

## 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 تاخیر در تعدیل قیمت سهام بر اساس رویکرد جدید مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به مبانی نظری، تاخیر در تعدیل قیمت سهام به عنوان متغیر وابسته، با استفاده از مدل هو و ماسکوویتز (۲۰۰۵) اندازه‌گیری شد. سپس، متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری در قالب سه گروه شامل، متغیرهای شاخص 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 تاخیر در تعدیل قیمت سهام 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.

**واژه‌های کلیدی:** کیفیت اطلاعات، تاخیر در تعدیل قیمت.

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

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

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

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

## مقدمه

حجم وسیعی از تحقیقات مستند نموده اند؛ اطلاعات حسابداری بخشی از مجموعه اطلاعاتی است که سرمایه گذاران برای پیش بینی جریان های نقد آتی برای دستیابی به ارزش برآوردی سهام مورد استفاده قرار می دهند. اگر چه صورت های مالی به صورت دوره ای منتشر می شود، سایر اطلاعات مربوط، اعم از اطلاعات مربوط به شرکت و بازار بین تاریخ های انتشار بعدی به بازار منعکس می شود. در زمان انتقال اطلاعات مربوط، جریان های نقد برآوردی پیشین به هنگام شده و قیمت های برآوردی جدیدی شکل می گیرد. به این ترتیب فرآیند به هنگام سازی بر مبنای دو مجموعه از اطلاعات انجام می شود: اطلاعات جدیدی که اخیراً منتشر شده و اطلاعاتی که پیش از اطلاعات جدید در بازار موجود بوده است و عموماً، شامل آخرین صورت های مالی است که منتشر شده است. از این رو اطلاعات صورت های مالی اخیر (و کیفیت آن) به دلیل آن که مبنای برآورد جریان های نقد قرار گرفته است، اطلاعات مربوط تلقی می شود (کالن و همکاران، ۲۰۱۳). بر اساس پارادیم بازار کارا، به هنگام شدن جریان های نقد برآوردی و تعدیل قیمت سهام، بلادرنگ و به صورت کامل اتفاق می افتد به دلیل آن که در این بازار هیچ گونه اصطکاکی از قبیل اطلاعات با کیفیت ضعیف وجود ندارد. در حالی که در بازار سرمایه ایران این پارادیم حاکم نیست. از این رو در فرآیند معاملاتی، اصطکاک های موجود در بازار منجر به تاخیر تعدیل قیمت سهام در مقابل اطلاعات جدیدی می شود که از نظر سیستماتیک متفاوت هستند. در میان عوامل متعددی مانند هزینه های معاملاتی، میزان مالکیت نهادی، محدودیت های فروش استقرای، حجم معاملات، نسبت پوشش تحلیل گران، وجود سرمایه گذاران خارجی، اطلاعات ناقص و عدم تقارن اطلاعاتی به عنوان اصطکاک های 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 اصطکاک های موجود در بازار و مانع از انعکاس کامل اطلاعات و تعدیل به هنگام قیمت سهام می شوند (لیم، ۲۰۱۰). نتایج تحقیقات باری و براون (۱۹۸۴)، مرتون (۱۹۸۷)، ایسلی و همکاران (۲۰۰۲)، هو و ماسکوویتز (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 سهام به اطلاعات

