

مجله دانش حسابداری / سال ششم / ش ۲۲ / پاییز ۱۳۹۴ / ص ۱۰۷ تا ۱۳۰

بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود با سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام

دکتر عباس افلاطونی*

چکیده

در این پژوهش، رابطه بین کیفیت سود حسابداری (سنجیده شده با معیارهای کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود) و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام، در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱، در ۱۱۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده و رابطه عامل‌های ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری و غیر حسابداری با صرف ریسک بررسی گردیده است. در برآورد الگوها از رویکرد داده‌های ترکیبی و نیز رگرسیون دو مرحله‌ای فاما- مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که هرچه کیفیت اقلام تعهدی بیشتر و میزان پایداری سود حسابداری بالاتر باشد، اطلاعات با سرعت بیشتری در قیمت‌های سهام انعکاس می‌یابد. همچنین، نتایج بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار بین عامل‌های ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری و غیر- حسابداری با صرف ریسک است. این موضوع بدان معناست که با کاهش کیفیت سود، سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام کاهش یافته و بازده مطالبه شده توسط سهامداران افزایش پیدا می‌کند.

واژه‌های کلیدی: کیفیت اقلام تعهدی، پایداری سود، سرعت انعکاس اطلاعات، صرف ریسک.

* استادیار حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.

نویسنده مسئول مقاله: عباس افلاطونی (Email: Abbasaflatooni@gmail.com)

تاریخ دریافت: ۹۳/۶/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۴/۵/۳۱

مقدمه

در یک بازار اوراق بهادار که سرمایه‌گذاران به صورت منطقی تصمیم‌گیری می‌کنند و اطلاعات کامل و متقارنی در خصوص دارایی‌های مورد مبادله وجود دارد، اطلاعات به سرعت و به طور کامل در قیمت‌های سهام منعکس می‌شود. به بیان دیگر، در بازارهای کارا فرض بر آن است که تمام اطلاعات موجود، بی‌درنگ یا پس از اندک زمانی بدون اعمال هیچ‌گونه نظر شخصی در قیمت سهام انعکاس می‌یابد (ولک و دد^۱، ۲۰۰۴). با این حال، بسیاری از پژوهش‌ها (برای مثال باری و براون^۲، ۱۹۸۴؛ مرتون^۳، ۱۹۸۷؛ لمبرت، لئوز و ورشیا^۴، ۲۰۰۷؛ آکینز، نگ و وردی^۵، ۲۰۱۲؛ کالن، خان و لو^۶، ۲۰۱۲) بیانگر عدم وجود اطلاعات کامل در بازار هستند. اطلاعات مبهم و نامتقارن، از کشف به هنگام قیمت سهام جلوگیری می‌کند و سرعت تأثیر اطلاعات بر قیمت‌های سهام را کاهش می‌دهد (ورشیا^۷، ۱۹۸۰؛ کالن، گویندراج و خو^۸، ۲۰۰۰؛ پورحیدری و کرشاهی، ۱۳۸۹). یکی از دلایل ایجاد پدیده مذکور، کیفیت پایین اطلاعات (بویژه اطلاعات مربوط به سود حسابداری) منتشر شده توسط شرکت‌ها است (کالن، خان و لو، ۲۰۱۲).

سود حسابداری از مهم‌ترین اطلاعاتی است که توسط شرکت منتشر می‌شود و ارقام سود و کیفیت آن‌ها تأثیر مستقیمی در ارزش‌گذاری سهام دارند. شاید بتوان گفت از بین اطلاعات مالی که توسط بنگاه‌های اقتصادی گزارش می‌شود، سود بالاترین جایگاه را دارد (ساوو^۹، ۲۰۰۶). هر چه کیفیت سود حسابداری یک شرکت پایین‌تر باشد، اطلاعات نهفته در آن با سرعت کمتری در قیمت‌های سهام انعکاس می‌یابند و (به دلیل ریسک بالاتر) سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان جهت انتقال منابع مالی به شرکت، بازده بالاتری مطالبه می‌کنند (ورشیا، ۱۹۸۰).

معیارهای مختلفی برای سنجش کیفیت سود وجود دارد با این حال در این پژوهش روی کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود تمرکز شده است. علت این امر آن است که کیفیت اقلام تعهدی علاوه بر سنجش کیفیت سود می‌تواند معیاری برای سنجش کیفیت کلی اطلاعات شرکت باشد (گوماریز و بالستا^{۱۰}، ۲۰۱۳؛ مدرس و حصارزاده، ۱۳۸۷؛ ثقفی

و عرب مازاریزدی، ۱۳۸۹) و سرمایه‌گذاران در جهت اهداف ارزش‌گذاری سهام، به ویژگی پایداری سود بیش از سایر معیارهای کیفی سود توجه دارند (دجو و همکاران^{۱۱}، ۲۰۱۰). بنابراین، در این پژوهش رابطه کیفیت ارقام تعهدی و پایداری سود با سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام (سرعت تعدیل قیمت‌های سهام) بررسی شده است. همچنین با پیروی از کالن، خان و لو (۲۰۱۲)، عوامل ریسک ناشی از کیفیت اطلاعات حسابداری و غیر حسابداری محاسبه و رابطه آن‌ها با صرف ریسک بررسی شده است.

پیشینه پژوهش

پژوهش‌های پیشین (مانند ورشیا، ۱۹۸۰؛ کالن، خان و لو، ۲۰۱۲) بیان می‌کنند که سرمایه‌گذاران جهت برآورد قیمت سهام، از صورت‌های مالی به عنوان بخشی از مجموعه اطلاعاتی که جهت پیش‌بینی جریان‌های وجوه نقد آینده به کار می‌رود، استفاده می‌کنند. این موضوع بدان معناست که صورت‌های مالی، محتوای اطلاعاتی دارند. با این حال، صورت‌های مالی به صورت دوره‌ای منتشر می‌شوند و سایر اطلاعات غیر حسابداری (مانند اطلاعات غیر حسابداری مربوط به شرکت، اطلاعات مربوط به صنعت و وضعیت کلی بازار سرمایه و اقتصاد) در فواصل زمانی ما بین انتشار صورت‌های مالی، وارد بازار سرمایه می‌شوند و سریعتر از اطلاعات حسابداری، در قیمت‌های سهام انعکاس می‌یابند.

