پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، سال ششم، شماره بیست‌ویکم، بهار۱۳۹۳، از صفحه ۹۱ تا ۱۱۶

ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام

دکتر زهرا پورزمانی* مینا قمری**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۰۷

چکیده

هدف از این مطالعه بررسی رابطه میان کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار است. همچنین در این تحقیق الگوی رفتاری فرآیند تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار جدید نیز مورد آزمون قرار گرفته است.

این تحقیق از نوع تحقیقات کاربردی، توصیفی و همبستگی بوده و بازه زمانی آن سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ را شامل می‌شود. نمونه آماری تحقیق شامل ۶۸ شرکت بوده و فرضیات آن با استفاده از روش رگرسیون خطی مقطعی و آزمون **t** مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که در بازار سرمایه ایران رابطه میان تغییرات کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت معنی‌دار نبوده و با بهبود کیفیت گزارشگری مالی، سرعت تعدیل قیمت سهام تغییر معنی‌داری از خود نشان نمی‌دهد. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار ایران سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد دارای الگوی رفتاری متقارن بوده و اختلاف معنی‌داری در میانگین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و اخبار بد وجود ندارد. از دیگر یافته‌های تحقیق می‌توان به رابطه مثبت و معنی‌دار اندازه و حجم معاملات تأخیری شرکت با سرعت تعدیل قیمت سهام هم در سطح اخبار خوب و هم در سطح اخبار بد اشاره کرد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت گزارشگری مالی، سرعت تعدیل قیمت سهام، کارایی بازار، رفتار متقارن تعدیل قیمت سهام.

---

*استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی،نویسنده اصلی و مسئول مکاتبات.
zpoorzamani@yahoo. com
**کارشناس ارشد رشته حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی.

۱- مقدمه

کیفیت اطلاعات و گزارشگری شفاف یکی از انتظارات در بازار سرمایه به شمار می رود. این اعتقاد به صورت گسترده وجود دارد که کیفیت گزارشگری مالی مستقیماً بر بازارهای سرمایه اثرگذار است. همچنین کیفیت اطلاعات اثر مستقیمی بر عدم تقارن اطلاعاتی دارد و از این طریق نقش مهمی را در تعیین هزینه سرمایه ایفا می‌کند. کارایی اطلاعاتی بازار سرمایه منوط به کیفیت و شفافیت اطلاعات است بطوری که هر قدر این کیفیت و شفافیت ارتقا یابد، کارایی بازار سرمایه نیز افزایش یافته و امکان دستکاری قیمت سهام نیز از بین می رود. از دیگر مزایای گزارشگری مالی با کیفیت و افشای مناسب در بازار اوراق بهادار کشف صحیح قیمت در بازارهای اولیه و ثانویه، کاهش هزینه سرمایه، کاهش مدیریت سود، افزایش نقد شوندگی سهام و کاهش ریسک مشارکت‌کنندگان است. موفقیت بازار سرمایه تحت تأثیر کیفیت افشا و گزارشگری مالی می‌باشد بطوری که هرچه گزارشگری مالی و افشای شرکت‌ها مبتنی بر استانداردها و مقررات با کیفیت باشد، اعتماد سرمایه‌گذاران و سایر مشارکت‌کنندگان بازار به قابلیت اتکای اطلاعات مالی افزایش خواهد یافت. با توجه به موارد فوق که همگی گویای اهمیت موضوع کیفیت گزارشگری مالی می باشد و با مد نظر قرار دادن اینکه در ادبیات مالی ایران تاکنون تحقیقی در ارتباط با تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر سرعت تعدیل قیمت سهام صورت نگرفته است، تحقیق حاضر در پی آن است تا رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام را شناسایی کرده و به عنوان یک معیار مناسب در تصمیم‌گیری ارائه دهد.

۲- چارچوب نظری

کیفیت گزارشگری مالی را می‌توان میزان دقت گزارشگری مالی در انعکاس اطلاعات مربوط به عملیات و جریانات نقدی واحد انتفاعی تعریف نمود (لی، ۲۰۱۰:

۵۳). در ارزیابی کیفیت گزارشگری مالی دو رویکرد کلی وجود دارد: رویکرد نیازهای استفاده کنندگان و رویکرد حمایت از سرمایه گذاران و سهامداران. در رویکرد نیازهای استفاده کنندگان کیفیت گزارشگری مالی بر مبنای سودمندی اطلاعات مالی (مربوط بودن و قابل اتکا بودن) تعیین و تعریف می‌شود. اما در رویکرد حمایت از سرمایه‌گذاران و سهامداران کیفیت گزارشگری مالی بطور عمده بر حسب «افشای کامل و منصفانه» برای سهامداران تعریف می‌شود. در این زمینه کیفیت گزارشگری مالی عبارت است از اطلاعات مالی کامل و شفاف که مانع گمراهی یا ایجاد ابهام برای استفاده‌کنندگان می‌شود (رحمانی، ۱۳۸۱: ۵۷). در اکثر تحقیقات مالی کیفیت اقلام تعهدی و به طور کلی تر کیفیت سود به عنوان معیاری برای اندازه گیری کیفیت گزارشگری مالی مد نظر قرار گرفته است (اسماعیلی، ۱۳۸۵: ۳۳).

واکنش سرمایه گذاران به اطلاعات به صورت مستقیم در تعدیلات قیمت سهام منعکس می‌گردد (چیانگ، ۲۰۰۸: ۲۱۶). تعدیل قیمت، فرآیند انعکاس اطلاعات در قیمت سهام است. فرآیندی که موجب می‌شود، قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی آن نزدیک و در نهایت با آن مساوی گردد (آمیهود، ۱۹۸۷: ۴۲). منظور از سرعت تعدیل قیمت سهام مدت زمانی است که طول می‌کشد تا اطلاعات در قیمت سهام منعکس گردیده و قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی خود برسد. قیمت‌های بازار سهام در حقیقت، راهنما برای جریان یافتن وجوه به داخل شرکت‌ها است؛ به این صورت که وجوه بیشتر، به سمت شرکت‌هایی که سوددهی بیشتر و ریسک کمتری دارند، جریان می‌یابد (نظریه کارایی تخصیصی[1]). لازمهٔ این‌کار این است که قیمت‌ها ارزش ذاتی سهم را منعکس کنند؛ بنابراین، کارایی قیمت‌گذاری[2] یعنی برابری قیمت سهام باارزش ذاتی آن شرط لازم برای کارایی تخصیصی به شمار می‌آید. تساوی بین قیمت سهام و ارزش ذاتی آن نیز هنگامی پدید می‌آید که کارایی اطلاعاتی[3] وجود داشته

---

1. Allocatinal Efficiency.
2. Pricing Efficiency.
3. Informational Efficiency.

باشد (عبیدالله، ۲۰۰۲: ۱۱۳). کارایی اطلاعاتی بدین معنا است که هیچ وقفه‌ای در انتشار و دستیابی به اطلاعات وجود نداشته باشد (ساندرز، ۲۰۰۱: ۴۷). کارایی عملیاتی[1]، شرط دیگر کارایی قیمت‌گذاری به شمار می‌آید. طبق نظریه کارایی عملیاتی، معاملات باید با کمترین هزینه ممکن انجام شود. هزینه بالای معاملات مانع از تعدیل سریع و دقیق قیمت می‌شود.