با تاخیر انجام می‌شود (ورچیا، ۱۹۸۰؛ کالن و همکاران، ۲۰۰۰). ورچیا (۱۹۸۰) در قالب مدل نظری پس از تحلیل سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات جدید برحسب کیفیت اطلاعات جدید انتشار یافته از سوی شرکت‌های مختلف با فرض ثبات اطلاعات پیشین دریافت، همان اندازه که اطلاعات جدید مربوط تر تلقی می‌شود سرعت تعدیل قیمت نیز افزایش می‌یابد. کالن و همکاران (۲۰۰۰) نیز معتقدند قیمت‌های سودار می‌تواند زاینده اطلاعات ضعیف باشد. همگرایی قیمت سهام با ارزش‌های بنیادی هنگامی اتفاق می‌افتد که اخلاص در بازده سهام تقلیل یابد. همگرایی بیانگر آن است که تعدیل قیمت هنگامی اتفاق می‌افتد که واگرایی بین نظرات سرمایه‌گذاران کاهش یافته و از یکدیگر بیاموزند. همچنین، هنگامی که واگرایی بین ارزش‌های بنیادی با قیمت سهام افزایش می‌یابد، موضوع دلالت بر آن دارد که کیفیت مجموعه اطلاعات موجود کاهش یافته و اخلاص‌گران مجدداً به بازار مراجعت نموده‌اند.

برخی نظریه‌پردازان، کیفیت اطلاعات حسابداری را از دو جنبه در نظر می‌گیرند. اول، انعکاس محتوای اطلاعاتی: یعنی حسابداری باید اطلاعاتی مربوط برای پیش‌بینی سودهای مورد انتظار و جریان‌های نقد آتی ارائه کند (مربوط بودن). دوم، آرایه‌ی علامت در مورد ماندگاری سود: یعنی اطلاعات حسابداری باید منصفانه باشد و تصویر کاملی در مورد عملکرد شرکت، موقعیت و ریسک آن آرایه نماید (قابلیت اتکا) (ملوای سوزا، ۲۰۰۰) بخشی از ادبیات حسابداری به بررسی عوامل تأثیرگذار بر کیفیت اطلاعات حسابداری پرداخته است. کیفیت اقلام تعهدی از جمله شاخص‌های بااهمیتی است که برای ردیابی کیفیت اطلاعات حسابداری مورد استفاده قرار گرفته است. کیفیت اقلام تعهدی به معنای وجود عدم اطمینان نسبت به نقدشوندگی اقلام تعهدی است. شرکت‌های دارای اقلام تعهدی با کیفیت بالا از کیفیت ضعیف اطلاعات حسابداری 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 که کنترل داخلی ضعیف منجر به افزایش کیفیت اقلام تعهدی می‌شود. (هاتون و همکاران، ۲۰۰۹؛ دیچو و همکاران، ۲۰۱۰) بر مبنای شواهد فراهم شده معتقدند، آرایه نادرست اقلام گزارش‌ها مالی با کیفیت اقلام تعهدی در ارتباط است. جکسون (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 ارقام صورت‌های مالی با افزایش غیرمعمول حساب‌های دریافتی، موجودی کالا، دارایی‌های نرم، کاهش حاشیه سود ناخالص، کاهش کیفیت دارایی‌ها، رشد فروش و رشد ارقام تعهدی افزایش می‌یابد. فروز و همکاران (۱۹۹۱) نیز دریافتند حساب‌های دریافتی و موجودی کالا از جمله ارقام تعهدی است که عموماً 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، دارایی‌های نرم<sup>۱</sup> 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 دارایی‌ها در کوتاه مدت 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 جمله یکی از مصادیق اطلاعات ناقص می‌تواند با تاخیر در تعدیل قیمت سهام در ارتباط باشد. به منظور پاسخگویی به مساله مطرح شده، در این تحقیق تلاش شده است تا با اندازه‌گیری میزان تاخیر در 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 سهام 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 سهام"، 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 اندازه‌گیری 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 رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری با تاخیر در 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: تاخیر قیمت و کیفیت اطلاعات حسابداری. تاخیر قیمت 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 تاخیر در تعدیل قیمت سهام) 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 تاخیر در 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. تاخیر در تعدیل قیمت سهام نیز با استفاده از مدل هو و ماسکوویتز برای هر سال محاسبه شد. یافته‌های حاصل از بررسی این تحقیق مستند نمود، سود غیر منتظره و کیفیت اقلام تعهدی با میزان تاخیر در تعدیل قیمت سهام در ارتباط است. به عبارت دیگر، شرکت‌های دارای قدر مطلق سود غیر منتظره کمتر و کیفیت اقلام تعهدی بیشتر، از میزان تاخیر در 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 هنگام تر 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 بیکر 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 هر گونه اطلاعاتی می‌باشند 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:

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

$BH_{m-1}$ : 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 می‌دهد که کیفیت اطلاعات حسابداری از بعد به هنگام بودن گزارشگری مالی (توالی افشا یا تعداد اعلامیه‌های منتشر شده) 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. بیکر 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:

$$M_C = (\sum_{t=-249}^0 |\ln(P_0) - \ln(P_t)|) / 250 \quad (2)$$

$P_t$  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 قیمت‌ها 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 قیمت‌ها 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 متعاقباً در کشف 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 تحلیل‌گران، تعداد سهامداران، تعداد کارکنان و هزینه تبلیغات) و گروه سوم، متغیرهای نقدینگی (حجم معاملات، گردش معاملات، نقد شونده‌گی و تعداد روزهای معاملاتی) را شامل شد. هو و ماسکوویتز (۲۰۰۵) مدلی را برای اندازه‌گیری تأخیر قیمت 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 تأخیر قیمت هستند، انتظار کسب بازدهی بالاتری نیز از آن‌ها می‌رود. متغیرهای اندازه، نقدشونده‌گی و اثرات

ساختار سرمایه در تشریح تاخیر، متغیرهای مناسبی نمی‌باشند. گرچه بخشی از اندازه، برخی از ریسک‌های مختص شرکت‌های دارای بیشترین تاخیر و رانش پس از اعلان سود را بیان می‌کند. در نهایت متغیرهای مربوط به حساسیت سرمایه‌گذاران مسئولیت بیشترین تاخیر در 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 قرارداد اطلاعات نزد یک 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 قراردادان 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](http://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 تاخیر در 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 تاخیر در تعدیل قیمت سهام هو و ماسکوویتز (۲۰۰۵)

بر مبنای مدل هو و ماسکوویتز (۲۰۰۵) متوسط تاخیر در تعدیل قیمت نسبت به اطلاعات

منتشر شده برای هر شرکت با استفاده از رگرسیون‌های زیر محاسبه گردید:

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

(۵) رگرسیون محدود نشده

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

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

در صورتی که قیمت سهم به اطلاعات منتشر شده با تاخیر واکنش نشان دهد؛ برخی از  $\delta_{jn}$  های برآورد شده در رابطه (۵)، با صفر اختلاف معناداری پیدا می کنند. بنابراین بازده های متاخر، توان تشریح رگرسیون را افزایش می دهند. ولی با فرض آن که کلیه  $\delta_{jn}$  ها صفر باشند، رابطه (۶) نیز برآورد شد. آنگاه تاخیر قیمت بر مبنای ضریب تعیین محاسبه شده با استفاده از بازده های هفتگی بر مبنای رابطه های مطروحه به شرح زیر محاسبه گردید:

$$D_{i,t} = 1 - \frac{R_{restricted}^2}{R_{unrestricted}^2} \quad (۷)$$

$R_{restricted}^2$ : ضریب تعیین حاصل از برازش رابطه (۶)؛

$R_{unrestricted}^2$ : ضریب تعیین حاصل از برازش رابطه (۵).

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

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

متغیرهای مستقل

۱. متغیرهای شاخص کیفیت سود

۱-۱. **کیفیت ارقام تعهدی (AQ)**: شامل برآوردهایی از سودهای غیر نقدی است که به دلیل تفاوت در زمان بندی بین تهیه یا مصرف کالا یا خدمات و دریافت یا پرداخت وجه نقد بابت کالاها و خدمات به وجود می آید برای اندازه گیری کیفیت ارقام تعهدی از مدل فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) استفاده شد. این مدل عبارت است از:

(۷)

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

$CAcc_t$ : 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؛  $\Delta Rev_t$ : 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 زاز طریق انحراف معیار باقی مانده‌ی جمله رگرسیون فوق برای یک دوره ۵ ساله اندازه‌گیری شد.