باری و براون (۱۹۸۴) و مرتون (۱۹۸۷) نشان دادند زمانی که در مورد پارامترهای ارزش‌گذاری سهام یک شرکت، ابهام و عدم اطمینان وجود داشته باشد، سرمایه‌گذاران جهت انتقال منابع مالی خود به شرکت مذکور، بازده بالاتری مطالبه خواهند کرد و این موضوع شرکت را در تأمین مالی پروژه‌های خود با مشکل روبرو می‌کند. الگوهای نظری (برای مثال دیاموند و ورشیا^{۱۲}، ۱۹۹۱؛ و آمیهود و مندلسون^{۱۳}، ۱۹۸۶) و نتایج تجربی (مانند آمیهود و مندلسون، ۱۹۸۶؛ آمیهود، ۲۰۰۲) نشان داد که وجود ابهام در اطلاعات و کیفیت پایین آن، عدم اطمینان سرمایه‌گذاران را در پی دارد. در این شرایط، سرمایه‌گذاران برای

انجام معامله، اطلاعات حجیم‌تر و با کیفیت‌تر را با صرف زمان بیشتر گردآوری می‌نمایند. این موضوع کاهش سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام را در پی دارد. در شرایط عدم اطمینان، سرمایه‌گذاران برای تعدیل ارزیابی اولیه خود در خصوص جریان‌های وجوه نقد آینده سهام، زمان طولانی‌تری صرف کرده، اطلاعات بیشتری گردآوری می‌کنند و از ارزیابی سایر سرمایه‌گذاران نیز استفاده می‌نمایند. این موضوع موجب می‌شود تا اطلاعات جدید با تأخیر زمانی بیشتری در قیمت سهام انعکاس یابند (ورشیا، ۱۹۸۰؛ کالن، گویندراج و خو، ۲۰۰۰).

نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد که در شرکت‌های بزرگ‌تر، شرکت‌هایی با حجم بیشتر معاملات سهام، شرکت‌هایی با درصد مالکیت نهادی بالاتر و شرکت‌هایی که بیشتر مورد توجه تحلیل‌گران هستند، قیمت سهام نسبت به اطلاعات جدید واکنش سریع‌تری نشان می‌دهد و با تأخیر کمتری (نسبت به سایر سهام) تعدیل می‌گردد (بادرینات، کال و نو^۴، ۱۹۹۵؛ چوردیا و اسوامیناتان^{۱۵}، ۲۰۰۰). چوردیا و اسوامیناتان (۲۰۰۴) نیز دریافتند وقتی سرمایه‌گذاران صرفاً به مبادله سهام شرکت‌های خاصی اقدام می‌کنند، حجم مبادلات در آن سهام را افزایش داده و سرعت تعدیل قیمت‌های سهام را افزایش می‌دهند.

لی و همکاران^{۱۶} (۲۰۱۰) دریافتند که سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام در بازار بورس تایوان از یک رفتار نامتقارن برخوردار بوده و سرعت انعکاس اخبار خوب بیش از اخبار بد است. با این حال، آنان رابطه معناداری بین کیفیت اطلاعات و سرعت تعدیل قیمت‌های سهام کشف نکردند. کالن و همکاران (۲۰۱۲) دریافتند زمانی که اطلاعات غیر حسابداری وارد بازار سرمایه می‌شود، سرمایه‌گذاران پیش‌بینی‌های قبلی خود را در مورد جریان‌های وجوه نقد تعدیل می‌کنند و سپس قیمت‌های جدیدی را برای سهام برآورد می‌نمایند. همچنین، آنان عقیده دارند که سرعت تعدیل قیمت‌های سهام آن گونه که انتظار می‌رود بالا نیست و دلیل این امر، کیفیت پایین اطلاعات حسابداری و بویژه کیفیت پایین سود حسابداری است.

سان و یو^{۱۷} (۲۰۱۴) دریافتند در شرکت‌هایی با هیأت مدیره مستقل‌تر، قیمت سهام با سرعت بالاتری نسبت به اطلاعات جدید عکس‌العمل نشان داده و تعدیل می‌شود. گوردون و وو^{۱۸} (۲۰۱۴) نیز نشان دادند وقتی عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سهامداران بالاتر باشد، قیمت سهام با تأخیر بیشتری به اطلاعات موجود عکس‌العمل نشان می‌دهد و دیرتر تعدیل می‌گردد. آنان دریافتند، کیفیت بالاتر افشای اطلاعات شرکت‌ها موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی شده و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام را بالاتر می‌برد. در پژوهش‌های داخلی، مهرآرا و عبدلی (۱۳۸۵) دریافتند که سرعت تأثیر اخبار خوب و بد بر نوسان‌های آتی قیمت‌ها یکسان است. آنان علت این امر را به کند بودن جریان اطلاعات و جوان بودن بورس اوراق بهادار نسبت می‌دهند. خانی و فراهانی (۱۳۸۷) نشان دادند که در بورس اوراق بهادار تهران، قیمت‌ها با سرعت کمی نسبت به اطلاعات منتشره عکس‌العمل نشان می‌دهند. رحمانی، یوسفی و رباط میلی (۱۳۹۱) دریافتند در شرکت‌هایی که سود غیرمنتظره آن‌ها کمتر و کیفیت ارقام تعهدی آن‌ها (به عنوان متغیر جانشین کیفیت افشا) بیشتر است، قیمت سهام با سرعت بیشتری نسبت به اطلاعات واکنش نشان می‌دهد.

ابراهیمی کردلر و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند در شرکت‌هایی که محافظه‌کاری بیشتری اعمال می‌شود، قیمت سهام نسبت به اخبار بد (در مقایسه با اخبار خوب) عکس-العمل سریع‌تری از خود نشان می‌دهد. جوانمرد و پورموسی (۱۳۹۲) نیز کیفیت گزارشگری مالی را با متغیر جانشین کیفیت ارقام 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، سرعت تعدیل قیمت‌های سهام در پاسخ به اخبار خوب و بد تفاوت معناداری با هم ندارد. حساس‌یگانه و امیدی (۱۳۹۳) دریافتند که هرچه کیفیت ارقام تعهدی و محتوای اطلاعاتی سودها بالاتر باشد، اطلاعات مربوط به سود با سرعت بیشتری در قیمت سهام منعکس می‌گردد. خدای پور، امیدی و محمدرضاخانی (۱۳۹۳) نشان دادند که رابطه بین کیفیت

سود و سرعت 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.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب بیان شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر ارائه می‌شوند:

فرضیه اول: بین کیفیت ارقام تعهدی و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام رابطه مثبت معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین پایداری سود و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

همچنین، به منظور بررسی تأثیر ریسک سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام (که ناشی از پایین بودن کیفیت ارقام تعهدی و پایداری سود است) و صرف ریسک، فرضیه‌های زیر آزمون شده‌اند:

فرضیه سوم: عامل ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری رابطه مثبت و معناداری با صرف ریسک سال آینده دارد.

فرضیه چهارم: عامل ریسک سرعت انعکاس اطلاعات غیر حسابداری رابطه مثبت و معناداری با صرف ریسک سال آینده دارد.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ (۴۷۳ شرکت) است. برای تعیین نمونه آماری، شرایط زیر اعمال شده است:

۱. پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه بوده و در طول دوره مطالعه، تغییر سال مالی نداشته باشند (در این مرحله ۱۶۳ شرکت حذف گردید).

۲. جزء شرکت‌های بیمه‌ای، بانکی و سرمایه‌گذاری مالی نباشند (در این مرحله ۱۰۲ شرکت حذف گردید).

۳. سهام شرکت‌ها وقفه معاملاتی بیش از ۴ ماه نداشته و داده‌های آن‌ها در دسترس باشد (در این مرحله ۹۶ شرکت حذف گردید).

با اعمال شرایط، تعداد ۱۱۲ شرکت (۱۰۰۸ مشاهده) به عنوان نمونه آماری انتخاب و داده‌های مورد نیاز از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین و سایت کدال^{۱۹} گردآوری شده است.

الگوهای پژوهش

ابتدا با استفاده از الگوی کازنیک^{۲۰} (۱۹۹۹) که برای سازگاری با محیط تجاری ایران توسط بهار مقدم و کوهی (۱۳۸۹) به شکل زیر تغییر یافته، کیفیت ارقام تعهدی محاسبه شده است:

$$ACC_{it} = \alpha + \beta_1(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it} + \Delta INV_{it}) + \beta_2 PPE_{it} + \beta_3 \Delta CFO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در آن؛ ACC، کل ارقام تعهدی؛ ΔREV ، تغییرات درآمد فروش؛ ΔREC ، تغییرات بدهکاران؛ ΔINV ، تغییرات موجودی کالا؛ PPE، مجموع دارایی‌های ثابت و ΔCFO ، تغییرات جریان وجوه نقد عملیاتی است. تمام متغیرها با استفاده از مجموع دارایی‌های ابتدای دوره همگن شده‌اند. پس از برآورد الگوی ۱، باقیمانده‌های آن استخراج شده است. مقدار معکوس انحراف معیار باقیمانده‌های مربوط به هر شرکت $(AQ=1/St.dev(\varepsilon))$ ، بیانگر کیفیت ارقام تعهدی است. با این تعریف، مقادیر بزرگ‌تر AQ بیانگر کیفیت بالاتر ارقام تعهدی خواهند بود.

در مرحله بعد، پایداری سود هر شرکت محاسبه شده است. پایداری سود، تداوم و ثبات سود از یک دوره به دوره بعد را ارزیابی می‌کند. ثبات و تکرارپذیری سود، از مؤلفه‌های سنجش کیفیت سود است. کیفیت سود شرکت‌های دارای مقادیر سود منظم و با ثبات، از کیفیت سود شرکت‌های دارای سود نامنظم و پرنوسان، بالاتر است زیرا سود منظم و تکرار پذیر، قابلیت پیش‌بینی مقادیر آتی سود را آسان‌تر و نتایج حاصل را قابل اتکاتر

می‌کند (دجو و همکاران، ۲۰۱۰). پایداری سود از طریق رگرسیون سود دوره جاری نسبت به سود دوره قبل به شرح زیر برآورد می‌شود.

$$Earnings_{it} = \alpha + Earnings_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن؛ Earnings، سود خالص دوره t است که با استفاده از مجموع دارایی‌های ابتدای دوره همگن شده است. در الگوی فوق، مقادیر بزرگ‌تر ضریب φ بیانگر میزان بالاتر پایداری سود حسابداری است. برای سنجش پایداری سود از رگرسیون سری زمانی ۱۰ ساله (از ۱۳۸۲ تا پایان ۱۳۹۱) استفاده شده است. در ادامه برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش، الگوی شماره ۳ برآزش شده است:

$$RSpeed_{it} = \alpha + \beta_1 AQ_{it} + \beta_2 EP_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

که در آن؛ RSpeed، سرعت تأثیر اطلاعات در قیمت‌های سهام؛ AQ، کیفیت اقلام تعهدی و EP، میزان پایداری سود است. از آن جا که یافته‌های پژوهش‌های پیشین (کالن و همکاران، ۲۰۱۲؛ حساس‌یگانه و امید، ۱۳۹۳؛ رحمانی، یوسفی و رباط‌میلی، ۱۳۹۱) مؤید وجود رابطه بین ویژگی‌های اندازه، فرصت‌های رشد و سودآوری شرکت با سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام است، در این پژوهش برای کنترل تأثیر متغیرهای ذکر شده بر رابطه بین معیارهای کیفیت سود و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام، به ترتیب متغیرهای اندازه شرکت Size (لگاریتم طبیعی دارایی‌ها)، رشد شرکت MTB (نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام) و سودآوری شرکت ROA (نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها) به الگو افزوده شده‌اند.

معیار سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام بر اساس روش هاو و موسکوویتز^{۲۱} (۲۰۰۵) محاسبه شده است. در روش مذکور، ابتدا الگوی زیر با استفاده از داده‌های ماهانه برای هر شرکت برآورد و ضریب تعیین الگو استخراج شده است:

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

که در آن؛ R_{it} نشان دهنده بازده ماهانه سهام شرکت i ام در ماه t ام و R_{Mt} بیانگر بازده ماهانه بازار (درصد تغییرات شاخص قیمت و نقدی) است که با وقفه‌های ۱ تا ۴ در الگوی فوق حضور دارد. ضرایب تعیین حاصل از برآورد الگوی (۴) برای هر شرکت، ضرایب تعیین نامقید ($R^2_{Unrestricted}$) خوانده می‌شوند. سپس الگوی شماره (۵) که در آن تمامی ضرایب δ_{in} (در الگوی ۴) مقید به صفر بودن هستند، برای هر شرکت برآورد شده است:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

ضرایب تعیین حاصل از برآورد الگوی شماره (۵) برای هر شرکت، ضرایب تعیین مقید ($R^2_{Restricted}$) نامیده می‌شوند. در پایان، الگوی شماره (۶) که نشان دهنده سرعت تأثیر اطلاعات در قیمت‌های سهام است (با معکوس نمودن معیار واکنش تأخیری قیمت سهام، معرفی شده توسط هاو و موسکوویتز، ۲۰۰۵) برای هر شرکت محاسبه شده است:

$$RS_{\text{Speed}} = \frac{1}{\text{Delay}} = \frac{R^2_{Unrestricted}}{R^2_{Restricted}} \quad (6)$$

در الگوی (۶)، هر چه کسر بزرگ‌تر باشد، سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام (سرعت تعدیل قیمت‌های سهام در پاسخ به اطلاعات جدید) بیشتر است. به منظور آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش، ابتدا با استفاده از رویکرد کالن و همکاران (۲۰۱۲)، معیار سرعت انعکاس اطلاعات به اجزای (۱) سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری و (۲) سرعت انعکاس اطلاعات غیر حسابداری تجزیه شده است. بدین منظور، پس از برآورد الگوی شماره (۱)، مقدار باقیمانده‌های الگو به عنوان سرعت انعکاس اطلاعات غیر حسابداری در نظر گرفته شده و با کسر نمودن باقیمانده‌ها از مقدار متغیر وابسته الگوی شماره (۱)، سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری محاسبه گردیده است.

