

مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره‌ی ششم، شماره‌ی دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۳، پیاپی ۶۷/۳، صفحه‌های ۲۷-۵۲
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

بررسی رابطه بین سرعت تعدیلات قیمت و تغییرات کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر احمد خدای پور*
دانشگاه شهید باهنر کرمان

محمد امیدي**
دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات کرمان

وحید محمدرضاخانی***
دانشگاه شهید باهنر کرمان

چکیده

هدف این تحقیق سعی این است که وجود رفتار نامتقارن در فرآیند تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار جدید و رابطه آن با کیفیت سود بررسی شود. در این راستا از روش رگرسیون خطی چند متغیره و داده‌های پانلی و نیز از آماره ناپارامتریک رتبه‌ای - نشانه‌ای ویلکاکسون بهره گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه میان تغییرات کیفیت سود و تغییرات سرعت تعدیل قیمت معنادار نمی‌باشد. همچنین، اختلاف معناداری 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 می‌باشد. نوسان پذیری بازده سهام و قیمت سهام نیز دارای رابطه معناداری با سرعت تعدیل قیمت سهام هم نسبت به اخبار خوب و هم نسبت به اخبار بد می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: کارایی بازار، تغییرات کیفیت سود، سرعت تعدیل قیمت سهام، تعدیلات نامتقارن قیمت

* دانشیار گروه حسابداری

** کارشناس ارشد حسابداری

*** کارشناس ارشد حسابداری (نویسنده مسئول) mohammadrezaei09@gmail.com

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۲/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۲/۱۱

۱. مقدمه

سود به عنوان نتیجه نهایی فرآیند حسابداری تحت تاثیر رویه‌های حسابداری که مدیریت انتخاب کرده قرار می‌گیرد. سود حسابداری و اجزای مربوط به آن از جمله اطلاعاتی محسوب می‌شود که در هنگام تصمیم‌گیری توسط افراد در نظر گرفته می‌شود. این رقم بر مبنای ارقام تعهدی محاسبه و شناسایی می‌شود. مدیریت انگیزه دارد با به کارگیری غیرمحافظة کارانه رویه‌های حسابداری، رشد سود شرکت را ثبات بخشد (ثقفی و کردستانی، ۱۳۸۴).

موضوع کیفیت سود مورد توجه محققان و دست‌اندرکاران حرفه حسابداری و مدیریت سرمایه‌گذاری قرار گرفته است. توجه حرفه حسابداری بر محور این هدف استوار است که سود خالص گزارش شده، عملکرد عملیاتی واحد تجاری را به طور منصفانه منعکس می‌کند. تحلیل‌گران مالی «کیفیت سود» را بدین منظور ارزیابی می‌کنند که یک سطح مربوط از سود را تعیین و سود خالص آتی را پیش‌بینی کنند و در نتیجه قیمت سهام شرکت را تعیین نمایند. تعدیل قیمت، فرآیند انعکاس اطلاعات در قیمت سهام می‌باشد. فرآیندی که موجب می‌شود، قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی آن نزدیک و در نهایت با آن مساوی گردد. 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.

بسیاری از محققان معتقدند کیفیت سود به میزان اجزای نقدی و تعهدی سود وابسته است. استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی همواره به قابل اتکا بودن و مفید بودن اقلام تعهدی به دیده تردید می‌نگرند، چرا که مدیران قادرند با به کارگیری روش‌های مختلف حسابداری به شکل قانونی و در چارچوب اصول پذیرفته شده حسابداری سود شرکت را دستخوش تغییر و هم‌راستا با تمایلات شخصی خود سازند (زیمرن^۱، ۱۹۸۶). اقلام تعهدی شاخص مهمی برای تشخیص کیفیت سود است و در ارزش‌یابی سهام کاربرد دارد (قائمی و همکاران، ۱۳۸۷). 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. از این رو ممکن است تصمیم‌ها آنان بر مبنای سودهای گزارش شده‌ای که از کیفیت بالایی برخوردار نیست به کندی صورت گیرد. همچنین در ادبیات مالی اعتقاد بر این است که کیفیت سود اطلاعات از لحاظ اقتصادی پرهزینه بوده و منجر به تأخیر انداختن فرآیند تعدیل قیمت

سهام می‌گردد (لی و همکاران، ۲۰۱۰). لذا، می‌توان انتظار داشت افزایش کیفیت سود منجر به افزایش سرعت تعدیل قیمت سهام گردد. از این رو، بررسی تأثیر تغییرات کیفیت سود بر قیمت سهام شرکت بینشی مناسب جهت اتخاذ تصمیمات اقتصادی به سرمایه‌گذاران ارائه می‌دهد. با توجه به موارد فوق و مدنظر قرار دادن این‌که در ادبیات مالی ایران تاکنون تحقیقی در ارتباط با تأثیر تغییرات کیفیت سود بر سرعت تغییرات قیمت سهام صورت نگرفته است، تحقیق حاضر در پی پاسخ داد به این سوال است، که آیا در بازار سرمایه ایران تغییرات کیفیت سود بر فرآیند و سرعت تعدیل قیمت سهام مؤثر می‌باشد یا خیر؟ مسئله اساسی دیگری که این پژوهش با آن مواجه می‌باشد تقارن یا عدم تقارن رفتاری سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد در بازار سرمایه ایران است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

نظریه بازار کارا، یک زیر مجموعه از نظریه انتظارات عقلایی می‌باشد. این نظریه بیان کننده این موضوع است که افراد رفتار عقلایی دارند و در هر زمان با استفاده از همه اطلاعات در دسترس، بهترین گزینه ممکن را انتخاب می‌نمایند، در مقابل نظریه انتظارات عقلایی، نظریه انتظارات تطبیقی^۲ قرار گرفته که بر اساس آن افراد انتظارات خود از آینده قیمت سهام را بر اساس آنچه در گذشته اتفاق افتاده، شکل می‌دهند. یکی از مفروضات ضمنی نظریه تطبیقی این است که سرمایه‌گذاران در انتظارات خودشان دچار خطا هستند، ولی تمایل دارند آهسته، آهسته خود را با شرایط جدید تطبیق دهند. به عبارت دیگر، بر اساس یک ضریب کوچک‌تر از یک، انتظارات خود را در طول زمان، تعدیل می‌نمایند. در بازار کارا، اطلاعاتی که در بازار پخش می‌شوند به سرعت بر قیمت تأثیر می‌گذارند. (کین^۳، ۱۹۸۳). لذا در بازار سرمایه با توجه به تعریف کارایی بازار، قیمت سهام نسبت به ارزش ذاتی خود تعدیل می‌گردد. سرعت این تعدیل مختلف بوده و بستگی به این دارد که قیمت سهام بالاتر و یا پایین‌تر از ارزش ذاتی خود باشد. طبق مدل تعدیل قیمت پایداری بازده‌های مثبت گذشته (اخبار خوب) با پایداری بازده‌های منفی گذشته (اخبار بد) یکسان بوده و سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد از الگویی متقارن برخوردار می‌باشد. اما نتایج برخی از مطالعات تجربی حاکی از این است اخباری که بیانگر قیمت‌گذاری بیش از واقع سهام هستند (بازده‌های منفی - اخبار بد) سریع‌تر از

اخباری که بیانگر قیمت‌گذاری کمتر از واقع سهام هستند (بازده‌های مثبت - اخبار خوب) در قیمت‌های جاری بازار لحاظ می‌شوند. بنابراین براساس مدل تعدیل قیمت نامتقارن، قیمت و نوسان‌پذیری سهام نسبت به اطلاعات گذشته واکنش‌های نامتقارنی از خود نشان می‌دهند. براساس یافته‌های کوتاموس^۴ (۱۹۹۹) هنگامی که قیمت سهام بیش‌تر از ارزش ذاتی آن باشد تعدیل قیمت با سرعت بیش‌تری واقع می‌شود. واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات به صورت مستقیم در تعدیلات قیمت سهام منعکس می‌گردد (داموداران^۵، ۱۹۹۳؛ چیانگو همکاران^۶، ۲۰۰۸). 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^۷، ۱۹۸۷) و منظور از سرعت تعدیل قیمت سهام مدت زمانی است که طول می‌کشد تا اطلاعات در قیمت سهام منعکس گردیده و قیمت معاملات سهام به ارزش واقعی خود برسد. براساس یافته‌های کوتاموس (۱۹۹۹) هنگامی که قیمت سهام بیش‌تر از ارزش ذاتی آن باشد تعدیل قیمت با سرعت بیش‌تری واقع می‌شود.

تاکنون متخصصان مالی نتوانسته‌اند به محاسبه مستقلی از سود دست یابند که از نظر آن‌ها کیفیت لازم را دارا باشد. در این حالت، متخصصان مالی با انجام تعدیلات مناسب، می‌توانند به دامنه‌ای دست یابند که به شکل صحیح‌تر نشانگر کیفیت سود نسبت به سود خالص گزارش شده باشد. بنابراین مفهوم کیفیت سود، یک موضوع تعریف شده ثابت نیست که بتوان به آن دست یافت، بلکه مفهومی نسبی است که به ارتباط آن با دیدگاه‌ها و نگرش‌ها بستگی دارد. در این تحقیق از مدل دیچو و دیچاو (۲۰۰۲) و بال و شیواکومار (۲۰۰۶) برای شناسایی کیفیت سود استفاده شده است. کیفیت سود می‌تواند در گزارش‌گری مالی اطمینان سرمایه‌گذاران را در بازارهای مالی تحت تأثیر قرار دهد. اقلام تعهدی شاخص مهمی برای تشخیص کیفیت سود است و در ارزش‌یابی سهام کاربرد دارد. (قائمی و همکاران، ۱۳۸۷). سود حسابداری براساس مبنای تعهدی اندازه‌گیری و گزارش می‌شود. از این رو بین سود حسابداری و جریان‌های نقدی عملیاتی گزارش شده در صورت جریان وجوه نقد، تفاوت به وجود می‌آید و سود حسابداری قابل تقسیم به دو بخش نقدی و تعهدی می‌شود. اجزای تعهدی سود یکی از ابزارهای مدیریت سود می‌باشد که می‌توان بدان وسیله سود را تحریف نمود مدیریت برای بیش‌تر نشان دادن سود از این اقلام استفاده نموده و باعث هدایت واکنش سرمایه‌گذاران خواهد

شد. سود بی کیفیت باعث خواهد شد که سرمایه‌گذاران ریسک بیش‌تری را تحمل نمایند و احتمال زیان آن‌ها بالا می‌رود اما سود با کیفیت شرکت باعث می‌شود که سودآوری شرکت با ریسک پایین باشد و احتمال کاهش سود شرکت نیز کم‌تر می‌شود. در ادبیات مالی اعتقاد بر این است که کیفیت پایین سود از لحاظ اقتصادی پر هزینه بوده و منجر به تأخیر انداختن فرآیند تعدیل قیمت سهام می‌گردد (جلینگ و استارکز^۸، ۱۹۸۵؛ کالن و همکاران^۹، ۲۰۰۹). در این ارتباط بر اساس یافته‌های شنیدر و اپستین^{۱۰} (۲۰۰۵) هنگامی که سرمایه‌گذاران نسبت به کیفیت اطلاعات با ابهام مواجه هستند بر اساس بدترین سناریو موجود عمل می‌نند از این رو سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار بد سریع‌تر از سرعت تعدیل قیمت به اخبار خوب خواهد بود. بنابراین، انتظار می‌رود افزایش کیفیت سود از طریق کاهش هزینه‌ها و ریسک اطلاعاتی شرکت منجر به افزایش سرعت تعدیل قیمت سهام گردد.

داموداران (۱۹۹۳) مدلی برای اندازه‌گیری سرعت تعدیل قیمت سهام ارایه و سرعت تعدیل را برای شرکت‌های لیست شده در بورس نیویورک در دو دوره زمانی پنج‌ساله، شامل سال‌های ۱۹۷۷-۱۹۸۱ و سال‌های ۱۹۸۶-۱۹۸۲ محاسبه نمود. وی به این نتیجه رسید که فرآیند تعدیل قیمت سهام به صورت تأخیری در بازده کوتاه مدت شرکت‌ها نمود پیدا می‌کند و در شرکت‌های کوچک سرعت آن کم‌تر و با نوسانات بیش‌تری همراه است. کوموس (۱۹۹۹) در تحقیقی به بررسی قیمت‌های نامتقارن و تعدیلات پرنوسان قیمت‌ها در بازارهای نوظهور آسیا پرداخته است. فرض وی بر این بود که شاخص بازده سهام در بازارهای نوظهور خود را نسبت به اطلاعات گذشته تعدیل می‌کند. او این‌گونه نتیجه‌گیری کرد که اخباری که بیانگر قیمت‌گذاری بیش از واقع سهام هستند (اخبار بد) سریع‌تر از اخباری که بیانگر قیمت‌گذاری کم‌تر از واقع سهام هستند (اخبار خوب) در قیمت‌های جاری بازار لحاظ می‌شوند.

کالن و همکارانش (۲۰۰۹) رابطه بین کیفیت پایین اطلاعات حسابداری و تأخیر در فرآیند تعدیل قیمت سهام را مورد آزمون قرار دادند. فرض آن‌ها بر این بود که کیفیت پایین اطلاعات حسابداری با کیفیت پایین تر اطلاعات همراه بوده و این امر منجر به طولانی‌تر شدن فرآیند تعدیل قیمت سهام می‌گردد. آن‌ها با استفاده از معیار تأخیر در قیمت سهام هو و موسکوویتز^{۱۱} (۲۰۰۵) نشان دادند که بین کیفیت اطلاعات حسابداری و تأخیر در تعدیل قیمت سهام رابطه منفی وجود دارد. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از این بود که کیفیت پایین اقلام

تعهدی، زیان دهی‌های مکرر و اقلام منفی بزرگ با تأخیر بیشتر در تعدیل قیمت سهام همراه می‌باشد.

لی و همکارانش^{۱۲} (۲۰۱۰) در تحقیقی رابطه میان کیفیت گزارش‌گری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام را از ژانویه ۲۰۰۷ لغایت دسامبر ۲۰۰۸ در بورس اوراق بهادار تایوان مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها برای اندازه‌گیری سرعت تعدیل قیمت سهام از مدل ارائه شده توسط کومتوس (۱۹۹۹) و برای اندازه‌گیری کیفیت گزارش‌گری مالی از مدل تعدیل شده جونز بهره گرفتند. نتایج 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 سریع‌تر از سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد می‌باشد. همچنین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار دارای یک رابطه مثبت با کیفیت گزارش‌گری مالی است با این حال این رابطه معنادار نمی‌باشد بطوری که با بهبود کیفیت گزارش‌گری مالی سرعت تعدیل قیمت سهام افزایش قابل ملاحظه‌ای از خود نشان نمی‌دهد.

خانی و فراهانی (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای کارایی بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از ضریب تعدیل قیمت مورد ارزیابی قرار داده‌اند. آن‌ها با استفاده از ضریب تعدیل قیمت که سرعت و میزان انعکاس اطلاعات جدید در قیمت‌ها را ارزیابی می‌کند، سرعت تعدیل اطلاعات در قیمت سهام را در دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۷ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آنها نشان دهنده انعکاس کند اطلاعات جدید در قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. همچنین، حداقل زمان لازم برای انعکاس کامل اطلاعات در قیمت‌های سهام هفده روز کاری می‌باشد.

علوی و موسوی (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی محتوای اطلاعاتی سود خالص و تعدیل قیمت سهام پرداخته‌اند. این پژوهش تغییر قیمت سهام در برابر اعلام سود خالص واقعی و سود خالص پیش‌بینی شده را در بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار داد. نتایج تحقیق آن‌ها بیانگر این بود که در روز اعلان سود خالص (واقعی و پیش‌بینی شده) و سود پیش‌بینی شده، بین فراوانی‌های مشاهده شده در تغییر قیمت، رابطه معناداری دیده می‌شود؛ رابطه‌ای که حاکی از وجود محتوای اطلاعاتی سود خالص پیش‌بینی شده است.

۳. فرضیه‌های تحقیق

فرضیه اول: بین تغییرات کیفیت سود بر مبنای مدل دیچو و دیچاو (۲۰۰۲) و تغییر سرعت تعدیلات قیمت سهام نسبت به اخبار خوب رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین تغییرات کیفیت سود بر مبنای مدل بال و شیواکومار (۲۰۰۶) و تغییر سرعت تعدیلات قیمت سهام نسبت به اخبار خوب رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین تغییرات کیفیت سود بر مبنای مدل دیچو و دیچاو (۲۰۰۲) و تغییر سرعت تعدیلات قیمت سهام نسبت به اخبار بد رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین تغییرات کیفیت سود بر مبنای مدل بال و شیوا کامارا (۲۰۰۶) و تغییر سرعت تعدیلات قیمت سهام نسبت به اخبار بد رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

فرضیه پنجم: سرعت تعدیلات قیمت سهام برای اخبار بد بیشتر از سرعت تعدیلات قیمت سهام برای اخبار خوب است.

۴. جامعه و نمونه آماری

جامعه تحقیق حاضر شامل همه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۵ لغایت ۱۳۹۱ می‌باشد. در این تحقیق برای انتخاب نمونه از روش حذفی سیستماتیک استفاده شده است. برای این منظور معیارهای زیر در نظر گرفته شده. در صورتی که یک شرکت همه‌ی معیارها را احراز کرده باشد، به عنوان یکی از شرکت‌های نمونه انتخاب می‌گردد. معیارهای مذکور به شرح زیر می‌باشد:

۱. جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشد.
 ۲. در قلمرو زمانی تحقیق تغییر سال مالی نداشته باشد.
 ۳. سال مالی شرکت منتهی به آخر اسفند باشد.
 ۴. به منظور محاسبه بازده شرکت بیش از ۶ ماه وقفه زمانی در انجام معاملات وجود نداشته باشد.
 ۵. اطلاعات مورد نیاز این تحقیق در دسترس باشد.
- بعد از مدنظر قرار دادن همه‌ی معیارهای بالا، تعداد ۶۸ شرکت به عنوان نمونه تحقیق انتخاب شدند. بنابراین مشاهدات ما به ۴۷۶ سال - شرکت رسید.

۵. 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، کیفیت سود، حجم معاملات، اندازه شرکت، قیمت سهام و نوسان‌پذیری بازده سهام تشکیل می‌دهند، که متغیر کیفیت سود 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 نوسان‌پذیری بازده سهام متغیرهای کنترلی می‌باشند.

۵-۱. متغیر مستقل

متغیر مستقل تحقیق کیفیت سود می‌باشد، در این تحقیق برای محاسبه کیفیت سود از مدل‌های دیچو و دیچاو^{۱۳} (۲۰۰۲) و بال و شیواکومار^{۱۴} (۲۰۰۶) استفاده شده است.
مدل (۱):

$$\frac{WCA_{it}}{Ave Assets_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{Ave Assets_{i,t}} + \beta_2 \frac{CFO_{i,t}}{Ave Assets_{i,t}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{Ave Assets_{i,t}} + \varepsilon_{it}$$

در این مدل $EQ_DD = |\varepsilon_{it}|$ می‌باشد و هرچه مقدار $|\varepsilon_{it}|$ بزرگتر باشد کیفیت ارقام تعهدی کمتر خواهد بود که در این صورت کیفیت سود نیز پایین تر خواهد بود. این مدل بر اساس مدل دیچو و دیچاو (۲۰۰۲) می‌باشد.

مدل (۲): مدل کیفیت ارقام تعهدی بال و شیواکومار (۲۰۰۶) است که به صورت زیر

می‌باشد.

$$\frac{WCA_{it}}{Ave Assets_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{Ave Assets_{i,t}} + \beta_2 \frac{CFO_{i,t}}{Ave Assets_{i,t}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{Ave Assets_{i,t}} + \beta_4 \frac{\Delta CFO_{i,t}}{Ave Assets_{i,t}} + \beta_5 D + \beta_6 D \frac{\Delta CFO_{i,t}}{Ave Assets_{i,t}} + \varepsilon_{it}$$

در این مدل $EQ_BS = |\varepsilon_{it}|$ می‌باشد و هر چه مقدار $|\varepsilon_{it}|$ بزرگتر باشد کیفیت ارقام

تعهدی کمتر خواهد بود که در این صورت کیفیت سود پایین خواهد بود.

$WCA =$ اقلام تعهدی سرمایه در گردش می‌باشد که به صورت زیر محاسبه خواهد شد.
 اقلام تعهدی سرمایه در گردش = [دارایی جاری - (وجه نقد + سرمایه گذاری کوتاه مدت)] -
 [بدهی جاری - تسهیلات کوتاه مدت]
 $Ave Assets =$ میانگین دارایی‌های شرکت طی ۲ سال می‌باشد.
 $CFO =$ جریان وجه نقد عملیاتی شرکت می‌باشد.
 $D =$ متغیر مجازی است زمانی که ΔCFO منفی باشد برابر ۱ و در غیر این صورت ۰ خواهد بود.

۲-۵. متغیر وابسته

متغیرهای وابسته این تحقیق عبارتند از تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب (Δg^+) و تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد (Δg^-).

$$R_t = \mu + g^+ \text{Max}(0, R_{t-1}) + g^- \text{Min}(0, R_{t-1}) + \varepsilon_t \quad \text{مدل (۳)}$$

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

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad \text{مدل (۴)}$$

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

در این تحقیق برای محاسبه تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب (Δg^+) از مدل ارائه شده توسط کوتموس (۱۹۹۹) استفاده شده است. بدین صورت که در مدل کوتموس (مدل ۳) ضریب g^+ با استفاده از مدل $GARCH$ نمایی ($EGARCH$) به صورت روزانه طی دوره زمانی تحقیق تخمین زده شده و اختلاف این ضرایب در سال‌های مذکور به عنوان تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب (Δg^+) برای هر شرکت محاسبه می‌شود. برای محاسبه تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد (Δg^-) نیز همانند محاسبه تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب، در مدل (۳) ضریب g^- با استفاده از مدل $GARCH$ نمایی ($EGARCH$) به صورت روزانه طی دوره زمانی تحقیق تخمین زده شده و اختلاف این ضرایب در سال‌های مذکور به عنوان تغییرات سرعت تعدیل قیمت

سهام نسبت به اخبار بد (Δg^-) برای هر شرکت محاسبه می‌شود.

۳-۵. متغیرهای کنترلی

در این تحقیق متغیرهای اندازه شرکت، نوسان پذیری بازده سهام، حجم معاملات و قیمت سهام به عنوان متغیرهای کنترل در نظر گرفته شده‌اند؛ در ادامه به توضیح هر یک پرداخته خواهد شد.

۳-۱-۵. اندازه شرکت (MV_{t-1}): بر اساس یافته‌های تحقیقات پیشین (چیانگ و

همکاران، ۲۰۰۸) سرعت تعدیل قیمت برای همه شرکت‌ها یکسان نمی‌باشد. شرکت‌های بزرگ یا شرکت‌هایی که سهام آن‌ها زیاد مورد معامله قرار می‌گیرد بیش‌تر در معرض دید رسانه‌ها بوده، تحلیل‌گران زیادی را به سمت خود جلب می‌کنند و دارای یک محیط اطلاعاتی در دسترس می‌باشند. در نتیجه این شرکت‌ها از شفافیت بیش‌تری برخوردار بوده و افشای اطلاعات آن‌ها در بازار سرمایه به راحتی صورت می‌پذیرد (آتیاس^{۱۵}، ۱۹۸۵). در مقابل شرکت‌های کوچک برای سرمایه‌گذاران بیرونی شفافیت کمتری داشته و معامله بر اساس اطلاعات نهانی در آن‌ها زیاد می‌باشد. در نتیجه در شرکت‌های بزرگ و با حجم معاملات بالا سرعت تعدیل قیمت سهام زیاد می‌باشد. در این تحقیق برای اندازه‌گیری اندازه شرکت از متغیر ارزش بازار شرکت در ابتدای دوره استفاده شده است و منظور حاصل ضرب تعداد سهام منتشره و در دست سهام‌داران در قیمت سهام در اولین روز از سال می‌باشد.

۳-۲-۵. نوسان پذیری بازده سهام (σ_{t-1}): سرمایه‌گذاران هنگامی که در یک محیط

پر نوسان قرار دارند به کرات اطلاعات خود را بروز می‌کنند. بنابراین انتظار می‌رود سرعت تعدیل قیمت با افزایش نوسان پذیری سهام افزایش یابد. همچنین حداقل میزان قابل افزایش در قیمت^{۱۶} محدودیتی برای سرعت تعدیل قیمت نسبت به اطلاعات بشمار می‌آید که این امر در مورد سهامی که قیمت پایین‌تری دارند بیش‌تر نمود پیدا می‌کند (چیانگ و همکاران، ۲۰۰۸). نوسان‌پذیری بازده سهام ابزاری برای نشان دادن درجه عدم اطمینان نسبت به تغییرات آتی بازده سهام می‌باشد به طوری که هر گاه درجه نوسان پذیری افزایش یابد، احتمال کاهش یا افزایش قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد. در این تحقیق از انحراف معیار بازده ماهانه سهام به عنوان معیاری برای تغییرپذیری بازده سهام استفاده گردیده است که به صورت زیر قابل

محاسبه می‌باشد:

$$\sigma_{i,t-1} = \sqrt{\frac{1}{D_{i,t-1} - 1} \sum_1^{D_{i,t-1}} (R_i - \bar{R})^2} \quad \text{مدل (۵):}$$

در رابطه فوق داریم:

$$\sigma_{i,t-1} = \text{نوسان پذیری بازده سهام شرکت } i \text{ در سال } t-1,$$

$R_i =$ بازده ماهانه سهام شرکت i می‌باشد به طوری که اگر P_t قیمت پایانی ماه t ام

باشد داریم:

$$R_i = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad \text{مدل (۶):}$$

$D_{i,t-1} =$ تعداد ماه‌هایی از سال t که برای آن‌ها بازده ماهانه سهام شرکت i محاسبه شده

است.

۳-۳-۵. حجم معاملات (NT_{t-1}): در این تحقیق از میانگین تعداد معاملات روزانه

سهام به عنوان معیاری برای حجم معاملات استفاده می‌شود که به صورت زیر قابل محاسبه

است:

$$NT_{i,t-1} = \sum_{i=1}^{365} Volume_{i,t} \quad \text{مدل (۷):}$$

در رابطه فوق داریم:

$$NT_{i,t-1} = \text{حجم معاملات سهام شرکت } i \text{ در سال } t-1,$$

$$volumex = \text{تعداد معاملات روزانه شرکت } i.$$

۳-۳-۴. 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 شده است و به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$P_{i,t-1} = \frac{1}{D_{i,t-1}} \sum_1^{D_{i,t-1}} Price_i \quad \text{مدل (۸):}$$

در رابطه فوق داریم:

$$P_{i,t-1} = \text{قیمت سهام شرکت } i \text{ در سال } t-1,$$

$$D_{i,t-1} = \text{تعداد روزهایی از سال } t-1 \text{ که در آن نماد سهام شرکت } i \text{ قابل معامله بوده}$$

است،

$$Price_i = \text{قیمت پایانی روزانه سهام شرکت } i.$$

۶. مدل تحقیق

با توجه به اینکه در این تحقیق از دو مدل برای اندازه‌گیری کیفیت سود استفاده شده است و از طرفی متغیر وابسته نیز شامل دو متغیر تغییر سرعت تعدیل قیمت برای اخبار خوب و تغییر سرعت تعدیل قیمت برای اخبار بد می‌باشد، برای آزمون فرضیه‌ها چهار مدل مورد استفاده قرار گرفته است. بدین صورت که فرضیه‌های اول تا چهارم تحقیق با استفاده از مدل شماره (۹) یکبار نسبت به انتشار اخبار خوب ($Y = \Delta g^+$) و یکبار نسبت به انتشار اخبار بد ($Y = \Delta g^-$) مورد آزمون قرار گرفته است. برای آزمون فرضیه پنجم متغیرهای تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد از طریق مدل $GARCH$ نمایی ($EGARCH$)^{۱۷} و رگرسیون خطی چند متغیره با استفاده از داده‌های سری زمانی برآورد شده‌اند. مدل اصلی مورد استفاده در این تحقیق برای آزمون فرضیه‌های اول تا چهارم بصورت زیر می‌باشد:

مدل (۹):

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

در این مدل داریم:

$Y =$ تغییر سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و اخبار بد، $\Delta EQ_{i,t-1}$ = تغییر در کیفیت سود بر اساس مدل‌های دیچو و دیچاو (۲۰۰۲) و بال و شیواکومار (۲۰۰۶) می‌باشد. که به صورت جداگانه برای هر فرضیه استفاده شده است، 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 $t-1$ و P_{t-1} = قیمت سهام در طول دوره

1-t می‌باشد.

۷. یافته‌های تحقیق

۷-۱. آمار توصیفی تحقیق

در این قسمت آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مستقل و وابسته تحقیق ارائه می‌گردد. در نگاره شماره (۱) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق ارائه گردیده است.

نگاره ۱: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

شرح	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب	۰/۵۸	۰/۴۲	۴/۳	۰/۶۵	۱/۸
تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام برای اخبار خوب	۰/۰۵	۰/۰۱	۶/۳	۰/۱۹	۹/۷
سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد	۰/۶۱	۰/۳۳	۲/۹	۰/۸۸	۲/۴
تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام برای اخبار بد	۰/۱۸	۰/۱	۴/۴	۰/۲	۴/۷
تغییرات کیفیت سود مدل دیچاو و دیچو	۰/۰۷۶	۰/۰۵	۰/۲	۰/۸۷	۳/۴
تغییرات کیفیت سود مدل بال و شیواکامارا	۰/۰۸۱	۰/۰۶	۰/۲	۰/۸۸	۳/۵
اندازه شرکت (لگاریتم ارزش بازار)	۱۳/۲۱	۱۲/۹۹	۱/۶۷	۰/۵۳	۰/۵۳
لگاریتم حجم معاملات	۱۶/۶۶	۱۵/۵۷	۲/۴	-۰/۷۳	۰/۸۸
لگاریتم نوسان بازدهی ماهانه	-۰/۹۶	-۰/۸۸	۰/۸۶	-۰/۳۲	۱/۲

میانگین سرعت تعدیل قیمت برای اخبار خوب حدود ۰/۵۸ است و نشان می‌دهد که به ازای ۱ درصد تغییر در بازدهی دوره گذشته به صورت مثبت حدود ۰/۵۸ درصد بازدهی دوره جاری تغییر می‌کند؛ اما با نگاه به سرعت تعدیل قیمت سهام برای اخبار بد متوجه می‌شویم که این واکنش برای اخبار بد بیشتر از اخبار خوب است و حدود ۰/۶۱ است. تغییر سرعت تعدیل از دوره ای به دوره دیگر برای اخبار خوب و اخبار بد به ترتیب حدود ۰/۰۵ و ۰/۱۸ است و نشان می‌دهد که تغییرات سرعت تعدیل قیمت در حال افزایش است و این افزایش سرعت واکنش در اخبار بد در مقایسه با اخبار خوب بیشتر است و بیانگر این است که فعالان بازار سرمایه واکنش بیشتری نسبت به اخبار بد می‌دهند و در کل می‌توان چنین نتیجه گرفت که

بازار به سمت شفافیت بیشتر و افزایش سرعت در واکنش پیش می‌رود، چرا که نظام اطلاع‌رسانی با نفوذ اینترنت پیشرفت نموده و این می‌تواند به عنوان یکی از دلایل افزایش سرعت واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات و اخبار خوب و بد باشد.

در این تحقیق برای به دست آوردن کیفیت سود از دو مدل دیچو و دیچاو (۲۰۰۲) و مدل بال و شیواکامارا (۲۰۰۶) استفاده شده است و تغییر کیفیت سود از یک دوره به دوره دیگر به طور متوسط برای مدل دیچو و دیچاو ۰/۰۷۶ است و برای مدل بال و شیواکامارا حدود ۰/۰۸۱ است که نشان می‌دهد دو مدل از نظر عددی نزدیک به یکدیگر هستند و تقریباً تمامی آمار دو مدل یکسان هستند. لگاریتم ارزش بازار شرکت که نمادی از اندازه شرکت نیز می‌باشد حدود ۱۳/۲۱ را نشان می‌دهد. لگاریتم طبیعی برای حجم معاملات نیز نشان می‌دهد که به طور متوسط برای دوره تحقیق و برای شرکت‌های نمونه ۱۶/۶۶ است و بیانگر حجم معامله ۶۹ میلیون سهمی است. اندازه نوسان بازدهی ماهانه نیز حدود ۰/۹۶- است و نشان می‌دهد که به طور متوسط نوسان بازدهی ماهانه کمتر از است که لگاریتم آن کمتر ۱ به دست می‌آید. اما آمار توصیفی مربوط به چولگی و کشیدگی متغیرها نشان می‌دهد که در مورد چولگی متغیرهای لگاریتم ارزش بازار (بر اساس میلیون ریال) و لگاریتم نوسان بازدهی ماهانه تفاوت فاحش با توزیع نرمال ندارد اما دو متغیر دیگر دارند. و در مورد کشیدگی نیز فقط لگاریتم نوسان بازدهی ماهانه تفاوت فاحش با توزیع نرمال ندارد بقیه دارای توزیع متفاوت با توزیع نرمال هستند.

۲-۷. نتایج آزمون فرضیه‌ها

در این تحقیق، برای آزمون فرضیه اول تا چهارم از روش رگرسیون خطی چندمتغیره و برای آزمون فرضیه پنجم از آماره ناپارامتریک ویلکاکسون^{۱۸} بهره گرفته شد. بدین معنا که اگر بین سرعت تعدیلات برای اخبار خوب و بد تفاوت وجود داشته باشد و سرعت تعدیلات قیمت برای اخبار بد از نظر آماری بزرگتر از سرعت تعدیلات برای اخبار خوب باشد فرضیه تایید می‌شود.

در این قسمت قبل از آزمون فرضیه‌های تحقیق برای سنجش اعتبار مدل و بررسی مفروضات رگرسیون کلاسیک بایستی آزمون‌هایی انجام شود. در این تحقیق آزمون‌های زیر

انجام گرفته اند.

نگاره ۲: تحلیل مفروضات رگرسیون کلاسیک

مدل فرضیه اول	مدل فرضیه دوم	مدل فرضیه سوم	مدل فرضیه چهارم	مدل آزمون‌ها
۰/۴۱	۰/۴	۰/۷۱	۰/۷۱	آزمون رمزی
۰/۰۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	برش پاگان
۰/۴۸	۰/۴۵	۰/۸۵	۰/۳	جارکوا برا

برای آزمون نرمال بودن جملات خطا از آزمون‌های مختلفی می‌توان استفاده کرد یکی از این آزمون‌ها، آزمون جارکوا برا است که در تحقیق، از این آزمون استفاده شده است. همان‌طور که در نگاره شماره (۲) مشاهده می‌شود. نتیجه این آزمون برای همه مدل‌ها بالای ۵ درصد است و بیانگر نرمال بودن داده‌ها در همه مدل‌ها است. برای بررسی همسانی واریانس‌ها از آزمون برش پاگان استفاده شده است. با توجه به سطح معناداری این آزمون برای همه مدل‌ها، نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد می‌شود. یعنی مدل‌ها از مشکل ناهمسانی واریانس رنج می‌برند. لذا برای رفع مشکل مدل به جای استفاده از روش حداقل مربعات معمولی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است. در این تحقیق، برای بررسی خطای تصریح مدل از آزمون رمزی استفاده شده است در صورتی که سطح معناداری بالای ۵ درصد باشد مدل صحیح تصریح گردیده است و چون در این تحقیق سطح معناداری برای همه مدل‌ها بالای ۵ درصد می‌باشد بنابراین، مشکل تصریح مدل نداریم. با توجه به این‌که داده‌های مورد تجزیه و تحلیل از نوع داده‌های ترکیبی می‌باشند، ابتدا بایستی با استفاده از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن نوع تخمین مدل را تعیین نمود. نتایج این آزمون‌ها در نگاره شماره (۳) آمده است.

نگاره ۳: نتایج آزمون چاو وهاسمن برای آزمون نوع روش بکارگیری داده‌ها

مدل	آزمون چاو		آزمون هاسمن	
	مقدار آماره	سطح معناداری	مقدار آماره	سطح معناداری
فرضیه اول	۲/۲	۰/۰۰۰	۱۱۳/۲	۰/۰۰۰
فرضیه دوم	۰/۲۷	۱	-	-
فرضیه سوم	۰/۲۹	۰/۹۸	-	-
فرضیه چهارم	۱/۰۲	۰/۴۴	-	-

با توجه به این که سطح معناداری به دست آمده از آزمون چاو برای فرضیه اول برابر با (۰/۰۰۰) می‌باشد، در نتیجه فرض H_0 در سطح اطمینان بیش‌تر از ۹۹٪ رد شده است و روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود. حال برای تعیین این که برای تخمین پارامترهای مدل، از مدل اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده شود از آزمون هاسمن استفاده شده است. با توجه به این که سطح معناداری به دست آمده از آزمون هاسمن برابر با (۰/۰۰۰) می‌باشد بنابراین فرض H_0 (روش اثرات تصادفی) رد شده است و در نتیجه روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. با توجه به سطح معناداری آزمون چاو برای فرضیه دوم، سوم و چهارم فرضیه H_0 (روش حداقل مربعات معمولی) رد نمی‌شود و روش داده‌های تلفیقی پذیرفته می‌شود.

۷-۲-۱. آزمون فرضیه اول: فرضیه اول تحقیق بیانگر این می‌باشد که بین تغییر کیفیت

سود (مدل دیچو و دیچاو) و تغییر سرعت تعدیلات قیمت سهام نسبت به اخبار خوب رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

همان‌طور که در نگاره شماره (۴) مشاهده می‌شود، با توجه به این که سطح معناداری آماره F (۰/۰۰۰) کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین، می‌توان گفت که شاخص نیکویی برآزش مدل، یعنی آماره F و در نتیجه رگرسیون معنادار است. آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشد که نشان دهنده عدم وجود مسئله خود همبستگی است. ضریب تعیین نیز حدود ۰/۳۹ به دست آمده که نشان‌دهنده این است که ۳۹ درصد تغییرات در متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.

نتایج نگاره شماره (۴) نشان می‌دهد که ضریب تغییرات کیفیت سود مثبت ولی از نظر

آماره معنادار نیست لذا می‌توان بیان کرد فرضیه اول تحقیق برای اخبار خوب و با استفاده از مدل دیچو و دیچاو رد می‌شود به عبارت دیگر، بین تغییرات سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار خوب و تغییرات کیفیت سود با استفاده از مدل دیچو و دیچاو در بازار سرمایه ایران رابطه معناداری وجود ندارد.

نگاره ۴: نتایج آزمون فرضیه اول

$\Delta g^+ = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta EQ + \alpha_2 \ln(MV_{t-1}) + \alpha_3 \ln(NT_{t-1}) + \alpha_4 \ln(\sigma_{t-1}) + \alpha_5 \ln(P_{t-1}) + \varepsilon_t$			
متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبداء	-۲/۵۶	-۳/۱	۰/۰۰
تغییر در کیفیت سود	۱/۸۴	۱/۳	۰/۱۹
اندازه شرکت	۰/۱۷	۳/۹	۰/۰۰
حجم معاملات	-۰/۰۵	-۱/۰۶	۰/۲۸
نوسان بازدهی ماهانه	-۰/۱۳	-۳/۳	۰/۰۰
قیمت سهم	۰/۲۱	۳/۷	۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۹	آماره F	۱۷/۴۵
دوربین واتسون	۱/۹۹	معناداری کل مدل	۰/۰۰۰

همچنین، ارتباط بین سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار خوب و اندازه شرکت مثبت و معنادار است که بیانگر این می‌باشد که در شرکت‌های بزرگ سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار خوب نیز بیشتر است. نوسانات بازدهی سهام نیز ارتباط منفی و معناداری با سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب دارد، به عبارتی هرچه نوسان پذیری بازده سهام افزایش یابد سرعت تعدیل قیمت سهام کاهش خواهد یافت.

۲-۲-۷. آزمون فرضیه دوم: فرضیه دوم تحقیق به این صورت می‌باشد که بین تغییرات

کیفیت سود (مدل بال و شیواکومار (۲۰۰۶)) و تغییر سرعت تعدیلات قیمت سهام نسبت به اخبار خوب رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

نگاره ۵: نتایج آزمون فرضیه دوم

$\Delta g^+ = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta EQ + \alpha_2 \ln(MV_{t-1}) + \alpha_3 \ln(NT_{t-1}) + \alpha_4 \ln(\sigma_{t-1}) + \alpha_5 \ln(P_{t-1}) + \varepsilon_t$			
متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبداء	-۲/۷۴	-۳/۱۲	۰/۰۰
تغییر در کیفیت سود	۱/۳۶	۱/۲	۰/۲۲
اندازه شرکت	۰/۱۶	۳/۲۳	۰/۰۰
حجم معاملات	-۰/۰۳	-۱/۱۷	۰/۲۵
نوسان بازدهی ماهانه	-۰/۱۴	-۳/۰۶	۰/۰۰
قیمت سهم	۰/۱۶	۳/۵۸	۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۱	آماره F	۳۲/۵
دوربین واتسون	۲/۰۱	معناداری کل مدل	۰/۰۰۰

همان‌طور که در نگاره قبل مشاهده می‌شود، با توجه به این که سطح معناداری آماره F (۰/۰۰۰) کم‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین، می‌توان گفت که شاخص نیکویی برآزش مدل، یعنی آماره F و در نتیجه رگرسیون معنادار است. آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشد که نشان دهنده عدم وجود مسئله خود همبستگی است. ضریب تعیین نیز حدود ۰/۴۱ به دست آمده، که نشان‌دهنده این است که ۴۱ درصد تغییرات در متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.

نتایج نگاره شماره (۵)، نشان داد که ضریب کیفیت سود مثبت ولی از لحاظ آماری معنادار نیست، لذا می‌توان بیان کرد فرضیه دوم تحقیق برای اخبار خوب و با استفاده از مدل بال و شیوا کومار (۲۰۰۶) رد می‌شود و نشان می‌دهد که بین تغییرات سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار خوب کیفیت سود با استفاده از مدل بال و شیوا کومار (۲۰۰۶) در بازار سرمایه ایران رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، ارتباط بین سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار خوب و اندازه شرکت مثبت و معنادار است که بیانگر این است که در شرکت‌های بزرگ سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار خوب نیز بیشتر است. نوسانات بازدهی سهام نیز ارتباط منفی و معناداری با سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب دارد، به عبارتی هرچه نوسان پذیری بازده سهام افزایش یابد سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب کاهش خواهد

یافت.

۳-۲-۷. آزمون فرضیه سوم: فرضیه سوم تحقیق رابطه مثبت و معناداری بین کیفیت سود (مدل دیچو و دیچاو) و تغییر سرعت تعدیلات قیمت سهام نسبت به اخبار بد را پیش بینی نمود.

همان‌طور که در نگاره شماره (۶) مشاهده می‌شود با توجه به اینکه سطح معناداری آماره‌ی F (۰/۰۰۰) کم‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین، می‌توان گفت که شاخص نیکویی برازش مدل، یعنی آماره‌ی F و در نتیجه رگرسیون معنادار است. آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشد که نشان دهنده عدم وجود مسئله خود همبستگی است. ضریب تعیین نیز حدود ۰/۳۵ به دست آمده است که نشان دهنده این است که ۳۵ درصد تغییرات در متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.

نگاره ۶: نتایج آزمون فرضیه سوم

$\Delta g^- = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta EQ + \alpha_2 \ln(MV_{t-1}) + \alpha_3 \ln(NT_{t-1}) + \alpha_4 \ln(\sigma_{t-1}) + \alpha_5 \ln(P_{t-1}) + \varepsilon_t$			
شرح	ضریب	آزمون t	سطح اهمیت
عرض از مبدا	-۰/۱۵	-۲/۲۹	۰/۰۰
تغییر در کیفیت سود	۰/۳۷	۱/۶۳	۰/۱
اندازه شرکت	۰/۱۸	۳/۶۵	۰/۰۰
حجم معاملات	۰/۰۳	۰/۵۶	۰/۵۸
نوسان بازدهی ماهانه	۰/۱۶	۲/۵۵	۰/۰۰
قیمت سهم	-۰/۱۶	-۲/۹۷	۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۵	آماره‌ی F	۲۹/۲
دوربین واتسون	۱/۹۴	معناداری کل مدل	۰/۰۰۰

نتایج نگاره شماره (۶)، نشان داد که ضریب کیفیت سود مثبت ولی از لحاظ آماری معنادار نیست لذا می‌توان بیان کرد بین تغییرات سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار بد و کیفیت سود با استفاده از مدل دیچو و دیچاو در بازار سرمایه ایران رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، ارتباط بین سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار بد و اندازه شرکت مثبت و معنادار است که

بیانگر این است که در شرکت‌های بزرگ سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار بد نیز بیش‌تر است. نوسانات بازدهی سهام نیز ارتباط مثبت و معناداری با سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب دارد، به عبارتی هرچه نوسان پذیری بازده سهام افزایش یابد سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد نیز افزایش خواهد یافت. همچنین سرعت تعدیلات قیمت با قیمت سهام ارتباط منفی و معناداری دارد که با نتایج تحقیق چیانگ و همکاران (۲۰۰۸) مطابقت دارد.

۴-۲-۷. آزمون فرضیه چهارم: در فرضیه چهارم تحقیق ارتباط بین کیفیت سود

(مدل بال و شیوا کامارا) و تغییر سرعت تعدیلات قیمت سهامنسبت به اخبار بد رابطه مثبت و معناداری انتظار می‌رفت.

همان‌طور که در نگاره شماره (۷) مشاهده می‌شود، با توجه به اینکه سطح معناداری آماره‌ی F (۰/۰۰۰) کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین، می‌توان گفت که شاخص نیکویی برازش مدل، یعنی آماره‌ی F و در نتیجه رگرسیون معنادار است. آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشد که نشان دهنده عدم وجود مسئله خود همبستگی است. ضریب تعیین نیز حدود ۰/۴۲ به دست آمده است که نشان دهنده این است که ۴۲ درصد تغییرات در متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.

نگاره ۷: نتایج آزمون فرضیه فرعی چهارم

$\Delta g^- = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta EQ + \alpha_2 \ln(MV_{t-1}) + \alpha_3 \ln(NT_{t-1}) + \alpha_4 \ln(\sigma_{t-1}) + \alpha_5 \ln(P_{t-1}) + \varepsilon_t$			
متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبداء	-۰/۰۹	-۰/۳۰	۰/۷۷
تغییر در کیفیت سود	۰/۰۶	۱/۶۴	۰/۱
اندازه شرکت	۰/۱۵	۲/۶۷	۰/۰۰
حجم معاملات	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۹۷
نوسان بازدهی ماهانه	۱/۸	۰/۰۰۰۱	۰/۹۹
قیمت سهم	-۰/۰۸	-۲/۳	۰/۰۲
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۲	آماره‌ی F	۲۱/۵
دوربین واتسون	۲/۰۱	معناداری کل مدل	۰/۰۰۰

نتایج نگاره شماره (۷)، ضریب کیفیت سود مثبت ولی از لحاظ آماری معنادار نیست. لذا می‌توان بیان کرد فرضیه چهارم تحقیق برای اخبار بد و با استفاده از مدل بال و شیوا کامارا رد می‌شود. به عبارت دیگر، بین تغییرات سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار بد و کیفیت سود در بازار سرمایه ایران رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، ارتباط بین تغییرات سرعت تعدیل قیمت نسبت به اخبار بد و اندازه شرکت مثبت و معنادار است، که بیانگر این است که در شرکت‌های بزرگ سرعت تعدیل قیمت، نسبت به اخبار بد نیز بیش‌تر است. نوسانات بازدهی سهام نیز ارتباط مثبتی با تغییرات سرعت تعدیل قیمت سهام دارد اما این ارتباط از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد.

نتایج فرضیات بالا با نتایج تحقیق کالن و همکارانش (۲۰۰۹) مطابقت ندارد ولی همسو با نتایج تحقیق لیو همکارانش (۲۰۱۰) و تحقیق چیانگ و همکاران (۲۰۰۸) می‌باشد.

۵-۲-۷. آزمون فرضیه پنجم: فرضیه آخر تحقیق بیانگر این می‌باشد که سرعت

تعدیلات قیمت سهام برای اخبار بد بیشتر از سرعت تعدیلات قیمت سهام برای اخبار خوب است.

برای آزمون این فرضیه بایستی، آزمون شود که آیا داده‌های دارای توزیع نرمال هستند و اگر دارای توزیع نرمال بودند از آزمون t استیودنت استفاده خواهد شد و اگر نرمال نباشد از آزمون علامت استفاده خواهد شد.

با توجه به نگاره شماره (۸) مشخص می‌شود که توزیع داده‌های سرعت تعدیل قیمت سهام نرمال نیست بنابراین برای آزمون فرضیه پنجم از آزمون ویلکاکسون استفاده خواهد شد.

نگاره ۸: آزمون نرمال بودن داده‌های سرعت تعدیل قیمت سهام

شرح	مقدار آماره اسمیرنف کلوموگروف	سطح اهمیت
سرعت تعدیل قیمت برای اخبار خوب	۶۱۷	۰/۰۰
سرعت تعدیل قیمت برای اخبار بد	۶۱۶	۰/۰۰

نتایج نگاره شماره (۹) نشان می‌دهد که تفاوت معناداری بین سرعت تعدیل قیمت سهام برای اخبار خوب و اخبار بد وجود ندارد بنابراین می‌توان بیان کرد فرضیه پنجم تحقیق رد

می‌شود.

نگاره ۹: آزمون رتبه‌ای - نشانهایویلیکاکسون

شرح	سطح اهمیت
فرضیه صفر: GP=GN	۰,۰۰۰۰

۸. بحث و نتیجه گیری

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق بیانگر این می‌باشد که رابطه میان تغییرات کیفیت سود و تغییرات سرعت تعدیل قیمت معنادار نمی‌باشد. به بیان دیگر، در بازار سرمایه ایران، با بهبود کیفیت سود، سرعت تعدیل قیمت سهام تغییر معناداری از خود نشان نمی‌دهد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کیفیت سود و تغییرات آن نمی‌تواند منجر به تغییر در سرعت واکنش سرمایه گذاران شود و یا به عبارتی بهتر تغییر در کیفیت سود توسط سرمایه گذاران بازار سرمایه ایران قابل درک نیست تا از طریق افزایش یا کاهش آن، سرعت تعدیل قیمت سهام نیز همگام با تغییر کیفیت سود تغییر کند. بنابراین می‌توان ادعا کرد که بازار سرمایه ایران توانایی تحلیل در مورد کاهش و یا افزایش کیفیت سود را ندارد. همچنین نتایج تحقیق بیانگر این می‌باشد که در بازار سرمایه ایران اختلاف معناداری 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 می‌باشد. 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 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.

در ضمن، رابطه مثبت و معناداری میان اندازه شرکت با سرعت تعدیل قیمت سهام هم در سطح اخبار خوب و هم در سطح اخبار بد وجود دارد. به نظر می‌رسد در بازار سرمایه ایران با توجه به این که شرکت‌های بزرگ بیش‌تر در معرض دید رسانه‌ها بوده، تحلیل‌گران زیادی را به سمت خود جلب می‌کنند و دارای یک محیط اطلاعاتی در دسترس می‌باشند، از شفافیت بیش‌تری برخوردار بوده و افشای اطلاعات آن‌ها در بازار سرمایه به راحتی انجام می‌شود 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 بصورت مستقیم از اندازه آن متأثر می‌شود. نوسان پذیری بازده سهام و قیمت سهام دارای رابطه معناداری با سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد می‌باشند. این موضوع حکایت از مؤثر بودن عوامل یاد شده بر سرعت تعدیل قیمت سهام در بورس ایران دارد. در واقع هر چه نوسان بازدهی شرکتی بیشتر باشد یعنی آن سهم دارای تلاطم بیش‌تری است و سرمایه‌گذاران بیشتر آن سهم را مورد معامله قرار می‌دهند و نتایج نیز نشان می‌دهد که نوسان یا تلاطم با تعدیل سرعت برای اخبار خوب دارای رابطه مثبت و بیانگر آن است که هر چه تلاطم بازدهی بیشتر باشد سرعت تعدیلات قیمت برای اخبار خوب نیز بالاتر خواهد بود. برای اخبار بد نیز دارای رابطه منفی است و نشان می‌دهد که هر چه نوسان بازدهی سهم بیشتر باشد سرعت تعدیل برای اخبار بد پایین است و نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران با تخفیف به اخبار بد می‌نگرند و واکنش کند تری از خود نشان می‌دهند.

۹. پیشنهادها

۹-۱. پیشنهادهای مبتنی بر نتایج تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق پیشنهادات زیر ارائه می‌شود:

۱. به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود بزرگ بودن اندازه شرکت را در سرمایه‌گذاری‌های خود لحاظ نمایند چرا که بر اساس نتایج تحقیق، اندازه بر فرآیند سرعت تعدیل قیمت سهام اثر مستقیمی داشته و در شرکت‌های بزرگ بالا ارزش سهام به ارزش ذاتی خود نزدیک‌تر می‌باشد.
۲. از آنجایی که در حال حاضر گزارش‌گری مالی به صورت فصلی ارائه می‌شود، 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 قیمت‌ها بعد از سه ماه تعدیل خواهند شد. در این راستا، پیشنهاد می‌شود ناظران و قانون‌گذاران بازار سرمایه با بررسی الزامات افشای حاکم بر بازار سرمایه، مکانیسمی برای اطلاع‌رسانی به موقع سرمایه‌گذاران از تغییرات با اهمیت با توجه به فن‌آوری 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 قابل فهم تر بوده و بصورت مؤثرتر و کارآمدتر در اختیار استفاده کنندگان قرار گیرد.

۲-۹. پیشنهاد برای تحقیقات آتی

- در پایان برای ادامه راه تحقیق و گسترش ادبیات این حوزه در ایران پیشنهادهایی برای تحقیقات آتی به شرح زیر ارائه می‌شود:
۱. مطالعه تطبیقی سرعت تعدیل قیمت سهام در ایران و سایر بورس‌های اوراق بهادار در حال توسعه با توجه به انتشار اطلاعات.
 ۲. بررسی اثر مالی رفتاری در سرعت تعدیل قیمت سهام.
 ۳. اندازه‌گیری سرعت تعدیل قیمت‌ها با اطلاعات جدید و بررسی تأثیر آن بر بازده سرمایه‌گذاران.
 ۴. بررسی رابطه سرعت انتقال اطلاعات مالی در قیمت‌ها با شرایط اقتصادی.
 ۵. استفاده از مدل‌های دیگر برای اندازه‌گیری کیفیت سود و تغییرات آن

۱۰. محدودیت‌های تحقیق

- عمده‌ترین محدودیت‌های تحقیق حاضر که احتمالاً می‌توانند تعمیم‌پذیری نتایج حاصل از تحقیق را تحت تأثیر قرار دهند عبارتند از:
- ۱- اثرات ناشی از تفاوت در روش‌های حسابداری در اندازه‌گیری و گزارش رویدادهای مالی ممکن است بر نتایج تأثیر بگذارد که تعدیلی از این بابت به دلیل دسترسی نداشتن به اطلاعات انجام شده است.
 - ۲- علاوه بر شرایط روانی و بازارسازی که در کشور ما (مثل سایر کشورها) وجود داشته و بر قیمت سهام و حجم معاملات تأثیر گذار است، وجود برخی شرایط نظیر حوادث غیرمترقبه و شرایط سیاسی که بر شرکت‌ها (در حالت خرد) و بر کشور (در حالت کلان) موثر هستند، در تحقیق حاضر در نظر گرفته نشده‌اند. لذا در تعمیم نتایج تحقیق باید احتیاط کرد.
 - ۳- وقفه‌های بیش از حد در بورس اوراق بهادار تهران زیاد است و این موضوع بر حجم معاملات و تعداد روزهای معاملاتی تأثیر می‌گذارد، بنابراین وقفه‌های معاملاتی می‌تواند

تئوری‌های ناشی از روابط بین متغیرها را مخدوش نماید.

یادداشت‌ها

- | | |
|-----------------------------|-------------------------------|
| 1. Zimmerman | 2. Adaptive Expectation |
| 3. Kean | 4. Koutmos |
| 5. Damodaran | 6. Chiang et al. |
| 7. Amihud | 8. Jennings & Starks |
| 9. Callen et al. | 10. Schneider & Epstein |
| 11. Hou and Moskowitz | 12. Lee et al. |
| 13. Dechow & Dichev | 14. Ball and Shivakumar |
| 15. Atiase | 16. Tick size |
| 17. Exponential Generalized | 18. Wilcoxon Signed-Rank Test |

منابع

الف. فارسی

علوی طبری، سیدحسین و موسوی، سیده سمیه. (۱۳۹۰). محتوی اطلاعاتی سودخالص و تعدیل قیمت سهام. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۱ (۱)، ۷-۱۹.

ثقفی، علی و کردستانی، علی. (۱۳۸۳). بررسی رابطه بین کیفیت سود و واکنش بازار به تغییرات سود نقدی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۱ (۳۷)، ۵۱-۷۲.

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

قائمی، محمدحسین، جمال لیوانی، علی و ده بزرگی، سجاد. (۱۳۸۷). کیفیت سود و بازده سهام شرکت‌ها. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۵۲)، ۷۱-۸۸.

ب. انگلیسی

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

Atiase, R. K. (1985). Predisclosure information, firm capitalization and security price behavior around earning announcement. *Journal of*

- Accounting Research*, 23(1), 21-36.
- Callen, J. L., Khan, M., & Lu, H. (2009). Accounting quality, stock price delay and future stock returns. *Contemporary Accounting Research*, 30(1), 269-295.
- 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). A simple measure of price adjustment coefficients. *Journal of Finance*, 48(1), 387-400.
- Hou, K., & Moskowitz, T. J. (2005). Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns. *Review of Financial Studies*, 18 (3), 981-1020.
- Jennings, R., & Starks, L. (1985). Information content and the speed of stock price adjustment. *Journal of Accounting Research*, 23(1), 336-350.
- Kean, M. S. (1983). Stock market efficiency: Theory, evidence and implications. New Delhi: Heritage. *The University of California*. Retrieved from <http://trove.nla.gov.au/version/45835482>.
- 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, C., Hsieh, T., & Cheng, Li. (2010). Financial reporting quality and speed of price adjustment. *International Research Journal of Finance and Economics*, 53, 134-143.
- Watts, R., & Zimmerman, J. (1986). *Positive accounting theory*. Edgewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.