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

۳-۱. **سود غیر منتظره (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.

۴-۱. **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 (دجو 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 شده سال جاری منهای اقلام متناظر آن‌ها در سال گذشته محاسبه و سپس بر متوسط مجموع دارایی‌های همان سال تقسیم و بر حسب انحراف معیار یک دوره ۴ ساله چرخشی برای هر سال اندازه‌گیری شد.

**۲-۲. تغییر در حساب‌های دریافتی تجاری (ch\_acc):** معرف تغییرات حساب‌های دریافتی تجاری است. بر حسب تغییرات ریالی حساب‌های دریافتی 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.

**۳-۲. 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. به منظور استانداردسازی بر مجموع دارایی‌ها تقسیم و بر حسب انحراف معیار یک دوره ۴ ساله چرخشی برای هر سال محاسبه شد (دچو و همکاران، ۲۰۱۰).

۳. شاخص‌های ریسک مبتنی بر متغیرهای حسابداری

**۱-۳. متوسط نسبت اهرم مالی (FLEV):** اهرم مالی، میزانی است که خالص دارایی‌های عملیاتی، بوسیله خالص تعهدات مالی و یا حقوق صاحبان سهام عادی، تأمین مالی 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 پرداختی 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.

**۲-۳. 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

1-t. 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.

۳-۴. **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 نسبت هزینه ناخالص ۱ ستقراض (GBC):** هزینه استقراض، میانگین موزون هزینه‌ها برای منابع متفاوت تأمین مالی 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)، شاخص‌های نقدشوندگی سهام (حجم معاملات، تعداد روزهای معاملاتی، گردش سهام) و ویژگی شرکت (اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار) با میزان تاخیر در تعدیل سهام را مستند نمود. به همین دلیل، به منظور کنترل اثر متغیرهای مذکور در بررسی اثرات کیفیت اطلاعات حسابداری بر تاخیر در تعدیل قیمت برخی از متغیرهای مذکور به عنوان متغیرهای کنترلی انتخاب شدند. در ادامه متغیرهای کنترلی معرفی و نحوه محاسبه آن‌ها ارائه شده است.

۴-۱. **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.

- ۴-۲. **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 می شود.
- ۴-۳. **روزهای معاملاتی (Traday):** تعداد روزهایی که سهام شرکت در طی سال مورد معامله قرار می گیرد.
- ۴-۴. **اندازه شرکت (Size):** لگاریتم دارایی های شرکت در پایان هر سال مالی است.

### یافته ها

پیش از آزمون فرضیه، اقدام به شناخت کلی از تعداد و نوع داده های مورد استفاده در آزمون گردید. به منظور بررسی وضعیت داده ها، از دو گروه از شاخص های توصیف داده ها، شامل شاخص های مرکزی (میانگین) و شاخص های 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) ارائه شده است. در ادامه به تشریح برخی از آماره های ارائه شده پرداخته می شود.

منطق معیار تاخیر در تعدیل قیمت سهام بر آن است که، گرایش این معیار به سمت یک دلالت بر بیشتر بودن تاخیر در تعدیل قیمت دارد میانگین متغیر تاخیر در تعدیل قیمت سهام هو و ماسکوویتز برابر با ۰/۷۲۶ است. با توجه به میزان این آماره بالا بودن تاخیر در تعدیل قیمت را می توان درک نمود. میانگین متغیر کیفیت ارقام تعهدی برابر با ۰/۰۸ است. مقدار متغیر این شناخت را در ذهن متبادر می نماید که بخش تشریح نشده ارقام تعهدی بالا نمی باشد. متغیر توالی زیان نماینده تعداد سال هایی است که شرکت به صورت متوالی دچار زیان بوده است عدد یک نماینده این موضوع است که در بین نمونه مورد بررسی شرکت هایی وجود دارد که طی سه سال متوالی زیان ده بوده اند. در مقابل عدد صفر نیز گویای این واقعیت است که شرکت هایی که طی دوره ۱۱ ساله مورد بررسی زیانی متحمل نگردیده اند نیز وجود دارد. از این رو برآیند متوسط شرکت های با توالی زیان طی سال های مورد بررسی و فاقد زیان برابر با ۰/۰۴ است. با توجه به جزیی بودن میانگین، استنباط می شود شرکت های زیان ده در بین مشاهدات اندک می باشند. 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. هموارسازی سود، نماینده انحراف از معیار سود به انحراف از معیار وجه نقد عملیاتی است. میانگین هموارسازی 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 دریافتی، موجودی کالا و دارایی‌های نرم تغییرات این حساب را نسبت به سال گذشته بیان می‌کند. میانگین تغییرات متغیرهای مذکور در نگاره (۱) آرایه 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 تقریباً 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. مقایسه خطای استاندارد ضریب کشیدگی توزیع متغیرها با دامنه مجاز +۲ تا -۲، نرمال بودن کشیدگی توزیع متغیرها را بیان می‌نماید.

## تکانه (۱): آمار توصیفی داده‌ها

خطای استاندارد ضریب کشیدگی	خطای استاندارد ضریب چولگی	خطای استاندارد ضریب چولگی	متغیرها تعداد مشاهدات: ۱۰۲۳	متغیر وابسته	
-۰,۹۰۳	۰,۰۷۳	۱,۷۲۷	۰,۱۴۶	۰,۷۲۶	معیار تاخیر در تعدیل قیمت هو و ماسکویتز
متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری					
۰,۱۵۳	۷,۱۷	۰,۰۷۶	۴۰۲,۳	۰,۰۸	کیفیت اقلام تعهدی
۰,۱۵۳	۲,۲۲	۰,۰۷۶	۶۵۷,۴	۰,۰۴	توالی زیان
۰,۱۵۳	۴۹۶	۰,۰۷۶	۱۹,۵۶	۱,۱۷	سود غیر منتظره
۰,۱۵۳	۵۸,۵	۰,۰۷۶	۸۴۷,۱	۰,۵۵	هموارسازی سود
۰,۱۵۳	۱۶۷	۰,۰۷۶	۷۸,۱۲	۰,۶۱	تغییرات حساب‌های دریافتی
۰,۱۵۳	۲۰۰	۰,۰۷۶	۲۱,۱۴	۰,۳۵	تغییرات موجودی کالا
۰,۱۵۳	۳۰۱,۱۵	۰,۰۷۶	۲۲۱,۳	۰,۰۶	تغییرات دارایی‌های نرم
۳۰,۱۵	۴۱,۱۹	۰,۰۷۶	-۳,۱۲	۰,۸۴	متوسط نسبت اهرم مالی
۳۰,۱۵	۲۴۹,۱۳	۰,۰۷۷	۱۵,۸۰	۰,۱۳	انحراف نسبت حاشیه سود
۳۰,۱۵	۴۷۳,۳۹	۰,۰۷۶	۲۱,۴۵	۱۶,۱۰	انحراف نسبت گردش دارایی
۰,۱۵۳	۴,۱۷۹	۰,۰۷۶	۱,۹۹۲	۸,۰۶۴	متوسط نسبت اهرم بدهی عملیاتی
۳۰,۱۵	۳۳۴,۳۷	۰,۰۷۶	۱۸,۲۸	۰,۱۴	انحراف نسبت هزینه ناخالص استقراض
متغیرهای کنترلی					
۰,۱۵۳	۰,۳۸۳	۰,۰۷۶	۶۱۳,۰	۵,۳۰	اندازه شرکت
۰,۱۵۳	۸۶۰,۶۳	۰,۰۷۶	۷۵۸,۷	۰,۲۵	میزان مالکیت سهامداران نهادی
۰,۱۵۳	۹۷۰, -۰	۰,۰۷۶	-۰,۲۹	۱۳۷	تعداد روزهای معاملاتی
۰,۱۵۳	۷۰	۰,۰۷۶	-۸,۱۵	-۴,۴	حجم معاملات



### 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-اسمیرنوف 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 آزمون F 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 $\chi^2$	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 حاصل از برآزش مدل‌های (۹) و (۱۰) وجود ندارد. ضریب تعیین حاصل از برآزش مدل (۹) برابر با ۰/۱۴ و مدل (۱۰) برابر با ۰/۱۶۷ است. مقایسه این ضرایب 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 برآزش 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 برآزش مدل (۱۰) نیز ۲/۲۵۹ است. این دو آماره به ترتیب در سطوح (۰/۰۰۰) و (۰/۰۵) معنادار است. آماره مربوط به متغیر هموارسازی سود پیش از ورود متغیرهای کنترلی برابر با ۳/۳۷۴ و پس از ورود متغیرهای کنترلی ۲/۳۶۴ است هر دو آماره در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشند. در مقابل سطوح معناداری آماره  $t$  مربوط به متغیر سود غیر منتظره بیش از ۵ درصد و به ترتیب برابر با ۰/۴۶۲ و ۰/۶۵۲ است. این نتایج دلالت بر آن دارد که رابطه بین متغیر سود غیر منتظره با تاخیر قیمت دارای ارتباط معناداری نمی‌باشد.

بدین ترتیب، روابط بین متغیرهای شاخص کیفیت سود و معیار تاخیر قیمت، مبین معنی‌داری رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی، توالی زیان و هموارسازی سود با تاخیر در تعدیل قیمت، پیش و پس از ورود متغیرهای کنترلی در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. معناداری ارتباط بین کیفیت اقلام تعهدی و تاخیر در تعدیل قیمت سهام به این معنی است که شرکت‌هایی که دارای کیفیت اقلام تعهدی ضعیف هستند، میزان تاخیر در تعدیل قیمت سهام بیشتری خواهند داشت. به عبارت دیگر، یک انحراف از میانگین کیفیت اقلام تعهدی منجر به افزایش  $0/02 = (0/261 \times 0/08)$  در تاخیر قیمت می‌شود. با تقسیم این عدد در متوسط تاخیر در تعدیل قیمت که در نگاره (۱) ارایه شده است میزان تاخیر در تعدیل قیمت برابر خواهد بود با  $0/03 = (0/02 \div 0/726)$ . در میان متغیرهای شاخص کیفیت، توالی زیان نیز ارتباط مثبت و معناداری را با معیار تاخیر در تعدیل قیمت بیان می‌کند. این ارتباط بیانگر آن است که تاخیر قیمت سهام شرکت‌هایی که در سال‌های متعدد زیان‌ده می‌باشند؛ بیشتر است. ارتباط مثبت و معنادار هموارسازی سود با تاخیر قیمت نیز، بیانگر آن است که شرکت‌هایی که دارای نوسانات بیشتری در سود می‌باشند از تاخیر بیشتری در تعدیل قیمت برخوردارند؛ به عبارت

دیگر، هر اندازه جریان سودهای گزارش شده هموارتر باشد واکنش بازار به اطلاعات منتشر شده سریع‌تر و میزان تاخیر قیمت کمتر خواهد بود.

روابط بین متغیرهای شاخص دستکاری ارقام صورت‌های مالی و متغیرهای حسابداری محرک ریسک با تاخیر در 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 در یافتنی، 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 تاخیر در 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 تاخیر در تعدیل قیمت است. این ارتباط نشان دهنده این موضوع است که تاخیر قیمت در شرکت‌های کوچک بیشتر از شرکت‌های بزرگ است. سطح اهمیت آماره  $t$  مربوط به متغیر کنترلی میزان مالکیت سهامداران نهادی بیش از ۵ درصد و برابر با  $۰/۷۹۵$  است. عدم ارتباط معنادار بین درصد سهامداران نهادی با تاخیر در تعدیل قیمت سهام بیان کننده آن است که سهامداران نهادی بر کاهش یا افزایش تاخیر در تعدیل قیمت نقشی ندارد. ارتباط بین روزهای معاملاتی و حجم معاملات با میزان تاخیر قیمت 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 تاخیر در تعدیل قیمت اثرگذار نمی‌باشد.

## تکانه (۴): خلاصه نتایج آزمون

تحلیل مدل		خلاصه مدل				مدل (۹)
سطح معناداری	TF آماره	آماره دورین - واتسون	ضریب تعیین		ضریب همبستگی	
۰,۰۰۰	۲۶,۱۵۴	۱,۹۷۷	۰,۱۴۰		۰,۳۷۴	
سطح معناداری	TF آماره	آماره دورین - واتسون	ضریب تعیین	ضریب همبستگی		مدل (۱۰)
				۰,۴۰۹		
۰,۰۰۰	۱۴,۵۱۰	۱,۸۱۱	۰,۱۶۷			
سطح معناداری	آماره t	ضرایب	درجه اهمیت	آماره t	ضرایب	متغیرها
۰,۰۰۰	۱۲	۰,۹۳۰	۰,۰۰۰	۶۰,۲۳۳	۰,۶۵۸	عرض از مبدا
۰,۰۰۰	۵,۳۰۵	۰,۲۶۱	۰,۰۰۰	۵,۱۱۴	۰,۲۵۸	کیفیت اقلام تعهدی
۰,۰۰۵	۲,۲۵۹	۰,۰۴۴	۰,۰۰۰	۳,۵۴۷	۰,۰۵۳	توالی زیان
۰,۶۵۲	۰,۴۵۱	۰,۰۲۱	۰,۴۶۲	۰,۷۳۷	۰,۰۳۴	سود غیر منتظره
۰,۰۱۹	۲,۳۶۴	۰,۱۱۷	۰,۰۰۱	۳,۳۷۴	۰,۱۷۴	هموار سازی سود
۰,۹۰۳	۰,۱۲۲	۰,۰۱۳	۰,۹۰	۰,۱۲۴	۰,۰۱۳	تغییرات موجودی کالا
۰,۸۱۰	۰,۲۴۰	۰,۰۲۵	۰,۸۴	۰,۲۰۸	۰,۰۲۲	تغییرات حساب‌های دریافتی
۰,۷۲۹	۰,۳۴۶	۰,۰۱۱	۰,۶۹	۰,۴۰۴	۰,۱۳	تغییرات دارایی‌های نرم
۰,۹۸۵	۰,۰۱۹	۰,۰۰۱	۰,۹۳۲	۰,۰۸۶	۰,۰۰۳	متوسط نسبت اهرم مالی
۰,۸۶۱	۰,۱۷۵	۰,۰۰۶	۰,۸۳۸	۰,۲۰۵	۰,۰۰۶	انحراف نسبت حاشیه سود
۰,۷۲۹	۰,۳۴۶	۰,۰۱۳	۰,۶۶۳	۰,۴۳۵	۰,۰۱۶	انحراف نسبت گردش دارایی
۰,۶۹۶	۰,۳۹۱	۰,۰۱۵	۰,۸۶۶	۰,۱۶۹	۰,۰۰۶	متوسط نسبت اهرم بدهی عملیاتی
۰,۳۸۱	۰,۸۷۷	۰,۰۲۸	۰,۳۶۷	۰,۹۰۲	۰,۰۲۸	انحراف نسبت هزینه ناخالص استقراض
۰,۷۹۵	۰,۲۶۰	۰,۰۰۸				میزان مالکیت سهامداران نهادی
۰,۳۰۳	۱,۰۳۱	۰,۰۳۸				تعداد روزهای معاملاتی
۰,۳۳۴	۰,۹۶۷	۰,۰۳۰				حجم معاملات
۰,۰۰۳	۳,۰۱۱	۰,۱۰۹				اندازه شرکت

## 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 احتمالاً به دلیل ابهام و عدم اطمینان، طولانی‌تر خواهد شد.

شواهد دلالت بر ارتباط مثبت و معنادار بین کیفیت اقلام تعهدی با میزان تاخیر در تعدیل قیمت سهام است. معناداری ارتباط بین کیفیت اقلام تعهدی و تاخیر در تعدیل قیمت سهام به این معنی است که شرکت‌هایی که دارای کیفیت اقلام تعهدی ضعیف هستند، میزان تاخیر در تعدیل قیمت سهام بیشتری خواهند داشت. در میان متغیرهای شاخص کیفیت، توالی زیان نیز ارتباط مثبت و معناداری را با معیار تاخیر در تعدیل قیمت بیان می‌کند. این ارتباط بیانگر آن است که تاخیر قیمت سهام شرکت‌هایی که در سال‌های متعدد زیان‌ده می‌باشند؛ بیشتر است. ارتباط مثبت و معنادار هموارسازی سود با تاخیر قیمت بیانگر آن است که شرکت‌هایی که دارای نوسانات بیشتری در سود می‌باشند از تاخیر بیشتری در تعدیل قیمت برخوردارند؛ به عبارت دیگر، هر اندازه جریان سودهای گزارش شده هموارتر باشد واکنش بازار به اطلاعات منتشر شده سریع‌تر و میزان تاخیر قیمت کمتر خواهد بود. روابط بین متغیرهای ارایه نادرست صورت‌های مالی با تاخیر در تعدیل قیمت سهام دلالت بر عدم معناداری روابط بین متغیرها دارد. روابط بین متغیرهای حسابداری محرک ریسک و تاخیر در تعدیل قیمت سهام نیز معنادار نمی‌باشد. اگرچه، روابط بین متغیرها معنادار نمی‌باشد؛ اما، علامت ضرایب همگرا با مبانی نظری مطرح شده است. به عبارت دیگر، تغییرات غیر عادی متغیرهای حساب‌های دریافتی، 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 تاخیر در 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 مربوط تر 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 زاینده 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 ارزش‌های بنیادی با قیمت سهام افزایش می‌یابد، موضوع دلالت بر آن دارد که کیفیت مجموعه اطلاعات موجود کاهش یافته و اخلال‌گران مجدداً به بازار مراجعت نموده‌اند. در راستای یافته‌های نظری تحقیقات فوق، لیم و سیناکانا (۲۰۱۰) و کالن و همکاران (۲۰۱۳) با تعریف متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری ارتباط تاخیر در 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 تاخیر بیشتر در تعدیل قیمت در ارتباط می‌باشند.

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

شرکت‌ها می‌تواند راهنمای مناسبی در شناخت وضعیت میزان تاخیر در تعدیل قیمت سهام محسوب شود. به نحوی که، بر اساس نتایج فرضیه استنباط می‌شود، یک انحراف از میانگین کیفیت اقلام تعهدی منجر به ۳ درصد افزایش در تاخیر قیمت 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 می‌شود:

- ارتباط بین کیفیت اصول راهبری شرکت (با رویکرد اثر گذاری 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 تاخیر در 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 اخیراً شاهد انجام تحقیقاتی در مقطع دکتری از سوی دانشجویان حسابداری می‌باشیم که مدل‌هایی را برای سنجش کیفیت اطلاعات حسابداری با رویکرد کمیته‌سازی 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 مجدداً 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 بهره‌برداری شود.

## منابع

- ایزاک، استفان. (۱۳۸۹). روش تحقیق و ارزشیابی در روانشناسی و علوم تربیتی. ترجمه علی دلاور، تهران: انتشارات، ارسباران.
- عبدالخلیق، ر، بیپین 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، تاخیر در تعدیل 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.