در ادامه با استفاده از روش دیمسون و همکاران^{۲۲} (۲۰۰۳) عوامل ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری و غیر حسابداری محاسبه شده است. در روش مذکور، برای محاسبه عامل سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری، ابتدا شرکت‌ها بر اساس مقادیر عددی

سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری از سرعت کم به سرعت زیاد مرتب شده، ۴ دهک اول پورتنفوی شرکت‌های با سرعت پایین انعکاس اطلاعات حسابداری، ۴ دهک آخر پورتنفوی شرکت‌های با سرعت بالای انعکاس اطلاعات حسابداری و ۲ دهک میانی نیز پورتنفوی شرکت‌های با سرعت متوسط انعکاس حسابداری خواهد بود. در پایان، عامل سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری (RS_{Acc_f}) برابر میانگین بازده سهام شرکت‌های پورتنفوی دوم منهای میانگین بازده سهام شرکت‌های پورتنفوی اول خواهد بود. ریسک سرعت انعکاس اطلاعات غیر حسابداری (RS_{NonAcc_f}) به همین شیوه محاسبه شده است.

در ادامه، برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش از الگوهای زیر که بر اساس الگوی سه عاملی فاما و فرنچ^{۲۳} (۱۹۹۳) ساخته شده‌اند، استفاده گردیده است:

$$R_{it+1} - RF_{it+1} = \alpha + \beta_1(R_{Mt} - RF_{it}) + \beta_2SMB_{it} + \beta_3HML_{it} + \beta_4RS_{Acc_f_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$R_{it+1} - RF_{it+1} = \alpha + \beta_1(R_{Mt} - RF_{it}) + \beta_2SMB_{it} + \beta_3HML_{it} + \beta_4RS_{NonAcc_f_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

که در آن‌ها؛ R_{it+1} ، بازده ماهانه سهام در زمان $t+1$ ؛ RF_{it+1} ، بازده بدون ریسک (نرخ سود اوراق مشارکت) در زمان $t+1$ و R_{Mt} ، نرخ بازده بازار (درصد تغییرات شاخص قیمت و نقدی) است. SMB_{it} و HML_{it} نیز به ترتیب، عوامل ریسک ناشی از اندازه و رشد شرکت‌ها هستند که با استفاده از روش دیمسون و همکاران (۲۰۰۳) محاسبه شده‌اند. در روش مذکور، عامل اندازه SMB_{it} معادل میانگین بازده پورتنفوی شرکت‌های کوچک منهای میانگین بازده پورتنفوی شرکت‌های بزرگ و عامل رشد HML_{it} معادل میانگین بازده پورتنفوی شرکت‌های با رشد بالا منهای میانگین بازده پورتنفوی شرکت‌های با رشد پایین (عامل رشد) است.

روش برآورد الگوها

به منظور برآورد الگوهای (۱) و (۳)، از روش رگرسیونی داده‌های ترکیبی (به همراه آزمون‌های انتخاب الگوی مناسب برآورد) استفاده شده است. جهت برآورد الگوهای (۲)،

(۴) و (۵) برای هر شرکت، از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی و داده‌های ماهانه استفاده گردیده است. همچنین، به منظور برآورد الگوهای (۷) و (۸)، از روش رگرسیونی دو مرحله‌ای فاما-مک‌بث^{۲۴} (۱۹۷۳) استفاده شده است. رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)، یکی از روش‌های برآورد الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌ها (مانند، الگو قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یا الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، ۱۹۹۳) است. در این روش، برای هر عامل ریسک (مانند ریسک ناشی از اندازه و رشد شرکت) که تصور می‌شود در قیمت-گذاری سهام موثر است، صرف ریسک محاسبه می‌گردد. در روش مذکور، پارامترها در دو مرحله برآورد می‌شوند:

۱. بازده سهام هر شرکت روی عوامل ریسک مورد نظر برازش می‌شوند تا مقدار ضریب برای عامل ریسک (مورد نظر) تعیین گردد.
 ۲. سپس در هر دوره زمانی، برای محاسبه صرف ریسک هر عامل، بازده سهام روی ضرایب برآورد شده در مرحله قبل برازش می‌شود.
- در این روش، به ازای هر شرکت یک الگو برآورد می‌شود که عرض از مبدأ و ضرایب خاص خود را برای هر عامل ریسک دارد. با میانگین گرفتن از عرض از مبدأها و ضرایب هر عامل، نتایج کلی که متوسطی از نتایج برآورد الگو برای تمام شرکت‌هاست، ارائه می‌شود. در روش فاما-مک‌بث، باقیمانده‌های الگو، معمولاً از مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی رنج می‌برند که برای رفع این مشکل از رویکرد نیوی-وست^{۲۵} (۱۹۸۷) استفاده شده است (افلاطونی، ۱۳۹۲).

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول شماره (۱) ارائه شده است. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که میانگین عوامل ریسک مربوط به اندازه (۰/۲۱)، رشد (۰/۳۹) و نیز میانگین عوامل ریسک مربوط به سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری (۰/۰۹) و اطلاعات

غیر حسابداری (۰/۱۷) می‌باشد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، میانگین عوامل ریسک معرفی شده توسط فاما و فرنچ (عوامل اندازه و رشد) و مقدار میانگین عوامل ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری و غیر حسابداری، همگی اعداد مثبتی هستند. مثبت بودن عامل ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری (۰/۰۹) نشان می‌دهد، صاحبان سهام شرکت‌هایی که کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود کمتری دارند (به دلیل مخاطره بالاتر) بازده بالاتری از شرکت مطالبه نموده‌اند. میانگین عامل ریسک سرعت انعکاس اطلاعات غیر حسابداری (۰/۱۷) نیز عددی مثبت است. این موضوع بدان معناست که در شرکت‌هایی که سرعت انعکاس اطلاعات غیر حسابداری نسبت به سایر شرکت‌ها کمتر است، سهامداران بازده بالاتری از شرکت مطالبه نموده‌اند.

جدول شماره ۱. آماره‌های توصیفی

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
ACC	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۸۴	-۰/۳۵	۰/۱۶
ΔREV	-۰/۰۱	-۰/۰۱	۲/۵۴	-۲/۲۲	۰/۳۵
ΔREC	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۶۹	-۰/۶۵	۰/۱۳
ΔINV	-۰/۰۱	-۰/۰۵	۰/۶۰	-۰/۶۶	۰/۱۲
PPE	۰/۲۸	۰/۲۲	۰/۹۷	۰/۰۲	۰/۲۱
ΔCFO	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۴۴	-۰/۶۲	۰/۱۶
RSpeed	۱/۴۷	۱/۱۵	۵/۷۵	۱/۰۰	۰/۸۱
AQ	۱۴/۶۳	۱۲/۱۸	۵۶/۱۳	۳/۰۴	۹/۱۱
EP	۰/۵۰	۰/۵۶	۰/۹۵	-۰/۴۰	۰/۲۷
Size	۱۳/۳۸	۱۳/۳۰	۱۷/۶۹	۱۰/۳۴	۱/۳۵
MTB	۰/۲۲	۰/۱۸	۲/۷۰	-۰/۱۰	۰/۲۱
ROA	۰/۱۴	۰/۱۲	۰/۵۴	-۰/۱۸	۰/۱۲
Earnings	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۵۱	-۰/۱۶	۰/۱۳
R	۰/۲۹	۰/۰۰	۰/۸۷	-۰/۷۱	۰/۱۲
R _M	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۶	-۰/۰۳	۰/۰۲
RF	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۲۰	۰/۱۶	۰/۰۲
SMB	۰/۲۱	۰/۲۱	۰/۵۱	-۰/۰۴	۰/۱۸
HML	۰/۳۹	۰/۳۶	۰/۷۹	۰/۰۳	۰/۲۲
RSpeed _{Acc_f}	۰/۰۹	۰/۰۶	۰/۳۰	-۰/۰۴	۰/۱۰
RSpeed _{non-Acc_f}	۰/۱۷	۰/۱۱	۰/۵۶	-۰/۱۱	۰/۲۳

نتایج اولیه در خصوص عوامل ریسک، با یافته‌های پژوهش‌های پیشین (مانند لمبرت، لئوز و ورشیا، ۲۰۰۷؛ کالن، خان و لو، ۲۰۱۲) مشابهت دارد. سایر مقادیر آماره‌های توصیفی در ستون‌های دیگر جدول (۱) ارائه شده‌اند.

تحلیل همبستگی

ضرایب همبستگی بین برخی متغیرهای پژوهش (به جز بازده سهام، بازده بازار، بازده بدون ریسک و عوامل ریسک) در جدول شماره (۲) ارائه شده است.

نتایج نشان می‌دهد که بین سرعت انعکاس اطلاعات و دو متغیر اندازه شرکت (۰/۱۴) و تغییرات درآمد فروش (۰/۰۸-) به ترتیب همبستگی معناداری در سطح ۱ درصد و ۱۰ درصد وجود دارد. این موضوع بیانگر آن است که در شرکت‌های بزرگ‌تر و شرکت‌هایی با تغییرات کمتر درآمد فروش، سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام، بیشتر است.

ضرایب همبستگی بین عوامل ریسک (به انضمام صرف بازار) در جدول شماره (۳) ارائه شده‌اند. نتایج بیان می‌کند که صرف بازار همبستگی منفی و معناداری با عوامل ریسک اندازه (۰/۶۵-)، رشد (۰/۳۸-) و سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری (۰/۳۲-) در سطح ۱ درصد دارد. این موضوع نشان می‌دهد که رفتار عامل بازار در جهتی مخالف با سایر عوامل ریسک است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که ضرایب همبستگی بین عوامل ریسک معرفی شده توسط فاما و فرنچ و عوامل ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری و غیر حسابداری ارقامی مثبت و معنا دارند. این موضوع بیانگر آن است که رفتار عوامل ریسک ناشی از اندازه و رشد شرکت با رفتار عوامل ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری و غیر حسابداری در یک سو و مشابه هم است. نتایج حاصل در این خصوص با یافته‌های کالن و همکاران (۲۰۱۲) مشابه است.

جدول شماره ۲. ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش (به غیر از بازدهها و عوامل ریسک)

متغیرها	ACC	ΔREV	ΔREC	ΔINV	PPE	ΔCFO	RSpeed	AQ	EP	Size	MTB	ROA	Earnings
ΔREV	۰/۱۴***	۱											
ΔREC	۰/۳۸***	۰/۴۸***	۱										
ΔINV	۰/۱۸**	۰/۴۴***	۰/۲۰***	۱									
PPE	-۰/۰۹**	۰/۱۱***	۰/۰۷*	۰/۱۱***	۱								
ΔCFO	-۰/۵۴***	-۰/۰۷**	-۰/۳۱***	-۰/۲۶***	۰/۰۲	۱							
RSpeed	۰/۰۴	-۰/۰۸*	۰/۰۳	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۲	۱						
AQ	-۰/۱۰***	-۰/۰۱	-۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۰۱	۱					
EP	۰/۱۵***	-۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	-۰/۰۶*	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۰	۱				
Size	۰/۰۵	-۰/۰۶	۰/۰۶*	-۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۳	۰/۱۴***	-۰/۰۴	۰/۰۵	۱			
MTB	۰/۱۵***	۰/۰۳	۰/۰۳	-۰/۰۲	۰/۱۳***	۰/۱۱***	-۰/۰۵	-۰/۱۲***	۰/۲۳***	-۰/۰۶*	۱		
ROA	۰/۳۹***	۰/۰۸**	۰/۱۰**	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۱۲***	۰/۰۲	-۰/۰۸**	۰/۶۰***	۰/۰۳	۰/۴۰***	۱	
Earnings	۰/۴۱***	۰/۰۷**	۰/۱۳***	۰/۰۱	۰/۰۶**	۰/۰۸**	۰/۰۵	-۰/۱۱**	۰/۶۳***	۰/۰۴	۰/۴۲***	۰/۷۶***	۱

***، **، * و * به ترتیب در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد معنادار است.

مجله دانش حسابداری / سال ششم / ش ۲۲ / پاییز ۱۳۹۴

متغیرها	R _M -RF	SMB	HML	RS _{SpeedAcc_f}
SMB	۰/۶۵ (۰/۰۰)	۱		
HML	-۰/۳۸ (۰/۰۰)	۰/۳۷ (۰/۰۰)	۱	
RS _{SpeedAcc_f}	-۰/۳۲ (۰/۰۰)	۰/۳۷ (۰/۰۰)	۰/۲۷ (۰/۰۰)	۱
RS _{Speednon-Acc_f}	-۰/۱۲ (۰/۲۵)	۰/۳۹ (۰/۰۰)	۰/۲۸ (۰/۰۰)	۰/۴۸ (۰/۰۰)

سطح معناداری داخل پرانتز آورده شده است.

نتایج برآورد الگوی (۱) و محاسبه کیفیت اقلام تعهدی

به منظور تجزیه اقلام تعهدی به اجزای اختیاری و غیراختیاری و محاسبه کیفیت اقلام تعهدی، الگوی (۱) با رویکرد داده‌های ترکیبی برآورد شده و نتایج آن در جدول شماره (۴) ارائه شده است. معناداری آماره‌های چاو (۲/۶۱) و بروش-پاگان (۷۰/۳۹) در سطح ۱ درصد نشان می‌دهد که برای برآورد الگوی (۱)، به ترتیب الگوهای اثرات ثابت و اثرات تصادفی بر الگوی داده‌های تلفیقی برتری دارند. همچنین، معناداری آماره هاسمن (۱۲/۵۰) در سطح ۵ درصد بیانگر برتری الگوی اثرات ثابت نسبت به الگوی اثرات تصادفی جهت برآورد الگوی (۱) است.

جدول شماره ۴. نتایج برآورد الگوی شماره (۱)

متغیرها	ضریب متغیر	تی استیودنت	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۰۵***	۶/۶۹	۰/۰۰
$\Delta REV - \Delta REC + \Delta INV$	۰/۰۵***	۵/۳۱	۰/۰۰
PPE	-۰/۰۹***	-۴/۰۷	۰/۰۰
ΔCFO	-۰/۵۴***	-۱۸/۴۴	۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۳۵/۵۴٪	آماره چاو (معناداری)	(۰/۰۰) ۲/۶۱***
آماره فیشر (معناداری)	۴۸/۹۷***	آماره بروش-پاگان (معناداری)	(۰/۰۰) ۷۰/۳۹***
دوربین واتسون	۱/۶۱	آماره هاسمن (معناداری)	(۰/۰۱) ۱۲/۵۰***

*** و ** به ترتیب در سطح ۱ درصد و ۵ درصد معنادار است.

نتایج برآورد الگوی شماره (۱) نشان می‌دهد که عرض از مبدأ (۰/۰۵) و ضریب متغیرهای تفاضل تغییرات درآمد فروش و تغییرات بدهکاران به اضافه تغییرات موجودی‌ها (۰/۰۵)، دارایی‌های ثابت (۰/۰۹-) و تغییرات جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۵۴-) همگی در سطح ۱ درصد معنادار هستند و معناداری آماره فیش (۴۸/۹۷) بیانگر معناداری کلی الگوی شماره (۱) است. مقدار آماره دوربین واتسون (۱/۶۱) نیز بین دو عدد ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، لذا باقیمانده‌های الگو، مشکل خود همبستگی سریالی ندارند. ضریب تعیین تعدیل شده نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل، حدود ۳۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند. پس از برآورد الگوی (۱)، مقدار معکوس انحراف معیار باقیمانده‌ها به عنوان معیار کیفیت ارقام تعهدی محاسبه شده است.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

به منظور آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش، الگوی شماره (۳) برآورد و نتایج آن در جدول شماره (۵) ارائه شده است. عدم معناداری آماره‌های چاو (۰/۵۱) و بروش-پاگان (۱/۹۲) نشان می‌دهد که در برآورد الگوی (۳)، الگوی داده‌های تلفیقی بر دو الگوی اثرات ثابت و اثرات تصادفی برتری دارد.

نتایج نشان می‌دهد که عرض از مبدأ (۰/۴۷) در سطح ۱۰ درصد، ضریب متغیرهای کیفیت ارقام تعهدی (۰/۸۹) و پایداری سود (۰/۲۴) در سطح ۵ درصد و ضریب متغیر کنترلی اندازه شرکت (۰/۰۸) در سطح ۱ درصد، معنادار هستند. معناداری آماره فیش (۶/۰۸) در سطح ۱ درصد نشان‌دهنده معناداری کلی الگو است. مقدار آماره دوربین واتسون (۱/۶۹) نیز نشان می‌دهد که باقیمانده‌های الگوی (۳) مشکل خود همبستگی سریالی ندارند. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل، حدود ۲۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند.

مجله دانش حسابداری / سال ششم / ش ۲۲ / پاییز ۱۳۹۴ / ۱۲۳

جدول شماره ۵. نتایج برآورد الگوی شماره (۳)			
متغیرها	ضریب متغیر	تی استیودنت	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۴۷*	۱/۸۴	۰/۰۷
AQ	۰/۸۹**	۲/۳۷	۰/۰۲
EP	۰/۲۴**	۲/۱۸	۰/۰۳
Size	۰/۰۸***	۴/۲۹	۰/۰۰
MTB	-۰/۱۲	-۱/۶۱	۰/۱۱
ROA	۰/۱۴	۰/۵۵	۰/۵۸
ضریب تعیین تعدیل شده	۲۴/۶۲٪	آماره چاو (معناداری)	۰/۵۱ (۰/۸۵)
آماره فیشر (معناداری)	۶/۰۸***	آماره بروش-پاگان (معناداری)	۱/۹۲ (۰/۱۷)
دوربین - واتسون	۱/۶۹		

***، **، * و * به ترتیب در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد معنادار است.

مثبت و معنادار بودن ضریب متغیرهای کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود نشان می‌دهد که بین دو متغیر ذکر شده و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر، هر چه کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود حسابداری بیشتر باشد، سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام نیز بیشتر خواهد بود.

این موضوع بیانگر عدم رد فرضیه‌های اول و دوم پژوهش است.

به منظور آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش، به ترتیب الگوهای (۷) و (۸) با استفاده از روش رگرسیونی فاما- مک بث (۱۹۷۳) برآورد شده و نتایج آن‌ها در جدول شماره (۶) ارائه شده است.

نتایج برآورد الگو (۷) نشان می‌دهد که عرض از مبدأ (۰/۱۶-) و ضریب عامل رشد (۰/۱۲) در سطح ۱ درصد، ضریب عامل ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری (۰/۰۳) در سطح ۵ درصد و ضریب عامل اندازه (۰/۰۷) در سطح ۱۰ درصد معنادارند. نتایج برآورد الگوی شماره (۸) نشان می‌دهد که عرض از مبدأ (۰/۱۶-)، ضریب عامل رشد (۰/۱۳) و ضریب عامل ریسک سرعت انعکاس اطلاعات غیر حسابداری (۰/۱۰) در

۱۲۴/ بررسی رابطه بین کیفیت ارقام تعهدی و پایداری سود با سرعت انعکاس اطلاعات ...

سطح ۱ درصد معنادارند. در هر دو الگو، معنادار بودن آماره فیشر بیانگر معناداری کلی الگو است و مقدار آماره دورین - واتسون دو الگو (۷) و (۸) نیز نشان می‌دهد که باقیمانده‌های دو الگو، مشکل خودهمبستگی سریالی ندارند. ضریب تعیین تعدیل شده الگوی شماره (۷) نشان می‌دهد متغیرهای مستقل الگوی مذکور حدود ۷۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته (صرف ریسک سال آینده) را تبیین می‌کنند. با این حال، در الگوی (۸)، متغیرهای مستقل حدود ۷۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند.

جدول شماره ۶. نتایج برآورد الگوهای (۷) و (۸)

متغیرها/الگوها	الگو (۷)	الگو (۸)
عرض از مبدأ	۰/۱۶***-۰/۰۰	۰/۱۶***-۰/۰۰
R _M -RF	۰/۰۷ (۰/۱۸)	۰/۰۷ (۰/۲۶)
SMB	۰/۰۷* (۰/۰۵)	۰/۰۶ (۰/۱۲)
HML	۰/۱۲*** (۰/۰۰)	۰/۱۳*** (۰/۰۰)
RS _{Speed} Acc_f	۰/۰۳** (۰/۰۱)	
RS _{Speed} non-Acc_f		۰/۱۰*** (۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل شده	۷۳/۱۵٪	۷۱/۱۶٪
آماره فیشر (معناداری)	۷۰/۴۶*** (۰/۰۰)	۶۳/۹۱*** (۰/۰۰)
دورین واتسون	۱/۷۲	۱/۸۱

***، **، * به ترتیب در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد معنادار است.

مثبت و معنادار بودن ضریب عامل‌های ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری و غیر حسابداری، بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار بین عوامل ریسک مذکور و صرف ریسک سال آتی است. این موضوع نشان می‌دهد، در شرکت‌هایی که کیفیت ارقام تعهدی و پایداری سود پایین است، سرمایه‌گذاران برای انتقال منابع مالی خود به شرکت‌ها، بازده‌های بالاتری درخواست می‌کنند. بنابراین، فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش نیز رد نشده‌اند.

خلاصه و نتیجه گیری

در این پژوهش، رابطه کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود حسابداری (به عنوان دو مؤلفه کیفیت سود) با سرعت تعدیل قیمت‌های سهام بررسی شده است. همچنین، عامل‌های ریسک اطلاعات حسابداری و غیر حسابداری محاسبه شده و رابطه آن‌ها با صرف ریسک سال آتی سهام شرکت‌ها بررسی گردیده است. نتایج نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که کیفیت اقلام تعهدی بالاتر و سود حسابداری از ثبات و پایداری بیشتری برخوردار است، اطلاعات با سرعت بیشتری در قیمت‌های سهام، انعکاس می‌یابد. نتایج با یافته‌های لمبرت و همکاران (۲۰۰۷)، کالن و همکاران (۲۰۱۲)، رحمانی و همکاران (۱۳۹۰) و حساس یگانه و امیدی (۱۳۹۳) سازگار است.

همچنین، نتایج نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که (به دلیل پایین بودن کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود) ریسک ناشی از انعکاس دیر هنگام اطلاعات در قیمت‌های سهام بالاتر است، سرمایه‌گذاران انتظار دریافت بازده بالاتری دارند و این موضوع خود به معنی افزایش هزینه سرمایه و به تبع آن، افزایش مشکلات تأمین مالی شرکت است. نتایج حاصل در این خصوص با یافته‌های کالن و همکاران (۲۰۱۲) سازگار است ولی با نتایج رحمانی و همکاران (۱۳۹۰) سازگاری ندارد. ناسازگاری نتایج پژوهش حاضر با یافته‌های رحمانی و همکاران (۱۳۹۰) می‌تواند به دلیل تفاوت در الگوی استفاده شده جهت محاسبه کیفیت اقلام تعهدی و نیز تفاوت در بازه‌های زمانی مورد بررسی در دو پژوهش باشد.

بر اساس یافته‌های پژوهش، به مدیران توصیه می‌شود تا با اتخاذ تدابیر مناسب، بسترهای لازم برای افزایش کیفیت سود حسابداری را فراهم آورند، زیرا این موضوع کاهش هزینه‌های تأمین مالی شرکت را در پی خواهد داشت. به سرمایه‌گذاران نیز توصیه می‌شود که از سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی که سود آن‌ها از کیفیت مناسبی برخوردار نیست خودداری کنند. در این پژوهش، رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود با سرعت تعدیل قیمت‌های سهام بررسی شده است. با این حال، ادامه مسیر، مستلزم انجام پژوهش‌های تکمیلی است تا سایر جوانب موضوع، روشن شود؛ بنابراین، به

پژوهشگران آتی توصیه می‌شود تا تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و سایر مؤلفه‌های کیفیت سود، ساختار سرمایه و ساختار حاکمیت شرکتی را بر سرعت تعدیل قیمت‌های سهام بررسی نمایند.

در انجام بسیاری از پژوهش‌های حسابداری (به ویژه پژوهش‌های حوزه ارزش‌گذاری سهام)، فرض می‌شود که بازار سرمایه از کارایی اطلاعاتی نسبی برخوردار است، در حالی که پژوهش‌های پیشین داخلی (مانند، فدایی‌نژاد، ۱۳۷۳؛ قالیباف اصل و ناطقی، ۱۳۸۵) کارایی بورس تهران را صرفاً در سطح ضعیف تأیید می‌کنند. لذا، این موضوع روی قابلیت تعمیم یافته‌های پژوهش محدودیت ایجاد می‌کند.

یادداشت‌ها:

- | | |
|-----------------------------|---------------------------------|
| 1. Wolk and Dodd | 2. Barry and Brown |
| 3. Merton | 4. Lambert, Leuz and Verrecchia |
| 5. Akins, Ng and Verdi | 6. Callen, Khan and Lu |
| 7. Verrecchia | 8. Callen, Govindaraj and Xu |
| 9. Savov | 10. Gomariz and Ballesta |
| 11. Dechow, Ge and Schrand | 12. Diamond and Verrecchia |
| 13. Amihud and Mendelson | 14. Badrinath, Kale and Noe |
| 15. Chordia and Swaminathan | 16. Lee, Hsieh and Cheng |
| 17. Sun and Yu | 18. Gordon and Wu |
| 19. www.Codal.ir | 20. Kasznik |
| 21. Hou and Moskowitz | 22. Dimson, Nagel and Quigley |
| 23. Fama and French | 24. Fama and MacBeth |
| 25. Newey-West | |

References

- Aflatooni, A. (2013). *Statistical Analysis in Accounting and Financial management by Eviews*. Tehran, Termeh Pub [In Persian].
- Akins, B., Ng, J., and Verdi, R. (2012). Investor competition over information and the pricing of information asymmetry. *The Accounting Review*, 87(1), 35–58.
- Amihud, Y., and Mendelson, H. (1986). Asset pricing and bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17 (2), 223–249.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31–56.

- Badrinath, S.G., Kale, J.R., and Noe, T.H. (1995). Of shepherds, sheep, and the cross-autocorrelations in equity returns. *Review of Financial Studies*, 8(2), 401-430.
- Bahar Moghaddam, M., and Kouhi, A. (2010). Type of earnings management in Iranian companies listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Accounting Knowledge*, 1(2), 75-93 [In Persian].
- Barry, C., and Brown, S. (1984). Differential information and the small firm effect. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 283-294.
- Callen, J., Govindaraj, S., and 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., and Lu, H. (2012). Accounting quality, stock price delay, and future stock returns. *Contemporary Accounting Research*, 30(1), 269-295.
- Chordia, T., and Swaminathan, B. (2000). Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns. *Journal of Finance*, 5(2), 913-935.
- Chordia, T., and Swaminathan, B. (2004). Incomplete information, trading costs and cross-autocorrelations in stock returns. *Economic Notes*, 33(1), 145-181.
- Dechow, P.M., Ge, W., and Schrand C.M. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 344-401.
- Diamond, D., and Verrecchia, R. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 46(4), 1325-1359.
- Dimson, E., Nagel, S., and Quigley, G. (2003). Capturing the value premium in the United Kingdom. *Financial Analysts Journal*, 59(6), 35-45.
- Ebrahimi Kordlar, A., Heydari Rostami, K., and Omrani, H. (2013). Investigation of board composition on conservatism and timeliness in reporting of earnings in listed companies in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Studies*, 2(5), 21-48 [In Persian].
- Fadaeinezhad, M.E. (1994). Empirical test of ETH in the Tehran Stock Exchange. *Financial Research*, 2(5-6), 6-26 [In Persian].
- Fama, E., and French, K. (1993) Risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E., and MacBeth, J. (1973). Risk, return and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Ghalibaf Asl, H., and Nateghi, M. (2006). The value relevance of dividends, book value and earnings in Tehran Stock Exchange. *Financial Research*, 9(1), 47-66 [In Persian].

- Gomariz, M.F.C., and Ballesta, J.P.S. (2013). Financial reporting quality, debt maturity and investment efficiency. *Journal of Banking and Finance*, 40, 494-506.
- Gordon, N., and Wu, Q. (2014). Informed trade, uninformed trade, and stock price delay. Working Paper from <http://ssrn.com/abstract=2209073>.
- Hassas Yeganeh, Y., and Omidi, E. (2015). Accounting quality, stock price delay and future stock returns. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*. 12(42), 31-58 [In Persian].
- Hou, K., and Moskowitz, T. (2005). Market frictions, price delay and the cross-section of expected returns. *Review of Financial Studies*, 18(3), 981-1020.
- Javanmard, M., and Pourmoosa, A.A. (2013). The study of effect companies information reports to Tehran stock market daily behavior. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 3(1), 113-133, [In Persian].
- Kaszniak, R. (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research*, 37(1), 57-81.
- Khani, A., and Farahany, D. (2008). Evaluating Tehran Stock Exchange efficiency by using price adjustment coefficients. *Quarterly Research Bulletin of Isfahan University (Humanities)*, 31, 55-72 [In Persian].
- Khodamipour, A., Omidi, M., and Mohammadrezakhani, V. (2014). Investigating the relationship between the speed of price adjustment and earnings quality changes in firms listed in Tehran Stock Exchange. *Accounting Advances*, 6(2), 27-52 [In Persian].
- Lambert, R., Leuz, C., and Verrecchia, R. (2007). Accounting information, disclosure, and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 45(2), 385-420.
- Lee, C.H., Hsieh, T., and Cheng, L. (2010). Financial reporting quality and speed of price adjustment. *International Research Journal of Finance and Economics*, 53, 134-143.
- Mehrara, M., and Abdoli, G. (2006). The asymmetry of stock market volatility: the case of Iran. *Iranian Economic Research*, 8(26), 25-40 [In Persian].
- Merton, R. (1987). Presidential address: A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 42(3), 483-510.
- Modarres, A., and Hesarzadeh, R. (2008). Financial reporting quality and investment efficiency. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 1(2), 85-116 [In Persian].
- Newey, W.K., and West, K.D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, 703-708.

- Pourheydari, O., and Karamshahi, B. (2011). Investigation of the value relevance of accounting earnings with respect to measurement of market efficiency in the listed companies of Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 3(12), 87-107 [In Persian].
- Pourzamani, Z., and Ghamari, M. (2014). The relationship between financial reporting quality and the speed of price adjustment. *Quarterly the Financial Accounting and Auditing Researches*, 6(21), 91-116 [In Persian].
- Rahmani, A., Yousefi, F., and Robatmeili, M. (2012). Accounting information quality, delay in stock price adjustment and predictability of future returns. *Quarterly Journal of Securities Exchange*. 5(20), 137-158 [In Persian].
- Saghafi, A., and Arab Mazar Yazdi, M. (2011). Financial reporting quality and investment inefficiency. *Financial Accounting Research*, 2(4), 1-20 [In Persian].
- Savov, S. (2006). Earnings management, investment and dividend, Working Paper <http://ssrn.com/abstract=917680>.
- Sun, P.W., and Yu, B. (2014). Managerial structure and stock price delay in china. Working Paper, <http://ssrn.com/abstract=2542534>.
- Verrecchia, R. (1980). The rapidity of price adjustments to information. *Journal of Accounting and Economics*, 2(1), 63-92.
- Wolk, H., and Dodd, J. (2004). *Accounting Theory: A Conceptual and Institutional Approach*. South-western College Pub, 6th Edition.