از آنجا که براساس اصول پذیرفته‌شده حسابداری مدیران در مورد زمان شناسایی درآمدها و هزینه‌ها از آزادی عمل نسبی برخوردارند، برخی معتقدند که اقلام تعهدی حاصل اعمال متهورانه مدیریت در شناسایی، ثبت و گزارش رویدادها و دست‌مایه مدیران در تحریف صورت‌های مالی است. بسیاری از محققان معتقدند کیفیت سود به میزان اجزای نقدی و تعهدی سود وابسته است. استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی همواره به قابل‌اتکا بودن و مفید بودن اقلام تعهدی به دیده تردید می‌نگرند؛ چرا که مدیران قادرند با به‌کارگیری روش‌های مختلف حسابداری به شکل قانونی و در چارچوب اصول پذیرفته‌شده حسابداری سود شرکت را دست‌خوش تغییر و هم راستا با تمایلات شخصی خود سازند (واتس، ۱۹۸۶: ۱۵۴) بنابراین درک فرآیند شناسایی آن دسته از اقلام تعهدی که بر کیفیت سود تأثیرگذار است برای سرمایه‌گذاران دشوار بوده و مانع از تشخیص دقیق کیفیت سود شرکت توسط آنان می‌شود. ازاین‌رو ممکن است تصمیمات آنان بر مبنای سودهای گزارش‌شده‌ای که از کیفیت بالایی برخوردار نیست به کندی صورت گیرد (ژی، ۲۰۰۱: ۳۵۷). همچنین در ادبیات مالی اعتقاد بر این است که کیفیت پایین اطلاعات از لحاظ اقتصادی پر هزینه بوده و منجر به تأخیر انداختن فرآیند تعدیل قیمت سهام می‌گردد (جنینگز، ۱۹۸۵: ۳۳۶). لذا انتظار می رود کیفیت گزارشگری مالی از طریق کاهش هزینه‌ها و ریسک اطلاعاتی شرکت منجر به افزایش سرعت تعدیل قیمت سهام گردد. با توجه به مطالب فوق این سؤال مطرح می‌شود که آیا در بازار سرمایه ایران نیز کیفیت گزارشگری مالی بر فرآیند و سرعت

---

[1]. Operational Efficiency.

تعدیل قیمت سهام مؤثر می‌باشد یا خیر؟

بر اساس مدل تعدیل قیمت، بازده سهام از یک الگوی خود توضیحی و یا از یک روند مبتنی بر میانگین متحرک تبعیت می‌کند و هزینه‌های مرتبط با اصطکاک بازار (مانند هزینه معاملات) بصورت متقارن و متعادل می‌باشند به طوری که پایداری بازده‌های مثبت گذشته (اخبار خوب) با پایداری بازده‌های منفی گذشته (اخبار بد) یکسان است. اما نتایج مطالعات تجربی حاکی از این است که قیمت و نوسان پذیری سهام نسبت به اطلاعات گذشته واکنش‌های نامتقارنی از خود نشان می‌دهند. نتایج این یافته‌ها بیانگر این است که واریانس شرطی یک تابع نامتقارن از اطلاعات گذشته بوده و میانگین شرطی نیز یک تابع نامتقارن از بازده‌های گذشته می‌باشد بطوری که مقادیر یکسان، بازده‌های مثبت گذشته پایدارتر از بازده‌های منفی گذشته می‌باشند. موارد فوق با مدل تعدیل قیمت نامتقارن سازگار می‌باشد. طبق این مدل اخباری که بیانگر قیمت‌گذاری بیش از واقع سهام هستند (بازده‌های منفی) سریع تر از اخباری که بیانگر قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام هستند (بازده‌های مثبت) در قیمت‌های جاری بازار لحاظ می‌شوند. با توجه به موارد فوق دومین سؤال اساسی این پژوهش تقارن یا عدم تقارن رفتاری سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد در بازار سرمایه ایران می‌باشد.

۳- پیشینه پژوهش

در ارتباط با سرعت تعدیل قیمت سهام مطالعات متعددی صورت گرفته است. آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷) مدلی به نام مدل تعدیل جزئی قیمت ارائه کردند. آنان بر مبنای مدل مذکور ادعا نمودند که مقداری از تغییر قیمت به خاطر تغییر ذاتی و مقداری از آن به خاطر خطاهای قیمت‌گذاری خواهد بود (آمیهود، ۱۹۸۷: ۵۳۳) دامودارن (۱۹۹۳) به این نتیجه رسید که فرآیند تعدیل قیمت سهام بصورت تأخیری در بازده کوتاه مدت شرکت ها نمود پیدا می‌کند و در شرکت های کوچک سرعت آن کمتر و با

