_{\text{restirected}}$: ضریب تعیین حاصل از برازش رابطه (۶)؛

$R^2_{\text{restirected}}$: ضریب تعیین حاصل از برازش رابطه (۵).

به کارگیری توالی بازده کوتاه‌تر، مثلا ماهانه چندان قابل استفاده نمی‌باشد به دلیل آنکه عموما واکنش کامل قیمت سهم به اطلاعات در حدود یک ماه به طول می‌انجامد. در حالی که استفاده از بازده‌های روزانه نیز با توجه به دامنه نوسان روزانه نمی‌تواند مبین انعکاس کامل اطلاعات باشد. به همین دلیل دوره محاسبه بازده هفتگی انتخاب شد. بازده‌های هفتگی هر شرکت و بازار با استفاده از میانگین هندسی بازده‌های روزانه در طی یک هفته با استفاده از رابطه(۸) محاسبه گردید.

(۸) $r_{jt} = \big((1+r_1)(1+r_2)(1+r_3)(1+r_4)(1+r_5)\big) - 1$

متغیرهای مستقل

۱. متغیرهای شاخص کیفیت سود

۱-۱. کیفیت اقلام تعهدی(AQ): شامل برآوردهایی از سودهای غیرنقدی است که به دلیل تفاوت در زمان‌بندی بین تهیه یا مصرف کالا یا خدمات و دریافت یا پرداخت وجه نقد بابت کالاها و خدمات به وجود می‌آید برای اندازه‌گیری کیفیت اقلام تعهدی از مدل فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) استفاده شد. این مدل عبارت است از:

(۷)

$$CAcc_t = \gamma_{1t} + \gamma_{2t}CFO_{t-1} + \gamma_{3,t}CFO_t + \gamma_{4,t}CFO_{t+1} + \gamma_{5,t}\Delta rev_t + \gamma_{6,t}PPE_t + e_t$$

$CAcc_t$: اقلام تعهدی یا تغییر در سرمایه در گردش. برای محاسبه اقلام تعهدی، ابتدا تغییرات سرمایه در گردش در هر سال محاسبه و هزینه استهلاک از آن کسر شد. CFO : جریان نقد عملیاتی؛ $\Delta \mathrm{Re}v_t$: تغییر در درآمد هر سال و PPE_t : خالص دارایی‌های ثابت. کلیه متغیرها برای حذف اثر اندازه بر مجموع دارایی‌ها در پایان سال تقسیم شد. این مدل برای هر گروه صنعت به صورت جداگانه برازش شد. سپس میزان AQ در سال t برای شرکت j از طریق انحراف معیار باقی‌مانده‌ی جمله رگرسیون فوق برای یک دوره ۵ ساله اندازه‌گیری شد.

۱-۲. توالی زیان(LOSS): نماینده‌ی رویدادهای اقتصادی غیر عادی است و عبارت است از توالی نسبی زیان‌ده بودن شرکت طی یک دوره چرخشی سه ساله (در یک دوره چرخشی سه ساله تعداد سال‌های زیان بر عدد ۳ تقسیم شده است).

۱-۳. سود غیرمنتظره(ES): عبارت است از قدرمطلق ارزش سودهای غیرمنتظره سالانه که از تفاوت بین اولین سود پیش‌بینی شده با سود واقعی هر سال محاسبه شده و سپس بر انحراف استاندارد سودهای غیرمنتظره‌ی ۵ سال گذشته تقسیم شد.

۱-٤. هموار سازی سود (Ea-sm): معرف نوسانات نسبی سود است. این معیار بر حسب انحراف معیار سود خالص استاندارد شده بر مبنای دارایی‌ها بر انحراف معیار جریان‌های نقد عملیاتی استاندارد شده بر مبنای دارایی‌ها محاسبه شد (دچو و همکاران، ۲۰۱۱).

۲. شاخص‌های ارایه نادرست اطلاعات صورت‌های مالی

۲-۱. تغییر در موجودی کالا (ch_inv): معرف تغییرات موجودی کالا است. بر حسب تغییرات ریالی حساب موجودی کالا اعم از مواد اولیه، کالای در جریان ساخت، کالای ساخته شدهٔ سال جاری منهای اقلام متناظر آن‌ها در سال گذشته محاسبه و سپس بر متوسط مجموع دارایی‌های همان سال تقسیم و برحسب انحراف معیار یک دوره ۴ ساله چرخشی برای هر سال اندازه‌گیری شد.

۲-۲. تغییر در حساب‌های دریافتنی تجاری (ch_acc): معرف تغییرات حساب‌های دریافتنی تجاری است. بر حسب تغییرات ریالی حساب‌های دریافتنی سال جاری منهای قلم متناظر آن در سال گذشته محاسبه و سپس بر متوسط مجموع دارایی‌ها تقسیم و بر حسب انحراف معیار یک دوره ۴ ساله چرخشی برای هر سال اندازه‌گیری شد.

۲-۳. دارایی‌های نرم (ch_soft): معرف نوسان دارایی‌های نرم است. دارایی‌های نرم بر حسب اقلام موجود در ترازنامه اندازه‌گیری می‌شود. دارایی‌های غیر نقد به استثنای اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات اعم از مشهود و نامشهود ، دارایی‌های نرم بنگاه اقتصادی را تشکیل می‌دهند. به‌منظور استانداردسازی بر مجموع دارایی‌ها تقسیم و برحسب انحراف معیار یک دوره ۴ ساله چرخشی برای هر سال محاسبه شد (دچو و همکاران،۲۰۱۰).

۳. شاخص‌های ریسک مبتنی بر متغیرهای حسابداری

۳-۱. متوسط نسبت اهرم مالی (FLEV): اهرم مالی، میزانی است که خالص دارایی‌های عملیاتی، بو سیله خالص تعهدات مالی و یا حقوق صاحبان سهام عادی، تأمین‌مالی شده است. نسبت اهرم مالی از حاصل تقسیم بدهی‌های استقراضی شرکت (بدهی‌های استقراضی شرکت از دیدگاه پنمن (۲۰۰۷) شامل تسهیلات دریافتی کوتاه مدت، حصه جاری استقراض بلندمدت، سایر اسناد پرداختنی کوتاه مدت، تسهیلات مالی بلندمدت، بدهی‌های اجاره‌ای و سهام ممتاز) بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در سال t محاسبه شد. سپس متوسط این نسبت بر اساس سری زمانی داده‌های یک دوره ۴ ساله غلتان، برای هر شرکت در هر سال محاسبه گردید.

۳-۲. انحراف نسبت حاشیه سود (PMR): برای محاسبه نسبت حاشیه سود، سود عملیاتی قبل از کسر مالیات بر فروش شرکت در همان سال تقسیم، سپس با استفاده از سری زمانی داده‌های یک دوره ۴ ساله چرخشی، برای هر شرکت در هر سال انحراف معیار این نسبت محاسبه گردید.

۳-۳. انحراف نسبت گردش دارایی (ATO): نسبت گردش دارایی عبارت است: حاصل درآمد عملیاتی شرکت i در سال t بر خالص دارایی‌های عملیاتی شرکت i در سال

t-1. سپس انحراف نسبت گردش دارایی نیز با استفاده از سری زمانی داده‌های یک دوره چهار ساله چرخشی برای هر شرکت در هر سال مورد محاسبه قرار گرفت.

۳-٤. متوسط نسبت اهرم بدهی عملیاتی (OLLEV): برای محاسبه این نسبت، بدهی عملیاتی شرکت i در سال t بر خالص دارایی‌های عملیاتی شرکت i در سال t تقسیم و متوسط نسبت اهرم بدهی عملیاتی، با بهره‌گیری از سری زمانی داده‌های یک دوره ۴ ساله چرخشی، برای هر شرکت در هر سال اندازه‌گیری شد.

۳-۵. انحراف ن سبت هزینه ناخالص ا ستقراض (GBC): هزینه استقراض، میانگین موزون هزینه‌ها برای منابع متفاوت تأمین‌مالی است. این نسبت از تقسیم هزینه مالی شرکت i در سال t بر بدهی‌های مالی شرکت i در سال t محاسبه شد. سپس با استفاده از سری زمانی داده‌های یک دوره ۴ ساله غلتان انحراف معیار این نسبت محاسبه گردید.

۴. متغیرهای کنترلی

هو و ماسکوویتز (۲۰۰۵) ارتباط بین شاخص‌های توجه سرمایه‌گذاران (مالکیت نهادی، تعداد تحلیل‌گران، تعداد سهامداران، تعداد کارکنان و هزینه تبلیغات)، شاخص های نقدشوندگی سهام (حجم معاملات، تعداد روزهای معاملاتی، گردش سهام) و ویژگی شرکت (اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار) با میزان تاخیردر تعدیل سهام را مستند نمود. به همین دلیل، به منظور کنترل اثر متغیرهای مذکور در بررسی اثرات کیفیت اطلاعات حسابداری بر تاخیردر تعدیل قیمت برخی از متغیرهای مذکور به عنوان متغیرهای کنترلی انتخاب شدند. در ادامه متغیرهای کنترلی معرفی و نحوه محاسبه آن‌ها ارایه شده است.

٤-۱. میزان مالکیت نهادی (InstOwn): لگاریتم عدد یک به علاوه درصد مالکیت نهادی(مجموع سهام در اختیار بانک‌ها، بیمه‌ها، هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های تأمین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری، سازمان‌ها و نهادهای دولتی و شرکتهای دولتی بر کل سهام منتشره شرکت) برای هر شرکت در هر سال متغیر مورد نظر را تشکیل داد.

٤-۲. حجم معاملات (Turn): حجم معاملات از طریق متوسط تعداد سهام معامله شده در طی هر سال تقسیم بر کل سهام منتشر شده در آن سال محاسبه و سپس لگاریتم این متغیر در پژوهش منظور می‌شود.

٤-۳. روزهای معاملاتی (Traday): تعداد روزهایی که سهام شرکت در طی سال مورد معامله قرار می‌گیرد.

٤-٤. اندازه شرکت(Size): لگاریتم دارایی‌های شرکت در پایان هر سال مالی است.

یافته‌ها

پیش از آزمون فرضیه، اقدام به شناخت کلی از تعداد و نوع داده‌های مورد استفاده در آزمون گردید. به منظور بررسی وضعیت داده‌ها، از دو گروه از شاخص‌های توصیف داده‌ها، شامل شاخص‌های مرکزی (میانگین) و شاخص‌های پراگندگی (چولگی و کشیدگی) استفاده شد. تعداد مشاهدات در سطح کل نمونه پژوهش ۱۰۲۳ مشاهده است. آمار توصیفی متغیرهای وابسته و مستقل در نگاره (۱) ارایه شده است. در ادامه به تشریح برخی از آماره‌های ارایه شده پرداخته می‌شود.

منطق معیار تاخیردر تعدیل قیمت سهام بر آن است که،گرایش این معیار به سمت یک دلالت بر بیشتر بودن تاخیردر تعدیل قیمت دارد میانگین متغیر تاخیردر تعدیل قیمت سهام هو و ماسکویتز برابر با ۰/۷۲۶ است. با توجه به میزان این آماره بالابودن تاخیردر تعدیل قیمت را می‌توان درک نمود. میانگین متغیر کیفیت اقلام تعهدی برابر با ۰/۰۸ است. مقدار متغیر این شناخت را در ذهن متبادر می‌نماید که بخش تشریح نشده اقلام تعهدی بالا نمی‌باشد. متغیر توالی زیان نماینده تعداد سال‌هایی است که شرکت به صورت متوالی دچار زیان بوده است عدد یک نماینده این موضوع است که در بین نمونه مورد بررسی شرکت‌هایی وجود دارد که طی سه سال متوالی زیان‌ده بوده‌اند. در مقابل عدد صفر نیز گویای این واقعیت است که شرکت‌هایی که طی دوره ۱۱ ساله مورد بررسی زیانی متحمل نگردیده‌اند نیز وجود دارد. از این رو برآیند متوسط شرکت‌های با توالی زیان طی سال‌های مورد بررسی و فاقد زیان برابر با ۰/۰۴ است. با توجه به جزیی بودن میانگین، استنباط می‌شود شرکت‌های زیان‌ده در بین مشاهدات اندک می‌باشند. سود غیر منتظره، نماینده انحراف سود واقعی هر سال نسبت به سود

پیش‌بینی شده همان سال است. میانگین ۱۰۲۳ مشاهده برابر با ۱/۱۷ است. هموار سازی سود، نماینده انحراف از معیار سود به انحراف از معیار وجه نقد عملیاتی است. میانگین هموار سازی سود نیز برابر با ۰/۵۵ است. این آماره بدین معنی است که انحراف معیار سود به انحراف معیار جریان‌های وجه نقد عملیاتی برابر با ۰/۵۵ است. تغییرات حساب‌های دریافتنی، موجودی کالا و دارایی‌های نرم تغییرات این حساب را نسبت به سال گذشته بیان می‌کند.میانگین تغییرات متغیرهای مذکور در نگاره (۱) ارایه شده است. متوسط نسبت اهرم مالی، انحراف نسبت حاشیه سود، انحراف نسبت گردش دارایی، متوسط نسبت اهرم بدهی عملیاتی و انحراف نسبت هزینه ناخالص استقراض شاخص متغیرهای حسابداری محرک ریسک به بازار هستند. در واقع نوسان‌پذیری این نسبت‌ها، شاخص‌های انتقال اطلاعات مربوط به ریسک عملیاتی شرکت می‌باشند.

ضریب چولگی مبین انحراف از قرینگی است. به استثنای علامت منفی ضرایب چولگی متوسط نسبت اهرم مالی، روزهای معاملاتی و حجم معاملات ضریب چولگی سایر متغیرها مثبت و توزیع متغیرها به سمت راست گرایش دارد؛ چولگی اکثر متغیرها بیش از ضریب چولگی توزیع نرمال (۱,۹۶) است، اما ضریب چولگی خطای استاندارد متغیرها تقریبا برابر با ۰/۰۷۶ است. در صورتی که این ضریب کوچک‌تر از منفی ۲ و یا بزرگتر از مثبت ۲ باشد نرمال بودن توزیع تایید نمی‌شود (مومنی،۱۳۸۹)؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که توزیع متغیرها نرمال است. کشیدگی توزیع کلیه متغیرها به استثنای تعداد روزهای معاملاتی مثبت و بیش از توزیع نرمال است. مقایسهٔ خطای استاندارد ضریب کشیدگی توزیع متغیرها با دامنه مجاز ۲+ تا ۲- ، نرمال بودن کشیدگی توزیع متغیرها را بیان می‌نماید.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نگاره(۱): آمار توصیفی داده‌ها

متغیرها تعداد مشاهدات: ۱۰۲۳	میانگین	کجی	خطای استاندارد ضریب چولگی	کشیدگی	خطای استاندارد ضریب کشیدگی
متغیر وابسته					
معیار تاخیردر تعدیل قیمت هو و ماسکویتز	۰.۷۲۶	۰.۱۴۶	۱.۷۲۷	۰.۰۷۳	−۰,۹۰۳
متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری					
کیفیت اقلام تعهدی	۰,۰۸	۴۰۲.۳	۰,۰۷۶	۷.۱۷	۰,۱۵۳
توالی زیان	۰,۰۴	۶۵۷.۴	۰,۰۷۶	۲.۲۲	۰,۱۵۳
سود غیر منتظره	۱,۱۷	۱۹,۵۶	۰,۰۷۶	۴۹۶	۰,۱۵۳
هموارسازی سود	۰,۵۵	۸۴۷.۱	۰,۰۷۶	۵۸.۵	۰,۱۵۳
تغییرات حساب‌های دریافتنی	۰,۶۱	۷۸.۱۲	۰,۰۷۶	۱۶۷	۰,۱۵۳
تغییرات موجودی کالا	۰,۳۵	۲۱.۱۴	۰,۰۷۶	۲۰۰	۰,۱۵۳
تغییرات دارایی‌های نرم	۰,۰۶	۲۲۱.۳	۰,۰۷۶	۳۰۱.۱۵	۰,۱۵۳
متوسط نسبت اهرم مالی	۰.۸۴	−۳.۱۲	۰.۰۷۶	۴۱.۱۹	۳۰.۱۵
انحراف نسبت حاشیه سود	۰.۱۳	۱۵.۸۰	۰.۰۷۷	۲۴۹.۱۳	۳۰.۱۵
انحراف نسبت گردش دارایی	۱۶.۱۰	۲۱.۴۵	۰.۰۷۶	۴۷۳.۳۹	۳۰.۱۵
متوسط نسبت اهرم بدهی عملیاتی	۸۰۶۴	۱.۹۹۲	۰,۰۷۶	۴.۸۷۹	۰,۱۵۳
انحراف نسبت هزینه ناخالص استقراض	۰.۱۴	۱۸.۲۸	۰.۰۷۶	۳۳۴.۳۷	۳۰.۱۵
متغیرهای کنترلی					
اندازه شرکت	۵,۳۰	۶۱۳.۰	۰,۰۷۶	۰,۳۸۳	۰,۱۵۳
میزان مالکیت سهامداران نهادی	۰,۲۵	۷۵۸.۷	۰,۰۷۶	۸۶۰۶۳	۰,۱۵۳
تعداد روزهای معاملاتی	۱۳۷	−۰,۲۹	۰,۰۷۶	۹۷۰.−۰	۰,۱۵۳
حجم معاملات	−۴,۴	−۸,۱۵	۰,۰۷۶	۷۰	۰,۱۵۳

بررسی فرض‌های رگرسیون خطی کلاسیک پیش از آزمون فرضیه

برای بررسی استقلال خطاها، از آزمون دوربین واتسون استفاده شد. چنانچه آماره دوربین-واتسون در بازه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار گیرد؛ عدم همبستگی بین خطاها تایید میشود. از این رو آماره دوربین واتسون مربوط به مدل مورد استفاده برابر با ۱/۹۷۷ می‌باشد.

نتایج بررسی نرمال بودن توزیع متغیر وابسته با استفاده از آزمون کلموگروف °اسمیرنف در نگاره (۲) ارایه شده است.

نگاره (۲) نتایج آزمون نرمال بودن توزیع متغیر وابسته

آماره Z کلموگروف اسمیرنوف	۰٫۶۴۴
سطح معنی داری	۰٫۸۰۱

با توجه به سطح اهمیت آماره آزمون، بیش از ۵ درصد، فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع متغیر وابسته مورد تایید قرار گرفت.

نتایج آزمون انتخاب مدل برای آزمون فرضیه

پیش از آزمون فرضیه، برای انتخاب مدل از بین مدل‌های مربوط به داده‌های تلفیقی لازم بود مشخص گردد استفاده از مدل پولد بهتر است یا مدل پنل. برای بررسی موضوع از آزمون چاو (یا آزمونF مقید) استفاده شد. بر مبنای نتایج آزمون چاو مطابق نگاره (۳) مدل پولد نسبت به مدل پنل ارجح می‌باشد.

نگاره (۳): نتایج آزمون چاو

آزمون اثرات	آماره	درجه آزادی	سطح معناداری
دوره F	۰٫۴۷۷	-۱۰٫۹۹۲	۰٫۹۰۶
دوره χ^2	۴٫۸۶۷	۱۰	۰٫۸۸۹

نتایج بررسی روابط چند متغیره با استفاده از تخمین‌های مدل رگرسیون پولد (۹) و (۱۰) در نگاره (۴) ارایه شده است. نتایج حاصل از برازش مدل (۹) با توجه به میزان آماره F و سطح معناداری این آماره (۰/۰۰۰)، بیانگر معنادار بودن مدل است. آماره حاصل از برازش مدل (۹) برابر با ۱۴/۵۱۰ و سطح اهمیت این آماره (۰/۰۰۰) است. ضریب تعیین حاصل از برازش مدل (۹) برابر با ۱۴ و مدل (۱۰) نیز ۱۶ درصد است. بدین ترتیب مدل‌ها معنادار و مانعی برای تحلیل

نتایج حا صل از برازش مدل‌های (۹) و (۱۰) وجود ندارد. ضریب تعیین حا صل از برازش مدل (۹) برابر با ۰/۱۴ و مدل (۱۰) برابر با ۰/۱۶۷ اســت. مقایســه این ضــرایب با تحقیق رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) و سایر تحقیقات خارجی انجام شده در این حوزه قابل قبول بودن اعتبار مدل را در استنباط یافته‌های حاصل از برازش مدل‌ها موید است.

آماره t مربوط به کیفیت اقلام تعهدی پیش و پس از ورود متغیرهای کنترلی به ترتیب برابر با ۵/۱۱۴ و ۵/۳۰۵ است. سطح اهمیت هر دو آماره (۰/۰۰۰) می‌باشد. آماره t مربوط به متغیر توالی زیان نیز بر حسب مدل (۹)برابر با ۳/۵۴۷ و بر مبنای برازش مدل (۱۰) نیز ۲/۲۵۹ است. این دو آماره به ترتیب در ســطوح (۰/۰۰۰) و (۰/۰۵) معنادار اســت. آماره مربوط به متغیر هموارســازی ســود پیش از ورود متغیرهای کنترلی برابر با ۳/۳۷۴ و پس از ورود متغیرهای کنترلی ۲/۳۶۴ اســت هر دو آماره در ســطح اطمینان ۹۵ درصــد معنادار می‌باشــند. در مقابل ســطوح معناداری آماره t مربوط به متغیر ســود غیر منتظره بیش از ۵ درصــد و به ترتیب برابر با ۰/۴۶۲ و ۰/۶۵۲ اســت. این نتایج دلالت بر آن دارد که رابطه بین متغیر ســود غیر منتظره با تاخیرقیمت دارای ارتباط معناداری نمی‌باشد.

بدین ترتیب، روابط بین متغیرهای شاخص کیفیت سود و معیار تاخیرقیمت، مبین معنی‌داری رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی ، توالی زیان و هموار سازی سود با تاخیردر تعدیل قیمت، پیش و پس از ورود متغیرهای کنترلی در ســطح اطمینان ۹۵ درصــد اســت. معناداری ارتباط بین کیفیت اقلام تعهدی و تاخیردر تعدیل قیمت سهام به این معنی ا ست که شرکتهایی که دارای کیفیت اقلام تعهدی ضعیف هستند، میزان تاخیردر تعدیل قیمت سهام بیشتری خواهند داشت. بــه عبــارت دیگر، یــک انحراف از میــانگین کیفیــت اقلام تعهــدی منجر بــه افزایش ۰/۰۲ = (۰/۰۸×۰/۲۶۱) در تاخیرقیمت می‌شــود. با تقســیم این عدد در متوســط تاخیردر تعدیل قیمت که در نگاره (۱) ارایه شــده اســت میزان تاخیردر تعدیل قیمت برابر خواهد بود با ۰/۰۳= (۰/۰۲÷۰/۷۲۶). در میان متغیرهای شــاخص کیفیت، توالی زیان نیز ارتباط مثبت و معناداری را با معیار تاخیردر تعدیل قیمت بیان می‌کند. این ارتباط بیانگر آن اســت که تاخیرقیمت ســهام شــرکت‌هایی که در ســال‌های متعدد زیان‌ده می‌باشــند؛ بیشــتر اســت. ارتباط مثبت و معنادار هموارسازی سود با تاخیرقیمت نیز، بیانگر آن است که شرکت‌هایی که دارای نوســانات بیشــتری در ســود می‌باشــند از تاخیربیشــتری در تعدیل قیمت برخوردارند؛ به عبارت

دیگر، هر اندازه جریان سودهای گزارش شده هموارتر با شد واکنش بازار به اطلاعات منتشر شده سریع‌تر و میزان تاخیرقیمت کمتر خواهد بود.

روابط بین متغیرهای شاخص دستکاری ارقام صورت‌های مالی و متغیرهای حسابداری محرک ریسک با تاخیردر تعدیل قیمت سهام دلالت بر عدم معناداری روابط بین متغیرها دارد. اگرچه، روابط بین این متغیرها معنادار نمی‌باشد؛ اما، علامت ضرایب همگرا با مبانی نظری مطرح شده است. به عبارت دیگر، تغییرات غیر عادی متغیرهای حساب‌های دریافتنی، موجودی کالا، دارایی‌های نرم و متغیرهای حسابداری محرک ریسک باعث کاهش کیفیت اطلاعات حسابداری می‌گردد. اما کاهش در کیفیت اطلاعات حسابداری از منظر متغیرهای مذکور بر میزان تاخیردر تعدیل قیمت اثرگذار نمی‌باشد. دلیل عدم معناداری روابط ممکن است؛ عدم توجه کافی بازار به این متغیرها و عدم استفاده از متغیرهای مذکور در تحلیل‌های مالی و تصمیمات خرید و فروش سهام باشد.

در بین متغیرهای کنترلی، آماره t اندازه شرکت برابر با ۳/۰۱۱- و سطح اهمیت این آماره برابر با ۰/۰۰۳ است این رابطه بیانگر ارتباطی منفی و معنادار بین اندازه با تاخیردر تعدیل قیمت است. این ارتباط نشان دهندهٔ این موضوع است که تاخیرقیمت در شرکت‌های کوچک بیشتر از شرکت‌های بزرگ است. سطح اهمیت آماره t مربوط به متغیر کنترلی میزان مالکیت سهامداران نهادی بیش از۵ درصد و برابر با ۰/۷۹۵ است. عدم ارتباط معنادار بین درصد سهامداران نهادی با تاخیردر تعدیل قیمت سهام بیان کننده آن است که سهامداران نهادی بر کاهش یا افزایش تاخیردر تعدیل قیمت نقشی ندارد. ارتباط بین روزهای معاملاتی و حجم معاملات با میزان تاخیرقیمت با توجه به سطوح اهمیت آماره t به ترتیب برابر با ۰/۳۳۴ و ۰/۳۰۳ ارتباط معناداری را بیان نمی‌کند. اگرچه علامت ضرایب بیانگر آن است که میزان تاخیر با افزایش روزهای معاملاتی و حجم معاملات کاهش می‌یابد اما بر کاهش تاخیردر تعدیل قیمت اثرگذار نمی‌باشد.

نگاره (٤): خلاصه نتایج آزمون

	خلاصه مدل				تحلیل مدل	
مدل (۹)	ضریب همبستگی	ضریب تعیین		آماره دوربین – واتسون	Fآماره	سطح معناداری
	۰,۳۷۴	۰,۱۴۰		۱,۹۷۷	۲۶,۱۵۴	۰,۰۰۰
مدل (۱۰)	ضریب همبستگی		ضریب تعیین	آماره دوربین – واتسون	Fآماره	سطح معناداری
	۰,۴۰۹		۰,۱۶۷	۱,۸۱۱	۱۴,۵۱۰	۰,۰۰۰
	متغیرها		ضرایب	آماره t	ضرای ب	آماره t	سطح معناداری
	عرض از مبدا		۰,۶۵۸	۶۰,۲۳۳	۰,۹۳۰	۱۲	۰,۰۰۰
	کیفیت اقلام تعهدی		۰,۲۵۸	۵,۱۱۴	۰,۲۶۱	۵,۳۰۵	۰,۰۰۰
	توالی زیان		۰,۰۵۳	۳,۵۴۷	۰,۰۴۴	۲,۲۵۹	۰,۰۵
	سود غیر منتظره		۰,۰۳۴	۰,۷۳۷	۰,۰۲۱	۰,۴۵۱	۰,۶۵۲
	هموار سازی سود		۰,۱۷۴	۳,۳۷۴	۰,۱۱۷	۲,۳۶۴	۰,۰۱۹
	تغییرات موجودی کالا		۰,۰۱۳	۰,۱۲۴	۰,۰۱۳	۰,۱۲۲	۰,۹۰۳
	تغییرات حساب‌های دریافتنی		۰,۰۲۲	۰,۲۰۸	۰,۰۲۵	۰,۲۴۰	۰,۸۱۰
	تغییرات دارایی‌های نرم		۰,۱۳	۰,۴۰۴	۰,۰۱۱	۰,۳۴۶	۰,۷۲۹
	متوسط نسبت اهرم مالی		۰,۰۰۳	۰,۰۸۶	۰,۰۰۱	۰,۰۱۹	۰,۹۸۵
	انحراف نسبت حاشیه سود		۰,۰۰۶	۰,۲۰۵	۰,۰۰۶	۰,۱۷۵	۰,۸۶۱
	انحراف نسبت گردش دارایی		۰,۰۱۶	۰,۴۳۵	۰,۰۱۳	۰,۳۴۶	۰,۷۲۹
	متوسط نسبت اهرم بدهی عملیاتی		۰,۰۰۶	۰,۱۶۹	۰,۰۱۵	۰,۳۹۱	۰,۶۹۶
	انحراف نسبت هزینه ناخالص استقراض		۰,۰۲۸	۰,۹۰۲	۰,۰۲۸	۰,۸۷۷	۰,۳۸۱
	میزان مالکیت سهامداران نهادی				۰,۰۰۸	۰,۲۶۰	۰,۷۹۵
	تعداد روزهای معاملاتی				۰,۰۳۸ –	۱,۰۳۱ –	۰,۳۰۳
	حجم معاملات				۰,۰۳۰ –	۰,۹۶۷ –	۰,۳۳۴
	اندازه شرکت				۰,۱۰۹ –	۳,۰۱۱ –	۰,۰۰۳

نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاران با استفاده از مجموعه‌ای از اطلاعات در دسترس اقدام به پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی می‌نمایند؛ به این ترتیب به قیمتی برآوردی دست می‌یابند. هنگامی که اطلاعات جدید و مربوط به بازار منتقل می‌شود برآوردهای پیشین به هنگام شده و قیمت جدید سهم معین می‌شود. در صورتی که اطلاعات منعکس شده در بازار از کیفیت پایینی برخوردار باشد سرمایه‌گذاران ناچار به تجدید برآوردهای قیمت سهام می‌باشند. مکانیزم تجدید برآوردهای اولیه بر مبنای اطلاعات جدید کسب شده، بهبود شناخت و آموزش از طریق ارزیابی برآوردهای سایر سرمایه‌گذاران به تدریج موجب همگرایی قیمت برآوردی با ارزش ذاتی سهم می‌شود. به هنگام نمودن برآورد جریان نقد پیشین با استفاده از صورت‌های مالی با کیفیت پایین احتمالا به دلیل ابهام و عدم اطمینان، طولانی‌تر خواهد شد.

شواهد دلالت بر ارتباط مثبت و معنادار بین کیفیت اقلام تعهدی با میزان تاخیردر تعدیل قیمت سهام است. معناداری ارتباط بین کیفیت اقلام تعهدی و تاخیردر تعدیل قیمت سهام به این معنی است که شرکت‌هایی که دارای کیفیت اقلام تعهدی ضعیف هستند، میزان تاخیردر تعدیل قیمت سهام بیشتری خواهند داشت. در میان متغیرهای شاخص کیفیت، توالی زیان نیز ارتباط مثبت و معناداری را با معیار تاخیردر تعدیل قیمت بیان می‌کند. این ارتباط بیانگر آن است که تاخیرقیمت سهام شرکت‌هایی که در سال‌های متعدد زیان‌ده می‌باشند؛ بیشتر است. ارتباط مثبت و معنادار هموارسازی سود با تاخیرقیمت بیانگر آن است که شرکت‌هایی که دارای نوسانات بیشتری در سود می‌باشند از تاخیربیشتری در تعدیل قیمت برخوردارند؛ به عبارت دیگر، هر اندازه جریان سودهای گزارش شده هموارتر باشد واکنش بازار به اطلاعات منتشر شده سریع‌تر و میزان تاخیرقیمت کمتر خواهد بود. روابط بین متغیرهای ارایه نادرست صورت‌های مالی با تاخیردر تعدیل قیمت سهام دلالت بر عدم معناداری روابط بین متغیرها دارد. روابط بین متغیرهای حسابداری محرک ریسک و تاخیردر تعدیل قیمت سهام نیز معنادار نمی‌باشد.اگرچه، روابط بین متغیرها معنادار نمی‌باشد؛ اما، علامت ضرایب همگرا با مبانی نظری مطرح شده است. به‌عبارت دیگر، تغییرات غیر عادی متغیرهای حساب‌های دریافتنی، موجودی کالا، دارایی‌های نرم و متغیرهای حسابداری محرک ریسک باعث کاهش کیفیت اطلاعات حسابداری می‌گردد. اما کاهش در کیفیت اطلاعات حسابداری از منظر متغیرهای مذکور بر

میزان تاخیردر تعدیل قیمت اثرگذار نمی‌باشد. دلیل عدم معناداری روابط ممکن است؛ عدم توجه بازار به این متغیرها و عدم استفاده از متغیرهای مذکور در تحلیل‌های مالی و تصمیمات خرید و فروش سهام باشد. بنابراین، نتایج حاصل در ارتباط با برخی از متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات سود تایید و در ارتباط با متغیرهای شاخص احتمال ارایه نادرست صورت‌های مالی و متغیرهای حسابداری محرک ریسک تایید نمی‌شود. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه با نتایج تحقیق ورکچیا (۱۹۸۰)، کالن و همکاران (۲۰۰۰)، لیم و سیناکانا (۲۰۱۰)، کالن و همکاران (۲۰۱۳) و رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) همگرا است. ورچیا (۱۹۸۰) سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات جدید را برحسب کیفیت اطلاعات جدید انتشار یافته از سوی شرکت‌های مختلف با فرض ثبات اطلاعات پیشین تحلیل نمود. او نشان داد همان اندازه که اطلاعات جدید مربوط‌تر تلقی می‌شود سرعت تعدیل قیمت نیز افزایش می‌یابد. کالن و همکاران (۲۰۰۰) نیز، همگرایی قیمت‌های سودار با ارزش‌های بنیادی را مورد تحلیل قرار دادند. قیمت‌های سودار می‌تواند زاییده اطلاعات ضعیف باشد. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد، همگرایی قیمت سهام با ارزش‌های بنیادی هنگامی اتفاق می‌افتد که اخلال در بازده سهام تقلیل یابد. همگرایی بیانگر آن است که تعدیل قیمت هنگامی اتفاق می‌افتد که واگرایی بین نظرات ایشان کاهش یافته و از یکدیگر بیاموزند. همچنین، هنگامی که واگرایی بین ارزش های بنیادی با قیمت سهام افزایش می‌یابد، موضوع دلالت بر آن دارد که کیفیت مجموعه اطلاعات موجود کاهش یافته و اخلال‌گران مجددا به بازار مراجعت نموده‌اند. در را ستای یافته‌های نظری تحقیقات فوق، لیم و سیناکانا (۲۰۱۰) و کالن و همکاران (۲۰۱۳) با تعریف متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری ارتباط تاخیردر تعدیل قیمت را با اطلاعات ناقص تعقیب نمودند. نتایج تحقیق آن‌ها بیان نمود اطلاعات حسابداری ناقص و بی‌کیفیت می‌تواند به عنوان مانعی در جهت تعدیل به هنگام قیمت تلقی شود. به نحوی که کالن و همکاران دریافتند شرکت‌های با کیفیت اقلام تعهدی ضعیف به طور معناداری با تاخیربیشتر در تعدیل قیمت در ارتباط می‌باشند.

بر مبنای نتایج حاصل می‌توان اذعان نمود شرکت‌های دارای کیفیت اطلاعات حسابداری ضعیف از تاخیربیشتری در تعدیل قیمت سهام خود رنج می‌برند؛ به نحوی که، شرکت‌های دارای کیفیت اقلام تعهدی ضعیف، زیان ده و با درجه هموارسازی پایین میزان تاخیردر تعدیل قیمت سهام بیشتری خواهند داشت. به این ترتیب مختصات کیفیت اطلاعات حسابداری

شرکت‌ها می‌تواند راهنمای مناسبی در شناخت وضعیت میزان تاخیردر تعدیل قیمت سهام محسوب شود. به نحوی که، بر اساس نتایج فرضیه استنباط می شود، یک انحراف از میانگین کیفیت اقلام تعهدی منجر به ۳ درصد افزایش در تاخیرقیمت سهامی شود که دارای اقلام تعهدی با کیفیت ضعیف هستند.

ارایه پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

بر اساس ادبیات موضوعی و پیشینه تحقیق، موضوعات پیشنهادی جهت انجام تحقیقات آتی به شرح زیر پیشنهاد می شود:

- ارتباط بین کیفیت اصول راهبری شرکت (با رویکرد اثرگذاری آن بر کیفیت اطلاعات حسابداری بر حسب متغیرهای موثر بر کیفیت گزارشگری مالی از قبیل،تعداد اعضای غیر موظف هیات مدیره، وجود یا عدم وجود کمیته حسابرسی و ...) با تاخیردر تعدیل قیمت سهام مورد بررسی قرار گیرد.
- در این تحقیق، به منظور بررسی ارتباط کیفیت اطلاعات حسابداری با سرعت تعدیل قیمت سهام از تعدادی از متغیرها و معیارهای سنجش کیفیت اطلاعات حسابداری بر اساس نتایج تحقیقات مستند در ادبیات حسابداری در سطح بین الملل بهره‌برداری شد. در حالی که اخیرا شاهد انجام تحقیقاتی در مقطع دکتری از سوی دانشجویان حسابداری می‌باشیم که مدل‌هایی را برای سنجش کیفیت اطلاعات حسابداری با رویکرد کمینه‌سازی ریسک اطلاعات، عوامل فرهنگی و ساختاری موثر طراحی نموده‌اند. از این رو پیشنهاد می‌شود موضوع تحقیق حاضر با بهره‌گیری از نتایج تحقیقات حاضر در انتخاب مدل‌های سنجش کیفیت اطلاعات حسابداری مجددا انجام شود. به عبارت دیگر به جای انتخاب مدل‌های سنجش کیفیت اطلاعات حسابداری بر حسب یافته‌های تحقیقات خارجی از مدل‌های ارایه شده بر اساس نتایج تحقیقات داخلی بهره برداری شود.

منابع

ایزاک، استفان. (۱۳۸۹). روش تحقیق و ارزشیابی در روانشناسی و علوم تربیتی. ترجمه علی دلاور، تهران: انتشارات، ارسباران.

عبدالخلیق. ر ، بیین ب. آجین کیا، (۱۳۷۹)، *پژوهش‌های تجربی در حسابداری: دیدگاه روش شناختی*، مترجم: دکتر محمد نمازی، انتشارات دانشگاه شیراز.

رحمانی.ع، ف. یوسفی و م. رباط‌میلی، (۱۳۹۱)، "کیفیت اطلاعات حسابداری، تاخیردرتعدیل قیمت سهم و قابلیت پیش بینی بازده‌های آتی"، *فصلنامه بورس و اوراق بهادار*، شماره ۲۰، ۱۳۸-۱۵۸.

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

Barry, C., and S. Brown. 1984. Differential information and the small firm effect. Journal of Financial Economics 13 (2): 283˚94.

Beekes, W., & Brown, P. 2006. Do better-governed Australian firms make more informative disclosures?. Journal of Business Finance & Accounting,33(3-4), 422-450.

Beekes, W., P. Brown, and G. Chin. 2006. Do better governed firms make more informative disclosures? Canadian evidence. Working paper, Lancaster University.

Beneish, M. D. 1999a. The detection of earnings manipulation. Financial Analysts. Journal 55 (5): 24˚36.

Callen, J., S. Govindaraj, and L. Xu. 2000. Large time and small noise asymptotic results for mean reverting diffusion processes with applications. Economic Theory 16: 401˚19.

Callen, J., Khan, M., & Lu, H. 2011. Accounting Quality, Stock Price Delay and Future Stock Returns. Contemporary Accounting Research, Forthcoming.

Callen, J. L., Khan, M., & Lu, H. 2013. Accounting Quality, Stock Price Delay, and Future Stock Returns. Contemporary Accounting Research . 30(1). 269˚295.

Dechow, P., W. Ge, C. Larson, and R. Sloan. (2011). "Predicting material accounting misstatements". Contemporary Accounting Research 28 (1): 17˚82.

Dechow, P., W. Ge, et al. (2010). "Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences." Journal of accounting and economics 50(2): 344-401.

Easley, D., S. Hvidkjaer, and M. O Hara. 2002. Is information risk a determinant of asset returns? The Journal of Finance 57 (5): 2185˚221.

Fernández, L. 2012. Price discovery, investor distraction and analyst recommendations under continuous disclosure requirements in Australia(Doctoral dissertation, University of Technology, Sydney).

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

Feroz, E., K. Park, and V. Pastena. 1991. The financial and market effects of the SEC s accounting and auditing enforcement releases. Journal of Accounting Research 29 (Supplement): 107˚42.

Hou, K.; T.J Moskowitz, 2005. Market Friction, Price delay and the cross-section of expected returns. Review of Financial Studies 18: 981-1020.

Hutton, A., A. Marcus, and H. Tehranian. 2009. Opaque financial reports and the distribution of stock returns. Journal of Financial Economics 94 (1): 67˚86.

Jackson A, Does accounting quality enhance the timeliness of price discovery? Accounting and Finance Association Australia and New Zealand Conference, 3-5 July 2011, Darwin, Australia.

Lim, K.P., 2010. Efficiency tests of the UK financial futures markets and the impact of electronic trading systems: a note on relative market efficiency. Applied Economics Letters, in press.

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

Merton, R. 1987. Presidential address: A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. The Journal of Finance 42 (3): 483˚510.

Penman, S. H. (2007). Financial statement analysis and security valuation. New York, NY: McGraw-Hill/Irwin.

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی