

اثر رشد و رفتار گزارشگری مدیریتی بر محافظه کاری

دکتر رضوان حجازی *

زهرا معصومی بیلندی **

تاریخ پذیرش: ۹۰/۳/۲۲

تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۹

چکیده

این تحقیق به بررسی اثر رشد و اقلام تعهدی اختیاری به عنوان معیارهای سنجش رفتار گزارشگری مدیریتی بر عدم تقارن زمانی (DT) به عنوان معیار سنجش محافظه کاری می پردازد. نتایج تحقیق، که بر رابطه منفی بین عدم تقارن زمانی سود و تعهدات اختیاری دلالت دارد با استفاده از اطلاعات صورتهای مالی ۴۳ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ و با بهره گیری از روش تجزیه و تحلیل رگرسیون خطی چند متغیره انجام شده است. نتایج تحقیق بیانگر عدم رابطه معناداری بین رشد و عدم تقارن زمانی است. با توجه به یافته های تحقیق پیشنهاد می شود برای ارزیابی محافظه کاری در گزارشگری مالی از اقلام تعهدی اختیاری استفاده شود. در صورت وجود محافظه کاری، اقلام تعهدی دوره به سمت صفر و سودها به سمت جریان وجوه نقد متمایل می شود.

* دانشیار گروه حسابداری دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)

** عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد گناباد

نویسنده مسئول مقاله: رضوان حجازی (E-mail: Hejazi33@yahoo.com)

واژه‌های کلیدی: محافظه‌کاری حسابداری، اقلام تمهیدی اختیاری، عدم تقارن زمانی،

رفتار گزارشگری مدیریتی

مقدمه

محافظه‌کاری به عنوان یکی از اصول کاربردی در تدوین استانداردهای حسابداری پدیدار شده است. حسابداران در شناسایی سود و زیان تمایل دارند که درجه تأیید اخبار خوب (سود) نسبت به درجه تأیید اخبار بد (زیان) زیادتر باشد. بر این اساس محافظه‌کاری مخلوق عدم تقارن در تأیید وضعیت سود و زیان است (باسو^۱ ۱۹۷۷). هم‌چنین از محافظه‌کاری به عنوان میزان تفاوت تأییدپذیری وضعیت شناسایی سود در مقابل زیان یاد می‌شود. در این بیان تأکید بر درجه تأییدپذیری سود در مقابل زیان است. تفاوت درجه تأییدپذیری سود در مقابل زیان به عدم تقارن در شناسایی سود و زیان منجر می‌شود. عدم تقارن در شناسایی سود و زیان یا به عبارتی اعمال محافظه‌کاری، موجب گزارش بیان کم خالص داراییها نسبت به مبلغ واقعی می‌گردد. به این ترتیب گزارش خالص داراییها در دوره جاری به مبلغی کمتر از مبلغ واقعی، موجب افزایش سود در دوره‌های بعد خواهد گردید (راس و واتر^۲ ۲۰۰۲).

می‌توان از محافظه‌کاری به عنوان ساختاری نام برد که اگر بدرستی عمل شود به حل بسیاری از مسائل نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی منجر خواهد شد که بطور کلی از شکاف روز افزون بین مدیران و تأمین‌کنندگان منابع مالی واحدهای تجاری ناشی می‌شود (کردستانی و امیریگی لنگرودی، ۱۳۸۷). با توجه به اهمیت نقش محافظه‌کاری، نیاز به معیارهایی برای سنجش دقیق آن در گزارشگری مالی ضروری به نظر می‌رسد. ولی با این حال تلاشهای اندکی در ارتباط با کمی کردن محافظه‌کاری انجام شده است. محافظه‌کاری به عنوان یکی از اصول برجسته در جریان تدوین استانداردها پذیرفته شده است. در بسیاری از موارد استانداردها روش‌های گزارشگری اعمال می‌کنند که شرکتها را با گزینش کمی در این قضیه روبه‌رو می‌سازند. با وجود این در بسیاری از موارد استانداردهای حسابداری به شرکتها آزادی عمل قابل ملاحظه‌ای در گزارشگری می‌دهد.

اگر این گونه نبود در آن صورت مدیریت سود؛ ایجاد نمی شد موضوعی که تحقیقات زیادی در طی سه دهه اخیر به آن پرداخته است (پارسارات^۳، ۲۰۰۸). پس درجه محافظه کاری که در رفتار گزارشگری مشاهده شده به احتمال زیاد بین شرکتها، بسته به اینکه چگونه هر شرکت از آزادی عمل گزارشگری استفاده می کند، متفاوت است.

تعهدات اختیاری نسبت به تعهدات غیراختیاری، شامل اطلاعات کمتری برای بازار است؛ زیرا تعهدات اختیاری نسبت به تعهدات غیر اختیاری تداوم کمتری دارد و ممکن است علامتی از رفتار فرصت طلبانه باشند. تعهدات حسابداری از جنبه های مختلفی مورد توجه محققان قرار گرفته است. هیلی استفاده از تعهدات را به عنوان ابزاری برای فعالیتهای مربوط به مدیریت سود بنا نهاد (هیلی^۴، ۱۹۸۵). بال و شیواکومار در سال (۲۰۰۵) دیدگاه جدیدی در ارتباط با نقش تعهدات مطرح کردند. این دو بیان کردند که عدم تقارن زمانی تعهدات، معرف محافظه کاری حسابداری است. تمایل به سرعت بخشیدن در شناسایی زیانها و به تعویق انداختن شناسایی سودها معرف محافظه کاری از دیدگاه سود و زیان است و بر همین اساس باسو در سال ۱۹۹۷ میلادی معیار عدم تقارن زمانی سود را معرفی کرد.

پرسشهای پژوهش

۱. آیا درجه محافظه کاری با میزان رشد شرکت رابطه دارد؟
۲. آیا درجه محافظه کاری با میزان تعهدات اختیاری شرکتها رابطه دارد؟

فرضیه های پژوهش

۱. درجه محافظه کاری با رشد شرکت رابطه معکوس دارد.
۲. درجه محافظه کاری با تعهدات اختیاری شرکت رابطه معکوس دارد.

پیشینه تحقیق

بررسی نقش تعهدات در محافظه کاری شرطی حاکی است که سودهای تحقق نیافته می تواند از طریق تعهدات در صورت سود و زیان شناسایی شود. نتایج نشان می دهد که شرکتهای زیانده از تعهدات استفاده می کنند تا بازبینی رو به پائینی در جریانهای نقدی

مورد انتظار ایجاد کنند که با ادبیات پیشین سازگاری دارد (سانجی^۵، ۲۰۰۶). نتایج بررسی رابطه بین عدم تقارن زمانی سود، و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام (MTB) به عنوان معیار شناخته شده‌ای از محافظه‌کاری با استفاده از اطلاعات صورتهای مالی و قیمت‌های سهام ۱۰۰ شرکت از شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ و با بهره‌گیری از روش تجزیه و تحلیل رگرسیون خطی چند متغیره، دلالت بر وجود رابطه‌ای منفی بین عدم تقارن زمانی سود و نسبت MTB به عنوان دو معیار سنجش محافظه‌کاری دارد که از نظر آماری معنی‌دار است. هر چه دوره برآورد معیار عدم تقارن زمانی سود طولانی‌تر شود، این رابطه نیز منفی‌تر می‌شود (کردستانی و امیریگی لنگرودی، ۱۳۸۷). بررسی اثر آزادی عمل مدیریت بر تعهدات و محافظه‌کاری شرطی حسابداری در سال ۲۰۰۷ نشان داد که محافظه‌کاری شرطی حسابداری، که در تعهدات منعکس می‌شود اساساً به تعهدات غیرمنتظره منجر می‌شود و رابطه منفی بین محافظه‌کاری شرطی و غیر شرطی اساساً به تعهدات غیر منتظره مربوط است (پی‌جهان^۶، ۲۰۰۷).

یافته‌های تحقیقات نشان می‌دهد که محافظه‌کاری شرطی، محافظه‌کاری غیر شرطی و هموارسازی سود به لحاظ نظری مفاهیمی قابل تفکیک است و هموارسازی سود تفاوت‌های بین‌المللی در محافظه‌کاری شرطی را تشریح می‌کند. محافظه‌کاری شرطی بیشتر از عوامل خاص شرکت ناشی می‌شود تا از عوامل بین‌المللی (گسن^۷، ۲۰۰۶). نتایج بررسی قدرت و قابلیت اتکای مقیاس عدم تقارن زمانی (Dt)، حاکی است که این مقیاس به محتوای اخبار در طی دوره مورد بررسی، انواع وقایعی که در یک دوره اتفاق می‌افتد و سیاستهای افشای شرکت، حساس است. و همچنین رابطه منفی بین مقیاس Dt و جنبه‌های دیگر محافظه‌کاری هست که حاکی است که اتکای منحصر به هر مقیاس منفرد برای ارزیابی محافظه‌کاری جامع از رژیم گزارشگری (شرکتهای، کشورها یا دوره‌های زمانی) احتمال دارد که به استنتاج نادرست منجر شود (گیولی^۸، ۲۰۰۶). بررسی رابطه بین محافظه‌کاری با انگیزه‌های منفعت جویانه مدیران که باعث زیان شرکت می‌شود، حاکی است که محافظه‌کاری به

عنوان ساز و کاری اثربخش برای کاهش انگیزه‌های منفعت جویانه مدیران تلقی می‌شود. واتز تحلیل جامع و گسترده‌ای در مورد دلایل وجودی محافظه‌کاری ارائه کرده که به عنوان مرجع بسیاری از تحقیقات در زمینه محافظه‌کاری مورد استفاده قرار گرفته است (پاپ^۹، ۱۹۹۹).

روش تحقیق

روش مورد استفاده در این تحقیق از نوع همبستگی است. این روش در مورد پژوهشهایی نظیر این تحقیق سودمند است که هدف آنها کشف رابطه بین متغیرهای مختلف است، این تحقیق از آن دیدگاه که به مطالعه داده‌های مرتبط با مقطع زمانی خاص می‌پردازد، مقطعی است و از آن لحاظ که نتایج کسب شده در این پژوهش می‌تواند در فرایند استفاده از اطلاعات مالی استفاده شود از نوع تحقیق کاربردی به شمار می‌رود.

روش گردآوری اطلاعات

متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق از طریق منابع مختلف نظیر صورتهای مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و نرم‌افزار رهاورد نوین جمع‌آوری شده است. برای محاسبه متغیرهای مربوط به میانگین صنعت از نرم‌افزار اکسل استفاده شده است. داده‌های جمع‌آوری شده با استفاده از نرم‌افزار اکسل در قالب فایل‌های اطلاعاتی تهیه شد؛ سپس متغیرهای مورد نظر محاسبه شد و در نهایت پس از سنجش اعتبار الگو، محاسبات آماری و برآوردها با استفاده از نرم‌افزارهای آماری انجام شد.

تعاریف عملیاتی متغیرها

محافظه‌کاری

در این تحقیق از الگوی تعدیل شده باسو به منظور اندازه‌گیری محافظه‌کاری استفاده شده است. باسو محافظه‌کاری را انعکاس سریعتر اخبار بد، نسبت به اخبار خوب در سود تفسیر کرد. باسو برای اندازه‌گیری اخبار از بازده سهام استفاده کرد؛ زیرا بازده‌های سالانه

سهام در بردارنده اخبار به دست آمده در طول سال است. الگوی تعدیل شده با سو به این صورت است:

$$\frac{\Delta E_t}{P_{t-1}} = \alpha_0 + \phi \Delta CFO_t + \alpha_1 D_t + \beta_0 RET_t + \beta_1 (RET_t \times D_t) + \epsilon_t$$

به طوری که ΔE_t : تغییر سود عملیاتی، P_{t-1} : قیمت سهام در پایان سال قبل، RET_t : بازده دوازده ماهه سهام، ΔCFO_t : تغییر در جریان نقدی عملیاتی و D_t : متغیر مجازی است. در صورتی که RET منفی باشد، مساوی یک و در غیر این صورت مساوی صفر است.

تعهدات اختیاری: اقلام تعهدی اختیاری اقلامی است که مدیریت بر آنها کنترل دارد و می‌تواند آنها را به تأخیر اندازد و یا حذف، و یا ثبت و شناسایی آنها را تسریع کند. از آنجا که اقلام تعهدی اختیاری در اختیار مدیریت و قابل اعمال نظر توسط مدیریت است از تعهدات اختیاری به عنوان شاخصی در کشف مدیریت سود استفاده می‌شود. برای مجزا کردن اقلام تعهدی به اختیاری و غیراختیاری از روشهای مختلفی مانند الگوی هیلی، الگوی دی آنجلو، الگوی جونز، الگوی تعدیل شده جونز و الگوهای صنعت استفاده می‌شود. در این پژوهش به علت برتری مدل تعدیل شده جونز بر سایر مدل‌های تفکیک اقلام تعهدی به اجزای اختیاری و غیراختیاری آن از الگوی تعدیل شده جونز استفاده شده است.

رشد: در این تحقیق از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (نسبت M/B) در ابتدای هر سال به عنوان شاخصی برای رشد استفاده شده است.
متغیر کنترلی: اندازه شرکت (SIZE): درآمد فروش شرکت به عنوان شاخصی برای اندازه شرکت استفاده شده است.

جامعه آماری، روش نمونه‌گیری و حجم نمونه

جامعه آماری مورد نظر در این تحقیق، شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای انتخاب نمونه تحقیق، شرایط زیر در نظر گرفته شده است:

۱. اطلاعات مورد نیاز در این تحقیق در مورد شرکتها از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ در دسترس باشد.
 ۲. پایان سال مالی شرکتها پایان اسفند، و پایان سال مالی آنها در طول سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ تغییر نکرده باشد.
 ۳. سهام شرکتها حداقل در هشت ماه از یک دوره مالی در طول هر یک از سالهای دوره تحقیق (۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷) معامله شده باشد.
 ۴. شرکتهای تحت بررسی جزء شرکتهای سرمایه گذاری نباشند.
 ۵. تا پایان سال ۱۳۸۷، نام شرکت در تابلو بورس اوراق بهادار درج شده باشد.
- سرانجام، با در نظر گرفتن این شرایط ۴۳ شرکت باقی می ماند که همه آنها به عنوان نمونه مورد مطالعه این تحقیق در نظر گرفته شد. به منظور آزمون فرضیات در مرحله اول: تعهدات اختیاری با استفاده از الگوی تعدیل شده جونز (الگوی شماره ۱) برآورد گردید. در مرحله دوم: در ارتباط با فرضیه اول با استفاده از (الگوی شماره ۲) ارتباط بین محافظه کاری و رشد مورد بررسی قرار گرفت. مرحله سوم: در ارتباط با فرضیه دوم با استفاده از (الگوی ۳) ارتباط بین محافظه کاری و تعهدات اختیاری مورد بررسی قرار گرفت.

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right) + \epsilon_{it} \quad \text{الگوی (۱)}$$

الگوی (۲)

$$\frac{\Delta E_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \varphi \Delta CFO_{it} + \alpha_1 D_{it} + \beta_0 RET_{it} + \beta_1 (RET_{it} \times D_{it}) + \gamma_0 GR_{it} + \gamma_1 (GR_{it} \times D_{it}) + \gamma_2 (GR_{it} \times RET_{it}) + \gamma_3 (GR_{it} \times RET_{it} \times D_{it}) + \epsilon_{it}$$

الگوی (۳)

$$\frac{\Delta E_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \varphi \Delta CFO_{it} + \alpha_1 D_{it} + \beta_0 RET_{it} + \beta_1 (RET_{it} \times D_{it}) + \delta_0 DA_{it} + \delta_1 (DA_{it} \times D_{it}) + \delta_2 (DA_{it} \times RET_{it}) + \delta_3 (DA_{it} \times RET_{it} \times D_{it}) + \epsilon_{it}$$

در این رابطه TA: معرف مجموع ارقام تعهدی، A: مجموع داراییها، REV: مجموع درامد (فروش) و PPE: اموال، ماشین آلات و تجهیزات ناخالص، GR: متغیر مجازی است. اگر رشد شرکت از متوسط رشد صنعتی بیشتر باشد که شرکت متعلق به آن است برابر با یک است؛ در غیر این صورت مساوی صفر است.

میزان اعتبار الگوهای برآورد شده به میزان برقراری پیش فرضهای لازم برای برآورد الگو بستگی دارد. مهمترین این پیش فرضها نرمال بودن باقیمانده‌ها، همسانی واریانس، عدم خود همبستگی باقیمانده‌ها، وجود ارتباط خطی و نداشتن نقاط پرت و تأثیرگذار نبودن هم خطی (نبودن همبستگی بین متغیرهای مستقل) است. قبل از برازش الگو به بررسی پیش فرضهای آن پرداخته می‌شود که نشانگر اعتبار الگوی برآوردی است.

آزمون نرمال بودن الگو (۱)

نرمال بودن باقیمانده‌های الگو، شرط لازم برای اعتبار رگرسیونی است ولی در صورتی که متغیر وابسته نرمال باشد، باقیمانده‌ها نیز نرمال خواهد بود. فرض صفر و فرض مقابل در این آزمون به صورت زیر نوشته می‌شود:

H_0 : داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی می‌کند.

H_1 : داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند.

آزمون کلموگروف-اسمیرنف^{۱۱} برای بررسی فرض صفر بالا به کار رفته است. در صورت غیر نرمال بودن، الگوهای رگرسیونی از اعتبار ساقط خواهد بود. با توجه به ارقام جدول ۱ سطح معنی‌داری در تمامی سالها از ۵ درصد بیشتر است. در نتیجه، فرض صفر رد نمی‌شود؛ یعنی داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی می‌کند.

جدول شماره ۱: آزمون کلموگروف اسمیرنف الگوی شماره ۱

سال	تعداد	پارامترهای نرمال		کلموگروف - اسمیرنف Z	سطح معنی داری
		میانگین	انحراف معیار		
۱۳۸۰	۴۳	۰/۰۱۰۱۲۴	۰/۲۰۶۲۱۸۰	۱/۱۱۹	۰/۱۶۴
۱۳۸۱	۴۳	۰/۰۱۹۶۹۱	۰/۲۰۲۰۶۱۵	۰/۸۸	۰/۴۲۱
۱۳۸۲	۴۳	۰/۰۴۷۸۱۵	۰/۱۷۰۸۵۰۳	۰/۸۲۱	۰/۵۱۱
۱۳۸۳	۴۳	۰/۰۶۲۰۹۳	۰/۱۹۵۰۳۰۵	۰/۸۷۱	۰/۴۳۴
۱۳۸۴	۴۳	۰/۰۳۲۰۱۴	۰/۱۹۶۹۴۲۸	۰/۸۷۰	۰/۴۳۵
۱۳۸۵	۴۳	-۰/۰۴۲۰۸۵	۰/۱۹۹۵۳۳۷	۰/۷۹۵	۰/۵۵۳
۱۳۸۶	۴۳	۰/۰۳۲۳۲۴	۰/۱۷۲۲۵۱۹	۰/۹۵۲	۰/۳۲۵
۱۳۸۷	۴۳	۰/۰۰۲۲۵۱	۰/۱۳۵۷۹۸۵	۰/۴۹۷	۰/۹۶۶

آزمون دوربین - واتسون

برای کنترل خود همبستگی بین متغیرها از آزمون دوربین واتسون استفاده می‌شود. مقدار این آماره بین صفر تا چهار تغییر می‌کند. اگر همبستگی بین باقیمانده‌های متوالی نباشد مقدار آماره دوربین واتسون باید به ۲ نزدیک شود. اگر مقدار آماره دوربین واتسون نزدیک به صفر شود، نشان‌دهنده همبستگی مثبت بین باقیمانده‌های متوالی است در حالی که اگر مقدار این آماره به ۴ نزدیک باشد، نشان‌دهنده همبستگی منفی قوی بین مشاهدات متوالی است. در این تحقیق پس از رگرسیون هر معادله مربوط، نتیجه آماره دوربین واتسون (جدولهای شماره ۲، ۴، ۵) نشان داد که مشاهدات مستقل از هم است؛ زیرا اندازه‌های آنها برای الگوهای (۱) و (۲) و (۳) به ترتیب ۱/۸۸ و ۱/۵۷ و ۱/۸۲ به دست آمده است.

بررسی رابطه با استفاده از تحلیل پانلی (الگوی ۱)

در این بخش برای بررسی و برآورد الگوی کلی از تحلیل پانلی^{۱۱} استفاده شده است.

الگوی (۱) به این صورت است:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right) + \epsilon_{it}$$

هدف برآورد پارامترهای α_1 ، α_2 ، α_3 با استفاده از روش حداقل مربعات ترکیب شده^{۱۲} (PLS) است.

فرض صفر و فرض مقابل برای معنی‌داری الگو به صورت زیر است:

$$H_0: \alpha_i = 0, i=1,2,3$$

$$H_1: \alpha_i \neq 0, i=1,2,3$$

H_0 : الگوی معنی‌داری وجود ندارد.

H_1 : الگوی معنی‌داری وجود دارد.

در جدول شماره ۲ نتایج تحلیل پانلی آورده شده است. مقدار احتمال (یا سطح معنی‌داری) F برابر $0/0000$ است. چون این اندازه‌ها از $0/05$ کمتر است، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود؛ یعنی الگو معنی‌دار است. میزان ضریب تعیین یا R^2 برابر با $0/098$ است. مقدار آماره دورین واتسون برابر با $1/88$ است که این مقدار نبودن خود همبستگی را نشان می‌دهد تأیید یکی دیگر از پیش فرضهای الگو). با توجه به جدول بالا الگوی برآوردی به صورت زیر است:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = 6.58 * 10^9 \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + 0.087 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} \right) - 0.10694 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right)$$

بعد از برازش الگوی جونز و تعیین ضرایب مربوط، مقدار تعهدات اختیاری با استفاده از الگوی تعدیل شده جونز محاسبه، و به منظور آزمون فرضیه ۲ تحقیق در الگوی شماره ۳ وارد می‌شود. قبل از برازش الگوی شماره ۲ و ۳ به بررسی پیش فرضهای الگوها پرداخته می‌شود که نشانگر اعتبار الگوهای برآوردی است.

جدول شماره ۲: برآورد الگوی شماره ۲

متغیر مستقل	ضریب	خطای استاندارد	t آماره	سطح معناداری
$\frac{1}{A_{it-1}}$	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۱۳۵۴/۶	۰.۰۰۰/۰
$\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}}$	۰.۸۷۱/۰	۰.۲۵۵/۰	۴۲۱۰/۳	۰.۰۰۷/۰
$\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}}$	۱.۰۶۹/۰-	۰.۱۶۹۷/۰	۲۹۸۳/۶-	۰.۰۰۰/۰
R^2	۱۰.۳۷/۰	میانگین متغیر وابسته		۰.۲۲۸/۰
تعدیل شده R^2	۰.۹۸۴۹۵/۰	انحراف استاندارد متغیر وابسته		۱.۸۱۷/۰
خطای استاندارد رگرسیون	۰.۱۷۲۵/۰	مجموع مجذورات باقیمانده		۰.۹۰۳/۱۰
F مقدار آماره	۶۲۸۲/۱۹	آماره دوربین واتسون		۸۸۵۷/۱
F سطح معناداری	۰.۰۰۰/۰			

آزمون نرمال بودن الگوی ۲ و ۳

برای بررسی نرمال بودن متغیر وابسته از آزمون کلموگروف- اسمیرنوف (جدول ۳)

استفاده، و فرضیه‌های صفر و مقابل به صورت زیر نوشته شد:

H_0 : داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی می‌کند.

H_1 : داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند.

در صورت غیر نرمال بودن متغیرها باید از شیوه‌های مناسب (مانند تبدیلات) برای

نرمال کردن داده‌ها استفاده کرد؛ زیرا در غیر این صورت الگو از اعتبار ساقط خواهد شد.

سطح معنی داری آماره کوچکتر از ۵ درصد، بیانگر رد فرض صفر است؛ به عبارت

دیگر داده‌ها دارای توزیع نرمال نیست. با توجه به ارقام جدول شماره ۳ سطح معنی داری

در تمامی سالها از ۵ درصد بیشتر است. در نتیجه، فرض صفر رد نمی‌شود؛ یعنی داده‌ها

برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی می‌کند.

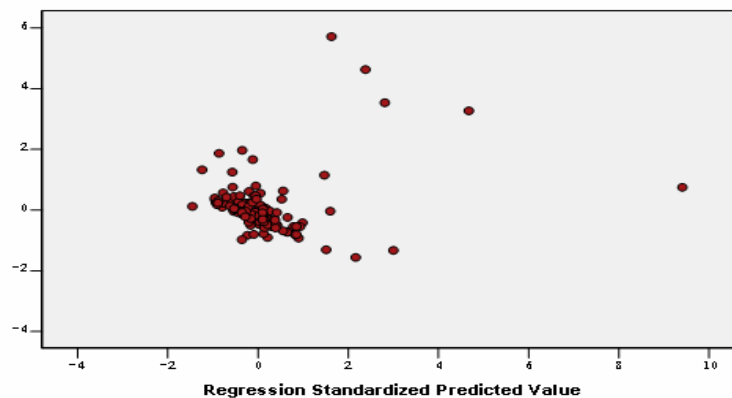
جدول شماره ۳: آزمون کلموگروف اسمیرنوف - متغیر وابسته $\frac{\Delta E_{it}}{P_{it-1}}$ الگوی شماره ۲ و ۳

سال	تعداد	پارامترهای نرمال		کلموگروف-اسمیرنوف Z	سطح معنی‌داری
		میانگین	انحراف معیار		
۱۳۸۰	۴۲	۰/۰۷۳۹۱۶	۰/۱۰۴۴۹۰۷	۱/۱۷۹	۰/۱۲۴
۱۳۸۱	۴۳	۰/۰۲۳۲۹۶	۰/۰۷۰۴۸۰۱	۱/۰۵۴	۰/۲۱۷
۱۳۸۲	۴۳	۰/۰۴۳۱۸۹	۰/۰۸۱۲۰۶۷	۱/۰۰۰	۰/۲۷۰
۱۳۸۳	۴۳	۰/۰۳۷۶۱۰	۰/۰۵۷۵۶۶۹	۰/۷۵۷	۰/۶۱۵
۱۳۸۴	۴۳	۰/۰۲۶۵۷۸	۰/۰۶۶۸۵۲۲	۰/۶۴۲	۰/۸۰۴
۱۳۸۵	۴۲	۰/۰۲۲۳۵۵	۰/۰۹۵۰۰۶۳	۰/۷۳۶	۰/۶۵۰
۱۳۸۶	۴۲	۰/۰۷۳۳۴۴	۰/۱۱۳۸۱۴۷	۱/۱۳۱	۰/۱۵۵
۱۳۸۷	۴۳	۰-/۰۱۰۸۱۸	۰/۱۳۳۱۰۸۳	۰/۹۴۶	۰/۳۳۳

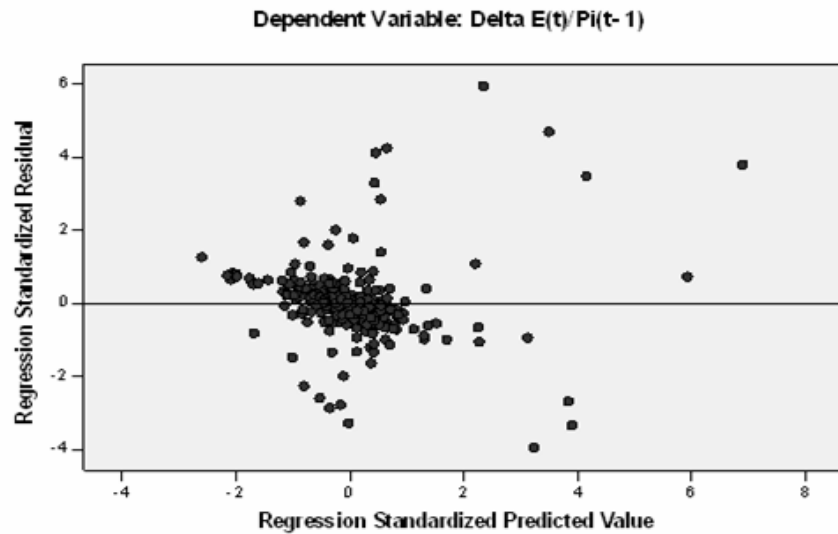
فرض همسانی واریانس الگوی شماره ۲ و ۳ از طریق نمودار باقیمانده‌ها در مقابل اندازه‌های برآوردی به ترتیب نمودارهای (۱) و (۲) کنترل شد. این نمودارها الگوی خاصی را نشان نمی‌دهد. بنابراین، بیانگر همسانی واریانس الگوی شماره ۲ و ۳، است.

نمودار شماره ۱: نمودار باقیمانده‌ها در مقابل اندازه‌های برآوردی الگوی شماره ۲

Dependent Variable: Delta E(t)/Pi(t-1)
Regression Standardized Residual



نمودار شماره ۲: نمودار باقیمانده‌ها در مقابل اندازه‌های برآوردی الگوی شماره ۳



آزمون فرضیه اول با استفاده از الگوی شماره ۲

در این بخش برای بررسی و برآورد حالت کلی الگوی شماره ۲ از تحلیل پانلی استفاده شده است. حالت کلی الگوی شماره ۲ به صورت زیر مطرح می‌شود:

$$\frac{\Delta E_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \varphi \Delta CFO_{it} + \alpha_1 D_{it} + \beta_0 RET_{it} + \beta_1 (RET_{it} \times D_{it}) + \gamma_0 GR_{it} + \gamma_1 (GR_{it} \times D_{it}) + \gamma_2 (GR_{it} \times RET_{it}) + \gamma_3 (GR_{it} \times RET_{it} \times D_{it}) + \epsilon_{it}$$

هدف این تحلیل برآورد پارامترهای $\alpha_0, \varphi, \alpha_1, \beta_0, \beta_1, \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ با استفاده از روش حداقل مربعات ادغام شده (PLS) است.

فرض صفر و فرض مقابل برای معنی داری الگو به صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

H_0 : الگو معنی دار نیست.

H_1 : الگو معنی دار است.

جدول شماره ۴: برآورد الگوی شماره ۲

متغیر مستقل	ضریب	خطای استاندارد	t آماره	سطح معناداری
C	۳۰۵۶۷۳۳۹-	۱۸۶۱۴۱۷۱	۶۴۲۱۵۴/۱-	۱۰۱۶/۰
ΔCFO_{it}	۰۵/۰۵-۱۹/۲	۰۶/۰۵-۵۰/۴	۸۶۷۲۲۹/۴	۰۰۰۰/۰
D_{it}	۵/۳۸۴۵۱۲-	۱۱۹۲۱۴۱	۳۲۲۵۳۹/۰-	۷۴۷۳/۰
RET_{it}	۱۷/۳۹۶۶۰	۷۸/۲۱۵۹۱	۸۳۶۸۱۸/۱	۰۶۷۲/۰
$D_{it} * RET_{it}$	۱۳/۳۸۷۰۸-	۹۷/۲۱۳۸۲	۸۱۰۲۳۲/۱-	۰۷۱۳/۰
GR_{it}	۱۰۹۶۱۴۸-	۱۷۳۲۸۲۴	۶۳۲۵۷۹/۰-	۵۲۷۵/۰
$GR_{it} * D_{it}$	۱۳۹۷۴۲۷	۲۲۳۵۹۰۱	۶۲۴۹۹۵/۰	۵۳۲۴/۰
$RET_{it} * GR_{it}$	۷۱/۱۳۰۳۳	۶۹/۳۵۰۷۰	۳۷۱۶۴۱/۰	۷۱۰۴/۰
$D_{it} * RET_{it} * GR_{it}$	۳۸/۱۳۲۴۳-	۰۲/۳۴۹۶۷	۳۷۸۷۳۹/۰-	۷۰۵۱/۰
REV	۱۱۹۵۰۳۹	۵/۷۱۵۹۵۴	۶۶۹۱۵۵/۱	۰۹۶۱/۰
R^2	۳۴۳۸۵۱/۰	میانگین متغیر وابسته		۲۵۳۹۰۳۳
R^2 تعدیل شده	۳۲۴۳۶۲/۰	انحراف استاندارد متغیر وابسته		۹۵۳۲۱۸۹
خطای استاندارد رگرسیون	۷۸۳۵۱۹۵	مجموع مجذورات باقیمانده		۱۶۵+۸۶/۱
F مقدار آماره	۶۴۲۸۳/۱۷	آماره دورین واتسون		۵۷۳۲۷۱/۱
F سطح معناداری				۰۰۰۰/۰

با توجه به جدول شماره ۴ مقدار آماره دورین واتسون برابر با ۱/۵۷ است، بنابراین داده‌ها خود همبستگی ندارد. فرض همسانی واریانس نیز از طریق نمودار باقیمانده‌ها در مقابل اندازه‌های برآوردی کنترل شد. نمودار شماره ۱ این نمودار الگوی خاصی را نشان نمی‌دهد؛ بنابراین بیانگر همسانی واریانس است. سطح معنی‌داری F برابر با ۰/۰۰۰۰ است که این مقدار از ۵ درصد کمتر است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. به عبارت دیگر، الگوی معنی‌دار است. میزان ضریب تعیین یا R^2 نشان می‌دهد که تقریباً ۰/۳۲ از تغییرات متغیر وابسته $(\frac{\Delta E_{it}}{P_{it-1}})$ توسط متغیر مستقل بیان می‌گردد. سطح

معناداری γ_3 بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد بنابراین فرضیه اول تحقیق (رشد شرکت با درجه محافظه کاری رابطه معکوس دارد) رد می‌شود.

آزمون فرضیه دوم با استفاده از الگوی شماره ۳

حالت کلی مدل دوم به صورت زیر است:

$$\frac{\Delta E_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \phi \Delta CFO_{it} + \alpha_1 D_{it} + \beta_0 RET_{it} + \beta_1 (RET_{it} \times D_{it}) + \delta_0 DA_{it} + \delta_1$$

$$(DA_{it} \times D_{it}) + \delta_2 (DA_{it} \times RET_{it}) + \delta_3 (DA_{it} \times RET_{it} \times D_{it}) + \epsilon_{it}$$

هدف این تحلیل، برآورد پارامترهای $\alpha_1, \alpha_0, \phi, \beta_0, \beta_1, \delta_0, \delta_1, \delta_2, \delta_3$ با استفاده از روش حداقل مربعات ادغام شده (PLS) است.

فرض صفر و فرض مقابل برای معنی داری الگو به صورت زیر بیان می‌شود:

H_0 : الگو معنی دار نیست.

H_1 : الگو معنی دار است.

$H_0: \beta_1 = 0$

$H_1: \beta_1 \neq 0$

جدول شماره ۵: برآورد الگوی شماره ۳

متغیر مستقل	ضریب	خطای استاندارد	t آماره	Prob. *
C	۹/۵۲۷۸۳۲	۸/۳۶۲۱۶۹	۴۵۷/۱	۱۴۶/۰
ΔCFO_{it}	۵-۱۰*۴۶/۲	۰۶e-۴۱/۵	۵۵۲/۴	۰۰۰۰/۰
Dit *RETit	۴۲۷/۱۰۶۹	۶۱۳/۲۸۱۵	۷۴۳/۱	۰۸۸۲/۰
DAit	۳۶۹۹۱۸۴	۲/۴۷۲۷۴۱	۸۲۴/۷	۰۰۰۰/۰
DAit* Dit	۲۸۷۱۳۴۵-	۴/۵۱۲۴۹۵	۶۰۲/۵-	۰۰۰۰/۰
Dit*RETit* DAit	۷۳۳/۷۰۴-	۹۵۴۷/۴۱۰	۷۱۴/۱-	۰۸۷۴/۰
R^2	۲۱۸۵۰/۰	میانگین متغیر وابسته		۲۳۰۱۸۰۵
R^2 تعدیل شده	۲۰۵۸/۰	انحراف استاندارد متغیر وابسته		۸۶۲۹۱۶۹
خطای استاندارد رگرسیون	۷۶۹۰۲۵۳	مجموع مجذورات باقیمانده		۱۶e+۸۲/۱
F مقدار آماره	۱۶۷۲/۱۷	آماره دورین واتسون		۸۱۷/۱
F سطح معناداری				۰۰۰۰/۰

آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۸۱۷ است و داده‌ها دارای خود همبستگی ندارد. فرض همسانی واریانس نیز از طریق نمودار باقیمانده‌ها در مقابل اندازه‌های برآوردی کنترل شد. نمودار شماره (۲) این نمودار الگوی خاصی را نشان نمی‌دهد؛ بنابراین بیانگر همسانی واریانس است. سطح معنی‌داری F برابر ۰,۰۰۰۰ است، که این مقدار از ۱۰ درصد کمتر است. در نتیجه، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۰ درصد رد می‌شود؛ به عبارت دیگر الگو معنی‌دار است. میزان ضریب تعیین یا R^2 نشان می‌دهد که تقریباً ۰/۲۲ از تغییرات متغیر وابسته $(\frac{\Delta E_{it}}{P_{it-1}})$ توسط متغیر مستقل بیان می‌گردد. با توجه به جدول، الگوی برآوردی به صورت زیر است:

$$\frac{\Delta E_{it}}{P_{it-1}} = 527832.9 + 2.46 * 10^{-5} \Delta CFO_{it} + 1069.427(RET_{it} \times D_{it}) + 3699184DA_{it} - 2871345(DA_{it} \times D_{it}) - 704.733(DA_{it} \times RET_{it} \times D_{it})$$

طبق الگوی برازش شده محافظه‌کاری شرکتها دارای تعهدات اختیاری کم برابر با ضریب $\beta_1=1069$ و محافظه‌کاری شرکتهای دارای تعهدات اختیاری زیاد $\delta_3+\beta_1=365$ است. بر این اساس فرضیه دوم تحقیق در سطح اطمینان ۰/۹۰ تأیید می‌شود و محافظه‌کاری با تعهدات اختیاری رابطه معکوس دارد که نتایج تحقیق گیولی و هین^{۱۳} (۲۰۰۰) را تأیید می‌کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج این تحقیق نشان داد که بین شاخص رشد و محافظه‌کاری رابطه معناداری نیست که با نتایج تحقیق کردستانی و امیربیگی لنگرودی (۱۳۸۷) مطابقت ندارد. نتایج تحقیق این دو نفر نشان‌دهنده رابطه منفی بین عدم تقارن زمانی (معیار سود و زیانی) و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (معیار ترازنامه‌ای) در پایان سال به عنوان دو معیار شناخته شده محافظه‌کاری است. از جمله دلایل اختلاف نتایج بین این دو تحقیق این است که در این تحقیق نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری در ابتدای سال به عنوان شاخص رشد در نظر

گرفته شده و یک متغیر مجازی (صفر و یک) است. هم‌چنین مبنای استفاده الگوی شده توسط کردستانی و امیریگی لنگرودی الگوی باسو است ولی در این تحقیق از الگوی تعدیل شده باسو استفاده شده است. هم‌چنین نتایج تحقیقات اسلون و شینر (۲۰۰۲) و گرینبال (۱۹۶۹) را نیز تأیید نمی‌کند. نتایج این تحقیق نشان داد که رابطه معکوسی بین تعهدات اختیاری و محافظه‌کاری هست نتایج تحقیق گیولی و هین (۲۰۰۰) را تأیید می‌کند.

با توجه به یافته‌های تحقیق پیشنهاد می‌شود برای ارزیابی محافظه‌کاری در گزارشگری مالی از دیدگاه سود و زیانی از تعهدات اختیاری استفاده شود به این ترتیب که تعهدات اختیاری زیاد بیانگر محافظه‌کاری کمتر و تعهدات اختیاری کم، بیانگر محافظه‌کاری بیشتر است. در صورت محافظه‌کاری، سودهای دوره به سمت جریان وجوه نقد دوره و اقلام تعهدی دوره به سمت صفر متمرکز خواهد شد.

یادداشتها

- | | |
|--------------------|------------------------------|
| 1- Basu | 2- Ross 1.Wattes1 |
| 3- Parthasarat | 4-Healy |
| 5- Sanjay | 6- Pae, Jinhan |
| 7- Gassen | 8- Givoly |
| 9- Pope | 10- Kolmogorev- smirnov test |
| 11- Panel Analysis | 12- Pooled least squares |
| 13- Hayn | |

منابع و مأخذ

- سدیدی، مهدی. (۱۳۸۷)، اثر محافظه کاری حسابداری بر کیفیت سود و بازده سهام، رساله دکتری حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی.
- کردستانی، غلامرضا و حبیب امیریگی لنگرودی. (۱۳۸۷)، بررسی رابطه عدم تقارن زمانی سود و MTB به عنوان دو معیار ارزیابی محافظه کاری، فصلنامه بررسیهای حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۵۲، ص ۱۰۶-۸۹
- Basu, S., (1997), "The Conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings ", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 2, pp. 3-37
- Dechow, P., (1994). "Accounting earnings and cash flow as measure of firm performance: the role of accounting accruals". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 18, pp. 3-42.
- Gassen, J., Fulbier, R.O. and Sellhorn, T, (2006), "International differences in conditional conservatism- the role of unconditional conservatism and Income smoothing". *Working paper*, Humboldt Universität Zu Berlin.
- Givoly, D., and Hayn, C., (2000), "The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative?" *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, No. 3, pp. 287-320.
- Givoly, D., and Hayn, C., and Natarajan, A., (2006), "Measuring reporting conservatism" on line <http://www.ssrn.com>.
- Healy, P. M., (1985), "The effect of bonus schemes on accounting decisions ". *Journal of Accounting and Economics*, Vol.39, pp. 1-47
- Pae, J., (2007) "Unexpected accruals and conditional accounting conservatism" *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 34, pp. 681-704
- Lobo, G.J., Parthasarath, K. and Sivaramakrishnan, S., (2008), "Growth, managerial reporting behavior, and accounting conservatism". on line <http://www.ssrn.com>
- Pope, P.F., and Walker, M., (1999), "International differences in the timeliness, conservatism, and classification of earnings". on line <http://www.ssrn.com>
- Price, R.A., (2005), "Accounting conservatism and the asymmetry in the earnings response to current and lagged returns", on line, <http://www.ssrn.com>.
- Ross, L. and Watts, R, (2002), "Conservatism in accounting. University of Rochester", on line www.yahoo.com
- Sanjay, B., (2006), "Differences in the role of accruals for conditional conservatism between profit firm and loss firms". on line google.com
- Watts, R.L., (2003), "Conservatism in accounting part II: Evidence and Research Opportunities. " *Accounting Horizons*, PP. 287-301