نوسانات بیشتری همراه است (دامودارن، ۱۹۹۳: ۴۸). یافته‌های کوتموس (۱۹۹۹) حاکی از این است که شاخص بازده سهام در بازارهای نو ظهور خود را نسبت به اطلاعات گذشته تعدیل می‌کند به طوری که هم میانگین شرطی و هم واریانس شرطی نسبت به اطلاعات گذشته واکنش‌های نامتقارنی را از خود نشان می‌دهند. کوتموس این‌گونه نتیجه‌گیری کرد که اخباری که بیانگر قیمت‌گذاری بیش از واقع سهام هستند (اخبار بد) سریع تر از اخباری که بیانگر قیمت گذاری کمتر از واقع سهام هستند (اخبار خوب) در قیمت‌های جاری بازار لحاظ می‌شوند (کوتموس، ۱۹۹۹: ۸۳). نتایج تحقیق چان (۲۰۰۲) نشان‌دهنده این موضوع بوده که سرعت تعدیل قیمت سهام در بورس هنگ کنگ همانند بورسهای توکیو و نیویورک می‌باشد و در سرعت تعدیل قیمت بخش‌های مختلف، تفاوت معناداری وجود ندارد (چان، ۲۰۰۲: ۲۸). یافته‌های ماریستی[1] (۲۰۰۲) مؤید واکنش بیش‌ازاندازه قیمت‌ها به ورود اطلاعات جدید به بازار در روزهای نخست، متفاوت بودن ضرایب تعدیل قیمت از یک شرکت به شرکت دیگر، عدم وجود رابطه معنی‌دار بین اندازه شرکت و ضریب تعدیل قیمت و تعدیل کامل قیمت‌ها با اطلاعات جدید تا روز نوزدهم می‌باشد (ماریستی، ۲۰۰۲: ۱۶۱). کالن و همکارانش[2] (۲۰۰۹) نشان دادن که بین کیفیت اطلاعات حسابداری و تأخیر در تعدیل قیمت سهام رابطه منفی وجود دارد (کالن، ۲۰۰۹: ۸۷). نتایج مطالعات لی و همکارانش[3] (۲۰۱۰) حاکی از این بود که سرعت تعدیل قیمت سهام در بازار بورس تایوان از یک رفتار نامتقارن برخوردار بوده و سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب سریع تر از سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد می‌باشد (لی، ۲۰۱۰: ۱۴۳). در ایران نیز خانی و فراهانی (۱۳۸۷) کارایی بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از ضریب تعدیل قیمت مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان‌دهنده انعکاس کُند اطلاعات جدید در قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد (خانی،

---

1. Marisetty.
2. Callen et al.
3. Lee et al.

۱۳۸۷: ۵۵). یافته های تحقیق عرب مازار یزدی و طالبیان (۱۳۸۷) بیانگر این است که هزینه سرمایه (هزینه بدهی و هزینه حقوق صاحبان سهم) شرکت‌های با کیفیت اقلام تعهدی پایین از هزینه سرمایه شرکت‌های با کیفیت اقلام تعهدی بالا، بیشتر است. همچنین طبق یافته‌های این تحقیق تأثیر کیفیت اقلام تعهدی اختیاری بر هزینه سرمایه بیشتر از تأثیر کیفیت اقلام تعهدی غیر اختیاری بر هزینه سرمایه شرکت ها می‌باشد (عرب مازاریزدی، ۱۳۸۷: ۱۳). شواهد تجربی ارائه شده توسط تقوی و فخاری (۱۳۸۸) نشان می‌دهد کیفیت گزارشگری مالی رابطه منفی و معنی‌داری با وجه نقد و معادل‌های نقدی دارد (فخاری، ۱۳۸۸: ۶۹). نتایج مطالعات سجادی و همکارانش (۱۳۸۸) نشان می‌دهد اندازه شرکت، عمر شرکت و نوع صنعت رابطه مثبت معنادار و ساختار مالکیت رابطه منفی با کیفیت گزارشگری مالی دارد اما رابطه نوع موسسه حسابرسی با کیفیت گزارشگری مالی از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد (سجادی، ۱۳۸۸: ۵۱).

۴- فرضیه‌های تحقیق

فرضیه های تحقیق حاضر با توجه به مبانی نظری و سؤالات مطرح شده، در قالب دو فرضیه اصلی زیر تدوین شده است:

- فرضیه اول: بین سرعت تعدیل قیمت سهام و کیفیت گزارشگری مالی رابطه مثبتی وجود دارد.
- فرضیه دوم: سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد دارای رفتار نامتقارن می‌باشد.

۵- جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری تحقیق حاضر شامل کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که در یک فاصله زمانی دو ساله بین سال های ۱۳۸۷ الی ۱۳۸۸ مورد آزمون قرارگرفته اند. همچنین برای اینکه نمونه آماری تحقیق یک نماینده مناسب

از جامعه موردنظر باشد، برای نمونه گیری از روش غربالگری (حذفی) استفاده شده است. برای این منظور ۵ معیار زیر در نظر گرفته شده است:

۱. شرکت باید قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۸۸ در بورس فعال باشد.
۲. شرکت طی سال های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۸ تغییر سال مالی نداده باشد و سال مالی آن به پایان اسفندماه منتهی شود.
۳. بیش از ۶ ماه وقفه در انجام معاملات شرکت وجود نداشته باشد و شرکت در طول سال حداقل دارای ۱۰۰ روز معاملاتی باشد.
۴. شرکت در گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری یا واسطه‌گری‌های مالی نباشد.
۵. اطلاعات موردنیاز شرکت در دسترس باشد.

بعد از مدنظر قرار دادن کلیه معیارهای بالا، تعداد ۶۸ شرکت به عنوان جامعه غربالگری شده باقیمانده است که تمامی آن‌ها به عنوان نمونه تحقیق انتخاب‌شده‌اند. بنابراین مشاهدات ما به ۱۳۶ سال – شرکت رسیده است که این مشاهدات در قالب ۱۷ صنعت مختلف می‌باشد.

۶- متغیرهای تحقیق

متغیرهای این تحقیق را هفت متغیر تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب، تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد، تغییرات کیفیت گزارشگری مالی، حجم معاملات، اندازه شرکت، قیمت سهام و نوسان پذیری بازده سهام تشکیل می‌دهند، که متغیر تغییرات کیفیت گزارشگری مالی متغیر مستقل، متغیرهای تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد متغیرهای وابسته و متغیرهای حجم معاملات، اندازه شرکت، قیمت سهام و نوسان پذیری بازده سهام متغیرهای کنترلی می‌باشند. در ادامه نحوه اندازه‌گیری هر یک از این متغیرها بیان می‌شود.

۶-۱-تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب (Δg^{+})

در این تحقیق برای محاسبه تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب (Δg^{+}) از مدل ارائه‌شده توسط کوتموس (۱۹۹۹) استفاده خواهد شد. بدین صورت که در مدل کوتموس (مدل ۱) ضریب g^{+} با استفاده از مدل *GARCH* نمایی (*EGARCH*) طی سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ تخمین زده شده و اختلاف این ضرایب در سال‌های فوق به عنوان تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب (Δg^{+}) برای هر شرکت محاسبه می‌شود.

$$R_t = \mu + g^{+}Max(0, R_{t-1}) + g^{-}Min(0, R_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در مدل فوق برای تفکیک اخبار خوب و بد که با استفاده از مقایسه بازدهی روزانه سهام اندازه‌گیری شده است، از توابع Max , Min بهره گرفته شده است بطوریکه اگر بازدهی منفی باشد با استفاده از تابع Max مقدار عبارت برابر با صفر و با استفاده از تابع Min مقدار عبارت برابر با بازدهی منفی خواهد بود همین موضوع در ارتباط با بازدهی مثبت نیز صادق می‌باشد به این ترتیب با استفاده از توابع Max , Min داده‌های مربوط به اخبار خوب و بد از هم تفکیک می‌شوند.

در این مدل R_t بازده لگاریتمی سهام در روز t می‌باشد که بصورت زیر قابل‌محاسبه می‌باشد:

$$R_t = \ln(\frac{P_t}{P_{t-1}}) \qquad (۲)$$

در رابطه فوق P_t قیمت پایانی سهام در روز t و P_{t-1} قیمت پایانی سهام در روز $t-1$ می باشد.

۶-۲- تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد (Δg^{-})

برای محاسبه تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد (Δg^{-}) نیز از

مدل کوتموس (۱۹۹۹) استفاده خواهد شد. بدین صورت که در مدل (۱) ضریب g^- با استفاده از مدل $GARCH$ نمایی ($EGARCH$) طی سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ تخمین زده‌شده و اختلاف این ضرایب در سال‌های فوق به عنوان تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد (Δg^-) برای هر شرکت محاسبه می‌شود.

۶-۳- تغییرات کیفیت گزارشگری مالی ($\Delta DACC$)

در این تحقیق کیفیت سود به عنوان معیاری از کیفیت کل گزارشگری مالی در نظر گرفته شده است که از طریق اندازه گیری میزان اقلام تعهدی اختیاری ($DACC$) با استفاده از مدل تعدیل‌شده جونز به صورت زیر موردمحاسبه قرار خواهد گرفت:

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \lambda_1\left(\frac{1}{A_{t-1}}\right) + \lambda_2\left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}}\right) + \lambda_3\left(\frac{PPE_t}{A_{t-1}}\right) + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن:

TA_t = مجموع اقلام تعهدی در پایان سال t که از تفاوت سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه و جریانات نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی محاسبه می‌گردد.

A_{t-1} = کل دارایی‌های در ابتدای سال t.

ΔREV_t = تغییر در خالص درآمد بین سال $t-1$ و سال t

ΔREC_t = تغییر در حساب‌های دریافتنی بین سال $t-1$ و سال t

PPE_t = میزان خالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات برای شرکت i در پایان سال t.

پس از تخمین پارامترهای مدل فوق (λ_1، λ_2 و λ_3) از طریق روش رگرسیون معمولی و با استفاده از داده‌های سری زمانی هر شرکت، اقلام تعهدی اختیاری ($DACC$) برای هر یک از سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$DACC_t = \frac{TA_t}{A_{t-1}} - \left[\hat{\lambda}_1\left(\frac{1}{A_{t-1}}\right) + \hat{\lambda}_2\left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}}\right) + \hat{\lambda}_3\left(\frac{PPE_{it}}{A_t}\right)\right. \qquad (۴)$$

و در نهایت پس‌ازاینکه اقلام تعهدی اختیاری هر شرکت طی سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ با استفاده از رابطه ۴ محاسبه گردید، اختلاف این اقلام به عنوان تغییرات کیفیت گزارشگری مالی ($\Delta DACC$) در نظر گرفته خواهد شد.

۶-۴- حجم معاملات (NT_{t-1})

بر اساس مبانی نظری موجود انتظار می رود رابطه مثبت و معنی‌داری میان سرعت تعدیل قیمت سهام و حجم معاملات وجود داشته باشد. در این تحقیق از میانگین تعداد معاملات روزانه سهام به عنوان معیاری برای حجم معاملات استفاده می‌شود که به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$NT_{i,t-1} = \frac{1}{D_{i,t-1}} \sum_{1}^{D_{i,t-1}} volume_i \qquad (۵)$$

در رابطه فوق $D_{i,t-1}$ تعداد روزهایی از سال $t-1$ می‌باشد که در آن سهام شرکت i مورد معامله واقع شده است و منظور از $volume_i$ تعداد معاملات روزانه شرکت i است.

۶-۵-اندازه شرکت (MV_{t-1})

بر اساس یافته‌های تحقیقات پیشین انتظار می رود سرعت تعدیل قیمت سهام دارای یک رابطه مثبت و معنی‌داری با اندازه شرکت داشته باشد. در این تحقیق برای اندازه-گیری اندازه شرکت از متغیر ارزش بازار شرکت در اول دوره استفاده خواهد شد و منظور لگاریتم طبیعی حاصل‌ضرب تعداد سهام منتشره و در دست سهامداران در قیمت سهام در اولین روز از سال می‌باشد.

۶-۶- قیمت سهام (P_{t-1})

در این تحقیق میانگین قیمت سهام در طول سال $t-1$ به عنوان متغیر قیمت سهام (P_{t-1}) در نظر گرفته خواهد شد و به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$P_{i,t-1} = \frac{1}{D_{i,t-1}} \sum_{1}^{D_{i,t-1}} \Pr ice_i \qquad (۶)$$

در رابطه فوق $D_{i,t-1}$ تعداد روزهایی از سال $t-1$ که در آن نماد سهام شرکت i قابل معامله بوده است و $\Pr ice_i$ برابر با قیمت پایانی روزانه سهام شرکت i می‌باشد.

۶-۷- نوسان پذیری بازده سهام (σ_{t-1})

در این تحقیق از انحراف معیار بازده روزانه سهام به عنوان معیاری برای تغییرپذیری بازده سهام استفاده خواهد شد که به صورت زیر قابل‌محاسبه می‌باشد:

$$\sigma_{i,t-1} = \sqrt{\frac{1}{D_{i,t-1}-1} \sum_{1}^{D_{i,t-1}} (R_i - \overline{R})^2} \qquad (۷)$$

در رابطه فوق R_i بازده روزانه سهام شرکت i می‌باشد بطوری که اگر P_t قیمت پایانی روز t ام باشد داریم:

$$R_i = \ln(\frac{P_t}{P_{t-1}}) \qquad (۸)$$

$D_{i,t-1}$ نیز تعداد روزهایی از سال t می‌باشد که برای آن‌ها بازده روزانه سهام شرکت i قابل‌محاسبه می‌باشد.

۷- روش تحقیق و نحوه تجزیه و تحلیل و آزمون فرضیه‌ها

روش موردنظر برای انجام این پژوهش بر اساس هدف از نوع کاربردی بوده و از منظر نحوه گردآوری اطلاعات و اجرا یک تحقیق توصیفی - همبستگی به شمار می‌آید. در این تحقیق برای آزمون فرضیه اول از روش رگرسیون خطی چند متغیره بصورت مقطعی بهره گرفته شده است. بدین صورت که فرضیه اول تحقیق با استفاده از مدل زیر به صورت مقطعی یکبار نسبت به انتشار اخبار خوب ($Y = \Delta g^+$) و یکبار نسبت به انتشار اخبار بد ($Y = \Delta g^-$) آزمون شده است.

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta DACC + \alpha_2 \ln(MV_{t-1}) + \alpha_3 \ln(NT_{t-1}) + \alpha_4 \ln(\sigma_{t-1}) + \alpha_5 \ln(P_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (۹)$$

در این مدل داریم:

Y = تغییر سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و اخبار بد،

$\Delta DACC$ = تغییرات کیفیت گزارشگری مالی،

MV_{t-1} = اندازه شرکت در ابتدای دوره،

NT_{t-1} = حجم معاملات در طول دوره $t-1$،

σ_{t-1} = نوسان پذیری بازده سهام در طول دوره $t-1$،

P_{t-1} = قیمت سهام در طول دوره $t-1$.

در مدل فوق در صورتی که ضریب α_1 در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار باشد فرضیه اول تأییدشده و بیانگر وجود رابطه مثبت میان کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام خواهد بود. برای آزمون دومین فرضیه تحقیق نیز از آزمون t جفت نمونه استفاده خواهد شد و در صورتی که بر اساس نتایج آزمون مقدار احتمال آماره t کمتر از ۰/۰۵ باشد فرضیه دوم مورد تأیید قرار خواهد گرفت و بیانگر وجود رفتار نامتقارن در سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد می‌باشد.

۸- تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

۸-۱- نتایج آمار توصیفی داده‌ها و متغیرهای تحقیق

آمار توصیفی مربوط به ویژگی‌های سهام شرکت های نمونه از جمله قیمت، حجم معاملات، نوسان پذیری بازده سهام و اندازه شرکت به تفکیک برای سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول (۱) – آمار توصیفی داده‌های مربوط به سهام شرکت‌های نمونه

سال	داده	میانگین	میانه	کمترین مقدار	بیش‌ترین مقدار
۱۳۸۷	قیمت سهام(ریال)	۴۲۴۸	۲۸۴۳	۴۸۱	۱۳۳۹۵
	حجم روزانه معاملات(تعداد)	۲۹۹۶۹۳	۵۵۴۰۹	۳۰۲۴	۳۸۴۵۸۸۲
	نوسان پذیری روزانه (درصد)	۳/۶۱	۲/۸۲	۱/۰۹	۱۶/۹۷
	اندازه شرکت(میلیون ریال)	۱۲۲۹۱۸۸	۳۹۴۲۰۹	۲۵۳۲۰	۱۶۹۰۰۰۰۰
۱۳۸۸	قیمت سهام(ریال)	۳۵۲۱	۲۲۷۳	۶۷۲	۱۵۴۵۲
	حجم روزانه معاملات(تعداد)	۳۵۱۴۳۶	۸۱۹۲۱	۳۴۳۹	۵۳۴۲۱۲۴
	نوسان پذیری روزانه(درصد)	۴/۰۵	۲/۹۶	۱/۰۹	۲۲/۶۴
	اندازه شرکت(میلیون ریال)	۱۴۷۳۲۴۲	۵۵۴۰۵۵	۲۰۸۰۰	۱۶۰۴۷۲۰۰

* منبع:یافته‌های پژوهشگر

با توجه به جدول ۱، میانگین قیمت سهام شرکت‌های نمونه در سال‌های ۸۷ و ۸۸ به ترتیب ۴۲۴۸ و ۳۵۲۱ ریال است که نشان‌دهنده روند کاهشی قیمت‌ها در سال ۸۸ می‌باشد. در ارتباط با حجم معاملات روزانه سهام شرکت‌های نمونه، میانگین حجم معاملات در سال های ۸۷ و ۸۸ به ترتیب برابر با ۳۰۰ هزار و ۳۵۱ هزار سهم در روز بوده است که حاکی از افزایش متوسط حجم معاملات در سال ۸۸ نسبت به ۸۷ می‌باشد. میانگین نوسان پذیری بازده روزانه سهام نیز در سال ۸۸ نسبت به سال ۸۷ افزایش‌یافته به طوری که از میزان ۳/۶۱٪ در سال ۸۷ به ۴/۰۵٪ در سال ۸۸ رسیده است. در جدول ۲ نیز آمار توصیفی مربوط به سرعت تعدیل قیمت سهام طی سال های ۸۷ و ۸۸ و تغییرات آن ارائه شده است:

جدول (۲) – آمار توصیفی داده‌های مربوط به سرعت تعدیل قیمت سهام

سال	داده	میانگین	میانه	چولگی	کشیدگی
۱۳۸۷	سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب	۰/۴۳۲۵	۰/۳۳۸۵	-۰/۱۲۴۰	۴/۱۶۹۳
	سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد	۰/۴۴۲۹	۰/۳۲۲۱	۱/۲۴۹۰	۴/۴۴۷۵
	تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام	-/۰۱۰۳	۰/۰۲۷۶	-۰/۰۲۵۱	۰/۸۴۹۲
۱۳۸۸	سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب	۰/۶۰۴۱	۰/۶۱۴۵	۰/۸۶۶۵	۱/۶۸۰۵
	سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد	۰/۶۰۱۸	۰/۶۵۹۱	۰/۱۶۰۵	-۰/۲۴۷۶
	تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام	۰/۰۰۲۳	-۰/۰۶۵۴	۰/۶۳۰۴	۰/۷۴۰۲
تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب		۰/۱۷۱۶	۰/۱۸۶۸	-۰/۰۹۳۸	۰/۶۵۲۱
تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد		۰/۱۵۹۰	۰/۲۲۰۵	-۰/۹۲۹۰	۳/۶۴۳۹

* منبع:یافته‌های پژوهشگر

با توجه به جدول ۲، در سال ۱۳۸۷ میانگین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد به ترتیب برابر با ۰/۴۳۲۵ و ۰/۴۴۲۹ بوده و میانگین تغییرات آن طی سال معادل ۰/۰۱۰۳- می‌باشد. در سال ۱۳۸۸ نیز میانگین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد به ترتیب برابر با ۰/۶۰۴۱ و ۰/۶۰۱۸ بوده و میانگین تغییرات آن طی سال معادل ۰/۰۰۲۳ می‌باشد.

۸-۱-۱- نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق

هدف از آزمون فرضیه اول تحقیق بررسی رابطه بین سرعت تعدیل قیمت سهام و کیفیت گزارشگری مالی بوده و فرضیه آماری آن به صورت زیر قابل‌بیان می‌باشد:

H_0: رابطه مثبتی بین سرعت تعدیل قیمت سهام و کیفیت گزارشگری مالی وجود ندارد.

H_1: رابطه مثبتی بین سرعت تعدیل قیمت سهام و کیفیت گزارشگری مالی وجود دارد.

این فرضیه در دو سطح سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد بصورت جداگانه و با استفاده از مدل های زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$\Delta g^{+} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta DACC + \alpha_2 \ln(MV_{t-1}) + \alpha_3 \ln(NT_{t-1}) + \alpha_4 \ln(\sigma_{t-1}) + \alpha_5 \ln(P_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

$$\Delta g^{-} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta DACC + \alpha_2 \ln(MV_{t-1}) + \alpha_3 \ln(NT_{t-1}) + \alpha_4 \ln(\sigma_{t-1}) + \alpha_5 \ln(P_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

نتایج حاصل از آزمون مدل های فوق در جدول ۳ ارائه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۳) – نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق

متغیروابسته	متغیرمستقل	ضریب	آماره t	P-Value	رابطه
Δg^{+}	C	-۰/۵۸۹	-۲/۲۲۸	۰/۰۲۰	-
	$\Delta DACC$	۰/۸۳۴	۱/۷۸۵	۰/۰۷۹	+
	MV_{t-1}	۰/۰۵۷	۲/۷۵۳	۰/۰۲۵	+
	NT_{t-1}	۰/۰۱۹	۳/۰۰۵	۰/۰۱۸	+
	σ_{t-1}	۰/۱۶۴	۰/۶۴۵	۰/۵۲۱	+
	P_{t-1}	-۰/۲۳۴	-۱/۲۲۴	۰/۲۲۵	-
	ضریب تعیین				۰/۱۵۷
	(P-Value) F				(۰/۰۴۸) ۲/۷۵۵
Δg^{-}	C	۱/۲۹۱	۱/۹۳۷	۰/۰۴۵	+
	$\Delta DACC$	۱/۵۲۸	۱/۱۳۸	۰/۲۵۹	+
	MV_{t-1}	۰/۱۱۸	۲/۳۵۱	۰/۰۳۱۵	+
	NT_{t-1}	۰/۰۹۹	۲/۵۹۳	۰/۰۲۰	+
	σ_{t-1}	۰/۱۹۵	۰/۷۹۱	۰/۴۳۱	+
	P_{t-1}	-۰/۲۸۱	-۱/۵۰۹	۰/۱۱۴	-
	ضریب تعیین				۰/۰۸۸
	F(P-Value)				(۰/۰۳۵) ۲/۲۰۸

*منبع:یافته‌های پژوهشگر

در بررسی معنی‌دار بودن مدل اول (۹-۱) با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد (۰/۰۴۸) با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تأیید می شود. با این وجود، از آنجایی که احتمال ضریب متغیر تغییرات کیفیت گزارشگری مالی ($\Delta DACC$) بیشتر از ۰/۰۵ می باشد (۰/۰۷۹)، لذا وجود رابطه معنی‌داری بین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و کیفیت گزارشگری مالی در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود. همچنین بر اساس نتایج، اندازه و حجم معاملات سال قبل شرکت دارای رابطه مثبت و معنی‌داری با سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار

خوب بوده و رابطه نوسان پذیری بازده و قیمت سال قبل سهام با سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب معنی‌دار نمی‌باشد. در ارتباط با ضریب تعیین مدل نیز تنها ۱۵/۷٪ از تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب توسط متغیرهای مستقل وارده شده در مدل تبیین می‌گردد. در بررسی معنی‌دار بودن مدل دوم (۹-۲) نیز با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد (۰/۰۳۵) با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تأیید می‌شود. در این مدل نیز، از آنجایی که احتمال ضریب متغیر تغییرات کیفیت گزارشگری مالی ($\Delta DACC$) بیشتر از ۰/۰۵ می باشد (۰/۲۵۹)، لذا وجود رابطه معنی‌دار بین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد و کیفیت گزارشگری مالی در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید نمی‌شود. همچنین بر اساس نتایج، اندازه و حجم معاملات سال قبل شرکت دارای رابطه مثبت و معنی‌داری با سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد بوده و رابطه نوسان پذیری بازده و قیمت سال قبل سهام با سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد معنی‌دار نمی‌باشد. در ارتباط با ضریب تعیین مدل نیز فقط ۸/۸٪ از تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد توسط متغیرهای مستقل وارده شده در مدل تبیین می‌گردد. با توجه به نتایج فوق فرضیه اول تحقیق رد می‌شود. یافته اخیر با نتایج تحقیقات لیو، چنگ و هسی (۲۰۱۰) همسو می باشد.

در جدول ۴ نیز نتایج آزمون های مربوط به مفروضات مدل رگرسیون خطی ارائه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۴) – نتایج آزمون‌های مربوط به مفروضات مدل رگرسیون خطی

آزمون		مدل ۱	مدل ۲
آماره جارکیو – برا	W	۴/۰۳۸	۰/۵۷۲
	$P-Value$	۰/۱۳۲	۰/۷۵۱
آماره ضرایب لاگرانژ	χ^2	۱/۵۶۰	۱/۲۴۳
	$P-Value$	۰/۰۵۱	۰/۰۶۱
آماره دوربین واتسن	D	۱/۹۶۷	۲/۱۹۳
عامل تورم واریانس	VIF	کمتراز ۱۰	کمتراز ۱۰

* منبع:یافته‌های پژوهشگر

نتایج آزمون جارکیو- برا[1] حاکی از این است که باقیمانده حاصل از مدل های پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ همگی از توزیع نرمال برخوردار هستند بطوری که احتمال مربوط به این آزمون برای هر دو مدل بزرگتر از ۰/۰۵ می باشد. همچنین با توجه به اینکه عامل تورم واریانس (VIF) محاسبه شده برای تمامی متغیرها کوچکتر از ۱۰ می باشد لذا وجود همخطی شدید بین متغیرهای همه مدلهای تحقیق رد می شود. در ارتباط با آزمون استقلال باقیمانده‌ها نیز، مقدار آماره دوربین- واتسن در تمامی مدل‌ها (از چپ یا راست) نزدیک به عدد ۲ می باشد از این رو استقلال باقیمانده ها پذیرفته می شود. برای آزمون عدم وجود ناهمسانی واریانس ها میان باقیمانده‌ها نیز از آماره ضریب لاگرانژ (LM) استفاده شده است. با توجه به نتایج این آزمون، فرضیه H_0 مبنی بر همسانی واریانس میان باقیمانده ها در هر دو مدل پژوهش مورد تأیید قرار گرفته است.

[1]. Jarque – Bera.

۸-۱-۲- نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق

هدف از آزمون فرضیه دوم تحقیق بررسی تقارن یا عدم تقارن رفتار سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد بوده و فرضیه آماری آن به صورت زیر قابل بیان می‌باشد:

H_0: سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد دارای رفتار نامتقارن نمی‌باشد.

H_1: سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد دارای رفتار نامتقارن می باشد.

برای آزمون این فرضیه ابتدا نرمال بودن داده‌های مربوط به سرعت تعدیل قیمت سهام در هر یک از سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ و تغییرات آن با استفاده از آماره کولموگروف-اسمیرنف[1] مورد آزمون قرار گرفته است. در این آزمون اگر مقدار احتمال (P-Value) بزرگتر از ۰/۰۵ باشد، با اطمینان ۹۵٪ نرمال بودن توزیع متغیرها مورد تأیید قرار می‌گیرد.

با توجه به نتایج این آزمون (جدول ۵)، نرمال بودن توزیع تمامی متغیرهای سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب، سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد و تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام در هر یک از سال ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ مورد تأیید قرار می‌گیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] Kolmogorov-Smirnov

جدول (۵) – نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنف برای داده‌های سرعت تعدیل قیمت سهام

سال	متغیر	Z	P-Value
۱۳۸۷	سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب (g^+)	۱/۰۳۴	۰/۲۳۶
	سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد (g^-)	۱/۱۳۰	۰/۱۵۶
	تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام (Δg)	۰/۵۴۸	۰/۹۲۵
۱۳۸۸	سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب (g^+)	۰/۶۸۵	۰/۷۳۶
	سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد (g^-)	۰/۵۳۷	۰/۹۳۵
	تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام (Δg)	۰/۹۶۲	۰/۳۱۳

* منبع:یافته‌های پژوهشگر

بنابراین، با توجه به نرمال بودن توزیع متغیرها، برای آزمون فرضیه دوم تحقیق از آزمون پارامتریک t جفت نمونه بهره گرفته شده است که نتایج به شرح جدول ۶ می‌باشد:

جدول (۶) – نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق

سال	آزمون	آمارهt	درجه آزادی	P-Value
۱۳۸۷	آزمون جفت نمونه $g^+ - g^-$	-۰/۰۸۶	۶۷	۰/۹۳۲
۱۳۸۸	آزمون جفت نمونه $g^+ - g^-$	۰/۰۲۱	۶۷	۰/۹۸۳

* منبع:یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج، اختلاف معنی‌دار در میانگین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد در سطح اطمینان ۹۵٪ در هر دو سال ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ رد شده و می‌توان گفت سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد دارای رفتار نامتقارن نمی‌باشد. نتایج فوق با یافته‌های لیو، چنگ و هسی (۲۰۱۰) سازگار نمی باشد.

۹- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که علی‌رغم وجود رابطه مثبت میان تغییرات کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد، با این حال این رابطه معنی‌دار نمی‌باشد. به بیان دیگر، در بازار سرمایه ایران، سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار دارای یک رابطه مثبت با کیفیت گزارشگری مالی است با این حال با بهبود کیفیت گزارشگری مالی سرعت تعدیل قیمت سهام افزایش قابل ملاحظه‌ای از خود نشان نمی‌دهد. همچنین یافته‌ها رابطه مثبت و معنی‌داری میان اندازه و حجم معاملات تأخیری شرکت با سرعت تعدیل قیمت سهام هم در سطح اخبار خوب و هم در سطح اخبار بد را نشان می‌دهد. به نظر می‌رسد در بازار سرمایه ایران با توجه به اینکه شرکت‌های بزرگ بیشتر در معرض دید رسانه‌ها بوده، تحلیل گران زیادی را به سمت خود جلب می‌کنند و دارای یک محیط اطلاعاتی در دسترس می‌باشند، از شفافیت بیشتری برخوردار بوده و افشای اطلاعات آن ها در بازار سرمایه به راحتی صورت می‌پذیرد ولی شرکت‌های کوچک برای سرمایه‌گذاران بیرونی شفافیت کمتری داشته و معامله بر اساس اطلاعات نهانی در آن‌ها زیاد می‌باشد. در نتیجه سرعت تعدیل قیمت سهام شرکت‌ها به صورت مستقیم از اندازه و حجم معاملات آن‌ها متأثر می‌شود. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که در بازار سرمایه ایران اختلاف معنی‌داری در میانگین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و اخبار بد وجود نداشته و سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد دارای الگوی رفتاری متقارن می باشد. این موضوع منطبق بر مدل تعدیل قیمت بوده و بیانگر این است که بازده سهام در ایران از یک الگوی خود توضیحی و یا از یک روند مبتنی بر میانگین متحرک تبعیت می‌کند و هزینه های مرتبط با اصطکاک بازار (مانند هزینه معاملات) به صورت متقارن و متعادل می‌باشند به طوری که پایداری بازده‌های مثبت گذشته (اخبار خوب) با پایداری بازده‌های منفی گذشته (اخبار بد) یکسان است.

با توجه به تأثیرپذیری مستقیم سرعت تعدیل قیمت سهام از کیفیت گزارشگری مالی پیشنهاد می‌شود در راستای بالا بردن این سرعت و به‌تبع آن افزایش میزان کارایی بازار سرمایه ایران، شرکت‌های فعال در بازار سرمایه توجه بیشتری به کیفیت گزارشگری مالی خود معطوف دارند. همچنین در این زمینه پیشنهاد می‌شود تدوین کنندگان استانداردهای حسابداری نیز این موضوع را مد نظر قرار داده و در استانداردهای حسابداری کیفیت گزارشگری مالی را لحاظ نمایند. همچنین به سرمایه گذاران پیشنهاد می‌شود بزرگ بودن اندازه شرکت و بالا بودن میزان حجم معاملات آن را در سرمایه گذاری‌های خود لحاظ نمایند چرا که بر اساس نتایج تحقیق، اندازه و حجم معاملات شرکت بر فرآیند سرعت تعدیل قیمت سهام اثر مستقیمی داشته و در شرکت های بزرگ و با حجم معاملات بالا ارزش سهام به ارزش ذاتی خود نزدیک تر می باشد. علاوه بر این، از آنجایی که در حال حاضر گزارشگری مالی به صورت فصلی ارائه می شود، لذا در صورت وقوع هر گونه تغییرات با اهمیت در طول دوره سه ماهه، استفاده‌کنندگان سه ماه پس از به وقوع پیوستن این‌گونه تغییرات از آن‌ها آگاه شده و قیمت ها بعد از سه ماه تعدیل خواهند شد. در این راستا پیشنهاد می‌شود ناظران و قانون گذاران بازار سرمایه با بررسی الزامات افشای حاکم بر بازار سرمایه، مکانیسمی برای اطلاع‌رسانی به‌موقع سرمایه گذاران از تغییرات با اهمیت با توجه به فن آوری اطلاعات امروزه طراحی و تدوین نمایند. همچنین پیشنهاد می‌شود علاوه بر لزوم توجه بر انتقال سریع اطلاعات، کارایی و اثربخشی این‌گونه اطلاعات نیز مد نظر قرار گیرد به طوری که اطلاعات قبل فهم تر بوده و به صورت مؤثرتر و کارآمدتر در اختیار استفاده‌کنندگان قرار گیرد.

نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از این است که در بازار سرمایه ایران رابطه میان سرعت تعدیل قیمت سهام و کیفیت گزارشگری مالی معنی‌دار نمی‌باشد که با یافته‌های این تحقیق با نتایج تحقیقات کالن و همکارانش (۲۰۰۹) مغیر بوده ولی همسو با نتایج تحقیق لی و همکارانش (۲۰۱۰) می باشد. برخی محدودیت‌های تحقیق را در ادامه ذکر

می‌کنیم.

در هر تحقیق ممکن است محدودیت‌هایی برای محقق وجود داشته باشد که برای رسیدن به بهترین راه کار و نتیجه گیری صحیح نیاز به تنظیم مفروضات صحیح نسبت به انجام تحقیق است در این تحقیق نیز مهم ترین محدویت تحقیق را می توان مربوط به محدودیت در دامنه حد نوسان روزانه قیمت سهام دانست که فرآیند تعدیل قیمت سهام را با محدودیت همراه می سازد. محدودیت دیگر تحقیق که احتمالاً می توانند تعمیم پذیری نتایج حاصل را تحت تأثیر قرار دهند مربوط به عدم کنترل برخی از عوامل مؤثر بر نتایج پژوهش از جمله تأثیر متغیرهایی چون عوامل اقتصادی، شرایط سیاسی، و ... می باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

احمدپور احمد و احمد احمدی، (۱۳۸۷)، «استفاده از ویژگی های کیفی اطلاعات مالی در ارزیابی کیفیت سود»، بررسیهای حسابداری و حسابرسی، دوره پانزدهم، شماره ۵۲، ص ۱۶-۳.

اسماعیلی، شاهپور، (۱۳۸۵)، «رابطه بین کیفیت سود و بازده سهام»، پایاننامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

خانی، عبدالله و داوود فراهانی، (۱۳۸۷)، «ارزیابی کارایی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ضریب تعدیل قیمت»، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان (ویژه نامه اقتصادی)، شماره ۳ (پیاپی ۳۱)، ص ۵۵.

رحمانی، علی، (۱۳۸۱)، «ارزیابی کیفیت گزارشگری مالی»، فصلنامه حسابرس، سال چهارم، شماره ۱۷، ص ۵۷-۵۲.

سجادی، سید حسین. منصور زراء نژاد، علیرضا جعفری، (۱۳۸۸)، «ویژگی های غیرمالی مؤثر بر کیفیت گزارشگری مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۵۷، ص ۵۱-۶۱.

عرب مازاریزدی، محمد و سید محمد طالبیان، (۱۳۸۷)، «کیفیت گزارشگری مالی، ریسک اطلاعاتی و هزینه سرمایه»، فصلنامه مطالعات حسابداری، شماره ۲۱، ص ۳۰-۱.

فخاری، حسین و روح الله تقوی، (۱۳۸۸)، «کیفیت اقلام تعهدی و مانده وجه نقد»، فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره شانزدهم، شماره ۵۷، ص ۸۴-۶۹.

نوروش، ایرج، (۱۳۷۷)، «بررسی رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و تعداد حسابداران آموزش دیده در واحدهای تجاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه بررسی های حسابداری، شماره ۲۴ و ۲۵، ص ۳۳-۸.

Amihud, Y. , Mendelson, H. , (1987). "Trading Mechanism and Stock Returns: An Empirical Investigation". Journal of Finance, 42 (3), 533-553.

Callen, J. L. , Khan, M. , Lu, H. , (2009). Accounting Quality, Stock Price Delay and Future Stock Returns. Working Paper.

Chan, D. , (2002). Speed of Share Price Adjustment to Information, Managerial Finance.

Chiang, T. C. , Nelling, E. , Tan, L. , (2008). The Speed of Adjustment to Information: Evidence from The Chinese Stock Market. International Review of Economics and Finance, 17, 216-229.

Damodaran, A. , 1993 (March). "A Simple Measure of Price Adjustment Coefficients". Journal of Finance, 48 (1), 387-400.

Jennings, R. , Starks, L. , (1985). "Information Content and The Speed of Stock Price Adjustment". Journal of Accounting Research, 23 (1), 336-350.

Koutmos, G. F. , (1999). "Asymmetric Price and Volatility Adjustments in Emerging Asian Stock Markets". Journal of Business Finance and Accounting, 26 (1-2), 83-101.

Lee, Ch. , Hsieh, T. , Cheng, Li, (2010). "Financial Reporting Quality and Speed of Price Adjustment". International Research Journal of Finance and Economics, 53, 134-143.

Marisetty, V. B. ,Measuring Productive Efficiency of Stock Exchanges Using Price Adjustment Coefficients, (2002), Retrieved June 15,2005, from: http:\\www. blackwell-synergy. com.

Obaidullah, Muhammad, (2002). "Islamic Risk Management: Towards Greater Ethics and Efficiency", International Journal of Islamic Financial Services, Volume 3, Number 4,

Saunders & Cornet, (2001). "Financial Markets and Institutions" Mcgraw Hill.

Watts, R. L. , and Jerold L. Zimmerman, (1986), "Positive Accounting Theory", New Jersey: Prentice-Hall, Inc.

Xie, H. (2001). The Mispricing of Abnormal Accruals. The Accounting Review 76: 357-373.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی