

بررسی تأثیر اخبار خوب و بد بر درک سرمایه‌گذاران از میزان پایداری اقلام تعهدی

نادر نیکبخت^۱، عباس افلاطونی^{۲*}

چکیده

هدف این پژوهش بررسی تأثیر اخبار خوب و بد بر روی پایداری اجزاء سود و وزن‌دهی بازار بورس اوراق بهادار تهران به این اجزاء است. برای اندازه‌گیری اخبار بد و خوب از بازده سال آتی و برای اندازه‌گیری میزان وزن‌دهی غلط بازار از آزمون میشکین (۱۹۸۳) استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز از صورت‌های مالی ۲۱۶ شرکت (۲۱۱۷ سال - شرکت) در ۱۸ صنعت فعال بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های بین ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ استخراج گردیده است. به طور کلی نتایج پژوهش بیانگر آن است که در شرایط وجود اخبار بد ضریب پایداری بخش تعهدی سود به صورت معناداری کاهش می‌یابد، اما این کاهش در شرایط وجود اخبار خوب، معنادار نیست. به علاوه نتایج آزمون میشکین نشان می‌دهد که بازار در رابطه با پایداری اجزاء سود به شدت دچار عدم کارایی است و تمامی ضرایب پایداری اجزاء سود را در شرایط مختلف کمتر از حد وزن‌دهی می‌کند، با این حال، بازار اثر اخبار خوب و بد را به عنوان عاملی که باعث افزایش پایداری اجزاء سود می‌شود، لحاظ می‌کند و در این راه دچار بزرگ‌نمایی می‌شود. طبقه‌بندی موضوعی: G12, G14

واژه‌های کلیدی: پایداری سود، اقلام تعهدی، آزمون میشکین.

۱- دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه بوعلی سینا همدان

۲- استادیار گروه حسابداری و عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا همدان

تاریخ دریافت مقاله: ۹۳/۳/۱۰

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۳/۶/۱۲

* نویسنده مسئول: عباس افلاطونی

abbasaflatoni@gmail.com

۱. مقدمه

هدف اصلی گزارشگری مالی، کمک به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی (به ویژه سرمایه‌گذاران) در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی است و سنجش ارزش ذاتی شرکت، مبنای اصلی بیش‌تر تصمیم‌های اقتصادی سرمایه‌گذاران است. سود حسابداری یک درونداد مهم در مدل‌های سنجش ارزش ذاتی شرکت محسوب می‌شود. از آنجایی که سود حسابداری بر اساس مبنای تعهدی اندازه‌گیری و گزارش می‌گردد، بین سود حسابداری و جریان‌های نقدی عملیاتی گزارش شده در صورت گردش وجوه نقد، تفاوت به وجود می‌آید و سود حسابداری قابل تجزیه به دو بخش نقدی و تعهدی است. اتخاذ تصمیمات صحیح توسط سهامداران به میزان کیفیت اطلاعات در دسترس آنان بستگی دارد. یکی از مهم‌ترین معیارهای ارزیابی کیفیت سود که توان پیش‌بینی سود را نیز افزایش می‌دهد، پایداری آن است. پایداری سود به معنی تکرارپذیری سود جاری است. ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵) بیان می‌کنند که پایداری سود یک جنبه مهم از کیفیت سود حسابداری محسوب می‌شود. سود از اجزاء مختلفی تشکیل می‌شود که میزان پایداری هر یک از این اجزاء متفاوت است.

پژوهش‌های زیادی در رابطه با پایداری اجزاء سود انجام شده که نشان می‌دهد پایداری جریان‌ات نقدی سود نسبت به ارقام تعهدی آن بیش‌تر است و سرمایه‌گذاران نمی‌توانند به درستی میزان پایداری اجزاء سود را درک کنند. از جمله اسلوان (۱۹۹۶) نشان داد که برای پیش‌بینی سودهای آتی، ارقام تعهدی نسبت به سود نقدی، پایداری کم‌تری دارد. او شواهدی ارائه کرد که سرمایه‌گذاران پایداری ارقام تعهدی را بیش از حد تخمین می‌زنند و در نتیجه سهامی را که ارقام تعهدی بیش‌تری دارند، با خطای بیش‌تری قیمت‌گذاری می‌کنند. با توجه به نتایج پژوهش ژی (۲۰۰۱) می‌توان انتظار داشت، رویدادهایی که باعث ایجاد ارقام تعهدی غیرعادی می‌شود، پایداری سود را نیز کاهش دهند. حداقل دو عامل "محافظه‌کاری" و "مدیریت سود" را می‌توان در به وجود آمدن ارقام تعهدی غیرعادی مؤثر دانست. در شرایط وجود اخبار بد اثر این دو عامل بیش‌تر می‌شود و می‌توان گفت که اخبار بد، باعث کاهش پایداری ارقام تعهدی می‌شوند.

جیانگ (۲۰۰۷) عنوان می‌کند که در محاسبه سود بر مبنای تعهدی دو عامل محافظه‌کاری و مدیریت سود دخیل هستند و در شرایط وجود اخبار بد، تأثیر این دو عامل بیش‌تر می‌شود و باعث ایجاد ارقام تعهدی اضافی می‌گردد. وی عقیده دارد که اخبار بد با ایجاد ارقام تعهدی اضافی، باعث کاهش پایداری جزء تعهدی سود می‌شود. از این رو در این پژوهش به دنبال بررسی تأثیر عملکرد قیمت سهام بر پایداری اجزاء سود است و انتظار می‌رود که عملکرد ضعیف سهام و یا به عبارت دیگر اخبار بد در رابطه با بازده سهام، پایداری جزء تعهدی سود را کاهش دهد. در این

پژوهش بر روی دو سؤال تمرکز شده است. اول، تحت چه شرایطی سود تعهدی برای پیش‌بینی سودهای آتی، پایداری کمتری دارد؟ دوم، آیا رابطه مستقیمی بین سطوح متفاوت پایداری اجزاء سود و میزان وزن‌دهی غلط بازار به این اجزاء وجود دارد؛ و یا به عبارت دیگر، آیا شرایطی که باعث کاهش یا افزایش پایداری اجزاء سود می‌شود، میزان وزن‌دهی غلط بازار را نیز تغییر می‌دهد؟ در ادامه این پژوهش به ترتیب؛ ادبیات و پیشینه پژوهش، روش‌شناسی پژوهش، نتایج تحلیل آماری، نتیجه‌گیری و پیشنهادات عنوان خواهد شد.

۲. ادبیات و پیشینه پژوهش

پژوهش‌های زیادی در رابطه با وزن‌دهی بازار به اجزاء سود، صورت گرفته است و نتایج اغلب این پژوهش‌ها بیانگر آن است که بازار سرمایه توانایی لازم را برای درک میزان اهمیت اجزاء سود ندارد. برای مثال، هند (۱۹۹۰)، اسلوان (۱۹۹۶)، توح و ونگ (۲۰۰۲)، دسای و همکاران (۲۰۰۴) نشان می‌دهند، سرمایه‌گذاران به پایداری اجزای نقدی وزن کم‌تر و به پایداری اجزای تعهدی سود جاری وزن بیش‌تری می‌دهند و در نتیجه سهامداران به قسمت تعهدی سود وزن بیش‌تری می‌دهند. به علاوه، در رابطه با پایداری اجزاء مختلف سود و همچنین درک بازار از میزان آن، پژوهش‌های زیادی صورت گرفته است، اما مهم‌ترین پژوهشی که در این رابطه انجام شده و مبنای سایر پژوهش‌ها قرار گرفته است، پژوهش اسلوان (۱۹۹۶) است.

اسلوان (۱۹۹۶) سود حسابداری را به دو جزء نقدی و تعهدی تقسیم کرد و نشان داد که اقلام تعهدی نسبت به سود نقدی برای پیش‌بینی سودهای آتی، پایداری کم‌تری دارند و شواهدی ارائه کرد که نشان می‌داد سرمایه‌گذاران توانایی درک سطوح متفاوت پایداری اجزاء سود را نداشته و دچار وزن‌دهی غلط می‌شوند. در ادامه، پژوهشگران توانستند نتایج اسلوان را در دوره‌های زمانی متفاوت و با تعاریف مختلف از اقلام تعهدی، تکرار کنند. به علاوه، آنان سود را به اجزاء کوچک‌تری تفکیک کرده و تلاش نمودند تا علت ایجاد اقلام تعهدی غیرعادی را توضیح دهند. برای مثال، ژی (۲۰۰۱) دریافت، اقلام تعهدی غیرعادی نسبت به اقلام تعهدی عادی ثبات کم‌تری دارند و اینکه اقلام تعهدی عادی هم نسبت به جریان‌های نقد عملیاتی ثبات کم‌تری دارند. همچنین وی بیان می‌کند که پایداری اقلام تعهدی اختیاری، کم‌تر از اقلام تعهدی غیراختیاری است و اجزای غیرعادی اقلام تعهدی کم‌تر از اجزای عادی اقلام تعهدی پایداری دارند.

ابرنبل و لهوی (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که، عملکرد سهام به مدیران انگیزه زیادی برای مدیریت سود می‌دهد. آنان اعتقاد دارند زمانی که در یک سال اخبار بد وجود دارد و شرکت

نمی‌تواند به سود مورد انتظار دست یابد، برخی مدیران از استراتژی "حمام بزرگ"^۱ به منظور "پاک کردن عرشه"^۲ برای سال‌های آتی استفاده می‌کنند. اصطلاح حمام بزرگ، یعنی انعکاس مقادیر زیادی از ارقام تعهدی کاهنده سود در سود سال جاری. حمام بزرگ هم مانند محافظه‌کاری در حسابداری، باعث می‌شود رویدادهای مرتبط با اخبار بد زودتر و کامل‌تر در سود جاری آورده شود. به دلیل اینکه مدیریت جریان نقد با محدودیت زیادی رو به رو است، مدیران برای رسیدن به اهداف مدیریت سود باید بر روی ارقام تعهدی سود تمرکز کنند.

دی‌سای و همکاران (۲۰۰۴) به بررسی پایداری اجزای سود پرداختند و نشان دادند که پایداری بخش نقدی سود بیش‌تر از بخش تعهدی است. پینکاس (۲۰۰۷) در این رابطه به نتایج مشابهی دست یافت. پژوهش‌های بسیاری حاکی از پیشرو بودن بازده سهام نسبت به سود حسابداری است. دوپاچ و همکاران (۲۰۰۵) تفاوت پایداری ارقام تعهدی را بین شرکت‌های سودده و زیان‌ده مطالعه کردند، آنان دریافتند پایداری سودهای تعهدی شرکت‌های سودده نسبت به شرکت‌های زیان‌ده بیش‌تر است و سودهای تعهدی شرکت‌های سودده بیش از حد و شرکت‌های زیان‌ده کمتر از حد ارزش‌گذاری می‌شوند، اگرچه تفاوت‌ها معنی‌دار نیستند. بر اساس یافته‌های دوپاچ و همکاران (۲۰۰۵) بخش تعهدی سود، پایداری کم‌تری نسبت به بخش نقدی آن دارد. به نظر آنان علت این‌که بخش تعهدی سود، ثبات کم‌تری دارد این است که مدیریت سود بیش‌تر از طریق ارقام تعهدی صورت می‌گیرد.

جیانگ (۲۰۰۷) رابطه بین عملکرد سهام و پایداری ارقام تعهدی را بررسی کرد. او دریافت در سال‌هایی که عملکرد سهام ضعیف است، ارقام تعهدی برای پیش‌بینی سودهای آتی پایداری کم‌تری دارند و در این حالت وزن‌دهی غلط بازار افزایش می‌یابد. وی دو عامل را به عنوان دلایل تأثیرگذار بودن عملکرد سهام (و مخصوصاً اخبار بد) بر روی پایداری جزء تعهدی سود مؤثر می‌داند؛ اول، اصول عمومی پذیرفته شده حسابداری (GAAP)، که به طور ذاتی محافظه‌کارانه هستند. برای انجام عملیات حسابداری همراه با محافظه‌کاری، باید در دوره جاری اخبار بد را زودتر و کامل‌تر نسبت به اخبار خوب شناسایی کرد. رویدادی که به عنوان خبر بد محسوب شود، طبق الزامات GAAP کاملاً به حساب گرفته می‌شود و سود حسابداری جاری، نه تنها شامل ارقام تعهدی مرتبط با جریان وجه نقد جاری است بلکه حتی بخشی از ارقام تعهدی مرتبط با جریان وجه نقد آتی را نیز در برمی‌گیرد. در نتیجه با این کار نتایج رویدادهای آتی به دوره جاری آورده می‌شود. به هر حال، محافظه‌کاری در مورد اخبار خوب کاربرد ندارد.

1. Big Bath
2. Clear The Deck

دچو و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند، تمرکز سرمایه‌گذاران بر سود منجر به درک نادرست آنان از سطح پایداری بخش نقدی سود می‌شود. به عبارتی دیگر، درک نادرست سرمایه‌گذاران در خصوص وجه نقدی که در شرکت (به منظور انجام سرمایه‌گذاری با نرخ بازده بالا) نگهداری شده است، باعث می‌شود که پایداری کم‌تری برای سود منظور شود و این تصور منجر به کاهش قیمت سهام خواهد شد. با این حال، پرداخت سود نقدی به سهامداران باعث ایجاد تصور پایداری بیش‌تر سود می‌شود. هاو (۲۰۰۹) به این نتیجه رسید که وزن دهی غلط بازار به اقلام تعهدی در مورد شرکت‌هایی که چرخه عملیاتی بزرگ‌تری دارند، بیش‌تر است و سرمایه‌گذاران در زمانی که سودهای شرکت‌های مختلف از نظر کیفیت متفاوت است، بدون در نظر گرفتن فاکتور پایداری سود، تنها بر روی عدد سود تأکید می‌کنند و در نتیجه بازار دچار قیمت‌گذاری نادرست می‌شود. پروتی و ویگن‌هافر (۲۰۱۱) رابطه بین ویژگی‌های کیفی سود و بازده اضافی را بررسی کردند. آنان استدلال کردند که ویژگی‌های کیفی سود از طریق تأثیر بر هزینه سرمایه، بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد. سدیدی و همکاران (۲۰۱۱) دریافتند واحدهای اقتصادی که از روش‌های محافظه‌کارانه استفاده می‌کنند، قدرت تغییر کیفیت سود را از طریق ایجاد بعضی تغییرات در دارایی‌های عملیاتی دارند.

کردستانی و رودنشین (۱۳۸۵) دریافتند که اجزای نقدی سود حسابداری توان پیش‌بینی و قدرت توضیحی ارزش بازار را دارند، ولی سه جزء تعهدی سود حسابداری یعنی تغییرات حساب‌های دریافتنی، تغییرات موجودی کالا و تغییرات حساب‌های پرداختنی، توان پیش‌بینی و توضیح ارزش بازار شرکت را ندارند. از این رو اجزای نقدی سود حسابداری به ارزش بازار شرکت مربوط است و نسبت به اجزای تعهدی از سودمندی اطلاعاتی بیش‌تری برخوردار است. میری‌پور (۱۳۸۸) دریافت که وجه نقد باقیمانده در شرکت از پایداری کم‌تری نسبت به خالص وجوه پرداختی به تأمین‌کنندگان سرمایه برخوردار است همچنین، وی نشان داد که سرمایه‌گذاران قادر به پیش‌بینی سطح پایداری هر یک از اجزای سود نیستند.

همچنین، قائمی و همکاران (۱۳۸۹) به این نتیجه رسیدند که پایداری سود در شرکت‌هایی که سود محافظه‌کارانه‌تری گزارش می‌کنند، کم‌تر است. حقیقت و ایرانشاهی (۱۳۸۹) به این نتیجه رسیدند که در بازار سرمایه تهران، واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به اقلام تعهدی وجود دارد، ولی پایداری اقلام تعهدی عامل گمراهی سرمایه‌گذاران نیست. خدای‌پور و مالکی‌نیا (۱۳۹۱) رابطه بین میزان محافظه‌کاری و احتمال اخبار منفی آینده را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. یافته‌های آنان نشان داد که رابطه منفی و معنادار بین محافظه‌کاری احتمال اخبار منفی آینده وجود دارد.

۳. فرضیه‌های پژوهش

در این پژوهش، نمونه متشکل از سال-شرکت‌ها به سه گروه تقسیم شده است: (۱) گروه اخبار خوب، زمانی که سهام در یک سال مالی عملکرد خوبی دارد؛ (۲) گروه اخبار بد، زمانی که سهام عملکرد ضعیفی دارد؛ و (۳) گروه اخبار خنثی، زمانی که قیمت سهام تغییر زیادی نمی‌کند. سپس برای آزمون اینکه آیا ارقام تعهدی در گروه اخبار بد نسبت به گروه اخبار خنثی، پایداری کمتری دارد؟ و آیا چنین تفاوتی در پایداری (در صورت وجود) باعث سطوح متفاوتی از وزن‌دهی غلط می‌شود؟ از گروه اخبار خنثی به عنوان گروه گواه، استفاده شده است. همچنین تفاوت بین گروه اخبار خوب و خنثی نیز بررسی شده است. به هر حال، انتظار می‌رود تفاوت بین گروه اخبار خوب و خنثی نسبت به گروه اخبار بد و خنثی، کوچک‌تر باشد. با توجه به این موارد، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر مطرح شده است.

فرضیه اول: در حالت وجود اخبار بد، ارقام تعهدی پایداری کمتری نسبت به حالت وجود اخبار خنثی دارند.

فرضیه دوم: در حالت وجود اخبار خوب، ارقام تعهدی پایداری کمتری نسبت به حالت وجود اخبار خنثی دارند.

فرضیه سوم: بازار نمی‌تواند به صورتی صحیح، اثر اخبار بد را بر روی میزان پایداری ارقام تعهدی بسنجد.

فرضیه چهارم: بازار نمی‌تواند به صورتی صحیح، اثر اخبار خوب را بر روی میزان پایداری ارقام تعهدی بسنجد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴.۱. جامعه آماری و نمونه پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۱ تا پایان سال ۱۳۹۲ (۴۵۷ شرکت، ۴۸۲۳ سال-شرکت) است. برای تعیین جامعه آماری در دسترس، ابتدا شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ یا ۳۰ اسفند ماه نیست (۱۳۶ شرکت، ۱۶۳۲ سال-شرکت) حذف شده‌اند و سپس بانک‌ها و مؤسسات مالی و شرکت‌های سرمایه‌گذاری مالی (به دلیل ماهیت متفاوت فعالیت آن‌ها از دیگر واحدهای تجاری) شامل ۴۱ شرکت، ۴۹۲ سال-شرکت حذف شده‌اند. در پایان، نیز برای کاهش اثر مشاهدات پرت، صدک ۱ و صدک ۹۹ تمام داده‌ها (۳۳ شرکت، ۳۹۶ سال-شرکت) حذف شده است.

محدودیت‌های مزبور، منجر به شناسایی ۲۱۶ شرکت (۲۱۱۷ سال - شرکت) در ۱۸ صنعت فعال بورس اوراق بهادار تهران شده است که به عنوان جامعه آماری در دسترس برای تجزیه و تحلیل مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

۲.۴. مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش، مدل (۱) با استفاده از رویکرد داده‌های ترکیبی^۱ برآورد شده است:

$$EARN_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 ID_t + b_0 CASH_t + b_1 CASH_t * ID_t + c_0 ACCR_t + c_1 ACCR_t * ID_t + e_{t+1} \quad (1)$$

همچنین، به منظور آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم، سیستم معادلات همزمان زیر برآورد شده و با استفاده از آزمون میشکین^۲ (۱۹۸۳)، معناداری اختلاف بین ضرایب معادله اول و دوم مورد بررسی قرار گرفته است:

$$EARN_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 ID_t + b_0 CASH_t + b_1 CASH_t * ID_t + c_0 ACCR_t + c_1 ACCR_t * ID_t + e_{t+1} \quad (2)$$

$$ABRET_{t+1} = \alpha + \beta * \left[\begin{array}{l} EARN_{t+1} - \alpha_0 - \alpha_1 ID_t - b_0 CASH_t - b_1 CASH_t * ID_t \\ - c_0 ACCR_t + c_1 ACCR_t * ID_t \end{array} \right] + \varepsilon_{t+1}$$

در مدل‌های (۱) و (۲)، $EARN_{t+1}$ سود خالص سال $t+1$ ، $ACCR_t$ مجموع ارقام تعهدی در سال t ، $CASH_t$ مجموع وجه نقد حاصل از عملیات در سال t ، $ABRET_{t+1}$ بازده ۱۲ ماهه تعدیل شده با اندازه شرکت و ID_t یک متغیر موهومی است که برای سال - شرکت‌های با اخبار خوب یا اخبار بد عدد یک، و برای سال - شرکت‌های با اخبار خنثی عدد صفر خواهد داشت. در مدل (۲)، بالانویس e نشان دهنده پیش‌بینی بازار است.

الف) اندازه‌گیری اخبار بد و خوب: مطابق با پژوهش‌های پیشین (نظیر باسو، ۱۹۹۷؛ پوپ و والکر، ۱۹۹۹)، بازده سالانه سهام در یک دوره مالی به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری اخبار مرتبط با بازده در آن دوره مالی در نظر گرفته شده است. جهت محاسبه بازده سالانه هر سهم از مدل زیر استفاده می‌شود:

1. Panel data
2. Mishkin

$$FRET_t = \left[\prod_{i=1}^{12} (1 + RET(i)) \right] - 1 \quad (۳)$$

که در آن، $FRET_t$ بازده در سال t و $RET(i)$ بازده در ماه i است. در این مدل برای محاسبه بازده سالانه سال-شرکت‌های مختلف، از بازده‌های ماهیانه استفاده شده است، در اینجا دوره مالی مورد بررسی از ابتدای سال مالی شروع می‌شود و در هر سال متغیر $FRET(t)$ از حاصلضرب بازده ماه‌های فروردین تا اسفند که با عدد ۱ نیز جمع شده‌اند، به دست می‌آید. علت اینکه از بازده سهام برای اندازه‌گیری اخبار استفاده می‌شود آن است که، بازده منعکس کننده اثرات اقتصادی رویدادهای مربوطی است که درون شرکت یا کل بازار در یک سال مالی روی می‌دهند. اخباری که بر روی بازده منعکس می‌شوند، بر سود نیز تأثیر خواهند گذاشت. بسیاری از پژوهشگران اعتقاد دارند؛ بازده سهام سود حسابداری را رهبری می‌کند (از جمله بیور و همکاران، ۱۹۸۰) استدلال آنان چنین است؛ رویدادهایی که دارای محتوای اطلاعاتی هستند (مانند اطلاعات مرتبط با بازده) نسبت به سایر رویدادهایی که از سیستم‌های گزارشگری مالی (نظیر سود حسابداری) دریافت می‌شوند، سریعتر بر روی قیمت سهام تأثیر می‌گذارند. پس از محاسبه متغیر $FRET_t$ ، مجموع سال-شرکت‌های موجود در نمونه به صورت سری-زمانی بر اساس این متغیر به ترتیب بیش‌ترین مقدار تا کم‌ترین مقدار مرتب می‌شود، ۲۰٪ بازده‌هایی که در بالا قرار می‌گیرند، در گروه اخبار خوب و ۲۰٪ آن‌هایی که در پایین واقع می‌شوند، در گروه اخبار بد و سایر مشاهدات به عنوان گروه اخبار خنثی در نظر می‌شود.

(ب) محاسبه بازده غیرعادی: برای سنجش بازده غیرعادی سهام، بازده تعدیل شده نسبت به اندازه شرکت در یک دوره ۱۲ ماهه که از شروع ماه پنجم بعد از پایان سال مالی تا پایان ماه چهارم سال بعد ادامه می‌یابد، محاسبه می‌گردد. این وقفه چهار ماهه به این دلیل است که مطمئن شویم بازار محتوای اطلاعاتی گزارشات مالی را دریافت می‌کند (جیانگ، ۲۰۰۷).

$$ABERT_{t+1} = \prod_{i=1}^{12} (1 + RET(i)) - \prod_{i=1}^{12} (1 + SIZRET(i)) \quad (۴)$$

که در آن، $ABERT_{t+1}$ بازده ۱۲ ماهه تعدیل شده نسبت به اندازه شرکت در سال $t+1$ ، که از ۴ ماه بعد از پایان سال مالی شروع می‌شود. $RET(i)$ بازده در ماه i و $SIZRET(i)$ بازده ماهانه i است که با اندازه شرکت تعدیل می‌شود. برای سنجش $SIZRET(i)$ برای هر ماه، بازده ماهانه شرکت‌های مختلف بر اساس ارزش بازار پایان دوره به ده طبقه تقسیم می‌شود، سپس از طریق کسر کردن بازده ماهانه شرکت از میانگین بازده هر دهک، $SIZRET(i)$ محاسبه می‌گردد.

۵. یافته‌های پژوهش

۱.۵. آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی پژوهش شامل میانگین، میانه، حداکثر، حداقل و انحراف معیار متغیرهای پژوهش در جدول ۱ ارائه شده‌اند.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
سود خالص	۰/۱۳۱	۰/۱۰۷	۰/۹۸۱	-۰/۴۶۷	۰/۱۶۱
جریان وجه نقد عملیاتی	۰/۰۲۹	۰/۰۲۸	۰/۵۶۹	-۰/۵۳۶	۰/۱۳۶
اقلام تعهدی	۰/۱۰۲	۰/۱۰۹	۱/۱۲۱	-۰/۷۷۳	۰/۱۸۵
بازده غیرعادی	۰/۱۳۱	۰/۱۴۳	۵/۴۹۶	-۰/۳۸۱	۰/۴۶۳

مقادیر مذکور بر اساس دارایی‌های ابتدای دوره همگن شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که میانگین (میانه) سودخالص ۰/۱۳۱ (۰/۱۰۷)، جریان وجه نقد عملیاتی ۰/۰۲۹ (۰/۰۲۸)، اقلام تعهدی ۰/۱۰۲ (۰/۱۰۹) و بازده غیرعادی سهام ۰/۱۳۱ (۰/۱۴۳) است. سایر آماره‌های توصیفی نیز در جدول ۱ گزارش شده‌اند.

۲.۵. آزمون فرضیه اول پژوهش

برای آزمون فرضیه اول پژوهش، مدل (۱) در حالت وجود اخبار بد برآورد شده و نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است. عدم معناداری آماره چاو^۱ (۰/۲۳) نشان می‌دهد که مدل ذکر شده با استفاده از الگوی داده‌های تلفیقی^۲ برآورد شده است. برای آزمون فرضیه اول، ضریب حاصلضرب اقلام تعهدی در متغیر موهومی، تعیین کننده است. با توجه به اینکه این ضریب (۰/۱۳-) در سطح ۱٪ منفی و معنادار است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که وجود اخبار بد باعث کاهش ضریب اقلام تعهدی ($C0 + C1$) و یا به عبارت دیگر موجب کاهش پایداری این اقلام می‌شود.

از اینرو می‌توان گفت که نتایج مدل (۱) در حالت وجود اخبار بد نشان می‌دهد که در سطح ۱٪ دلایل کافی برای رد فرضیه اول وجود ندارد و فرضیه مذکور تأیید می‌گردد. در این مدل، متغیرهای مستقل در حدود ۶۵٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. معناداری آماره فیشر

1. Chow

2. Pooled data

(۵۹۲/۴۴) در سطح ۱٪ نیز بیان‌کننده آن است که مدل (۱) در حالت وجود اخبار بد، در کل معنادار است.

جدول ۲: نتایج برآورد مدل (۱) در حالت وجود اخبار بد

متغیر	ضریب	آماره تی استیودنت
وجه نقد عملیاتی	۰/۸۵*	۳۹/۲۲
وجه نقد عملیاتی در متغیر موهومی	-۰/۰۹**	-۲/۲۱
اقلام تعهدی	۰/۶۹*	۳۳/۲۶
اقلام تعهدی در متغیر موهومی	-۰/۱۳*	-۳/۲۵
ضریب تعیین تعدیل شده	۶۵٪	
آماره فیشر	۵۹۲/۴۴*	
آماره چاو	۰/۲۳	

* و ** به ترتیب معناداری در سطح ۱٪ و ۵٪
مدل برآورد شده در این جدول عبارت است از:

$$EARN_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 ID_t + b_0 CASH_t + b_1 CASH_t^* ID_t + c_0 ACCR_t + c_1 ACCR_t^* ID_t + e_{t+1}$$

۳.۵. آزمون فرضیه دوم پژوهش

برای آزمون فرضیه دوم نیز از برآورد مدل (۱) در حالت وجود اخبار خوب استفاده شده و نتایج در جدول ۳ ارائه شده‌اند.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل (۱) در حالت وجود اخبار خوب

متغیر	ضریب	آماره تی استیودنت
وجه نقد عملیاتی	۰/۶۳*	۳۶/۶۸
وجه نقد عملیاتی در متغیر موهومی	-۰/۰۲	-۰/۱۱
اقلام تعهدی	۰/۵۸*	۴/۳۹
اقلام تعهدی در متغیر موهومی	-۰/۰۵	-۰/۱۴
ضریب تعیین تعدیل شده	۷۴٪	
آماره فیشر	۵۹۱/۲۲*	
آماره چاو	۰/۵۱	

* و ** به ترتیب معناداری در سطح ۱٪ و ۵٪
مدل برآورد شده در این جدول عبارت است از:

$$EARN_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 ID_t + b_0 CASH_t + b_1 CASH_t^* ID_t + c_0 ACCR_t + c_1 ACCR_t^* ID_t + e_{t+1}$$

در این حالت نیز، عدم معناداری آماره چاو (۰/۵۱) نشان می‌دهد که مدل باید با الگوی داده‌های تلفیقی برآورد گردد. در این حالت نیز ضریب حاصلضرب اقلام تعهدی در متغیر موهومی تعیین کننده است. این ضریب در حالت وجود اخبار خوب (۰/۰۵-) منفی است ولی معنادار نیست. بنابراین فرضیه دوم رد می‌شود و می‌توان گفت که وجود اخبار خوب تأثیر معناداری بر روی پایداری اقلام تعهدی ندارد. در این مدل، متغیرهای مستقل در حدود ۷۴٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. و معناداری آماره فیشر (۵۹۱/۲۲) در سطح ۱٪ حاکی از معناداری کلی مدل (۱) در حالت وجود اخبار خوب است.

۴.۵. آزمون فرضیه سوم پژوهش

برای آزمون فرضیه سوم، سیستم معادلات همزمان (۲) در حالت وجود اخبار بد، برآورد شده و سپس آزمون میشکین (۱۹۸۳) استفاده گردیده و نتایج در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد سیستم معادلات همزمان (۲) برای گروه اخبار بد

نماد	ضریب	آزمون	آماره نسبت راستنمایی	سطح معناداری
b_0	۰/۷۹	$b_0 = b_0^e$	۱۴۵/۸۱	<۰/۰۱
b_0^e	۰/۰۳	$b_1 = b_1^e$	۳۳/۲۶	<۰/۰۱
b_1	-۰/۰۷	$c_0 = c_0^e$	۴۴۹/۳۱	<۰/۰۱
b_1^e	۰/۱۱	$c_1 = c_1^e$	۱۰۱/۲۱	<۰/۰۱
c_0	۰/۷۱	$b_1 = b_1^e, c_1 = c_1^e$	۲۱۳/۷۳	<۰/۰۱
c_0^e	۰/۱۸	$b_0 = b_0^e, b_1 = b_1^e$	۱۵۶/۳۵	<۰/۰۱
c_1	-۰/۰۶	$c_0 = c_0^e, c_1 = c_1^e$	۴۸۲/۳۳	<۰/۰۱
c_1^e	۰/۳۱	$b_1 = b_1^e, c_1 = c_1^e, c_0 = c_0^e, c_1 = c_1^e$	۷۹۵/۶۴	<۰/۰۱
β	۰/۴۳			

$$EARN_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 ID_t + b_0 CASH_t + b_1 CASH_t^* ID_t + c_0 ACCR_t + c_1 ACCR_t^* ID_t + e_{t+1}$$

$$ABRET_{t+1} = \alpha + \beta^* (EARN_{t+1} - \alpha_0 - \alpha_1 ID_t - b_0^e CASH_t - b_1^e CASH_t^* ID_t - c_0^e ACCR_t - c_1^e ACCR_t^* ID_t)$$

در این جدول ID_t یک متغیر موهومی است که برای گروه اخبار بد برابر با یک و برای اخبار خنثی برابر با صفر می‌باشد.

نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که ضریب پایداری واقعی اقلام تعهدی در گروه اخبار خنثی (C_0) ۰/۷۱ است، در حالی که بازار (C_0^E) این ضریب را ۰/۱۸ برآورد می‌کند. این بدان معنا است که بازار ضریب پایداری اقلام تعهدی را حدود ۷۵ درصد کمتر از میزان واقعی آن تخمین می‌زند. آماره نسبت راستنمایی برای مقایسه تفاوت پایداری ضریب اقلام تعهدی واقعی و برآوردی در گروه اخبار خنثی ($C_0 = C_0^E$) برابر ۴۴۹/۳۱ و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بازار به صورت معناداری پایداری اقلام تعهدی گروه اخبار خنثی را کمتر از حد تخمین می‌زند و کارایی بازار در وزن‌دهی صحیح به اقلام تعهدی در گروه خنثی رد می‌شود. تفاوت بین ضریب پایداری اقلام تعهدی گروه اخبار بد و گروه اخبار خنثی (C_1) -۰/۰۶ است، اما بازار (C_1^E) این اختلاف را ۰/۳۱ برآورد می‌کند. آماره نسبت راستنمایی برای بررسی کارایی وزن‌دهی بازار نسبت به این اختلاف ($C_1 = C_1^E$) برابر ۱۰۱/۲۱ است که در سطح یک درصد معنادار است. این موضوع نشان می‌دهد که بازار تفاوت پایداری اقلام تعهدی بین گروه اخبار بد و خنثی را بیش از حد تخمین می‌زند و فرضیه سوم رد نمی‌گردد.

در مجموع، بازار عامل پایداری اقلام تعهدی را برای گروه اخبار بد به میزان ۲۵٪ کمتر از حد تخمین می‌زند. در حالیکه ضریب واقعی اقلام تعهدی ($C_0 + C_1$) ۰/۶۵ است، وزنی که بازار به این ضریب می‌دهد، ۰/۴۹ است. آماره نسبت راستنمایی که برای مقایسه پایداری واقعی اقلام تعهدی و پایداری برآوردی ($C_0 = C_0^E, C_1 = C_1^E$) در شرایط وجود اخبار بد به کار می‌رود (۴۸۲/۳۳) در سطح یک درصد معنادار است. با توجه به معنادار بودن آماره نسبت راستنمایی، می‌توان گفت که در حالت وجود اخبار بد بازار توانایی لازم در درک میزان پایداری اجزاء سود را ندارد و بازار اخبار بد را به عنوان عاملی برای افزایش پایداری اقلام تعهدی، لحاظ می‌کند. در نتیجه، بازار تأثیر اخبار بد را بر روی پایداری اقلام تعهدی به صورت نادرست برآورد می‌زند.

۵-۵-آزمون فرضیه چهارم پژوهش

در جدول ۵ نتایج آزمون میشکین (۱۹۸۳) برای مقایسه اخبار خوب با اخبار خنثی نیز گزارش شده است که از آن برای آزمون فرضیه چهارم استفاده شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد سیستم معادلات همزمان (۲) برای گروه اخبار خوب

نماد	ضریب	آزمون	آماره نسبت راستنمایی	سطح معناداری
b_0	۰/۷۳	$b_0 = b_0^e$	۱۳۹/۱۲	<۰/۰۱
b_0^e	-۰/۱۶	$b_1 = b_1^e$	۹۱/۶۹	<۰/۰۱
b_1	-۰/۰۸	$c_0 = c_0^e$	۴۶۵/۰۱	<۰/۰۱
b_1^e	-۰/۶۱	$c_1 = c_1^e$	۲۶۸/۹۱	<۰/۰۱
c_0	۰/۶۸	$b_1 = b_1^e, c_1 = c_1^e$	۴۲۳/۷۸	<۰/۰۱
c_0^e	-۰/۲۳	$b_0 = b_0^e, b_1 = b_1^e$	۱۵۶/۷۱	<۰/۰۱
c_1	۰/۰۹	$c_0 = c_0^e, c_1 = c_1^e$	۴۷۴/۰۹	<۰/۰۱
c_1^e	۰/۴۴	$b_1 = b_1^e, c_1 = c_1^e$ $c_0 = c_0^e, c_1 = c_1^e$	۷۹۸/۰۴	<۰/۰۱
β	۰/۴۶			

$EARN_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 ID_t + b_0 CASH_t + b_1 CASH_t^* ID_t + c_0 ACCR_t + c_1 ACCR_t^* ID_t + e_{t+1}$
 $ABRET_{t+1} = \alpha + \beta^* (EARN_{t+1} - \alpha_0 - \alpha_1 ID_t - b_0^e CASH_t - b_1^e CASH_t^* ID_t - c_0^e ACCR_t - c_1^e ACCR_t^* ID_t)$
 در این جدول ID_t یک متغیر موهومی است که برای گروه اخبار بد برابر با یک و برای اخبار خنثی برابر با صفر می‌باشد.

نتایج نشان می‌دهد که بازار، ضریب پایداری اقلام تعهدی (۰/۲۳) را در گروه اخبار خنثی ۶۶ درصد کمتر از میزان واقعی آن (۰/۶۸) تخمین می‌زند و این اختلاف در سطح یک درصد معنادار است. تفاوت بین ضریب پایداری واقعی اقلام تعهدی بین گروه اخبار خوب و گروه اخبار خنثی (C_1) ۰/۰۵ است، اما بازار این اختلاف (C_1^e) را ۰/۳۲ برآورد می‌کند و با توجه به معنادار بودن تفاوت بین این دو عدد، فرضیه چهارم تأیید می‌گردد.

۶- نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که پایداری جزء تعهدی سود نسبت به جزء نقدی آن کم‌تر است. در ضمن، عملکرد قیمت سهام یک عامل تأثیرگذار بر روی پایداری سود محسوب می‌شود. به علاوه نتایج نشان می‌دهد که در شرایط وجود اخبار بد ضریب پایداری جزء تعهدی سود به صورت معناداری کاهش می‌یابد، البته در حالت وجود اخبار خوب نیز ضریب پایداری جزء تعهدی کاهش می‌یابد اما این کاهش معنادار نیست.

نتایج آزمون میشکین (۱۹۸۳) نیز بیانگر آن است که بازار در رابطه با پایداری اجزاء سود به شدت دچار عدم کارایی است و در واقع بازار تمامی ضرایب پایداری اجزاء سود را در شرایط خوب، بد و خنثی، کمتر از حد وزن‌دهی می‌کند و عدم کارایی بازار در این زمینه معنادار است. اما عکس‌العمل بازار نسبت به اثرات اخبار بد و خوب بر روی پایداری اجزاء سود متفاوت است، بدین معنی که بازار وجود اخبار خوب و بد را به عنوان عاملی که باعث افزایش پایداری اجزاء سود می‌شود، در نظر می‌گیرد و در این برآورد دچار بزرگ‌نمایی می‌شود. در جدول ۶ خلاصه‌ای از نتایج آزمون میشکین ارائه شده است.

جدول ۶: خلاصه نتایج آزمون میشکین (۱۹۸۳)

گروه اخبار خوب در مقابل اخبار خنثی		گروه اخبار بد در مقابل اخبار خنثی	
وزن‌دهی بازار	اجزاء سود	وزن‌دهی بازار	اجزاء سود
کم‌تر از حد	جریانان نقدی گروه اخبار خنثی	کم‌تر از حد	جریانان نقدی گروه اخبار خنثی
بیش از حد	اثر اخبار خوب بر روی جریانان نقدی	بیش از حد	اثر اخبار بد بر روی جریانان نقدی
کم‌تر از حد	جریانان نقدی گروه اخبار خوب	کم‌تر از حد	جریانان نقدی گروه اخبار بد
کم‌تر از حد	اقلام تعهدی گروه خنثی	کم‌تر از حد	اقلام تعهدی گروه خنثی
بیش از حد	اثر اخبار خوب بر روی اقسام تعهدی	بیش از حد	اثر اخبار بد بر روی اقسام تعهدی
کم‌تر از حد	اقلام تعهدی گروه اخبار خوب	کم‌تر از حد	اقلام تعهدی گروه اخبار بد

مقایسه نتایج این پژوهش با یافته‌های پیشین نشان می‌دهد که یافته‌های پژوهش حاضر با نتایج مطالعات پیشین نظیر اسلوان (۱۹۹۶)، ژی (۲۰۰۱) و جیانگ (۲۰۰۷) تطابق دارد. تنها تفاوتی که بین نتایج این پژوهش با یافته‌های جیانگ (۲۰۰۷) وجود دارد آن است که در پژوهش جیانگ (۲۰۰۷)، بازار پایداری اجزاء سود را در حالت وجود اخبار خنثی بیش از حد تخمین می‌زند اما نتایج این پژوهش حاکی از آن است که بازار بورس اوراق بهادار تهران، پایداری اجزاء سود را در شرایط وجود اخبار خنثی، بسیار کمتر از حد واقعی آن برآورد می‌کند. به علاوه، نتایج این پژوهش نشان داد که بخش تعهدی سود نسبت به بخش نقدی آن پایداری کم‌تری برای پیش‌بینی سودهای آتی دارد در نتیجه سرمایه‌گذاران برای ارزیابی پایداری سود حسابداری باید بخش نقدی و تعهدی آن را از یکدیگر تفکیک کرده و اثر هر کدام را به طور جداگانه برای ارزیابی ارزش ذاتی شرکت و اتخاذ تصمیمات اقتصادی مد نظر قرار دهند.

در این پژوهش، تأثیر عملکرد قیمت سهام بر روی پایداری اجزاء سود مورد بررسی قرار گرفت. سایر پژوهشگران در آینده می‌توانند سایر عواملی را که ممکن است بر روی پایداری اجزاء

سود اثرگذار باشد، نظیر نوع مالکیت (دولتی، خصوصی)، نوع صنعت و... را بررسی کنند. در این پژوهش سود تنها به دو جزء نقدی و تعهدی تجزیه شد، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی هر یک از این دو جزء به اجزاء فرعی‌تر تقسیم گردند و سپس تأثیر عملکرد سهام بر روی هر یک از اجزاء بررسی شود. همچنین، به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که برای پژوهش‌های آتی دوره زمانی پژوهش را طولانی‌تر در نظر گرفته و همچنین متغیرهای پژوهش را در صورت امکان به صورت هفتگی یا روزانه محاسبه نمایند.

منابع

- حقیقت، ح. و ایرانشاهی، ع.ا. (۱۳۸۹). "بررسی واکنش سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به جنبه‌های پایداری اقلام تعهدی". *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳، ۳۱-۴۸.
- خدای‌پور، ا. و مالکی‌نیا، ر. (۱۳۹۱). "بررسی رابطه بین میزان محافظه‌کاری شرطی و اخبار منفی آینده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *دانش حسابداری*، ۱۰، ۲۷-۷.
- کردستانی، غ. و رودنشین، ح. (۱۳۸۵). "بررسی میزان مربوط بودن اجزای نقدی و تعهدی سود حسابداری به ارزش بازار شرکت". *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۴۵، ۴۵-۶۸.
- قائمی، م.ح.، ودیعی، م.ح. و حاجی‌پور، م. (۱۳۸۹). "تأثیر محافظه‌کاری بر پایداری سود و نسبت قیمت به سود (P/E)". *دانش حسابداری*، ۲، ۵۵-۷۳.
- میری‌پور، م. (۱۳۸۸). "بررسی پایداری اجزاء بخش نقدی سود و ارزشگذاری آن از منظر سرمایه‌گذاران". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

Abarbanell, J. and Lehavy, R. (2003). "Biased Forecasts or Biased Earnings? The Role of Earnings Management in Explaining Apparent Optimism and Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts". *Journal of Accounting and Economics*, 36: 105-146.

Basu, S. (1997). "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings". *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1): 3-37.

Beaver, W., Lambert, R. and Morse, D. (1980). "The Information Content of Security Prices". *Journal of Accounting and Economics*, 2: 3-28.

Dechow, P.M., Richardson, S. and Sloan, R. (2008). "The Persistence and Pricing of the Cash Component of Earnings". *Journal of Accounting and Economics*, 18: 3-42.

- Desai, H., Rajgopal, S. and Venkatachalam, M. (2004). "Value-Glamour and Accruals Mispricing: one Anomaly or two?" *Accounting Review*, 79: 355-385.
- Dopuch, N., Seethamraju, C. and Xu, W. (2005). "The Accrual Anomaly within the Context of Profit and Loss Firms". Working Paper, Washington University.
- Hand, J. (1990). "A Test of the Extended Functional Fixation Hypothesis". *Accounting Review*, 65: 740-763.
- Hao, Q. (2009). "Accruals' Persistence, Accruals Mispricing and Operating Cycle: Evidence from the US". *International Journal of Accounting and Information Management*, 17: 198-207.
- Jiang, G. (2007). "Stock Performance and the Mispricing of Accruals". *International Journal of Accounting*, 42: 153-170.
- Mishkin, S. (1983). "A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Effectiveness and Efficient Market Models." Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Perotti, P. and Wagenhofer, A. (2011). "Earning Quality Measures and Excess Returns", Working Paper, Graz University.
- Pincus, M., Rajgopal, S. and Venkatachalam, M. (2007). "The Accrual Anomaly: International Evidence". *Accounting Review*, 82 (1): 169-203.
- Pope, P. and Walker, M. (1999). "International Difference in Timeliness, Conservatism and Classification of Earnings". *Journal of Accounting Research*, 37: 53-87.
- Richardson, S., Sloan, R., Soliman, M. and Tuna, I. (2005). "Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock Prices". *Journal of Accounting and Economics*, 39 (3): 437-485.
- Sadidi, M., Saghafi, A. and Ahmadi, S.H. (2011). "Accounting Conservatism and the Effects of Earning Quality on the Return of Assets and Stock Return". *Journal of Accounting Knowledge*, 2 (6): 11-24.
- Sloan, R. (1996). "Do Stock Prices fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?" *Accounting Review*, 71 (3): 289-315.
- Teoh, S.H. and Wong, T.J. (2002). "Why new Issues and High-Accrual Firms Underperform: the Role of Analysts Credulity". *Review of Financial Studies*, 15 (3): 869-900.
- Xie, H. (2001). "Are Discretionary Accruals Mispriced? A Re-Examination". *Accounting Review*, 76: 357-373.