بررسیهای حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۵۴، زمستان ۱۳۸۷، از صفحه ۶۳ تا ۸۰

رابطه‌ی بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در گزارشگری مالی

جواد رضازاده[1]*، عبداله آزاد[2]

۱. استادیار گروه حسابداری - دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، ایران
۲. کارشناس ارشد حسابداری - دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۳/۶، تاریخ تصویب: ۱۳۸۷/۷/۹)

چکیده

هدف اصلی این مقاله تعیین رابطهٔ بین عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران و میزان محافظه کاری در گزارشگری مالی است. زیرا بنا به استدلال ما، عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران موجب اعمال محافظه کاری بیشتری در گزارشگری مالی می‌شود. محافظه کاری هم به نوبهٔ خود انگیزه و توان مدیران را در دستکاری اطلاعات حسابداری، تقلیل و بدین ترتیب هزینه‌های نمایندگی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد. برای اندازه گیری عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری به ترتیب از دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و معیار باسو استفاده شده است. نتایج آزمون‌های تجربی با استفاده از اطلاعات مربوط به نمونه‌ای از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ حاکی از وجود رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار میان عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران و سطح محافظه کاری اعمال شده در صورت‌های مالی است. علاوه بر این، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که طبق پیش‌بینی ما، تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران موجب تغییر در سطح محافظه کاری می‌شود. نتایج مزبور بیانگر این است که به دنبال افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران، تقاضا به اعمال محافظه کاری در گزارشگری مالی افزایش می‌یابد و بدین ترتیب، سودمندی محافظه کاری به عنوان یکی از خصوصیات کیفی صورت‌های مالی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

واژه‌های کلیدی: عدم تقارن اطلاعاتي، محافظه كاري، اخبار خوب، اخبار بد

* نویسنده مسئول: Email: javad_rezazad@yahoo.com

مقدمه

مفهوم محافظه کاری در حسابداری، سابقه‌ای طولانی دارد. واتز[۱۹] به نقل از بلیس[۹]، محافظه کاری را در بیان امری به حسابداران این‌گونه تعریف کرده است: «هیچ سودی را پیش‌بینی نکنید، اما همه‌ی زیان‌ها را پیش‌بینی کنید». باسو[۷] این ضرب‌المثل را به صورت «گرایش حسابداری به الزام درجه‌ی بالاتری از تاییدپذیری برای شناسایی اخبار خوب یا سود در مقایسه با میزان تأییدپذیری لازم برای شناسایی اخبار بد یا زیان» تفسیر کرده است. کمیته‌ی فنی سازمان حسابرسی ایران[۴] در مفاهیم نظری گزارشگری مالی، محافظه کاری را به عنوان یکی از اجزای خصوصیت کیفی قابل اتکا بودن در نظر گرفته است، اما به جای واژه‌ی محافظه کاری از واژه‌ی احتیاط استفاده نموده است:

«احتیاط عبارت است از کاربرد درجه‌ای از مراقبت که در اعمال قضاوت برای براوردهای حسابداری در شرایط ابهام مورد نیاز است به‌گونه‌ای که درآمدها یا دارایی‌ها بیشتر از واقع و هزینه‌ها یا بدهی‌ها کمتر از واقع ارائه نشود».

در واقع محافظه کاری را می‌توان محصول ابهام دانست و هرگاه حسابداران با ابهام روبرو شوند، محافظه کاری را به کار می‌برند. اعمال محافظه کاری در تنظیم صورت‌های مالی به کاربرد صورت‌های مالی در قراردادهای استقراض و مزایای جبران خدمات مدیران، دعاوی حقوقی و مالیات قابل انتساب است. در همهٔ موارد یاد شده، محافظه کاری از عدم تقارن اطلاعاتی و عدم تقارن توابع زیان طرفین قرارداد، دعاوی حقوقی و مالیات دهنده و مالیات گیرنده ناشی می‌شود[۱۴]. علاوه بر موارد بالا، عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران نیز موجب تقاضا برای محافظه کاری می‌شود که موضوع تحقیق حاضر را تشکیل می‌دهد.

بیان مساله‌ی تحقیق

بعضی از سرمایه گذاران شامل افراد درون سازمانی مانند مدیران، تحلیل‌گران آنها و موسسه‌هایی که از این افراد اطلاعات دریافت می‌کنند به اخبار محرمانه دسترسی دارند[۱۰]. هرچه اطلاعات محرمانه بیشتر باشد، دامنه‌ی تفاوت قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام بین سرمایه گذاران افزایش می‌یابد و در نتیجه بازده سرمایه گذارانی که به این گونه اطلاعات دسترسی ندارند، کاهش می‌یابد[۱۴]. این قضیه با نتایج تحقیقات تجربی زیادی هماهنگ است. قائمی و وطن پرست[۳] ضمن اشاره به سابقهٔ مفصل موضوع

در سطح دنیا، نشان داده اند در بورس اوراق بهادار تهران هم افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله گران، دامنه‌ی قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام را وسیع‌تر می‌کند.

اما قضیهٔ تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام ریشه در جریان عرضه و تقاضای غیرعادی دارد. عرضه و تقاضای غیرعادی در نتیجه‌ی وجود اطلاعات محرمانه به وجود می‌آید؛ هنگام وجود اخبار محرمانه‌ی بد، عرضهٔ سهام زیاد می‌شود و قیمت پیشنهادی فروش نیز کاهش می‌یابد. بر عکس، هنگام وجود اخبار محرمانه‌ی خوب، تقاضا زیاد می‌شود و قیمت پیشنهادی خرید نیز افزایش می‌یابد. چنانچه اطلاعات محرمانه وجود نداشته باشد، آثار اطلاعات عمومی موجود توسط بازارسازها در قیمت سهام منعکس می‌شود. یعنی بازارسازها در هنگام دریافت اطلاعات، قیمت را به سطحی مناسب هدایت می‌کنند و در نتیجه خرید و فروش غیرعادی هم صورت نمی‌گیرد.

برای تبیین رابطهٔ بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری، لازم است ریشهٔ عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران مورد کند وکاو بیشتری قرار گیرد. منشأ بخش عمده‌ای از عدم تقارن اطلاعاتی، فرصت‌های سرمایه گذاری و رشد شرکت‌ها است و بخشی از آن نیز ریشه در روش‌های جمع‌آوری وگزارش اطلاعات توسط مدیریت دارد. عدم تقارن اطلاعاتیِ ناشی از فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری به مدیریت امکان بیشتری برای دستکاریِ صورت‌های مالی می‌دهد تا بتواند به وسیله مبادلات خودی و همچنین افزودن بر مزایای جبران خدمات، منابع را به خود منتقل کند. چنین تلاش‌هایی هزینه برند؛ چرا؟ چون فعالیت‌های مدیریت را از بیشینه سازی ارزش شرکت منحرف می‌کند و باعث ایجاد هزینه‌های نمایندگی می‌شود.

بازارهای اوراق بهادار به دقت هزینه‌های نمایندگی و کاهش قیمت سهام را زیر نظر دارند. لافوند و واتز اذعان می‌کنند که کاهش قیمت سهام در سهامداران و مدیران این انگیزه را ایجاد می‌کند که عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی ناشی از آن را کاهش دهند. بدین منظور به گزارشگری محافظه کارانه روی می‌آورند[۱۴].

بنا به اذعان لافوند و واتز[۱۴]، حسابداریِ محافظه کارانه به وسیله‌ی دو ساز و کار بالقوه عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذارانِ را از بین می‌برد: نخست، حسابداری محافظه کارانه می‌تواند بهترین خلاصه‌ی ممکن از اطلاعات قطعی به غیر از قیمت سهام را درباره‌ی عملکرد جاری شرکت‌ها برای سرمایه گذاران فراهم سازد. با درنظرگرفتن انگیزه‌ی مدیریت برای بیش‌نمایی سود، احتمالا سودهای تاییدپذیر تنها اطلاعات قطعی قابل عرضه

درباره‌ی سودها است. از سوی دیگر، معمولا مدیران نسبت به گزارش زیان‌ها بی‌میل هستند. وجود استانداردهایی مبنی بر الزام به تاییدپذیریِ کمتر برای شناسایی زیان‌ها، می‌تواند موجب شود اطلاعاتی را که مدیران تمایلی به افشای آن ندارند، افشا شود. از این‌رو، نتیجه‌ی خالص حسابداری محافظه کارانه عبارت است از فراهم ساختن اطلاعات بیشتر نسبت به وضعیتی که در آن استانداردهای حسابداری، تاییدپذیری مشابهی را برای شناخت درآمدها و هزینه‌ها لازم می‌داند.

دو دیگر اینکه اطلاعات قطعی، معیاری را فراهم می‌کند که با استفاده از آن حتی می‌توان از منابع غیرقطعی هم اطلاعات معتبری را درباره‌ی سودهای تاییدناپذیر کسب کرد. به همین دلیل صورت‌های مالی، سایر منابع اطلاعات را هم به نظم در می‌آورد. شناسایی جریان‌های نقدی و خالص دارایی‌های تأییدپذیر، شواهد معتبری را درباره‌ی نتایج سرمایه گذاری‌ها و فرصت‌های رشد پیشین فراهم می‌کند. این شواهد به عنوان معیاری برای ارزیابی منابع اطلاعات غیر قطعی به کار می‌رود. بدین ترتیب سرمایه گذاران می‌توانند پیش‌بینی‌های متکی بر منابع مختلف را با اطلاعات قطعی که سرانجام در صورتهای مالی شرکت‌ها گزارش می‌شود، مقایسه نمایند. این امر آنها را قادر می‌سازد که قابلیت اعتماد منابع رقیب را ارزیابی نمایند.

با توجه به آنچه گفته شد، می‌توان پیش‌بینی کرد که ۱) هر چه عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران بیشتر باشد در تهیهٔ صورت‌های مالی شرکت‌ها، محافظه کاری بیشتری اعمال می‌شود؛ و ۲) تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران منجر به تغییر میزان محافظه کاری می‌شود. این پیش بینی‌ها در واقع اساس فرضیه‌های تحقیق حاضر را شکل می‌دهد.

فرضیه‌های تحقیق

طبق پیش بینی‌های فوق، فرضیه‌هایی به شرح زیر طرح شده است:

فرضیه‌ی اول: هرچه عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران بیشتر باشد، محافظه کاری در صورت‌های مالی بیشتر است.

این فرضیه در سه بخش به شرح زیر آزمون می‌شود:

۱- الف: هرچه عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران بیشتر باشد، درآمدهای کمتری در صورت‌های مالی منعکس می‌شود.

۱- ب: هرچه عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران بیشتر باشد، هزینه‌های بیشتری در صورت‌های مالی منعکس می‌شود.

۱- ج: هرچه عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران بیشتر باشد، عدم تقارنِ شناسایی درآمدها و هزینه‌ها در صورت‌های مالی دوره‌ی جاری بیشتر است.

فرضیه‌ی دوم: تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران موجب تغییر در میزان محافظه کاری صورت‌های مالی می‌شود.

این فرضیه نیز در سه بخش به شرح زیر آزمون می‌شود:

۲- الف: تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران موجب تغییر در میزان درآمدهایی می‌شود که باید در صورت‌های مالی دوره‌ی جاری منعکس شود.

۲- ب: تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران موجب تغییر در میزان هزینه‌هایی می‌شود که باید در صورت‌های مالی دوره‌ی جاری منعکس شود.

۲- ج: تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران موجب تغییر میزان عدم تقارنِ شناسایی درآمدها و هزینه‌هایی می‌شود که باید در صورت‌های مالی دوره‌ی جاری منعکس شود.

نحوه‌ی سنجش محافظه کاری

محافظه کاری را می‌توان با استفاده از ضریب باسو یا با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام شرکت‌ها اندازه‌گیری کرد. ضریب باسو، معیاری است از تاییدپذیری نامتقارن سودها و زیان‌ها[۱۴]. مدلی که باسو[۷] برای اندازه گیری محافظه کاری طراحی کرده است از جنبه‌های مختلفی توسط محققان از جمله احمد و همکاران[۵]، بیکس و همکاران[۸]، بال و شیواکومار[۶]، گیولی و همکاران[۱۱]، لیم[۱۵]، لافوند و واتز[۱۴]، لافوند و رویچوداری[۱۳]، پای[۱۶] و امیربیگی[۳] مورد بررسی قرار گرفته و اعتبار آن به اثبات رسیده است. بنابراین برای سنجش محافظه کاری از مدل باسو[۷] به شرح زیر استفاده شده است:

$$(1)\ NI = \alpha + \beta_1 DR + \beta_2 RET + \beta_3 RET*DR + \varepsilon$$

در مدل بالا اندیس‌های شرکت و زمان حذف شده است و متغیرهای آن بدین شرح

است: NI: سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در اول دوره‌ی مالی، RET: بازده سالانه‌ی سهام شرکت؛ و DR: متغیر مجازی است و برای شرکت‌هایی که بازده (RET) منفی دارند برابر با یک و در غیر این‌صورت، صفر در نظر گرفته می‌شود.

در این مدل بازده مثبت، نماینده‌ی اخبار خوب و بازده منفی، نماینده‌ی اخبار بد است. مدل باسو با اعمال حساسیت متفاوت برای سود خالص نسبت به بازده‌ها، محافظه کاری ناشی از تاییدپذیری متفاوت درآمدها و هزینه‌ها را اندازه می‌گیرد. چنانچه بازده سهام مثبت باشد؛ رابطه‌ی $NI = \alpha + \beta_2 RET + \varepsilon$ به دست می‌آید که در آن β_2 حساسیت واکنش سود را نسبت به اخبار خوب می‌سنجد. چنانچه بازده سهام منفی باشد؛ رابطه‌ی $NI = \alpha + \beta_1 + (\beta_2 + \beta_3) RET + \varepsilon$ به دست می‌آید که در آن $\beta_2 + \beta_3$ حساسیت واکنش سود را نسبت به اخبار بد می‌سنجد. به نظر باسو، واکنش سود نسبت به اخبار بد به هنگام‌تر از واکنش سود نسبت به اخبار خوب است و با توجه به رابطه‌های بالا $\beta_2 + \beta_3 > \beta_2$ و در نتیجه $\beta_3 > 0$ است. وی β_3 را ضریب عدم تقارن زمانی سود نامید که نشان دهنده‌ی محافظه کاری است. رویچوداری و واتز[۱۷] نشان دادند که اندازه‌گیری محافظه کاری با استفاده از ضریب باسو هنگامی که در فاصله‌های زمانی طولانی‌تر (بیش از یک سال) برآورد شود، خطای کمتری نسبت به اندازه‌گیری این متغیر با استفاده از نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سرمایه به ارزش دفتری دارد و بدین ترتیب با استفاده از سود و بازده انباشتهٔ چند دوره‌ای، ضریب باسو را تعدیل کردند. در این پژوهش نیز برای اندازه‌گیری محافظه کاری و تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر آن، از دوره‌های دو ساله و سه ساله استفاده شده است.

نحوه‌ی سنجش عدم تقارن اطلاعاتی

برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران، مدلی را که ونکاتش و چیانگ[۱۸] برای تعیین دامنه‌ی قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام طراحی کرده اند به کار برده ایم. از این مدل در تحقیقات متعددی استفاده شده است. در ایران نیز قائمی و وطن پرست[۳] و احمدپور و رساییان [۱] برای اندازه گیری عدم تقارن اطلاعاتی از این مدل بهره گرفته‌اند. مدل یاد شده به شرح زیر است:

$$(2)\ SPREAD_{it} = \frac{(AP - BP) \times 100}{(AP + BP) \div 2}$$

که در آن SPREAD: دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، t: سال مورد بررسی، i: شرکت مورد بررسی،AP: میانگین قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i در دوره‌ی t، و BP: میانگین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در دوره‌ی t است.

طبق مدل بالا، هر چه دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام عدد بزرگتری باشد، حاکی از عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است. در آزمون فرضیه‌ها، قدر مطلق عدد حاصل از این مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد.

مدل‌های آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه‌های ۱- الف و ۱- ب از مدل رگرسیون چند متغیره ی زیر برای نمونه‌های با بازده مثبت و منفی به طور جداگانه استفاده می‌شود:

(4) $NI = \alpha + \beta_1 RET + \beta_2 SPREAD + \beta_3 SPREAD*RET + \varepsilon$

در مدل بالا اندیس‌های شرکت و زمان حذف و متغیرها نیز قبلا تعریف شده است. مدل بالا، همان مدل ارائه شده توسط باسو[۷] است که لافوند و واتز[۱۴] با افزودن شاخص عدم تقارن اطلاعاتی، آن را به این صورت ارائه نمودند. در این تحقیق برای آزمون همهٔ فرضیه‌ها، مدل‌های طراحی شده یا تعدیل شده توسط لافوند و واتز[۱۴] بکار گرفته شده است.

فرضیه‌های ۱- الف و ۱- ب بیان می‌دارند که عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر بین سرمایه گذاران، موجب شناسایی درآمد کمتر و هزینه‌ی بیشتری در صورت‌های مالی می‌شود؛ در نتیجه انتظار می‌رود با افزایش دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، NI کاهش یابد و در مدل بالا β_3 برای نمونه‌ی دارای بازده مثبت (فرضیه‌ی ۱- الف)، منفی و معنی دار و برای نمونه‌ی دارای بازده منفی (فرضیه‌ی ۱- ب)، مثبت و معنی دار باشد.

برای آزمون فرضیه ۱- ج از مدل رگرسیون چند متغیره ی زیر استفاده شده است:

(5) $NI = \alpha + \beta_1 DR + \beta_2 RET + \beta_3 RET * DR + \beta_4 SPREAD + \beta_5 SPREAD * DR + \beta_6 SPREAD*RET + \beta_7 SPREAD * RET * DR + \varepsilon$

در مدل بالا اندیس‌های شرکت و زمان، حذف و بقیه‌ی متغیرها نیز قبلا تعریف شده است.

با توجه به توضیحات مربوط به فرضیه‌های ۱– الف و ۱ – ب، فرضیه‌ی ۱- ج پیش‌بینی می‌کند که β_7، مثبت و معنی دار باشد. این امر حاکی از آن است که افزایش سطح عدم

تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران موجب افزایش عدم تقارن در شناسایی درآمدها و هزینه‌ها (محافظه کاری) در صورت‌های مالی هر دوره می‌شود. [1]

این فرضیه برای یک دوره‌ی زمانی سه ساله آزمون می‌شود. برای دوره‌ی سه ساله، سود و بازده انباشته‌ی سه سال (سال مربوط بعلاوه‌ی دو سال قبل) محاسبه می‌شود. سپس میانگین انباشته‌ی متغیرها که برای سال‌های ۱۳۸۳، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ حساب شده است، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

برای آزمون فرضیه‌های ۲- الف و ۲- ب مدل رگرسیون چند متغیره ی زیر برای نمونه‌ی دارای بازده مثبت و منفی به طور جداگانه به کار می‌رود:

(6) $NI_t = \alpha + \beta_1 RET_t + \beta_2 \Delta SPREAD_{t+x} + \beta_3 \Delta SPREAD_{t+x} * RET_t + \beta_4 SPREAD_{t-1+x} + \beta_5 SPREAD_{t-1+x} * RET_t + \varepsilon$

در مدل بالا اندیس شرکت حذف شده است.

$\Delta SPREAD$= تغییر دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام طی دوره‌ی t+x که x برابر با ۱-، ۰ و ۱ و t بیانگر سال مورد بررسی است. برای مثال $\Delta SPREAD$ سال ۱۳۸۲ برابر است با: $\Delta SPREAD_{82} = SPREAD_{82} - SPREAD_{81}$ و بقیه‌ی متغیرهای مدل قبلا تعریف شده اند.

مفهوم فرضیه‌های ۲-الف و ۲- ب این است که چنانچه تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران یعنی $\Delta SPREAD$ مثبت باشد، درآمد کمتر و هزینه‌ی بیشتری در صورت‌های مالی منعکس می‌شود، در نتیجه NI کاهش می‌یابد؛ و چنانچه تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران یعنی $\Delta SPREAD$ منفی باشد، درآمد بیشتر و هزینه‌ی کمتری در صورت‌های مالی منعکس می‌شود، در نتیجه NI افزایش می‌یابد. با توجه به این توضیحات، پیش‌بینی می‌شود که β_3 برای نمونه‌ی با بازده مثبت (فرضیه‌ی ۲-الف)، منفی و معنی‌دار و برای نمونه‌ی با بازده منفی (فرضیه‌ی ۲- ب)، مثبت و معنی دار باشد.

برای آزمون فرضیه‌ی ۲- ج از مدل رگرسیون زیر استفاده می‌شود:

---

1. واقعیت این است که فرضیه ی ۱- ج و ۲ – ج به دو صورت مورد آزمون قرار گرفته است. یک بار بدون در نظر گرفتن اندازه ی شرکت و بار دیگر با در نظر گرفتن اندازه ی شرکت. زیرا اندازه‌ی شرکت یکی از عواملی است که ممکن است بر متغیر وابسته تأثیر بگذارد. اما چون محدودیت حجم مقاله اجازه نمی داد تا تمامی تجزیه و تحلیل‌ها را گزارش کنیم، تنها به گزارش نتیجه ی تجزیه تحلیل بدون در نظر گرفتن اندازه ی شرکت اکتفا کردیم. همین جا یادآوری می‌کنیم که نتایج تجزیه و تحلیل‌های اضافی با نتایج گزارش شده یکسان است. یعنی حتی با کنترل تأثیر اندازه ی شرکت، عدم تقارن اطلاعاتی با میزان محافظه کاری اعمال شده در گزارشگری مالی شرکت‌ها رابطه مثبت دارد. نکته دیگی این که مدل رگرسیون مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌ها هم حاصل یک برنامه اقتصاد سنجی است که توسط لافوند و واتز [۱۴] طراحی شده است.

$$(7)\quad NI_t = \alpha + \beta_1 DR_t + \beta_2 RET_t + \beta 3 RET_t * DR_t + \beta_4 \Delta SPREAD_{t+x} + \beta_5 \Delta SPREAD_{t+x} * DR_t + \beta_6 \Delta SPREAD_{t+x} * RET_t + \beta_7 SPREAD_{t+x} * RET_t * DR_t + \beta_8 SPREAD_{t-1+x} + \beta_9 SPREAD_{t-1+x} * DR_t + \beta_{10} SPREAD_{t-1+x} * RET_t + \beta_{11} SPREAD_{t-1+x} * RET_t * DR_t + \varepsilon_t$$

در مدل بالا اندیس شرکت، حذف و متغیرها نیز قبلا تعریف شده است. مفهوم فرضیه ۲- ج این است که چنانچه تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران یعنی $\Delta SPREAD$ مثبت باشد، درآمدها و هزینه‌ها با محافظه کاری بیشتری در صورت‌های مالی منعکس می‌شود؛ در نتیجه NI کاهش می‌یابد و چنانچه تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران یعنی $\Delta SPREAD$ منفی باشد، نتیجه برعکس می‌شود.

با توجه به توضیحات بالا چنانچه تغییر عدم تقارن اطلاعاتی نسبت به دوره قبل (t -1) منجر به تغییر در میزان محافظه کاری صورت‌های مالی شود؛ انتظار می‌رود که ضریب عبارت $\Delta SPREAD_{t-1} * RET_t * DR_t$ یعنی β_7 مثبت و معنی‌دار باشد. اگر تغییر عدم تقارن اطلاعاتی همزمان با تغییر در میزان محافظه کاری صورت‌های مالی باشد (یعنی دوره ی t + 0)؛ انتظار می‌رود که ضریب عبارت $\Delta SPREAD_t * RET_t * DR_t$ یعنی β_7 مثبت و معنی‌دار باشد.

فرضیه‌ی ۲- ج برای یک دوره‌ی زمانی دو ساله آزمون می‌شوند. برای دوره‌ی دو ساله، سود و بازده انباشته‌ی دو ساله (سال مربوط بعلاوه‌ی سال قبل) محاسبه می‌شود. سپس میانگین انباشته‌ی متغیرها که برای سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ حساب شده است، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

جامعهٔ آماری و نمونهٔ تحقیق

جامعه‌ی آماری تحقیق حاضر شامل کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی آن از ابتدای سال ۱۳۸۱ تا پایان سال ۱۳۸۵ می‌باشد. علت انتخاب این دوره‌ی زمانی آن است که دسترسی به قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام که داده‌های مورد نیاز برای محاسبه‌ی عدم تقارن اطلاعاتی است، برای قبل از سال ۱۳۸۱ مقدور نیست. مهمترین دلیل استفاده از شرکت‌های بورسی ثبت قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران توسط کارگزاران است. شرکت‌هایی قابل مطالعه هستند که سهام آنها در طول دوره‌ی مورد بررسی در بورس معامله شده باشد و معاملات آنها دچار وقفه‌ی طولانی نشده باشد. بنابراین

شرکت‌هایی که دست‌کم شش ماه وقفه‌ی معاملاتی داشتند از جامعهٔ آماری کنار گذاشته شدند؛ سعی شد تا آنجا که ممکن است شرکت‌های نمونه‌ی انتخابی صنایع مختلف را پوشش دهند؛ با در نظر گرفتن این شرایط و به شیوهٔ خذفی تنها ۸۱ شرکت باقی می‌ماند که نمونهٔ مورد مطالعهٔ ما را تشکیل می‌دهد. اطلاعات مورد نیاز از منابع اطلاعات موجود در بورس اوراق بهادار تهران و سایر منابع از قبیل اطلاعات عرضه شده توسط مؤسسهٔ تدبیر پرداز، گردآوری شد و با کمک نرم افزارهای آماری موجود، تجزیه و تحلیل گردید.

نتایج آزمون فرضیه‌ی اول

فرضیه‌ی اول دارای سه فرضیه‌ی فرعی است که در ادامه نتایج آزمون هر یک از این فرضیه‌ها بیان می‌گردد. برای آزمون فرضیه‌ی ۱- الف مدل شماره‌ی ۴، برای نمونه ی دارای بازده مثبت به کار برده شده است. همانطور که در نگاره‌ی شماره‌ی ۱ مشاهده می‌شود، β_3 برابر با ۰/۴۸۱-، آماره‌ی t، ۲/۱۱۳- و سطح معنی داری آن ۰/۰۳۸ است. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته می‌شود. برای پرهیز از تطویل کلام در همین جا تأکید می‌شود که در تمامی موارد بعدی، مدل‌های به کار گرفته شده از نظر تبیین رفتار متغیر وابسته طبق آماره‌ی F معنی دار است و طبق آماره‌ی دوربین – واتسون نیز در کلیهٔ موارد بین جزء خطای مشاهدات، خود همبستگی وجود ندارد.

برای آزمون فرضیه‌ی ۱- ب مدل شماره‌ی ۴، برای نمونه ی دارای بازده منفی به کار برده شده است. همانطور که در نگاره‌ی شماره‌ی ۲ مشاهده می‌شود، β_3 برابر با ۰/۸۱۷، آماره‌ی t، ۲/۹۸۴ و سطح معنی داری آن ۰/۰۱۴ است. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۹۹٪ پذیرفته می‌شود.

نگاره ۱. نتایج آزمون فرضیه‌ی ۱- الف برای نمونهٔ دارای بازده مثبت

$$NI = \alpha + \beta_1 RET + \beta_2 SPREAD + \beta_3 SPREAD * RET + \varepsilon$$

متغیرها	ضرایب	علامت مورد انتظار ضریب	آماره‌ی t	سطح معنی‌داری
α			۵.۱۱۱	۰.۰۰۰
(β_1)RET	۰.۳۸۳		۲.۰۱۹	۰.۰۱۹
(β_2)SPREAD	۰.۰۱۷		۱.۰۱	۰.۹۸۱
(β_3)SPREAD*RET	-۰.۴۸۱	منفی	-۲.۱۱۳	۰.۰۳۸
ضریب تعیین	۰.۲۹۰	آماره‌ی F ۴.۱۲۱	معنی داری F:	۰.۰۱۳
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۲۱۹	آماره‌ی دوربین - واتسون	۱.۹۱۱	

نگاره ۲. نتایج آزمون فرضیه‌ی ۱- ب برای نمونهٔ دارای بازده منفی

$NI = \alpha + \beta_1 RET + \beta_2 SPREAD + \beta_3 SPREAD*RET + \varepsilon$				
متغیرها	ضرایب	علامت مورد انتظار ضریب	آماره‌ی t	سطح معنی‌داری
α			-۰.۱۸	۰.۹۰۱
(β_1)RET	-۰.۴۴۸		-۲.۱۲	۰.۰۲۳
(β_2)SPREAD	۰.۳۱۲		۱.۷۶۱	۰.۰۶۵
(β_3)SPREAD*RET	۰.۸۱۷	مثبت	۲.۹۸۴	۰.۰۱۴
ضریب تعیین	۰.۳۱۱	آماره‌یF ۳.۱۱۳	سطح معنی داری F :	۰.۰۲۹
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۲۱۷	آماره‌ی دوربین – واتسون	۲.۰۱۷	

برای آزمون فرضیه‌ی ۱-ج، مدل رگرسیون شماره‌ی ۵ برای کل نمونه‌ی تحقیق به‌کار برده شده است. همانطور که در نگاره‌ی شماره‌ی ۳ مشاهده می‌شود، β_7 برابر با ۱/۱۹۲، آماره‌ی t، ۳/۸۶۴ و سطح معنی داری آن ۰/۰۰۱ است. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۹۹٪ پذیرفته می‌شود.

نگاره ۳. نتایج آزمون فرضیه‌ی ۱- ج برای کل نمونه

$NI = \alpha + \beta_1 DR + \beta_2 RET + \beta_3 RET*DR + \beta_4 SPREAD + \beta_5 SPREAD*DR + \beta_6 SPREAD*RET + \beta_7 SPREAD*RET*DR + \varepsilon$				
متغیرها	ضریب	علامت مورد انتظار	آماره‌ی t	سطح معنی‌داری
α			۴.۱۸۱	۰.۰۰۰
(β1)DR	-۰.۷۲		-۲.۸۱	۰.۰۰۹
(β2)RET	۰.۴۹۱		۱.۵۳۲	۰.۱۲۵
(β3)RET*DR	-۱.۲۳		-۲.۹۸	۰.۰۰۴
(β4)SPREAD	۰.۰۱۳		۰.۰۵۲	۰.۸۳۱
(β5)SPREAD*DR	۰.۶۱		۲.۰۱۱	۰.۰۰۳
(β6)SPREAD*RET	-۱.۱۱		-۱.۹۱	۰.۱۸۲
(β7)SPREAD*RET*DR	۱.۱۹۲	مثبت	۳.۸۶۴	۰.۰۰۱
ضریب تعیین	۰.۴۸۱	آماره‌یF:	سطح معنی داری آماره‌یF:	
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۳۹۹	۴.۸۶۳	۰.۰۰۰	
آماره‌ی دوربین – واتسون	۱.۹۸۵			

نتایج آزمون فرضیه‌ی دوم

فرضیه‌ی دوم دارای سه فرضیه‌ی فرعی است که در ادامه نتایج آزمون هر یک از این فرضیه‌ها بیان می‌گردد. برای آزمون فرضیه‌ی ۲- الف مدل رگرسیون شماره‌ی ۶، برای نمونه ی دارای بازده مثبت به کار برده شده است. همانطور که در نگاره‌ی شماره‌ی ۴ مشاهده می‌شود، β_3 برای دوره‌های ۱-، ۰ و ۱ به ترتیب برابر با ۲/۹۱-، ۰/۶۶- و ۰/۹۸۲-، آماره‌ی t ، ۳/۸۲-، ۱/۸۵- و۲/۱۸- و سطح معنی داری آنها ۰/۰۰، ۰/۰۴ و ۰/۰۵ است. در نتیجه این فرضیه برای دوره‌های ۱-، ۰ و ۱ به ترتیب در سطوح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۵٪ پذیرفته می‌شود.

نگاره ۴. نتایج آزمون فرضیه‌ی ۲- الف برای نمونه ی دارای بازده مثبت

$$NI_t = \alpha + \beta_1 RET_t + \beta_2 \Delta SPREAD_{t+x} + \beta_3 \Delta SPREAD_{t+x} * RET_t + \beta_4 SPREAD_{t-1+x} + \beta_5 SPREAD_{t-1+x} * RET_t + \varepsilon$$

متغیرها	X = -1				X = 0			X = 1		
	علامت م.ا.	ضرایب	آماره t	سطح معنی‌داری	ضرایب	آماره t	سطح معنی‌داری	ضرایب	آماره t	سطح معنی‌داری
α			۳.۰۸	۰.۰۰		۱.۸۹	۰.۵۵		۱.۰۲	۰.۰۹
$(\beta_1)RET_t$		۰.۴۱	۱.۹۸	۱.۰۱	۱.۹۴	۴.۸۱	۱.۱۱	۱.۰۴	۲.۲۸	۰.۲۱
$(\beta_2)\Delta SPREAD_{t+x}$		۰.۹۹	۱.۸۱	۰.۰۰۱	۰.۷۵	۲.۵۳	۰.۱۵	۰.۳۵	۱.۱۹	۰.۲۵
$(\beta_3)\Delta SPREAD_{t+x} * RET_t$	-	۲.۹۱-	۳.۸۲-	۰.۰۰	۰.۶۶-	۱.۸۵-	۰.۰۴	۰.۹۸۲-	۲.۱۸-	۰.۰۵
$(\beta_4)SPREAD_{t-1+x}$		۰.۰۴	۰.۱۹	۰.۹۱	۱.۸۲	۲.۲۱	۰.۰۷	۰.۸۹	۱.۳۳	۰.۱۶
$(\beta_5)SPREAD_{t-1+x} * RET_t$		۱.۱۱-	۱.۵۲-	۱.۰۹	۱.۲۴-	۲.۴۶-	۰.۰۲	۱.۱۲-	۱.۹۹-	۰.۳۹
ضریب تعیین		۰.۵۴			۰.۴۱			۰.۳۵		
ضریب تعیین تعدیل شده		۰.۴۲			۰.۲۸			۰.۰۹		
آماره‌ی دوربین-واتسون		۱.۹۱			۱.۸۷			۱.۸۱		
آماره‌ی F		۴.۱۲			۳.۱۱			۲.۷۱		
سطح معنی داری آماره ی F		۰.۰۰۲			۰.۰۵			۰.۳۹		

برای آزمون فرضیه‌ی ۲- ب مدل رگرسیون شماره‌ی۶، برای نمونه‌ی دارای بازده منفی به‌کار برده شده است. همانطور که در نگاره‌ی شماره‌ی ۵ مشاهده می‌شود، β_3 برای دوره‌های ۱-، ۰ و ۱ به ترتیب برابر با ۰/۵۴، ۰/۸۵ و ۱/۵۴، آماره‌ی t، ۲/۶۶، ۲/۳۲ و ۳/۶۲ و سطح معنی داری آنها ۰/۰۴، ۰/۰۳ و ۰/۰۰۱ است. در نتیجه این فرضیه برای دوره‌های ۱-، ۰ و ۱ به ترتیب در سطوح اطمینان ۹۵٪، ۹۵٪ و ۹۹٪ پذیرفته می‌شود.

نگاره ۵. نتایج آزمون فرضیه‌ی ۲- ب برای نمونه ی دارای بازده منفی

$$NI_t = \alpha + \beta_1 RET_t + \beta_2 \Delta SPREAD_{t+x} + \beta_3 \Delta SPREAD_{t+x} * RET_t + \beta_4 SPREAD_{t-1+x} + \beta_5 SPREAD_{t-1+x} * RET_t + \varepsilon$$

متغیرها	علامت	X = -1			X = 0			X = 1		
		ضرایب	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری	ضرایب	آمارهٔ t	سطح معنی داری	ضرایب	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
α			۱.۸۶	۰.۰۵		۴.۱۱	۰.۰۱		۴.۸۱	۰.۰۴
(β_1) RET_t		-۰.۶۷	-۲.۹۲	۰.۱۲	۱.۰۸	۱.۶۲	۱.۰۶	۰.۱۹	۰.۶۴	۰.۴۵
$(\beta_2)\Delta SPREAD_{t+x}$		۰.۴۵	۲.۰۵	۰.۰۱	۰.۷۱	۲.۵۹	۰.۰۱	۰.۳۲	۰.۵۱	۰.۸۳
$(\beta_3)\Delta SPREAD_{t+x} * RET_t$	+	۰.۵۴	۲.۶۶	۰.۰۴	۰.۸۵	۲.۳۲	۰.۰۳	۱.۵۴	۳.۶۲	۰.۰۰۱
(β_4) $SPREAD_{t-1+x}$		۰.۸۷	۳.۰۵	۰.۰۰	۰.۲۷	۱.۰۲	۰.۵۲	-۱.۰۴	-۱.۹۲	۰.۹۱
(β_5) $SPREAD_{t-1+x} * RET_t$		۰.۹۱	۲.۳۵	۰.۰۴	۰.۶۸	۱.۳۲	۰.۴۱	-۱.۲۴	-۲.۸۵	۰.۰۰
ضریب تعیین		۰.۳۲			۰.۲۵			۰.۴۱		
ضریب تعیین تعدیل شده		۰.۲۱			۰.۱۲			۰.۲۶		
آماره‌ی دوربین - واتسون		۱.۸۲			۱.۹۹			۱.۹۶		
آماره‌ی F		۳.۸۴			۲.۱۵			۳.۰۲		
سطح معنی داری آماره ی F		۰.۰۴			۰.۰۵			۰.۰۲		

برای آزمون فرضیه‌ی ۲- ج، مدل رگرسیون شماره‌ی ۷ به کار برده شده است. همانطور که در نگاره‌ی شماره‌ی ۷ مشاهده می‌شود، β_7 برای دوره‌های ۱- و ۰ به ترتیب برابر با ۰/۴۹۷ و ۱/۳۸۲، آماره‌ی t، برابر با ۱/۹۸۹ و۳/۴۲۸ و سطح معنی داری آنها ۰/۰۳۲ و۰/۰۰۲ است. در نتیجه این فرضیه برای دوره‌های ۱- و ۰ به ترتیب در سطوح اطمینان

۹۵٪ و ۹۹٪ پذیرفته می‌شود.

در این مدل، دوره‌ی (t+۱) در واقع به تأثیر تغییر محافظه کاری بر تغییر عدم تقارن اطلاعاتی مربوط است. از آنجا که این وضعیت نقطهٔ مقابل فرضیهٔ دوم است، موضوع در اینجا مورد بحث و بررسی بیشتر قرار نمی گیرد.

نگاره ۷. نتایج آزمون فرضیه‌ی ۲- ج برای کل نمونه

$$NI_t = \alpha + \beta_1 DR_t + \beta_2 RET_t + \beta_3 RET_t*DR_t + \beta_4 \Delta SPREAD_{t+x} + \beta_5 SPREAD_{t+x}*DR_t + \beta_6 \Delta SPREAD_{t+x}*RET_t + \beta_7 \Delta SPREAD_{t+x}*RET_t*DR_t + \beta_8 SPREAD_{t-1+x} + \beta_9 SPREAD_{t-1+x}*DR_t + \beta_{10} SPREAD_{t-1+x}*RET_t + \beta_{11} SPREAD_{t-1+x}*RET_t*DR_t + \varepsilon t$$

متغیرها	X = -1			X = 0		
	علامت مورد انتظار	ضرایب	آماره‌ی t	سطح معنی‌داری	ضرایب	آماره‌ی t	سطح معنی‌داری
α			۳.۱۸۲	۰		۳.۰۲۴	۰.۰۲۸
$(\beta_1)DR_t$		-۱.۰۶	-۲.۲۷	۰.۲۱۷	۰.۳۲۷	۱.۱۲۵	۰.۴۹۱
$(\beta_2)RET_t$		۰.۸۴۱	۲.۳۴۲	۰.۰۱۳	۱.۰۵۶	۲.۳۵	۰.۰۰۶
$(\beta_3)RET_t * DR_t$		-۰.۶۴	-۲.۸۶	۰.۰۰۱	-۰.۴۵	-۱.۳۴	۰.۰۵۱
$(\beta_4)\Delta SPREAD_{t+x}$		۰.۹۹۱	۲.۰۰۱	۰.۰۲۳	۰.۳۲۵	۲.۱۹۲	۰.۰۴۸
$(\beta_5)\Delta SPREAD_{t+x}*DR_t$		-۰.۲۹	-۰.۸۵	۰.۵۲۸	-۱.۷۸	-۳.۴۶	۰.۰۰۲
$(\beta_6)\Delta SPREAD_{t+x}*RET_t$		-۰.۴۲	-۱.۱۸	۰.۲۱	-۰.۸۷	-۱.۶۴	۰.۲۰۱
$(\beta_7)\Delta SPREAD_{t+x}*RET_t*DR_t$	مثبت	۰.۴۹۷	۱.۹۸۹	۰.۰۳۲	۱.۳۸۲	۳.۴۲۸	۰.۰۰۲
$(\beta_8)SPREAD_{t-1+x}$		۰.۱۸۱	۰.۹۷۳	۰.۳۱۹	۱.۷۲	۳.۰۱۳	۰.۰۳۶
$(\beta_9)SPREAD_{t-1+x}*DR_t$		۰.۳۵۲	۱.۳۲۱	۰.۱۰۸	-۰.۶۵	-۲.۳۶	۰.۱۰۶
$(\beta_{10})SPREAD_{t-1+x}*RET_t$		-۰.۵۴	-۱.۰۱۲	۰.۸۶۱	-۰.۷۴	-۲.۱۴	۰.۰۴۲
$(\beta_{11})_{SPREADt-1+x}*RET_t* DR_t$		۱.۱۷۱	۳.۲۲۱	۰.۰۴۵	۰.۵۶۳	۱.۹۸۷	۰.۰۶۲
ضریب تعیین		۰.۴۶۵			۰.۵۴۹		
ضریب تعیین تعدیل شده		۰.۳۵۱			۰.۴۳۸		
آماره‌ی دوربین - واتسون		۲.۰۱۲			۱.۹۹۷		
آماره‌ی F		۳.۸۹۵			۴.۳۲۶		
سطح معنی داری آماره ی F		۰.۰۰۰			۰.۰۰۰		

تفسیر نتایج و پیشنهادها

در این مقاله رابطه ی عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران و میزان محافظه کاری اعمال شده در صورت‌های مالی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مورد بررسی و آزمون قرار گرفته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد هر گاه عدم تقارن اطلاعاتی بیشتری بین سرمایه گذاران وجود دارد، شرکت‌ها سود و زیان را با محافظه کاری بیشتری گزارش می کنند. همچنین، شناسایی نامتقارن درآمدها و هزینه‌ها در صورت‌های مالی متناسب با سطح عدم تقارن اطلاعاتی تغییر می کند. در این مقاله تأثیر تغییرات عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران بر میزان محافظه کاری نیز مورد بررسی قرار گرفته و نشان داده شده است که با تغییر میزان عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران، میزان محافظه کاری در گزارشگری مالی شرکت‌ها نیز تغییر می‌یابد. نتایج یاد شده با تقاضای اعمال محافظه کاری بیشتر در اندازه گیری سودها به عنوان ابزاری برای کاهش هزینه‌های نمایندگی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران، سازگار است.

بعلاوه، نتایج تحقیق حاضر حاکی از آن است که میزان محافظه کاری در تهیهٔ صورت‌های مالی به دنبال افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران، افزایش می‌یابد. این نتیجه از نقش تعدیل کنندهٔ محافظه کاری در قبال کاهش ارزش سهام ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران، حمایت می کند. یافته‌های تحقیق حاضر با نتایج تحقیق لافوند و واتز [۱۴] هماهنگی دارد.

نتایج تحقیق حاضر سودمندیِ محافظه کاری را به عنوان یکی از ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی، تأیید و همچنین نقش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران را در اعمال محافظه کاری در گزارشگری مالی، تبیین می‌نماید. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که استفاده کنندگان صورت‌های مالی برای اطلاعات حسابداری محافظه کارانه ارزش قائلند، چون این‌گونه اطلاعات موجب کاهش هزینه‌های ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران می‌شود. زیرا در این مقاله نشان داده شده است که با افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران، محافظه کاری در گزارشگری مالی افزایش می‌یابد و اما باید توجه داشت که افزایش محافظه کاری در گزارشگری مالی هم به دنبال خود موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. یعنی با اعمال محافظه کاری، تنها سودهای دارای قابلیت تأیید بالا گزارش می‌شود و بدین ترتیب و در مرحله ی بعد عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران کاهش می‌یابد. بنابراین، مکانیزم نظارت بر عملکرد مدیریت و به بیان دیگر

کنترل رفتار مدیریت از طریق محافظه کاری، منبع و منشأ مهمی برای تقاضا به محافظه کاری است. اهمیت این منبع اگر بیشتر از سایر منابع تقاضا به محافظه کاری نباشد، کمتر از آنها نیست. از سوی دیگر، هنگامی که عدم تقارن اطلاعاتی زیاد است، نقش حسابداری محدود به گزارش ارزش ویژه‌ی سهامداران نیست، بلکه باید اطلاعات قابل اتکایی فراهم کند که برای ارزیابی اطلاعات دریافت شده از منابع مختلف مفید واقع شود. از آنجا که محافظه کاری یکی از مؤلفه‌های خصوصیت کیفی قابلیت اتکا است؛ اعمال محافظه کاری در صورت‌های مالی، قابلیت اتکای آن را افزایش می‌دهد. بنابراین، این یافته‌ها می‌تواند برای مراجع مسئول تدوین استانداردهای حسابداری که در تلاش هستند تا محافظه کاری را کم رنگ کنند، کاربرد داشته باشد.

در نهایت باید یادآوری کرد که نتایج مورد اشاره برای تحقیقاتی که به بررسی عوامل مؤثر بر سطح محافظه کاری می‌پردازند، مفید است. بررسی رابطه‌ی بین هزینه‌ی تامین مالی (استقراض و سرمایه) و محافظه کاری، رابطه‌ی بین اهرم مالی و محافظه کاری، رابطه‌ی بین نوع شرکت‌ها (سهامی عام و خاص و ترکیب سهامداران) و محافظه کاری از جمله موضوعاتی است که برای تکمیل دانش خود از عوامل مؤثر بر میزان محافظه کاری، می‌تواند در محیط ایران صورت پذیرد.

منابع و مآخذ

۱. احمدپور، احمد و امیر رساییان، ۱۳۸۵، «رابطه‌ی بین معیارهای ریسک و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، فصل‌نامه‌ی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره‌ی ۴۶، صص ۶۰-۳۷.

۲. امیر بیگی، حبیب، ۱۳۸۶، بررسی عدم تقارن زمانی سود به عنوان معیار محافظه کاری در گزارشگری مالی، پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه بین المللی امام خمینی.

۳. قائمی، محمدحسین و محمدرضا وطن پرست، ۱۳۸۴، «بررسی نقش اطلاعاتی حسابداری در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران»، فصل‌نامه‌ی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال دوازدهم، شماره‌ی ۴۱، صص ۱۰۳-۸۵.

۴. کمیته‌ی فنی سازمان حسابرسی، ۱۳۸۱، استانداردهای حسابداری، تهران: سازمان حسابرسی، نشریه‌ی ۱۶۰.

5. Ahmed, A. S., B. K. Billings, R. M. Morton and M. Stanford-Harris, 2002, "The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder–Shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs " , The Accounting Review **77**: 867–890.

6. Ball, R., and L. Shivakumar, 2005, "Earnings Quality in U. K. Private Firms", Journal of Accounting and Economics 39: 83-128.

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

8. Beekes, W, P. Pope and S. Young, 2004, "The Link between Earnings Timeliness, Earnings Conservatism and Board Composition: Evidence from the U. K.", Corporate Governance: An International Review, v.12 (1): 47-59.

9. Bliss J. H., 1924, Management Through Accounts, The Ronald Press Co., New York.

10. Easley, D., and M. O'Hara, 2004, "Information and the Cost of Capital", Journal of Finance 59: 1553-1583.

11. Givoly D., C. Hayn and A. Natarajan, 2007, "Measuring Reporting Conservatism", The Accounting Review 82: 65-106.

12. Holthausen R., and R. Watts, 2001, "The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standards setting", Journal of Accounting and Economics, 31: 3-75.

13. LaFond R., and S. Roychowdhury, 2008, "Managerial Ownership and Accounting Conservatism", Journal of Accounting Research (forthcoming). Availble at URL: http://www.ssrn.com.

14. LaFond, R., and R. Watts, 2008, "The Information Role of Conservatism", The Accounting Review (forthcoming). Availble at URL: http://www.ssrn.com.

15. Lim R., 2006. "The Relationship between Corporate Governance and Accounting Conservatism: Australian Evidence", Availble at URL: http://www.ssrn.com.

16. Pae, J., 2007, "Unexpected Accruals and Conditional Accounting Conservatism", Forthcoming in Journal of Business Finance and Accounting, Availble at URL: http://www.ssrn.com.

17. Roychowdhury, S., and R. L. Watts, 2007, "Asymmetric Timeliness of Earnings, Market-to-Book and Conservatism in Financial Reporting", Journal of Accounting and Economics 44, 1-2: 2-31.

18. Venkatesh, P. C., and R. Chiang, 1986, "Information Asymmetry and the Dealer's Bid-Ask Spread: A Case Study of Earnings and Dividend Announcements", The Journal of Finance 41, 5: 1089-1102.

19. Watts, R. L., 2003a, "Conservatism in Accounting, Part I: Explanations and Implications", Accounting Horizons 17, 3: 207-221.