

مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره دوم، شماره اول، تابستان ۱۳۸۹، پیاپی ۵۸/۳ - صفحه‌های ۸۵-۱۱۹
(مجله علوم اجتماعی و انسانی سابق)

بررسی وجود محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر محمدحسین ستایش* مظفر جمالیان‌پور**

دانشگاه شیراز

چکیده

مقاله‌ی حاضر با بهره‌گیری از مدل‌های متداول در ادبیات موضوعه، به بررسی وجود محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی پرداخته است. پژوهش یادشده، بر روی ۱۹۴ شرکت پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۷ انجام پذیرفت. بدین منظور، از تکنیک‌های آماری تجزیه و تحلیل رگرسیون ساده‌ی چند متغیره، آزمون آماری مقایسه‌ی میانگین‌ها، آزمون آماری تحلیل واریانس یک‌طرفه، تکنیک آماری کوریسکال-والیس، تکنیک آماری کولموگروف-اسمیرنوف و بررسی چولگی توزیع استفاده شده است. نتایج پژوهش بیان‌گر آن است که در اکثریت موارد، پاسخ نامتقارن میان سود حسابداری و بازدهی سهام (چه در سطح کلیه‌ی شرکت‌ها و چه در سطح صنایع مختلف) وجود ندارد. علاوه بر آن، اقلام برآمده از محافظه‌کاری مدیران و حسابداران، یعنی اقلام تعهدی غیرعملیاتی، با گذشت زمان تغییر قابل ملاحظه‌ای نداشته‌است. همچنین، بررسی تفاوت میزان چولگی‌های جریان وجه نقد عملیاتی و توزیع سود نقدی روشن کرد که در سطح کل

* استادیار بخش حسابداری

** دانشجوی کارشناسی ارشد بخش حسابداری

شرکت‌ها، چولگی جریان وجه نقد عملیاتی بیشتر است، در صورتی که در سطح صنایع مختلف، چولگی توزیع سود نقدی افزون‌تر بود. به علاوه، نتایج حاصل از بررسی تفکیک اختلاف ارزش بازار و ارزش دفتری خالص دارایی‌ها نشان می‌دهد که محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی در هر دو سطح پژوهش، اعم از کل شرکت‌ها و صنایع مختلف وجود داشته و روند آن نیز صعودی است.

واژه‌های کلیدی: ۱. محافظه‌کاری ۲. اندازه‌گیری کمی ویژگی‌های کیفی ۳. ارقام تعهدی غیرعملیاتی ۴. واکنش نامتقارن سود ۵. چولگی جریان وجه نقد عملیاتی ۶. چولگی توزیع سود نقدی ۷. محافظه‌کاری شرطی ۸. محافظه‌کاری غیرشرطی

۱. مقدمه

عدم قطعیت و ابهام در تمام جنبه‌های زندگی بشر از جمله تصمیم‌گیری، برنامه‌ریزی و غیره اجتناب‌ناپذیر است. بنابر نظریه‌ی عدم قطعیت هاینبرگ^۱، اصولاً عدم قطعیت در ذات و طبیعت وقایع وجود دارد. (هامر^۲، ۱۹۹۰) حسابداری و گزارش‌گری مالی نیز از این قاعده‌ی کلی مستثنی نیست. برای مثال، ابهام در وجود کنترل، ابهام در وصول مطالبات، ابهام در درآمدزایی دارایی‌ها و ابهام در جریان وجه نقد ناشی از فعالیت‌ها، نمونه‌ای از دریای بی‌کران ابهامات در شناخت رویدادهای مالی و گزارش‌گری مالی است. اصل محافظه‌کاری^۳ یا همان اصل احتیاط، از اولین و اصلی‌ترین راه‌های مواجهه با ابهام موجود در تراکنش‌ها و رویدادهای واحد اقتصادی است. این اصل برآمده از اصل هوشیاری^۴ در تجارت است که بیان می‌کند خریدار باید مواظب باشد کیفیت و کمیتی را که برای آن پولی می‌پردازد، وصول کرده باشد. (بزرگ‌اصل، ۱۳۷۴) این اصل یکی از اصول موجود در حسابداری مبتنی بر بهای تمام شده^۵ است که به عقیده‌ی برخی از صاحب‌نظران مانند ثقفی (۱۳۸۱) تنها پاسخ خامی به حسابداران در مواجهه با ابهام و عدم قطعیت است که یکی از روش‌های برآمده از این اصل، ایجاد نوعی ناسازگاری درونی در نحوه‌ی برخورد با سود در مقابل زیان است. (ثقفی، ۱۳۸۱)

پژوهش حاضر به دنبال بررسی روند محافظه‌کاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس

اوراق بهادار تهران است که لازمه این مهم، اندازه‌گیری آن است. مطالعات انجام گرفته بیانگر این است که اندازه‌گیری کمی مفاهیم کیفی اطلاعات از دیرباز مورد توجه پژوهش‌گران بوده است.

۲. مبانی نظری پژوهش

۲.۱. محافظه‌کاری و نقش آن در گزارش‌گری مالی

هیأت تدوین استانداردهای حسابداری ایران (۱۳۸۳) محافظه‌کاری را چنین تعریف می‌کند:

"احتیاط عبارت است از کاربرد درجه‌ای از مراقبت که در اعمال قضاوت برای انجام برآورد در شرایط ابهام مورد نیاز است؛ به گونه‌ای که درآمدها یا دارایی‌ها بیشتر از واقع و هزینه‌ها یا بدهی‌ها کمتر از واقع ارائه نشود."

با توجه به مطلب فوق، محافظه‌کاری حداقل از دو جنبه می‌تواند بر اطلاعات حسابداری موثر باشد:

۱. عدم ارائه‌ی صحیح و دقیق ارزش منصفانه‌ی خالص دارایی‌ها، که با اصل پرهیز از سوگیری اطلاعات تناقض دارد؛

۲. به تعویق انداختن شناسایی سود و درآمدها نسبت به شناسایی زیان و هزینه‌ها که این موضوع نیز با اصل تطابق درآمد و هزینه مغایرت دارد.

محافظه‌کاری راهی است برای مقابله با شک و تردید موجود در باره‌ی رویدادهای آتی که در صورت پیروی بیش از حد از آن، نه تنها بر مطلوبیت و مفید بودن اطلاعات نمی‌افزاید، بلکه راه ایجاد ذخایر پنهان در صورت‌های مالی را برای مدیران و حسابداران می‌گشاید. گزارش‌های مالی محافظه‌کارانه برای وضعیت حال صاحبان سرمایه واقع‌بینانه نیست و به ایجاد نوعی انحراف در بیان وضعیت فعلی آن‌ها می‌انجامد؛ چرا که این اصل باعث می‌شود ارزش خالص واحد تجاری با ارزش مورد انتظار آتی برابر نباشد. (اسچرودر و دیگران^۶، ۲۰۰۸) بنابراین، می‌توان گفت که استفاده از اصل محافظه‌کاری به زیر پا گذاشتن اصل بی‌طرفی^۷ می‌انجامد. استیرلینگ^۸ (۱۹۷۰) محافظه‌کاری را موثرترین اصل در ارزشگذاری حسابداری می‌داند. البته با توجه به اهمیت روزافزون ویژگی‌های مربوط بودن^۹ و همچنین قابلیت اتکا^{۱۰} اطلاعات مالی، از میزان تاثیر این اصل کاسته شده است. (اسچرودر

و دیگران، ۲۰۰۸) گرای^{۱۱} (۱۹۸۸) یکی از ارزش‌های اجتماعی را توانایی اجتناب از عدم اطمینان می‌داند که این ارزش اجتماعی در حسابداری، به ایجاد ارزشی به نام محافظه‌کاری می‌انجامد. این ارزش حسابداری، بر اندازه‌گیری دارایی‌ها و سودها تأثیری مستقیم خواهد گذاشت. بلکویی^{۱۲} (۲۰۰۰) اصل محافظه‌کاری را یک نوع اعمال اختیار به حسابداران برای انتخاب روش مورد نیاز خود می‌داند که کم‌ترین اثر مطلوب را بر حقوق صاحبان سرمایه داشته باشد. هندریکسن^{۱۳} و بردا^{۱۴} (۱۹۹۱) دو موضوع را منبع پیدایش پدیده‌ی عدم اطمینان می‌دانند که منجر به ایجاد مفهوم محافظه‌کاری شده است:

الف) ادامه‌ی فعالیت واحد اقتصادی در آینده‌ی مورد انتظار؛

ب) برآورد مبالغ غیرقطعی و نامطمئن آینده، در قالب واحد پولی.

آن‌ها دلایل استفاده از محافظه‌کاری را به صورت زیر بیان می‌کنند:

۱. قراردادن بدبینی ناشی از اصل محافظه‌کاری در مقابل خوش‌بینی بیش از حد

مدیران در مواجهه با ابهامات؛

۲. گزارش بیش از حد سود، بسیار خطرناک‌تر از کم‌تر نشان دادن آن است؛

۳. هزینه‌ی ارائه‌ی اطلاعات نادرست، بسیار بیشتر از ارائه نکردن آن است.

آن‌ها محافظه‌کاری را در بهترین حالت ممکن، یکی از ضعیف‌ترین روش‌ها برای

اندازه‌گیری ارقام مالی می‌دانند.

لافوند^{۱۵} و واتز^{۱۶} (۲۰۰۸) نیز با تبیین نقش محافظه‌کاری در روند اطلاعات میان

مدیریت واحد تجاری و صاحبان سرمایه، محافظه‌کاری را نوعی عامل بازدارنده‌ی مدیریت

برای بیان آینده‌ای بیش از حد خوش‌بینانه می‌دانند. ولک و دیگران^{۱۷} (۲۰۰۴) در تعریف

محافظه‌کاری به عدم تقارن زمانی در شناسایی دارایی‌ها و سودها توجه می‌کنند و محافظه

کاری را چنین تعریف می‌نمایند: «محافظه‌کاری عبارت است از شناسایی هرچه کندتر

سودها و ارزشیابی هرچه کم‌تر دارایی‌ها.»

برخی از پژوهش‌گران دلیل پیدایش محافظه‌کاری را در صورت‌های مالی، عواملی

دیگر دانسته‌اند؛ عواملی همچون:

- انعقاد قراردادها؛
- طرح دعاوی قانونی؛
- موضوع مالیاتی؛

• وجود قوانین و مقررات حسابداری. (کیلونگ ۱۹۸۶،^{۱۸}) و (واتز، ۲۰۰۳)

۲.۲. اندازه‌گیری محافظه‌کاری

اندازه‌گیری و کمی کردن خصوصیات کیفی اطلاعات؛ نظیر مربوط بودن، اتکاپذیری، محتوای اطلاعاتی^{۱۹}، عدم تقارن اطلاعاتی^{۲۰}، پارازیت اطلاعاتی^{۲۱}، احتیاط و محافظه‌کاری و دیگر موارد کیفی همواره مورد توجه بوده است، چرا که به قول لرد کلونین^{۲۲} (۱۹۰۷):
 «اگر بتوان آن‌چه را که درباره‌اش صحبت می‌شود اندازه‌گیری کرد و آن را در قالب اعداد درآورد، می‌توان مدعی شد که درباره‌ی آن چیزی دانسته شده است. و آلا، دانش موجود درباره‌ی آن موضوع یک دانش سطحی و ناچیز خواهد بود که این نوع دانستن می‌تواند مقدمه‌ای بر دانش ولی هرگز وارد مرحله‌ی علم نخواهد شد.» (نقل از رفیع‌زاده بقرآباد و دیگران، ۱۳۸۸)

در دهه‌ی اخیر، به منظور اندازه‌گیری محافظه‌کاری موجود در صورت‌های مالی، مدل‌های متفاوتی از سوی پژوهش‌گران ارائه گردیده که در هر یک از این مدل‌ها، بر مبنای تعریفی خاص، اقدام به اندازه‌گیری میزان محافظه‌کاری شده است.
 باسو^{۲۳} (۱۹۹۷) محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی را بر اساس واکنش بازار سرمایه به اخبار خوب (سود) و اخبار بد (زیان) معرفی می‌کند و با اندازه‌گیری واکنش نامتقارن سود، اقدام به برآورد میزان محافظه‌کاری می‌نماید. مدل باسو به شرح ذیل است:

$$E_{it} / P_{it-1} = a_{it} + \beta R_{it} + \eta DR_{it} + \gamma R_{it} DR_{it} + \varepsilon_{it}$$

سود قبل از اقلام غیرمترقبه E_{it} ، ارزش بازار سرمایه در ابتدای دوره P_{it-1} ، بازده سالانه سهام R_{it} و DR_{it} یک متغیر دو وجهی است که اگر بازده سالانه منفی باشد، مقدار آن برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. محافظه‌کاری یعنی این که ضریب بازده سالانه‌ی سهام در حالتی که بازده سالانه مثبت است و به اصطلاح خبر خوب وجود دارد، کوچک‌تر از ضریب بازده سالانه‌ی سهام برای زمانی است که بازده سالانه منفی باشد. به عبارت دقیق‌تر، $\gamma + \beta > \beta \Rightarrow \gamma > 0$ که اصطلاحاً به آن پاسخ یا واکنش نامتقارن سود نیز می‌گویند.

گیولی^{۲۴} و هاین^{۲۵} (۲۰۰۰) با استفاده از تفکیک سود انباشته به اقلام تعهدی و اختیاری (غیرعملیاتی)، مدل دیگری را برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری ارائه نمودند. همچنین آن‌ها به بررسی تفاوت چولگی^{۲۶} توزیع سود نقدی و میزان جریان وجه نقد

عملیاتی پرداختند. مدل آن‌ها به صورت زیر است:

$$ACC_{it} = (NI_{it} + DEP_{it}) - CFO_{it}$$

$$OACC_{it} = \Delta(AR_{it} + I_{it} + PE_{it}) - \Delta(AP_{it} + TP_{it})$$

$$NOACC_{it} = ACC_{it} - OACC_{it}$$

جمع ارقام تعهدی ACC_{it} ، سود خالص قبل از ارقام غیرمترقبه NI_{it} ، هزینه‌ی استهلاک DEP_{it} ، جریان نقدی عملیاتی CFO_{it} ، ارقام تعهدی عملیاتی $OACC_{it}$ ، حساب‌های دریافتنی AR_{it} ، موجودی‌های مواد و کالا I_{it} ، پیش‌پرداخت هزینه‌ها PE_{it} ، حساب‌های پرداختنی AP_{it} ، مالیات پرداختنی TP_{it} و ارقام تعهدی غیرعملیاتی^{۳۷} $NOACC_{it}$. در واقع، ارقام تعهدی غیرعملیاتی در برگزیده‌ی ارقامی است که می‌توانند تحت تاثیر مستقیم برآوردها و قضاوت‌های مدیریت قرار گیرند.

بیور^{۲۸} و ریان^{۲۹} (۲۰۰۰) با بررسی رابطه‌ی میان ارزش بازار و ارزش دفتری خالص دارایی‌ها، بیان کردند که علت اصلی وجود اختلاف پایدار میان ارزش بازار و ارزش دفتری، تبعیت از اصل محافظه‌کاری در ارزیابی خالص دارایی‌هاست. آن‌ها هرگونه اختلاف را به نوعی منتج از اعمال محافظه‌کاری می‌دانند؛ به گونه‌ای که بخش ثابت (سوگیری در حسابداری^{۳۰}) متأثر از اعمال احتیاط در اندازه‌گیری^{۳۱} و شناخت^{۳۲} اولیه‌ی ارقام است. این در حالی است که بخش متغیر (تاخیر در حسابداری^{۳۳}) از اعمال رویکرد احتیاطی و محافظه‌کارانه در دوره‌ی بعد از شناخت اولیه‌ی ارقام دارایی‌ها و بدهی‌ها تاثیر پذیرفته است. محققان یادشده در پژوهش‌های بعدی خود، این دو مورد اختلاف را به ترتیب، «محافظه‌کاری شرطی»^{۳۴} و «محافظه‌کاری غیرشرطی»^{۳۵} نامیدند. (بیور و ریان، ۲۰۰۵)

۳. پیشینه‌ی پژوهش

از آن‌جا که هیأت تدوین استانداردهای مالی آمریکا^{۳۶} در تبیین چارچوب نظری گزارش‌گری مالی، محافظه‌کاری را ویژگی کیفی اطلاعات حسابداری نمی‌داند، از دیرباز، در ایالات متحده‌ی آمریکا در مقایسه با سایر موضوعات مطالعات تجربی، مطالعه‌ی زیادی در این زمینه صورت پذیرفته است. برخی از تحقیقات انجام گرفته در دهه‌ی اخیر به شرح زیر است:

۳.۱. پیشینه‌ی خارجی

شاید بتوان باسو (۱۹۹۷) را اولین پژوهش‌گری دانست که به منظور اندازه‌گیری محافظه‌کاری در گزارش‌های مالی به پژوهش تجربی پرداخت. وی تلاش کرد محافظه‌کاری را با توجه به نتیجه‌ی آن اندازه‌گیری کند. او برای تحقق این موضوع چنین استدلال کرد که میان تاثیر اخبار خوشایند و اخبار ناخوشایند تفاوت معناداری وجود دارد. او یکی از دلایل این تفاوت در تاثیر اخبار را رفتار دوگانه‌ی حسابداری در برخورد با ابهامات آینده بیان کرد. وی از بازدهی سهام به منظور تشخیص اخبار خوشایند و اخبار ناخوشایند بهره جست. به عبارت روشن‌تر، او میزان رابطه‌ی میان سود حسابداری و نوع اخبار منتشر شده از سوی بازار را معیاری برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری دانست. باسو محافظه‌کاری را به معنای شناسایی و انعکاس سریع‌تر اخبار مربوط به کاهش سود و دارایی‌ها، نسبت به اخبار مربوط به افزایش سود و دارایی‌ها بیان کرد. او برای محاسبه‌ی ضرایب مدل و اندازه‌گیری محافظه‌کاری، به بررسی شرکت‌ها در بازه‌ی زمانی ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۰ در سه سطح مجموع مشاهدات، در سطح هر سال و در سطح هر شرکت پرداخت. نتایج بررسی باسو نشان داد که اخبار ناخوشایند نسبت به اخبار خوب با سود دوره‌ی جاری و اخبار خوب نسبت به اخبار ناخوشایند، با سود دوره‌های آتی همبستگی بیشتری دارند.

پای و دیگران^{۳۷} (۲۰۰۵) به یافتن ارتباط محافظه‌کاری با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری پرداختند. آن‌ها به مطالعه‌ی موضوع پژوهش خود برای بیش از ۱۰۰،۰۰۰ سال-واحد تجاری که در سه دهه‌ی اخیر در ایالات متحده فعالیت می‌کردند، پرداختند. ایشان برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری، از مدل باسو استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها بیان‌گر موارد زیر است:

- سود در تمامی زمان‌های مورد پژوهش، دارای محافظه‌کاری بوده است؛ بدین معنی که سود اخبار خوشایند را بسیار سریع‌تر نسبت به اخبار خوشایند مورد توجه قرار داده است؛
- محافظه‌کاری در سود با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، رابطه‌ای معکوس دارد؛
- محافظه‌کاری در ارقام تعهدی^{۳۸} دارای رابطه‌ای معکوس با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری است؛

• عدم رابطه‌ی معکوس میان محافظه‌کاری در جریان نقدی با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری را نمی‌توان رد کرد.

گیولی و دیگران^{۳۹} (۲۰۰۷) به اندازه‌گیری محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی پرداختند. در این تحقیق، آن‌ها عدم تقارن زمانی سود را در جایگاه معیاری برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری، بررسی کردند. مجموع تعداد واحدهای تجاری مورد بررسی آن‌ها در این پژوهش ۸،۳۱۰ واحد تجاری بود. آن‌ها با بررسی همبستگی میان مدل باسو و تعابیر مختلف از محافظه‌کاری، بیان کردند که میان عامل مشخص‌کننده‌ی محافظه‌کاری در مدل باسو با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌های عملیاتی، محافظه‌کاری برآمده از ارزش جاری سرمایه‌گذاری و همچنین محافظه‌کاری برآمده از اقلام حسابداری، رابطه‌ی آماری با اهمیتی وجود ندارد.

بال و دیگران^{۴۰} (۲۰۰۹) با استفاده از روش‌های خاص اقتصادسنجی^{۴۱}، محتوای مفهوم محافظه‌کاری و همچنین مدل باسو را به عنوان معیار اندازه‌گیری محافظه‌کاری مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. بررسی آن‌ها نشان داد که تحقیقات انجام پذیرفته در زمینه‌ی محافظه‌کاری، از لحاظ ساختاری و اقتصادسنجی ناقص هستند. آن‌ها بیان کردند که مدل‌های مورد استفاده در تحقیقات اخیر، قادر به ارائه‌ی کامل و جامع اثرات مربوط به اخبار خوشایند و ناخوشایند نیستند.

هوی و دیگران^{۴۲} (۲۰۰۹) به بررسی تاثیر محافظه‌کاری بر پیشبینی سود پرداختند. آن‌ها با بهره‌گیری از ۲۲۴۴ سال-شرکت در بازه زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۲ برای یافتن رابطه و تاثیر عامل محافظه‌کاری بر پیشبینی سود، تلاش کردند. آنان برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری، از یک مدل ترکیبی بهره جستند. نتایج بررسی آن‌ها نشان داد میان محافظه‌کاری و خصوصیات مربوط به پیش‌بینی سود (تناوب، تشخیص‌دهندگی و به موقع بودن) رابطه‌ی معکوس معناداری وجود دارد.

۳.۲. پیشینه‌ی داخلی

ثقفی و سدیدی (۱۳۸۷) با بررسی تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر کیفیت سود و بازده سهام، سعی در بهبود روش تصمیم‌گیری سهامداران داشتند. آن‌ها چنین بیان می‌کنند که با استفاده از شاخص کیفیت سود معرفی شده بر مبنای محافظه‌کاری می‌توان بخشی از اختلاف موجود میان نرخ بازده دارایی‌های عملیاتی و نرخ بازده سهام جاری را با سال بعد

توضیح داد. علاوه بر نتایج فوق، پژوهش آن‌ها نشان داد که میان شاخص کیفیت سود تعدیل شده بر اساس محافظه‌کاری و بازده دارایی‌های عملیاتی، گردش دارایی‌های عملیاتی با نرخ بازده سهام ارتباط معنادار آماری وجود دارد؛ اما بر خلاف انتظار، میان آن شاخص با حاشیه سود ارتباط معناداری وجود ندارد.

رضازاده و آزاد (۱۳۸۷) رابطه‌ی میان عدم تقارن اطلاعاتی را به عنوان یکی از مشکلات موجود در تئوری نمایندگی و محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی، بررسی کردند. محققان در انجام این پژوهش، از دامنه‌ی تفاوت میان قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به عنوان معیاری برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی و برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری، از مدل باسو استفاده کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ میان عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و سطح محافظه‌کاری اعمال شده در صورت‌های مالی، رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری وجود داشته است. نتایج آن‌ها همچنین نشان داد که تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران، موجب تغییر در سطح محافظه‌کاری خواهد شد.

خوش‌طینت، محسن و فرزانه یوسفی‌اصل (۱۳۸۷) نیز به بررسی رابطه‌ی میان تقارن اطلاعاتی و عدم تقارن اطلاعاتی با محافظه‌کاری پرداختند. نتایج بررسی انجام شده از سوی آن‌ها نشان داد که عدم تقارن اطلاعاتی میان سرمایه‌گذاران آگاه و ناآگاه، به محافظه‌کاری می‌انجامد؛ ولی محافظه‌کاری بر خلاف انتظار، به عدم تقارن اطلاعاتی منجر نمی‌شود. کردستانی و لنگرودی (۱۳۸۷) برای بررسی رابطه‌ی عدم تقارن زمانی سود و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری خالص دارایی‌ها، به مطالعه‌ی محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی در میان ۱۰۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ پرداختند. آن‌ها برای بررسی روابط موجود، از روش تجزیه و تحلیل رگرسیون ساده‌ی چند متغیره بهره جستند. نتایج پژوهش نشان داد بین عدم تقارن زمانی سود و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری خالص دارایی‌ها، رابطه‌ی معنادار آماری معکوسی وجود دارد. علاوه بر آن، نتایج بیان‌گر آن است که هرچه دوره‌ی برآورد طولانی‌تر می‌شود، این رابطه منفی‌تر می‌گردد.

۴. جامعه، نمونه‌ی آماری، روش نمونه‌گیری و گردآوری داده‌ها

در این تحقیق، سعی شده موضوع محافظه‌کاری با بررسی اطلاعات مالی شرکت‌های

پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار که طی سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۷ در بورس حضور داشته‌اند و اطلاعات مورد نیاز تحقیق برای آن‌ها قابل استخراج باشد، مورد بررسی قرار گیرد. داده‌های تحقیق برای ۱۹۴ شرکت طی سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۷، جمعاً معادل ۲۱۳۴ سال-شرکت است. داده‌های مورد نیاز این پژوهش علاوه بر مطالعه‌ی کتابخانه‌ای، عمدتاً از طریق استخراج صورت‌های مالی شرکت‌ها از سایت اینترنتی مدیریت مطالعات و پژوهش‌های سازمان بورس اوراق بهادار تهران انجام پذیرفته است. افزون بر آن، برای استخراج داده‌های اولیه‌ی مالی، از پایگاه داده‌ای تدبیرپرداز (نسخه‌ی گزارش سهام ۲) نیز استفاده شده است. پس از پردازش داده‌های اولیه و مطابقت داده‌های آماری با نیاز پژوهش به وسیله‌ی نرم افزار EXCEL 2007، آزمون‌های آماری تحت نرم‌افزار SPSS 16.0 به انجام رسید.

۵. فرضیه‌ها، متغیرها و روش‌های آماری پژوهش

۵.۱. فرضیه‌های پژوهش

هدف اصلی این پژوهش، بررسی روند وجود محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور، از واکنش نامتقارن سود به معنای وجود اختلاف و همچنین عدم تقارن بازدهی سهام در مواجهه با سود (زیان) گزارش شده (باسو، ۱۹۹۷)، روند استفاده از اقلام تعهدی غیرعملیاتی که بیان‌گر افزایش استفاده از روش‌های محافظه‌کارانه در سیستم حسابداری است (گیولی و هاین، ۲۰۰۰)، وجود اختلاف معنادار میان چولگی سود نقدی به عنوان یک متغیر تصادفی و چولگی جریان وجه نقد عملیاتی به عنوان یک متغیر برآمده از سیستم اطلاعاتی حسابداری که عموماً غیر تصادفی است (گیولی و هاین، ۲۰۰۰) و در نهایت، تفکیک اختلاف میان ارزش بازار سهام به عنوان یک رقم عینی و منصفانه با ارزش دفتری خالص دارایی‌ها، به عنوان یک رقم ایجاد شده در سیستم حسابداری (بیور و ریان، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۵) استفاده شده است.

در این راستا، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر طراحی گردیده است:

۱. ۱. ۵. در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، واکنش نامتقارن

سود وجود دارد؛

۲. ۱. ۵. اختلاف معناداری میان اقلام تعهدی غیرعملیاتی با گذشت زمان وجود دارد؛

۳. ۱. ۵. تفاوت معناداری میان چولگی جریان وجه نقد عملیاتی و چولگی توزیع

سود نقدی وجود دارد؛

۵-۱-۴- اختلاف ارزش بازار با ارزش دفتری قابل تفکیک به مبالغ ثابت و متغیر است.

۲.۵. متغیرهای پژوهش

با توجه به فرضیه‌های طراحی شده، متغیرهای این پژوهش به شرح زیر است:
 الف) بازدهی سهام: بیان‌گر میزان بازدهی سهم مورد نظر در بازه مورد پژوهش است. از این متغیر برای بررسی قرینگی بازدهی سهام و سود حسابداری در مدل باسو استفاده می‌شود؛

ب) نوع عملکرد: این متغیر یک متغیر دوجبهی است که در صورت سودده بودن شرکت، عدد صفر را می‌پذیرد و در غیر این صورت عدد یک برای این متغیر لحاظ می‌گردد. در واقع، این متغیر نمایش‌گر اخبار خوشایند و ناخوشایند است؛

ج) ارزش دفتری خالص دارایی‌های واحد تجاری در پایان سال مالی: این متغیر برابر است با ارزش ویژه (حقوق صاحبان سرمایه) در پایان سال مالی که نشان‌گری از نتایج مثبت رویدادها در سیستم حسابداری است؛

د) سود قبل از اقلام غیرمترقبه به ارزش بازار سهام: این متغیر در مدل باسو، به عنوان عامل حسابداری برای ارزیابی وجود محافظه‌کاری مورد استفاده قرار گرفته است؛

ه) ارزش بازار سهام شرکت در پایان دوره مالی: برابر است با حاصل ضرب قیمت پایان دوره سهام در بورس و تعداد سهام. از این متغیر برای بیان ارزش منصفانه و برآمده از واقعیت بازار، به منظور بررسی اختلاف آن با ارزش دفتری جهت دستیابی به روند محافظه‌کاری استفاده شده است؛

و) اقلام تعهدی غیرعملیاتی: این متغیر شامل مقادیری است که از برآوردها و قضاوت‌های مدیریت تاثیر می‌پذیرد (مهرانی و محمدآبادی، ۱۳۸۸). به عبارت دیگر، این مبالغ می‌تواند بیان‌گر جایگاه اصلی اعمال محافظه‌کاری سیستم حسابداری باشد؛

ز) جریان وجه نقد عملیاتی: به عنوان یک متغیر برآمده از سیستم حسابداری و عمدتاً غیر تصادفی تلقی می‌گردد. این متغیر به منظور بررسی تفاوت میان چولگی جریان وجه نقد عملیاتی و چولگی سود نقد پرداختی به سهامداران که یک متغیر تصادفی است، مورد استفاده قرار گرفته است.

۳.۵. روش‌های آماری

۱.۳.۵. آزمون تحلیل رگرسیون ساده چند متغیره: در آزمون تحلیل رگرسیون چند متغیره، سعی می‌شود با استفاده از تکنیک واریانس، به رابطه‌ی علی میان متغیر وابسته با متغیرهای مستقل دست یافت. گام‌های زیر برای انجام تحلیل رگرسیون چند متغیره صورت می‌پذیرد:

جدول ۱: مراحل مختلف برای انجام آزمون تحلیل رگرسیون چند متغیره

فرضیه	نوع آماره‌ی استفاده شده	نوع آزمون انجام شده	فرضیه‌ی صفر
کلیه‌ی فرضیه‌ها	آماره F	آزمون معنادار بودن معادله‌ی رگرسیون	$\beta_1 = \dots = \beta_k = 0$
	آماره t	آزمون معنادار بودن ضرایب معادله	$\beta_k = 0$
	آماره‌ی دوربین - واتسون	آزمون خود همبستگی خطای رگرسیون	$P = 0$
	آماره F	آزمون برابری واریانس‌ها	

(اقتباس از نمازی و رستمی، ۱۳۸۵: ۱۱۷)

۲.۳.۵. آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف^{۳۳} و آزمون کروسکال-والیس^{۴۴}: آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف برای تعیین همگونی اطلاعات تجربی با توزیع‌های آماری منتخب است. به عبارت دیگر، این روش آماری برای بررسی همگونی یک توزیع فراوانی نظری برای اطلاعات تجربی در نظر گرفته شده است. (آذر و مومنی، ۱۳۸۱) آماره‌ی آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف را با D_n نشان می‌دهند که برابر است با حداکثر قدر مطلق تفاضل فراوانی مشاهده شده‌ی نسبی تجمعی از فراوانی نظری نسبی تجمعی، یعنی:

$$D_n = \text{Maximum} |F_e - F_o|$$

سپس این آماره با مقادیر بحرانی کولموگوروف-اسمیرنوف مقایسه می‌شود؛ اگر آماره‌ی آزمون از مقادیر جدول کوچک‌تر باشد، فرض صفر پذیرفته می‌شود و در غیر این صورت، فرض صفر رد می‌شود. (آذر و مومنی، ۱۳۸۱) آزمون کروسکال-والیس که به

آزمون H نیز معروف است، برای آزمودن برابری میانگین‌های جامعه‌های مختلف استفاده می‌شود. این آزمون بر مجموع رتبه‌های مشاهدات مبتنی است و شبیه به تحلیل واریانس است؛ با این تفاوت که نیازی به فرض نرمال بودن ندارد. آماره‌ی این آزمون با H نشان داده می‌شود و به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(n+1)$$

در معادله‌ی فوق، k تعداد جامعه و n مجموع تعداد اعضای تمام جوامع است. سپس آماره‌ی فوق با توزیع کای-مربع با درجه آزادی $k-1$ آزموده می‌شود؛ اگر آماره بزرگ‌تر از عدد کای-مربع باشد، آن‌گاه فرض صفر رد نمی‌شود و اگر آماره در محدوده‌ی توزیع مربوط به کای-مربع باشد، آن‌گاه فرض صفر رد می‌شود. (آذر و مومنی، ۱۳۸۱)

۳.۳. ۵. آزمون مقایسه‌ی میانگین‌ها^{۴۵} و آزمون آنالیز واریانس یک‌طرفه^{۴۶}: آزمون

مقایسه‌ی میانگین‌ها یا همان آزمون تی-استیودنت^{۴۷} به منظور انجام آزمون آماری مقایسه‌ی میانگین دو نمونه از دو جامعه‌ی مختلف استفاده می‌شود. در این روش، آماره‌ی محاسبه شده در آزمون آماری با مقدار بحرانی در سطح اطمینان مورد قبول مقایسه می‌شود و در صورتی که آماره از مقدار بحرانی بیشتر بود، فرض تساوی میانگین دو جامعه رد خواهد شد. در غیر این صورت، فرض تساوی میانگین‌های دو جامعه را نمی‌توان رد کرد. این آزمون آماری در زمره‌ی آزمون‌های آماری پارامتریک است و برای متغیرهای مورد مطالعه، یک توزیع نرمال فرض می‌کند. این آزمون با دو فرض تساوی واریانس‌ها و عدم تساوی آن‌ها محاسبه می‌شود. در این پژوهش، از آزمون مقایسه‌ی میانگین‌ها با فرض تساوی واریانس‌ها استفاده شده است. آماره‌ی این آزمون و درجه آزادی مربوط به آن از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S_p \cdot \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}}, df = n_1 + n_2 - 2$$

وقتی تعداد جمعیت‌هایی که می‌خواهیم با هم مقایسه شود بیش از دو جامعه باشد، از

روش آنالیز واریانس یک‌طرفه استفاده می‌شود. (اسماعیلیان، ۱۳۸۵)

برای انجام این پژوهش در زمینه‌ی فرضیه‌های ۱.۱.۵ و ۴.۱.۵ از آزمون تحلیل

رگرسیون چند متغیره؛ برای بررسی فرضیه ۲.۱.۵ از آزمون آنالیز واریانس یک‌طرفه (با

فرض نرمال بودن) و آزمون کوریسکال-والیس (با فرض عدم وجود پیش فرض برای توزیع متغیرها) در سطح تجمعی و از آزمون مقایسه‌ی میانگین‌ها (آزمون T) و آزمون کولموگروف اسمیرنوف (با فرض عدم پیش فرض برای توزیع متغیرها) در سطح سال‌ها و برای آزمون فرضیه‌ی ۵-۱-۳ از مقایسه‌ی شاخص‌های محاسبه شده برای چولگی و رسم نمودار استفاده شده است. باید یادآور شد در تمامی آزمون‌های آماری، سطح اطمینان ۹۵ درصد در نظر گرفته می‌شود.

۶. یافته‌های پژوهش

۱.۶. در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، واکنش نامتقارن سود وجود دارد.

در این قسمت ابتدا به بررسی همبستگی میان متغیرهای مستقل و متغیر وابسته‌ی مربوط به مدل باسو و میزان تاثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته طی سال‌های مختلف پرداخته شده که نتایج آن در جدول‌های شماره ۲ تا ۴ آورده شده است. با توجه به نتایج به دست آمده از جدول ۲ می‌توان به این نتیجه رسید که در اکثر مواقع، میان بازدهی سهام سال جاری و نسبت سود قبل از ارقام غیرمترقبه به قیمت بازار سهام اول دوره، از لحاظ آماری رابطه‌ی مستقیم و بااهمیت وجود دارد (میانگین ضرایب همبستگی سالانه‌ی مندرج در جدول ۲، معادل ۳۶/۴۳ درصد است). در زمینه‌ی رابطه‌ی میان این دو متغیر با فاصله‌ی زمانی یک سال -اگرچه از لحاظ آماری نمی‌توان فرض نبود رابطه میان آن‌ها را رد کرد- رابطه‌ی معکوس وجود دارد (میانگین ضرایب همبستگی با فاصله‌ی دو سال مندرج در جدول ۲، معادل ۱/۴۲- درصد است).

جدول ۲: ضریب همبستگی پیرسون میان نسبت سود قبل از ارقام غیرمترقبه به قیمت سهام اول دوره و بازدهی سهام

1386	1385	1384	1383	1382	1381	1380	1379	1378	1377	
0.006	0.048	-0.002	-0.02	-0.036	-0.009	0.004	0.057	-0.031	0.286	1377

1386	1385	1384	1383	1382	1381	1380	1379	1378	1377	
(0.93)	(0.508)	(0.977)	(0.796)	(0.639)	(0.907)	(0.961)	(0.437)	(0.667)	(0.000)	
0.001 (0.985)	-0.022 (0.767)	0.000 (0.996)	-0.023 (0.760)	-0.003 (0.968)	0.017 (0.820)	0.020 (0.791)	-0.153 (0.035)	0.032 (0.663)		1378
0.075 (0.305)	0.070 (0.336)	-0.033 (0.659)	0.019 (0.803)	0.011 (0.880)	-0.004 (0.953)	-0.05 (0.497)	0.602 (0.000)			1379
0.019 (0.798)	0.091 (0.217)	-0.023 (0.761)	0.006 (0.936)	-0.021 (0.789)	0.104 (0.159)	0.537 (0.000)				1380
0.056 (0.453)	-0.055 (0.453)	-0.024 (0.754)	-0.027 (0.728)	-0.059 (0.437)	0.179 (0.014)					1381
0.032 (0.673)	-0.001 (0.993)	-0.024 (0.76)	-0.003 (0.969)	0.239 (0.001)						1382
0.089 (0.239)	0.103 (0.173)	-0.027 (0.728)	0.117 (0.119)							1383
0.006 (0.939)	0.042 (0.578)	0.965 (0.000)								1384
0.036 (0.623)	0.323 (0.000)									1385
0.363 (0.000)										1386

جدول ۳: ضریب همبستگی پیرسون میان نسبت سود قبل از اقلام غیرمترقبه به قیمت سهام اول دوره و متغیر دوجهی نوع عملکرد

1386	1385	1384	1383	1382	1381	1380	1379	1378	1377	
-0.145 (0.046)	-0.276 (0.000)	-0.102 (0.171)	-0.142 (0.059)	-0.408 (0.000)	-0.128 (0.080)	-0.171 (0.019)	-0.197 (0.007)	-0.147 (0.042)	-0.281 (0.000)	1377
-0.098 (0.181)	-0.212 (0.003)	-0.061 (0.415)	-0.235 (0.002)	-0.13 (0.086)	-0.135 (0.066)	-0.04 (0.59)	-0.164 (0.024)	-0.234 (0.001)		1378
-0.194 (0.008)	-0.366 (0.000)	-0.108 (0.147)	-0.32 (0.000)	-0.336 (0.000)	-0.197 (0.007)	-0.343 (0.000)	-0.421 (0.000)			1379
-0.189 (0.100)	-0.324 (0.000)	-0.104 (0.167)	-0.326 (0.000)	-0.338 (0.000)	-0.282 (0.000)	-0.445 (0.000)				1380
-0.333 (0.000)	-0.404 (0.000)	0.101 (0.182)	-0.188 (0.013)	-0.267 (0.000)	-0.46 (0.000)					1381
-0.367 (0.000)	-0.352 (0.000)	-0.133 (0.084)	-0.384 (0.000)	-0.446 (0.000)						1382
-0.512 (0.000)	-0.431 (0.000)	-0.160 (0.039)	-0.377 (0.000)							1383
-0.400 (0.000)	-0.522 (0.000)	-0.180 (0.015)								1384
-0.403 (0.000)	-0.571 (0.000)									1385
-0.533 (0.000)										1386

جدول ۴: ضریب همبستگی پیرسون میان نسبت سود قبل از اقلام غیرمترقبه به قیمت سهام اول دوره و حاصل ضرب متغیر دوجهی نوع عملکرد و بازدهی

1386	1385	1384	1383	1382	1381	1380	1379	1378	1377	
------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	--

1386	1385	1384	1383	1382	1381	1380	1379	1378	1377	
0.109 (0.135)	0.232 (0.001)	0.063 (0.397)	0.114 (0.131)	0.270 (0.000)	0.063 (0.392)	0.072 (0.329)	0.111 (0.126)	0.078 (0.283)	0.176 (0.014)	1377
0.014 (0.852)	0.001 (0.984)	-0.003 (0.967)	-0.095 (0.208)	-0.058 (0.444)	-0.105 (0.155)	-0.472 (0.000)	-0.108 (0.139)	0.056 (0.437)		1378
-0.101 (0.168)	-0.082 (0.264)	-0.050 (0.506)	-0.034 (0.658)	-0.104 (0.171)	-0.045 (0.546)	-0.031 (0.67)	-0.124 (0.089)			1379
0.188 (0.010)	0.248 (0.001)	0.088 (0.242)	0.053 (0.489)	0.220 (0.004)	0.103 (0.164)	0.045 (0.539)				1380
0.111 (0.134)	-0.378 (0.000)	0.041 (0.591)	0.009 (0.903)	-0.020 (0.795)	-0.042 (0.570)					1381
0.049 (0.518)	0.105 (0.166)	0.004 (0.959)	0.027 (0.733)	-0.243 (0.001)						1382
-0.084 (0.269)	-0.013 (0.866)	-0.055 (0.482)	-0.232 (0.002)							1383
0.096 (0.200)	0.333 (0.000)	0.091 (0.224)								1384
-0.403 (0.000)	-0.571 (0.000)									1385
-0.533 (0.000)										1386

نتایج برآمده از جدول ۳ بیان‌گر این است که میان متغیر دوجهی نوع عملکرد و نسبت سود قبل از ارقام غیرمترقبه به قیمت بازار سهام اول دوره، رابطه‌ی با اهمیت آماری وجود دارد که این رابطه در تمامی موارد معکوس است (میانگین ضریب همبستگی معادل ۳۹/۴۸- درصد است). علاوه بر این، رابطه‌ی فوق برای فاصله‌ی زمانی بیشتر نیز وجود دارد که البته میزان این همبستگی کاهش می‌یابد (میانگین ضریب همبستگی برای فاصله‌ی زمانی تا دو سال عبارت است از ۲۹- درصد و ۲۴- درصد). جدول ۴ که نشان‌گر رابطه‌ی همبستگی میان حاصل‌ضرب بازدهی سهام سال جاری در متغیر دوجهی نوع عملکرد و نسبت سود قبل از ارقام غیرمترقبه به قیمت بازار سهام اول دوره است بیان می‌کند که به طور میانگین، یک رابطه‌ی معکوس ضعیف میان متغیرها وجود دارد و در اکثر موارد، از لحاظ آماری نمی‌توان فرض نبود رابطه میان آن‌ها را رد کرد.

در این بخش، به منظور انجام پژوهش و اندازه‌گیری محافظه‌کاری موجود در صورت‌های مالی، به بررسی نحوه و میزان تقارن اطلاعاتی سود می‌پردازیم. در این زمینه، پژوهش در چهار سطح روند سالانه، تجمیعی یک‌ساله، تجمیعی دوساله و تجمیعی سه‌ساله برای کل شرکت‌ها و در سه سطح تجمیعی یک‌ساله، تجمیعی دوساله و تجمیعی سه‌ساله برای صنایع مختلف انجام پذیرفت. آزمون فرضیه‌ی این بخش به صورت زیر است:

عدم تقارن اطلاعاتی سود وجود ندارد $H_0 =$

H_1 = عدم تقارن اطلاعاتی سود وجود دارد

جدول ۵: نتایج مدل باسو برای سطوح تجمیعی

سطح	R_{it}	DR_{it}	$DR_{it} * R_{it}$	تعداد	ضریب تعیین	دوربین-واتسون	P-Value	آماره F
تجمیعی یک‌ساله	۰,۰۰۲	-۰,۰۰۸	-۰,۰۰۲	۱۹۳۷	۰,۳۱۷	۱,۳۲۶	۰,۰۰۰	۲۹۸,۶۲۴
تجمیعی دو‌ساله	۰,۰۰۳	-۰,۰۲۶	-۰,۰۰۳۱	۱۷۴۲	۰,۳۹۱	۱,۷۹۴	۰,۰۰۰	۳۷۴,۷۷۳
تجمیعی سه‌ساله	۰,۰۰۳	-۰,۰۲۸	-۰,۰۰۳۶	۱۵۵۲	۰,۴۴۷	۱,۷۲۴	۰,۰۰۰	۴۱۶,۸۸۹

جدول ۶: نتایج مدل باسو در سطح سالانه

سال	R_{it}	DR_{it}	$DR_{it} * R_{it}$	تعداد	ضریب تعیین	دوربین-واتسون	P-Value	آماره F
۱۳۷۷	۰,۰۰۰	-۰,۱۵	۰,۰۰۲	۱۹۴	۰,۲۹۹	۲,۱۴۳	۰,۰۰۰	۲۶,۹۸۷
۱۳۷۸	۰,۰۰۱	-۰,۱۶۴	-۰,۰۰۱	۱۹۲	۰,۲۷۶	۱,۱۹۸	۰,۰۰۰	۲۳,۸۶۸
۱۳۷۹	۰,۰۰۲	۰,۰۴۲	۰,۰۰۰	۱۹۱	۰,۳۶۷	۱,۱۹۷	۰,۰۰۰	۳۶,۱۲۴
۱۳۸۰	۰,۰۰۲	۰,۰۴۸	۰,۰۰۱	۱۸۸	۰,۲۸۸	۲,۱۱۶	۰,۰۰۰	۲۴,۷۵۲
۱۳۸۱	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۱۸۷	۰,۰۳	۲,۰۷۴	۰,۱۳۴	۱,۸۸۴
۱۳۸۲	۰,۰۰۱	-۰,۱۱۹	-۰,۰۰۱	۱۷۳	۰,۰۵۹	۲,۰۷۱	۰,۰۱۶	۳,۵۳۴
۱۳۸۳	۰,۰۰۰	-۰,۱۴۹	-۰,۰۰۲	۱۷۶	۰,۰۲۳	۲,۰۲۱	۰,۲۶۴	۱,۳۳۸
۱۳۸۴	۰,۰۰۳	۰,۱۶۲	۰,۰۰۰	۱۸۱	۰,۹۳۹	۱,۷۷۶	۰,۰۰۰	۹۰۹,۰۳۳
۱۳۸۵	۰,۰۰۲	-۰,۰۲۷	-۰,۰۰۳	۱۹۰	۰,۱۰۷	۲,۱۹۵	۰,۰۰۰	۷,۴۱۷
۱۳۸۶	۰,۰۰۳	۰,۰۵۶	-۰,۰۰۲	۱۹۱	۰,۱۴۵	۱,۹۶۳	۰,۰۰۰	۱۰,۵۴۳
۱۳۸۷	۰,۰۰۷	۰,۰۲۹	-۰,۰۰۸	۱۷۴	۰,۲۲۳	۱,۴۹۶	۰,۰۰۰	۶,۶۷۹

با توجه به نتایج مندرج در جدول‌های شماره ۵ و ۶ و با توجه به تعریف عدم تقارن

سود (به عنوان معیار اندازه‌گیری میزان محافظه‌کاری)، در صورت مثبت بودن حاصل ضرب عامل دووجهی نوع عملکرد و بازدهی، می‌توان به این نتیجه رسید که فرض وجود عدم تقارن سود را در سطوح تجمیعی می‌توان رد کرد. علاوه بر این، با توجه به جدول شماره ۵ می‌توان مشاهده کرد که با افزایش طول سال‌ها و دوره‌ی مطالعه، موضوع عدم تقارن سود را با اطمینان بالاتری می‌توان رد نمود. پارامترهای رگرسیونی مدل نیز نشان از مطلوب بودن مدل دارند. البته همان‌طور که در جدول ۶ آورده شده، معیار وجود عدم تقارن سود برای ۶ سال از سال‌های مورد مطالعه، مثبت و بیان‌گر وجود محافظه‌کاری در این سال‌هاست. در نهایت می‌توان گفت که با توجه به نتایج آماری فوق می‌توان فرض وجود عدم تقارن سود را نسبت به بازده در اغلب موارد رد کرد.

این پژوهش برای مطالعه‌ی دقیق‌تر موضوع محافظه‌کاری، به بررسی مدل باسو در سطح صنایع مختلف نیز پرداخت. با توجه به محدود بودن تعداد شرکت‌های مشغول فعالیت در برخی از صنایع، به منظور بهبود عملکرد آزمون‌های آماری، صنایع به صورتی که در جدول شماره ۷ بیان شده است، دسته‌بندی گردید.

جدول ۷: لیست صنایع و دسته‌بندی آن‌ها

شماره	صنایع
۱	ماشین آلات و دستگاه‌های برقی، ساخت رادیو، تلویزیون و دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی.
۲	استخراج کانی‌های فلزی، فلزات اساسی، ساخت محصولات فلزی.
۳	سیمان آهک و گچ، کاشی و سرامیک، سایر محصولات کانی غیرفلزی، استخراج سایر معادن.
۴	منسوجات، دباغی، پرداخت چرم و ساخت انواع پاپوش، انتشار، چاپ و تکثیر، محصولات کاغذی، محصولات چوبی
۵	قند و شکر، محصولات غذایی و آشامیدنی به جز قند و شکر
۶	ماشین آلات و تجهیزات، خودرو و ساخت قطعات، سایر وسایل حمل و نقل
۷	شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی، سرمایه‌گذاری‌های مالی، انبوه‌سازی املاک و مستغلات
۸	مواد و محصولات دارویی، محصولات شیمیایی، لاستیک و پلاستیک

نتایج مربوط به بررسی محافظه‌کاری طبق مدل باسو در سطح صنایع و در سه سطح تجمیعی یک‌ساله، دو‌ساله و سه‌ساله در جدول‌های شماره ۸ آورده شده است.

جدول ۸: مدل باسو در سطح صنایع برای دوره‌های تجمیعی یک‌ساله، دو‌ساله و سه‌ساله

شماره صنعت	R_{it}	DR_{it}	$DR_{it} * R_{it}$	تعداد	ضریب تعیین	دوربین- واتسون	P- Value	آماره F	فرضیه صفری
سطح تجمیعی یک‌ساله									
۱	۰,۰۰۲	-۰,۴۱۱	-۰,۰۰۴	۱۰۱	۰,۶۵۴	۱,۳۸۲	۰,۰۰۰	۶۱,۱۲۰	رد می شود
۲	۰,۰۰۱	-۰,۳۷۵	-۰,۰۰۴	۲۲۹	۰,۴۲۵	۱,۶۳۱	۰,۰۰۰	۵۵,۳۸۰	رد می شود
۳	۰,۰۰۱	-۰,۵۷۶	-۰,۰۰۳	۳۴۹	۰,۲۲۲	۱,۴۱۲	۰,۰۰۰	۳۲,۸۲۰	رد می شود
۴	۰,۰۰۰	-۰,۵۱۲	-۰,۰۰۶	۱۴۱	۰,۵۲۲	۱,۵۷۴	۰,۰۰۰	۴۰,۹۳۳	رد می شود
۵	۰,۰۰۲	-۰,۴۳۰	-۰,۰۰۵	۲۸۹	۰,۴۲۱	۱,۲۷۴	۰,۰۰۰	۶۹,۱۲۰	رد می شود
۶	۰,۰۰۱	-۰,۳۷۱	-۰,۰۰۱	۳۳۴	۰,۴۲۸	۱,۶۷۶	۰,۰۰۰	۸۲,۳۵۲	رد می شود
۷	۰,۰۰۱	-۰,۲۵۲	-----	۷۴	۰,۳۴۱	۱,۳۴۲	۰,۰۰۰	۱۸,۳۷۶	رد می شود
۸	۰,۰۰۲	-۰,۴۹۷	-۰,۰۰۲	۴۳۴	۰,۵۲۴	۱,۴۳۸	۰,۰۰۰	۱۵۷,۸۷۴	رد می شود
سطح تجمیعی دو‌ساله									
۱	۰,۰۰۲	-۰,۱۰۳	-۰,۰۰۳	۸۰	۰,۲۴۷	۲,۴۳۷	۰,۰۰۰	۸,۳۲۱	رد می شود
۲	۰,۰۰۱	-۰,۱۰۹	-۰,۰۰۳	۱۷۶	۰,۱۶۵	۱,۸۱۸	۰,۰۰۰	۱۱,۳۶۵	رد می شود
۳	۰,۰۰۱	-۰,۱۳۴	-۰,۰۰۴	۲۵۶	۰,۱۸۵	۱,۶۳۴	۰,۰۰۰	۲۲,۷۳۷	رد می شود
۴	۰,۰۰۱	-۰,۱۵۲	-۰,۰۰۱	۱۱۲	۰,۱۴۴	۲,۰۵۹	۰,۰۰۱	۶,۰۵۰	رد می شود
۵	۰,۰۰۲	-۰,۰۵۷	۰,۰۰۰	۲۳۲	۰,۳۴۰	۱,۹۴۲	۰,۰۰۰	۳۹,۲۱۷	رد می شود
۶	۰,۰۰۲	-۰,۱۲۹	-۰,۰۰۶	۲۷۲	۰,۳۰۱	۱,۹۶۲	۰,۰۰۰	۳۸,۳۹۰	رد می شود
۷	۰,۰۰۰	-۰,۰۹۶	۰,۰۰۲	۵۶	۰,۳۳۸	۱,۸۴۵	۰,۰۰۰	۸,۸۳۳	رد می شود

شماره صنعت	R _{it}	DR _{it}	DR _{it} *R _{it}	تعداد	ضریب تعیین	دوربین - واتسون	P-Value	آماره F	فرضیه صفر
									شود
۸	۰,۰۰۳	۰,۱۸۸	۰,۰۰۶	۳۴۴	۰,۶۴۱	۱,۹۷۹	۰,۰۰۰	۲۰۱,۷۸۶	رد می شود
سطح تجمیعی سه‌ساله									
۱	۰,۰۰۲	-۰,۱۶۱	-۰,۰۰۵	۸۰	۰,۲۷۵	۲,۵۳۶	۰,۰۰۰	۹,۶۱۸	رد می شود
۲	۰,۰۰۲	-۰,۰۶۳	-۰,۰۰۵	۱۷۶	۰,۱۷۹	۱,۸۶۱	۰,۰۰۰	۱۲,۵۳۱	رد می شود
۳	۰,۰۰۱	-۰,۱۸۹	-۰,۰۰۴	۲۵۶	۰,۱۹۶	۱,۵۳۱	۰,۰۰۰	۲۱,۷۶۱	رد می شود
۴	۰,۰۰۱	-۰,۲۰۳	۰,۰۰۰	۱۱۲	۰,۱۶۶	۲,۱۵۳	۰,۰۰۰	۷,۱۸۸	رد می شود
۵	۰,۰۰۲	-۰,۰۵۴	-۰,۰۰۰۰۸	۲۳۲	۰,۳۰۵	۱,۹۰۳	۰,۰۰۰	۳۳,۳۶۱	رد می شود
۶	۰,۰۰۳	-۰,۱۸۴	-۰,۰۰۹	۲۷۲	۰,۳۶۶	۱,۹۸۸	۰,۰۰۰	۵۱,۵۰۱	رد می شود
۷	۰,۰۰۰	-۰,۰۴۴	۰,۰۰۳	۵۶	۰,۳۴۰	۱,۴۵۶	۰,۰۰۰	۸,۹۴۴	رد می شود
۸	۰,۰۰۴	۰,۱۸۸	۰,۰۱۰	۳۴۴	۰,۷۳۱	۱,۹۱۰	۰,۰۰۰	۳۰۷,۳۸۰	رد می شود

از آن‌چه در جدول شماره ۸ درک می‌شود، می‌توان چنین نتیجه گرفت که با توجه به شاخص بررسی وجود محافظه‌کاری مدل باسو، در اکثر موارد محافظه‌کاری وجود نداشته است. به نحوی که در سطح تجمیعی یک‌ساله، هیچ موردی از محافظه‌کاری مشاهده نمی‌شود؛ در سطح تجمیعی دو‌ساله در سه صنعت ۵، ۷ و ۸ نشانه‌ای از محافظه‌کاری دیده می‌شود و در سطح تجمیعی سه‌ساله نیز تنها در سه صنعت ۴، ۷ و ۸ محافظه‌کاری ملموس است. البته با توجه به جدول فوق، با افزایش بازه زمانی، در اکثریت موارد شاخص محافظه‌کاری به سمت مثبت‌تر شدن پیش می‌رود.

۲.۶. میان ارقام تعهدی غیر عملیاتی با گذشت زمان، اختلاف معناداری وجود دارد.

همان‌طور که در بخش مبانی نظری گفته شد، ارقام تعهدی غیر عملیاتی، آن بخش از

اعداد و ارقامی هستند که می‌توانند به طور مستقیم تحت تاثیر برآوردها و قضاوت‌های مدیریت قرار گیرند. به بیانی دیگر، این اقلام می‌توانند مجرای برای ایجاد محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی باشند. در این بخش، به بررسی وجود اختلاف معنادار در میانگین اقلام تعهدی غیرعملیاتی در سطح کل جامعه و با دو فرض وجود توزیع نرمال و بدون پیش فرض برای نوع توزیع جامعه پرداخته می‌شود. آزمون فرض به صورت زیر بیان شده است:

$H_0 =$ اختلاف معناداری میان اقلام تعهدی غیرعملیاتی و گذشت زمان وجود ندارد؛

$H_1 =$ اختلاف معناداری میان اقلام تعهدی غیرعملیاتی و گذشت زمان وجود دارد.

نتایج انجام آزمون آماری مربوط به آن در جدول شماره ۹ آمده است.

جدول ۹: آزمون آماری اختلاف در میانگین اقلام تعهدی غیرعملیاتی در سطح تجمیعی (پارامتریک)

آزمون آنالیز واریانس یک‌طرفه (با فرض نرمال بودن توزیع)					
NOACC	جمع مربعات (E+12)	درجه آزادی	میانگین جمع مربعات (E+11)	آماره F	سطح معناداری
بین گروه‌ها	۱,۶۱۶	۹	۱,۷۹۵۴	۱,۳۰۸	۰,۲۳
درون گروه‌ها	۲۳۹,۲	۱۷۴۳	۱,۳۷۲		
مجموع	۲۴۰,۸	۱۷۵۹			

جدول ۱۰: آزمون آماری اختلاف در میانگین اقلام تعهدی غیرعملیاتی در سطح تجمیعی (ناپارامتریک)

آزمون کوریسکال والیس (بدون پیش‌فرض برای توزیع)				
متغیر	تعداد مشاهدات	آماره خی مربع	درجه آزادی	P-Value
NOACC	۱۷۵۳	۶۶,۷۵۹	۹	۰,۰۰۰

نتایج آماری مندرج در جدول‌های ۹ و ۱۰ نشان می‌دهد که نوع روش آماری اعم از فرض نرمال بودن توزیع و یا عدم پیش فرض برای توزیع، نتایج متفاوتی را به دست می‌آورد. به این ترتیب که با استفاده از آزمون کوریسکال والیس که نوعی شاخص آماری ناپارامتریک است، می‌توان فرض وجود اختلافی معنادار میان اقلام تعهدی غیرعملیاتی را با

گذشت زمان پذیرفت. ولی با استفاده از آزمون آنالیز واریانس یک طرفه که نوعی آزمون آماری پارامتریک است، نمی‌توان فرض عدم اختلافی معنادار میان اقلام تعهدی غیرعملیاتی را با گذشت زمان رد کرد. به منظور بررسی دقیق‌تر موضوع و میزان اختلاف در میانگین اقلام تعهدی غیرعملیاتی برای بررسی دو به دو سال‌ها، از آزمون تی-استیودنت (با پیش فرض توزیع نرمال) و آزمون کولموگروف-اسمیرنوف (بدون در نظر گرفتن پیش فرض برای توزیع) استفاده شد که نتایج آن در جدول‌های شماره ۱۱ و ۱۲ دیده می‌شود.

جدول ۱۱: نتیجه‌ی آزمون مقایسه‌ی میانگین‌ها در سطح کل شرکت‌ها

آزمون T				
سال‌های مورد مقایسه	آماره T	df	Sig.	فرضیه‌ی صفر
۱۳۷۸-۱۳۷۷	۰,۰۰۲	۳۶۳	۰,۹۹۹	رد نمی‌شود
۱۳۷۹-۱۳۷۸	۱,۴۹۰	۳۶۶	۰,۱۳۷	رد نمی‌شود
۱۳۸۰-۱۳۷۹	۰,۰۷۸	۳۶۶	۰,۹۳۸	رد نمی‌شود
۱۳۸۱-۱۳۸۰	-۰,۵۰۰	۳۶۴	۰,۶۱۷	رد نمی‌شود
۱۳۸۲-۱۳۸۱	-۱,۶۴۷	۳۴۲	۰,۱۰۰	رد نمی‌شود
۱۳۸۳-۱۳۸۲	-۰,۲۵۶	۳۱۶	۰,۷۹۸	رد نمی‌شود
۱۳۸۴-۱۳۸۳	۰,۲۸۶	۳۱۹	۰,۷۷۵	رد نمی‌شود
۱۳۸۵-۱۳۸۴	-۰,۱۶۲	۳۳۷	۰,۸۷۱	رد نمی‌شود
۱۳۸۶-۱۳۸۵	۰,۹۷۱	۳۵۳	۰,۳۳۲	رد نمی‌شود

از نتایج مندرج در جدول‌های ۱۱ و ۱۲ می‌توان به این نتیجه رسید که با استفاده از آزمون آماری پارامتریک، در هیچ سالی نسبت به سال قبل از آن، اختلاف با اهمیت آماری در میانگین توزیع اقلام تعهدی غیرعملیاتی مشاهده نشد. این در حالی است که در نتایج به دست آمده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف نیز تنها در طی سه دوره‌ی زمانی، اختلاف نظر با اهمیت آماری مشاهده گردید که روی هم رفته نمی‌تواند معیار قابل اطمینانی برای اظهار نظر علمی درباره‌ی شاخص اندازه‌گیری محافظه‌کاری باشد.

جدول ۱۲: نتیجه‌ی آزمون کولموگروف-اسمیرنوف در سطح کل شرکت‌ها

آزمون کولموگروف اسمیرنوف			
سال‌های مورد مقایسه	آماره Z	Sig	فرضیه‌ی صفر
۱۳۷۷-۱۳۷۸	۱,۱۹۸	۰,۰۰۱	رد می‌شود
۱۳۷۸-۱۳۷۹	۱,۱۲۵	۰,۰۰۳	رد می‌شود
۱۳۷۹-۱۳۸۰	۰,۷۳۶	۰,۶۵۲	رد نمی‌شود
۱۳۸۰-۱۳۸۱	۰,۶۴۲	۰,۸۰۴	رد نمی‌شود
۱۳۸۱-۱۳۸۲	۰,۴۴۲	۰,۹۹۰	رد نمی‌شود
۱۳۸۲-۱۳۸۳	۰,۷۰۳	۰,۷۰۶	رد نمی‌شود
۱۳۸۳-۱۳۸۴	۰,۶۶۸	۰,۷۶۴	رد نمی‌شود
۱۳۸۴-۱۳۸۵	۱,۴۱۲	۰,۰۳۷	رد می‌شود
۱۳۸۵-۱۳۸۶	۰,۵۸۶	۰,۸۸۳	رد نمی‌شود

۳.۶. تفاوت معناداری میان چولگی جریان وجه نقد عملیاتی و چولگی توزیع سود نقدی وجود دارد.

تفاوت میان میزان چولگی جریان وجه نقد عملیاتی و چولگی توزیع سود نقدی برای بررسی احتمال وجود محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی، اولین بار از سوی گیولی و هاین (۲۰۰۰) مطرح شد. آن‌ها توزیع سود نقدی را یک متغیر تصادفی می‌دانند و چنین استدلال می‌کنند که این متغیر باید نسبت به جریان نقدی عملیاتی، چولگی بیشتری داشته باشد. نتایج به دست آمده در سطح تجمیعی و سالانه‌ی شرکت‌ها، در جدول شماره ۱۳ انعکاس یافته است.

جدول ۱۳: چولگی و کشیدگی جریان نقد عملیاتی و توزیع سود نقدی در سطح تجمیعی و سالانه

سال	جریان نقدی عملیاتی			توزیع سود نقدی			اختلاف چولگی	اختلاف کشیدگی
	میان	کشیدگی	چولگی	میان	کشیدگی	چولگی		
سطح تجمیعی								
تجمیعی	۸۵۳۸۱	۱۸۹,۳۱۵	۱۲,۴۰۷	۷۱۱۵۷	۱۹۵,۶۲۱	۱۲,۲۲۹	-۶,۳۰۶	۰,۱۷۸
سطح سالانه								
۱۳۷۷	۵۳۴۳۱	۸۰,۹۸۳	۷,۷۳۰	۳۲۱۵۵	۲۲,۳۲۳	۴,۱۴۰	۵۸,۶۶۰	۳,۵۹

صنعت	۴	۵	۶	۷	۸
۱۳۷۷	-۰,۶۱۲	۲,۰۸۸	-۱,۴۷۱	-۱,۸۷۱	-۰,۷۴۰
۱۳۷۸	۴,۵۱۴	-۴,۴	۱,۳۷۱	۲,۳۰۹	۱,۳۹۷
۱۳۷۹	-۱,۳۷۹	۱,۶۶۱	-۳,۷۰۸	۳,۲۸۱	-۵,۲۷۵
۱۳۸۰	-۴,۳۶۶	۱,۹۷۷	-۱,۳۵۷	۳,۷۷۸	-۳,۶۹۵
۱۳۸۱	-۱,۶۰۴	۱,۹۶۱	-۳,۶۶۳	۳,۷۵۲	۲,۱۹
۱۳۸۲	-۱,۶۲۷	-۴,۱۷۵	-۲,۶۱۱	۲,۶۶۳	۱,۳۷۵
۱۳۸۳	-۰,۵۱۱	-۴,۵۶۹	-۲,۹۷۷	-۰,۸۷۳	۰,۴۱۷
۱۳۸۴	-۱,۲۸۵	۱,۱۶۱	-۲,۹۴۴	-۱,۹۹۶	-۱,۷۷۷
۱۳۸۵	-۱,۲۵۹	-۱,۰۴۶	-۳,۶۲۳	-۶,۰۸۰	-۰,۳۳۰
۱۳۸۶	-۰,۰۴۳	۰,۳۳	-۳,۹۰۷	-۲,۲۲۲	۰,۹۰۴
تجمعی	-۳,۱۴۳	۲,۴۹	-۷,۶۹۹	۱,۹۵	۱,۱۸۴
میانگین	-۱,۴۸۵۷۳	-۰,۲۲۵۷۳	-۳,۲۶۴۴۵	۰,۴۱۹۷۷	-۰,۳۹۷۷

نتایج حاصل از جدول فوق بیان‌گر آن است که چولگی توزیع سود نقدی، چه در سطح تجمعی و چه در سطح سال‌های مختلف، از چولگی جریان نقدی عملیاتی بیشتر است؛ به طوری که این موضوع، تنها در گروه صنایع ۳ (سیمان آهک و گچ، کاشی و سرامیک، سایر محصولات کانی غیرفلزی، استخراج سایر معادن) و ۷ (شرکت‌های چند رشته‌ای صنعتی، سرمایه‌گذاری‌های مالی، انبوه‌سازی املاک و مستغلات) مصداق ندارد. بنابراین در سطح صنایع مختلف برابر با انتظار، چولگی توزیع سود نقدی بیشتر از چولگی جریان نقدی عملیاتی است و در سطح کلیه شرکت‌ها نتیجه برعکس آن است. به بیان دقیق‌تر، بر خلاف نتایج به دست آمده در سطح کل شرکت‌ها که به نوعی احتمال وجود محافظه‌کاری را بیان می‌کرد، در سطح صنایع، اغلب احتمال وجود محافظه‌کاری با استفاده از شاخص چولگی وجود ندارد.

۴.۶. اختلاف ارزش بازار با ارزش دفتری خالص دارایی‌ها قابل تفکیک به مبالغ ثابت و متغیر است.

بیور و ریان (۲۰۰۰) بیان کردند که اختلاف ارزش‌های بازار و دفتری خالص دارایی‌ها

از نوعی اعمال محافظه‌کاری سرچشمه می‌گیرد. این اختلاف به دو بخش ثابت و متغیر قابل تقسیم است.

به منظور بررسی رابطه‌ی میان ارزش بازار با ارزش دفتری خالص دارایی‌ها و امکان تفکیک‌پذیری رابطه‌ی بین آن‌ها، از تجزیه و تحلیل رگرسیونی استفاده شده که نتایج مربوط به آن در جدول شماره ۱۵ در سطح تجمیعی و در سطح سنوات مختلف نشان داده شده است. در این بخش از پژوهش، آزمون فرض به صورت زیر بیان می‌شود:

رابطه با اهمیت آماری میان ارزش بازار و ارزش دفتری خالص دارایی‌ها وجود ندارد $H_0=$

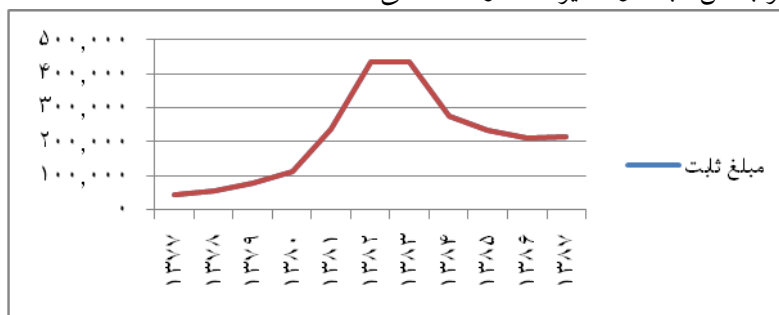
رابطه با اهمیت آماری میان ارزش بازار و ارزش دفتری خالص دارایی‌ها وجود دارد $H_1=$

جدول ۱۵: رابطه‌ی ارزش بازار و ارزش دفتری در سطح کلیه‌ی شرکت‌ها

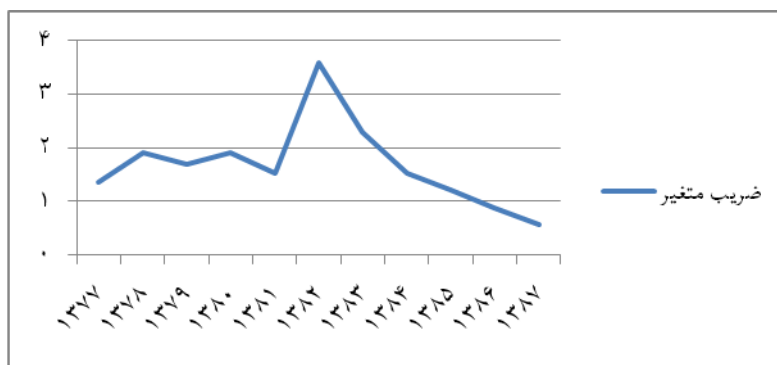
مدل بیور	مبلغ ثابت (میلیون ریال)	ضریب متغیر	تعداد	ضریب تعیین	P- Value	آماره F	دوربین- واتسون	فرضیه‌ی صفر
تجمیعی	۲۶۷,۶۸۱	۱,۲۹۷	۱۹۵۲	۰,۵۷۰	۰,۰۰۰	۲۵۸۹	۰,۸۰۹	رد می شود
۱۳۷۷	۴۲,۵۶۵	۱,۳۵۵	۱۹۴	۰,۸۰۹	۰,۰۰۰	۸۱۲	۱,۵۴۱	رد می شود
۱۳۷۸	۵۵,۰۵۰	۱,۹۰۳	۱۹۳	۰,۵۰۷	۰,۰۰۰	۱۹۶	۱,۹۰۰	رد می شود
۱۳۷۹	۷۶,۵۸۲	۱,۷۰۱	۱۹۳	۰,۸۶۱	۰,۰۰۰	۱۱۸۲	۱,۴۴۵	رد می شود
۱۳۸۰	۱۱۴,۲۶۷	۱,۹۰۰	۱۸۹	۰,۷۵۴	۰,۰۰۰	۵۷۲	۱,۳۰۰	رد می شود
۱۳۸۱	۲۳۶,۲۰۶	۱,۵۱۹	۱۸۹	۰,۴۶۹	۰,۰۰۰	۱۶۵	۱,۲۷۳	رد می شود
۱۳۸۲	۴۳۳,۳۲۴	۳,۵۹۶	۱۷۵	۰,۴۳۶	۰,۰۰۰	۱۳۳	۱,۴۹۶	رد می شود
۱۳۸۳	۴۳۴,۳۲۴	۲,۲۸۴	۱۷۸	۰,۷۷۶	۰,۰۰۰	۶۰۹	۱,۶۹۵	رد می شود
۱۳۸۴	۲۷۶,۴۳۲	۱,۵۲۹	۱۸۳	۰,۸۵۳	۰,۰۰۰	۱۰۴۷	۱,۶۵۷	رد می شود

رد می شود	۱,۹۷۴	۱۰۰۳	۰,۰۰۰	۰,۸۴۱	۱۹۱	۱,۲۱۲	۲۳۴,۸۴۰	۱۳۸۵
رد می شود	۱,۵۰۷	۹۷۰	۰,۰۰۰	۰,۸۳۷	۱۹۱	۰,۸۷۹	۲۱۱,۷۰۷	۱۳۸۶
رد می شود	۱,۱۸۷	۳۷۵	۰,۰۰۰	۰,۸۳۶	۱۷۶	۰,۵۷۳	۲۱۴,۰۲۲	۱۳۸۷

نتایج تحلیل رگرسیونی برای بررسی رابطه‌ی میان ارزش بازار، به عنوان متغیر وابسته و ارزش دفتری، به عنوان متغیر مستقل که در جدول بالا نشان داده شده است، بیان‌گر وجود رابطه‌ی مطلوب آماری میان متغیرهای مورد مطالعه است. به گونه‌ای که حداقل ضریب تعیین حدود ۴۴ درصد و حداکثر آن اندکی بالاتر از ۸۶ درصد است. همچنین معادله‌ی رگرسیونی استخراج شده در هر یک از سطوح، دارای معناداری مطلوبی هستند. فرضیه‌ی صفر را در کلیه سطوح می‌توان رد کرد و از لحاظ آماری، می‌توان وجود رابطه‌ی آماری با اهمیت میان ارزش بازار و ارزش دفتری را پذیرفت. نمودارهای شماره ۱ و ۲ روند تغییر بخش ثابت و متغیر مدل را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: روند بخش ثابت (میلیون ریال) رابطه‌ی میان ارزش بازار و ارزش دفتری در سطح کلیه شرکت‌ها



نمودار ۲: روند ضریب متغیر رابطه‌ی میان ارزش بازار و ارزش دفتری در سطح کلیه‌ی شرکت‌ها

با توجه به نمودارهای یاد شده، می‌توان به این نتیجه رسید که رشد مبلغ ثابت در سال‌های اول مطالعه بسیار سریع و کاملاً صعودی است که این امر می‌تواند نشان‌گری برای افزایش تمایل به سمت نوعی محافظه‌کاری غیرشرطی باشد. رشد این نوع محافظه‌کاری که برآمده از اعمال احتیاط در اندازه‌گیری و شناخت اولیه‌ی اقلام است، از سال ۱۳۸۲ سیری نزولی به خود گرفته‌است تا این‌که در سال پایانی پژوهش، تقریباً ثابت مانده‌است. ضریب ثابت مدل نیز رفتاری تقریباً مشابه به خود گرفته‌است؛ به گونه‌ای که این رقم نیز تا سال ۱۳۸۲ تقریباً صعودی بوده و از این سال به بعد دچار نوعی افول گردیده‌است.

در نهایت می‌توان چنین ادعا کرد که با توجه به نمودارها، هر دو نوع محافظه‌کاری، اعم از شرطی و غیرشرطی تا حدود زیادی از یکدیگر تبعیت می‌کنند. علاوه بر این، با تکیه بر نتیجه‌ی آزمون تحلیل رگرسیونی در سطح کلیه‌ی شرکت‌ها، می‌توان چنین برداشت کرد که نه تنها محافظه‌کاری هم در سطح شناخت و اندازه‌گیری اولیه و هم در سطح رویدادهای پس از آن وجود دارد، بلکه این دو نوع محافظه‌کاری در طول زمان نیز رو به افزایش است. جدول شماره ۱۶ نیز به بررسی همین موضوع اما در سطح صنایع مختلف می‌پردازد. با اندکی تامل در نتایج این جدول می‌توان ادعا کرد که همانند نتایج، تا حدود زیادی مشابه با نتایج به دست آمده از آزمون تحلیل رگرسیونی در سطح کلیه‌ی شرکت‌هاست.

جدول ۱۶: رابطه‌ی ارزش بازار و ارزش دفتری در سطح صنایع مختلف

صنعت	۱		۲		۳		۴		۵		۶		
	متغیر	ثابت	متغیر	ثابت	متغیر	ثابت	متغیر	ثابت	متغیر	ثابت	متغیر	ثابت	
۱۳۷۷	۲,۶۱	۹۸۲,۳۱	۱,۱۹۴	۳۹,۶۶۳	۱۹,۶۲۴	۱,۱۹۲	۱۹,۶۲۴	۱,۸۱۲	۹,۴۴۹	۲,۴۲۰	۲۶,۹۸۴	۱,۳۳۹	۲۶,۹۸۴
۱۳۷۸	۲,۷۲۵	۱۵,۸۴۱	۱,۳۶۲	۶۲,۰۷۵	۵۳,۴۳۲	۱,۳۶۲	۵۳,۴۳۲	۲,۴۰۹	۹,۴۴۹	۲,۴۲۰	۲۶,۹۸۴	۱,۳۳۹	۲۶,۹۸۴
۱۳۷۹	۱,۴۸۵	۷۵,۸۹۱	۱,۶۱۷	۴۴۶,۴۷	۳۴۵,۵۰	۱,۶۱۷	۳۴۵,۵۰	۳,۷۴۵	۰,۳۸۵	۲,۴۷۴	۴۶۲,۳۹	۰,۸۱۳	۴۶۲,۳۹
۱۳۸۰	۱,۱۵۸	۱۴۰,۸۴۱	۱,۴۰۵	۶۹,۰۸۶	۱۰۳,۳۰۹	۱,۴۰۵	۱۰۳,۳۰۹	۵,۸۷۴	۵۲,۶۶۸	۲,۷۰۰	۴۶,۶۲۶	۱,۳۶۰	۴۶,۶۲۶
۱۳۸۱	۰,۹۸۰	۱۱۵,۶۱۵	۰,۹۶۹	۹۰,۰۴۶	۱۵۱,۴۷۱	۰,۹۶۹	۱۵۱,۴۷۱	۸,۹۱۸	۵۹,۷۲۱	۱,۸۲۶	۵۲,۲۶۵	۱,۸۹۶	۵۲,۲۶۵
۱۳۸۲	۱,۸۹۲	۲۱۵,۷۸	۴,۱۵۹	(۸,۴۷۵)	(۵۶۵,۹۸۹)	۴,۱۵۹	(۵۶۵,۹۸۹)	۲۶,۷۵۴	۱۱۸,۲۱۱	۵,۳۷۶	(۱۳,۵۶۹)	۰,۴۵۵	(۱۳,۵۶۹)
۱۳۸۳	۲,۹۶۴	۱۷۲,۷۱	۲,۵۳۳	۲۰۷,۱۰۱	(۹۳,۹۳۴)	۲,۵۳۳	(۹۳,۹۳۴)	۱۱,۱۰۵	۴۱۳,۷۵	۳,۶۴۴	(۸۰,۳۵۴)	۰,۷۴۲	(۸۰,۳۵۴)
۱۳۸۴	۳,۲۷۵	(۲۶۱,۸۶)	۱,۳۶۱	۱۰۵,۶۳۰	۳۴۲,۶۰۳	۱,۳۶۱	۳۴۲,۶۰۳	۴,۲۲۰	۳۶۵,۷۸	۱,۲۸۸	۳۶۳,۵۶	۰,۳۱۳	۳۶۳,۵۶
۱۳۸۵	۲,۷۷۴	(۱۳۳,۱۴۴)	۱,۹۲۴	۳۰۷,۷۰۴	۲۳۳,۹۶۰	۱,۹۲۴	۲۳۳,۹۶۰	۲,۴۲۷	۴۲۵,۷۸	۰,۸۱۷	۹۶۴,۹۰	۰,۴۶۰	۹۶۴,۹۰
۱۳۸۶	۲,۴۰۹	(۰,۷۶,۱۳۳)	۱,۸۶۷	۲۳۳,۴۰۱	۱۹۸,۶۳۳	۱,۸۶۷	۱۹۸,۶۳۳	۱,۸۸۷	۱۰۲,۵۸۰	۰,۷۲۱	۷۳۹,۸۲	۰,۳۳۳	۷۳۹,۸۲
تجیمی	۲,۱۶۸	۲۸۹,۲۶	۱,۴۷۲	۱۳۸,۵۸۶	۴۸۰,۶۹۱	۱,۴۷۲	۴۸۰,۶۹۱	۲,۵۵۴	۷۲,۱۲۹	۱,۵۷۲	۷۹,۹۸۴	۰,۵۷۵	۷۹,۹۸۴
میانگین	۲,۲۲۷	۱۷۰,۸۰۱	۱,۸۴۹	۱۱۵,۳۸۶,۷	۲۸۴,۹۰۴	۱,۸۴۹	۲۸۴,۹۰۴	۶,۹۲۱	۶۳۹,۶۸,۷	۲,۳۶۳	۲۵۳,۰۹,۵	۰,۹۲۷۸	۲۵۳,۰۹,۵

و اندازه‌گیری اولیه‌ی اقلام است، به طور متوسط، در طی دوره رسیدگی سیری صعودی داشته است.

۸. بحث و تحلیل نتایج

با توجه به آنچه گفته شد، نتیجه‌گیری در زمینه‌ی تایید یا رد فرض وجود محافظه‌کاری در گزارش‌گری شرکت‌ها چندان ساده نیست. نتایج مربوط به آزمون فرض وجود محافظه‌کاری به مدل بررسی و تکنیک آماری مورد استفاده بستگی دارد.

به نظر می‌رسد دلیل اصلی تناقض در نتیجه‌گیری مدل‌های مختلف، توجه هریک از مدل‌ها به جنبه و اثرات گوناگون محافظه‌کاری بر محیط اقتصادی و عوامل رفتاری موضوع محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی باشد. به عنوان گواه، مدل باسو به بررسی عامل محافظه‌کاری با توجه به اثرات رفتاری آن بر رفتار بازار، برآورد می‌کند. این در حالی است که بررسی وجود محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی به موضوع تاثیر زمانی عامل محافظه‌کاری به ویژه در زمان شناسایی و اندازه‌گیری اولیه‌ی اقلام و دوره‌های پس از آن پرداخته می‌شود. در نهایت، به دلیل این‌که محافظه‌کاری از جمله موضوعات کیفی است، تحلیل و یافتن مدل‌های هم‌گرا و بهینه برای اندازه‌گیری و تحلیل آن کاری دشوار می‌نماید.

یادداشت‌ها

- | | |
|--|------------------------------|
| 1. Heisenberg | 2. Hammer |
| 3. Conservatism | 4. Caveats Emptor |
| 5. Historical Cost Accounting | 6. Schroeder et al. |
| 7. Neutrality | 8. Sterling |
| 9. Relevant | 10. Reliable |
| 11. Gray | 12. Belkaoui |
| 13. Hendrksen | 14. Berda |
| 15. LaFond | 16. Watts |
| 17. Wolk et al. | 18. Kellog |
| 19. Content of Information | 20. Asymmetry of Information |
| 21. Noise of Information | 22. Lord Kelvin |
| 23. Basu | 24. Givoly |
| 25. Hayn | 26. Skewness |
| 27. Non Operational Accrual | 28. Beaver |
| 29. Ryan | 30. Bias in Book Value |
| 31. Measurement | 32. Recognition |
| 33. Lags in Book Value | 34. Conditional Conservation |
| 35. Unconditional Conservation | |
| 36. Financial Accounting Standard Broad (FASB) | |
| 37. Pae et al | 38. Accrual |
| 39. Givoly et al. | 40. Ball et al. |
| 41. Econometric | 42. Hui et al. |
| 43. Kolmogorov-Smirnov test | 44. Kruskal-Wallis test |
| 45. Compare Means | 46. One-Way ANOVA |
| 47. T-Student | |

منابع

الف. فارسی

- اسماعیلیان، مهدی. (۱۳۸۵). *راهنمای جامع SPSS 14*. تهران: انتشارات موسسه‌ی فرهنگی هنری دیباگران تهران.
- آذر، عادل و مومنی، منصور. (۱۳۸۱). *آمار و کاربرد آن در مدیریت*. جلد دوم، تهران: انتشارات سمت.
- بزرگ‌اصل، موسی. (۱۳۷۴). ماهیت اندازه‌گیری در حسابداری. بررسی‌های حسابداری،

۳ (۱۲ و ۱۳): ۱۰۷-۱۳۱.

تقفی، علی. (۱۳۸۱). نقد بهای تمام شده. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۶ (۳۰): ۲۸-۵.

تقفی، علی و سدیدی، مهدی. (۱۳۸۷). تاثیر محافظه‌کاری حسابداری بر کیفیت سود و بازده سهام. مطالعات حسابداری، ۱۸ (تابستان ۸۶): ۱-۲۴.

خوش‌طینت، محسن و یوسفی‌اصل، فرزانه. (۱۳۸۷). رابطه‌ی بین تقارن و عدم تقارن اطلاعاتی با محافظه‌کاری. مطالعات حسابداری، ۲۰ (زمستان ۸۶): ۳۷-۵۹.

رضازاده، جواد و آزاد، عبدالله. (۱۳۸۷). رابطه‌ی بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۵۴: ۶۳-۸۰.

رفیع‌زاده بقرآباد، علاء‌الدین؛ عفتی‌داریانی، محمدعلی و رونق، مریم. (۱۳۸۸). مدیریت عملکرد دستگاه‌های اجرایی. تهران: موسسه توسعه و بهبود مدیریت، انتشارات فرمنش.

کردستانی، غلامرضا و امیربیگی لنگرودی، حبیب. (۱۳۸۷). محافظه‌کاری در گزارش‌گری مالی: بررسی رابطه‌ی عدم تقارن زمانی سود و MTB به عنوان دو معیار ارزیابی محافظه‌کاری. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۵۲: ۸۹-۱۰۶.

مهرانی، ساسان و مهدی محمدآبادی. (۱۳۸۸). روش‌های اندازه‌گیری محافظه‌کاری. ماهنامه‌ی حسابداری، ۲۰۶ (اردیبهشت): ۵۸-۶۳.

نمازی، محمد و رستمی، نورالدین. (۱۳۸۵). بررسی رابطه‌ی بین نسبت‌های مالی و نرخ بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله‌ی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۴۴ (تابستان): ۱۰۵-۱۲۷.

هیأت تدوین استانداردهای حسابداری. (۱۳۸۳). مبانی نظری حسابداری و گزارش‌گری مالی در ایران، تهران: نشریه ۱۱۳، سازمان حسابرسی.

ب. انگلیسی

Ball, Ray; Kothari S. P. and Valeri Nikolaev. (2009). Econometrics of the Basu Asymmetric Timeliness Coefficient and the Accounting Conservatism. Working Paper No. 09-16, University of Chicago Booth School of Business. <http://ssrn.com/abstract=999710>.

- Basu, S., (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24: 3-37.
- Beaver, W. and Ryan, S. (2000). Biases and lags in book value and their effects on the ability of the book-to market ratio to predict book return on equity. *Journal of Accounting Research*, 38: 127-148.
- Beaver, W. And Ryan, S. (2005). Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling. *Journal of Review of Accounting studies*, 10: 269-309.
- Belkaoui Riahi, Ahmad (2000). *Accounting theory*. (1st Ed.), London: Thomson Learning.
- Givoly, D., 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*, 29: 287–320.
- Givoly, Dan, Hayn, C. and Natarajan, A. (2007). Measuring reporting conservatism. *The Accounting Review*, 82: 65-106.
- Gray, S. J. (1988). Towards a theory of cultural influence on the development of accounting systems internationally. *Abacus*, 24(1): 1–15.
- Hammer, M. (1990). Reengineering work: Don't automate oliterate. *Harvard Business Review*, (July-August): 85-112.
- Hendriksen, Eldon S. & Van Berda, Michael F. (1992). *Accounting theory* (5th Ed.). Illinois: IRWIN, Pence-Hill.
- Hui, K. W., Matsunag, S. & Morse, D. (2009). The impact of conservatism on management earnings forecasts. *Journal of Accounting and Economics*, 47: 192–207.
- Kellog, R. (1984). Accounting activities, security prices, and class action lawsuits. *Journal of Accounting and Economics*, 6: 185-204.
- LaFond, R. & Watts, R. L. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83: 447–478.
- Pae, Jinhan, Thornton, Daniel B. & Welker, M. (2005). The Link between Earnings Conservatism and the Price to Book Ratio. Working Paper. Queen's University, School of Business. www.ssrn.com/id722545.pdf.
- Sterling, Robert R. (1970). Theory of the measurement of enterprise

income. Lawrence: University of Kansas Press.

Sterling, Robert R. (1967). Conservatism: The fundamental principle of valuation in traditional accounting. *Abacus*, 3: 109-32.

Schroeder, Richard G., Clark, Myrtle W. and Cathey, Jack M. (2008). Financial accounting theory and analysis: Text and cases. (9th Ed.), Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.

Wolk, H. I., Dodd, J. L. & Tearny, M.G. (2004). Accounting theory: Conceptual issues in a political and economic environment. (6th Ed.). Ohio, Mason: South-Western: Thomson.

