

بررسی اثر سوگیری تجمعی در برآوردهای محافظه کاری شرطی با استفاده از مدل بال، کوتاری و نیکولایو

محمد رمضان احمدی^۱، سید عزیز آرمن^۲، اسماعیل مظاهری^۳

چکیده: این پژوهش به بررسی آثار سوگیری تجمعی در برآوردهای محافظه کاری شرطی با استفاده از مدل بال، کوتاری و نیکولایو (۲۰۱۳) پرداخته است. برای این کار، تأثیر دو عامل سوگیری تجمعی که شامل سوگیری نشئت گرفته از حذف متغیر و سوگیری نشئت گرفته از نمونه ناقص است، بررسی می شود. این پژوهش در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۴ اجرا شد که نتایج به دست آمده از تجزیه و تحلیل رگرسیون داده های ترکیبی برای ۱۸۹۸ مشاهده سال - شرکت طی دوره زمانی نمونه گیری حاکی از آن بود که برآوردهای محافظه کاری شرطی مبتنی بر مدل بال، کوتاری و نیکولایو، تحت تأثیر سوگیری تجمعی قرار داشته و موجب می شود این مدل به هنگام بودن اخبار خوب را کمتر و به هنگام بودن اخبار بد را بیشتر برآورد کند، در نتیجه به بیشتر برآورد کردن تفاوت به هنگام بودن تأثیر اخبار بد و خوب بر سود منجر می شود.

واژه های کلیدی: به هنگام بودن اخبار بد، به هنگام بودن اخبار خوب، سوگیری تجمعی، محافظه کاری شرطی.

۱. استادیار گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران

۳. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۰۷/۱۱

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۵/۱۲/۲۱

نویسنده مسئول مقاله: محمد رمضان احمدی

E-mail: Ahmadi6097.m@gmail.com

مقدمه

اگرچه مدل باسو مدل متداولی است که برای آزمون وجود محافظه‌کاری شرطی به کار می‌رود، این مدل ضعف‌های متعددی دارد که موجب می‌شود نسبت به قابلیت اتکای آن تردید ایجاد شود (گیولی، هاین و ناتارجان، ۲۰۰۷). پاتاتوکاس و توماس (۲۰۱۱) نشان دادند که وجود اثر مقیاس می‌تواند به ایجاد سوگیری در برآوردهای مدل باسو منجر شود، از این رو اعمال برخی تغییرات در متغیر وابسته مدل باسو، مانند استفاده از قیمت سهام در اول دوره به جای پایان دوره یا استفاده از تأخیرهای زمانی یک‌ساله و دوساله برای متغیر وابسته، می‌تواند به کاهش تورش در مدل برآورد محافظه‌کاری شرطی و افزایش دقت اندازه‌گیری آن منجر شود. در این رابطه بال و همکارانش (۲۰۱۳) نشان دادند که اثر مقیاس می‌تواند از طریق رابطه بین سود مورد انتظار و بازده مورد انتظار ایجاد شود، از این رو آنها نسخه تعدیل‌شده‌ای از مدل باسو را پیشنهاد دادند که بر مبنای رابطه بین سود غیرمنتظره و بازده غیرمنتظره استوار است. بر اساس نتایج پژوهش آنها، استفاده از این مدل برآورد دقیق‌تری از محافظه‌کاری شرطی به دنبال دارد. با اینکه مدل بال و همکاران در مقایسه با مدل‌های قبلی همچون مدل باسو برتری‌هایی داشت، محققان بعدی همچون پاتاتوکاس و توماس (۲۰۱۳) به تجزیه و تحلیل تغییرات مقطعی و سری زمانی برآوردهای این مدل پرداختند. نتایج پژوهش آنها حاکی از آن بود که تغییرات مشاهده شده در ارتباط با برآوردهای مدل بال و همکاران در مقایسه با تغییرات واقعی در محافظه‌کاری شرطی، بیش از حد گسترده است. با در نظر گرفتن این موضوع که برآوردهای مدل بال و همکاران برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی به کار می‌رود و انتظار نمی‌رود محافظه‌کاری اندازه‌گیری شده با استفاده از این مدل توان تبیین این تغییرات زیاد را داشته باشد، انتظار می‌رود برآوردهای مدل یاد شده به‌طور کامل خالی از سوگیری نباشد. به بیان دیگر، تغییرات مشاهده شده می‌تواند نشان‌دهنده آن باشد که ضرایب برآورد شده برای شناسایی به‌هنگام اخبار خوب و اخبار بد در مدل بال، کوتاری و نیکالوی، تحت تأثیر سوگیری‌هایی قرار دارد و ممکن است به بیش‌نمایی یا کم‌نمایی شناسایی به‌هنگام اخبار منجر شود.

پیشینه پژوهش

پیشینه نظری

با اینکه اغلب حسابداران وجود محافظه‌کاری را قبول دارند، تا کنون تعریف روشنی از آن ارائه نشده است و ابهاماتی در این زمینه وجود دارد (کردستانی و بیگی لنگرودی، ۱۳۸۷). از نظر اسمیت و اسکوسن محافظه‌کاری یعنی انتخاب یک راهکار حسابداری تحت شرایط عدم اطمینان

که در نهایت به ارائه کمتر دارایی‌ها و درآمدها بینجامد و کمترین اثر مثبت را بر حقوق صاحبان سهام داشته باشد (گیولی و همکاران، ۲۰۰۷). ولک و ترنی (۲۰۰۱: ۸۴-۸۳) محافظه‌کاری را تمایل حسابداران به شناسایی همراه با تأخیر سودها و ارزشیابی هرچه کمتر دارایی‌ها می‌دانند. باسو محافظه‌کاری را تمایل حسابداران در دستیابی به شواهد با درجه تأییدکنندگی بیشتر برای شناخت اخبار خوب به‌عنوان سود، در برابر شناخت اخبار بد به‌عنوان زیان، تعریف کرده است (نیکبخت و حاجی عظیمی، ۱۳۹۲).

محافظه‌کاری با توجه به واکنش و عدم واکنش به اخبار خوب و بد، به شرطی و غیرشرطی دسته‌بندی شده است. گرچه هر دو نوع محافظه‌کاری موجب کم‌نمایی سود و دارایی‌ها می‌شود، بین این دو تفاوتی کلیدی وجود دارد؛ محافظه‌کاری شرطی اعمال کم‌نمایی سود و دارایی‌ها پس از وقوع اخبار است؛ در حالی که محافظه‌کاری غیرشرطی اعمال کم‌نمایی سود و دارایی‌ها پیش از وقوع اخبار است. بنابراین می‌توان گفت، محافظه‌کاری غیرشرطی اخبار بد احتمالی آینده را پیش‌بینی می‌کند و مانع از اعمال محافظه‌کاری شرطی می‌شود (بال و همکاران، ۲۰۱۳). به بیان دیگر، محافظه‌کاری غیرشرطی در واقع کم‌نمایی پایدار خالص دارایی‌هاست که مستقل از اخبار است. برای مثال، شناسایی بی‌درنگ مخارج تبلیغات و پژوهش و توسعه به‌عنوان هزینه به جای سرمایه‌ای کردن آن مخارج، نوعی محافظه‌کاری غیرشرطی است. محافظه‌کاری شرطی نیز کم‌نمایی خالص دارایی‌هاست که از واکنش نامتقارن نسبت به اخبار خوب و بد نشئت می‌گیرد. در این نوع محافظه‌کاری، اخبار بد (زیان‌ها) سریع‌تر و کامل‌تر از اخبار خوب (سودها) شناسایی می‌شود. در واقع در محافظه‌کاری شرطی اخبار بد پس از وقوع، زودتر از اخبار خوب شناسایی می‌شود. به بیان دیگر، محافظه‌کاری شرطی وابسته به اخبار است. کاربرد قاعده اقل بهای تمام شده یا ارزش بازار برای موجودی کالا، نمونه‌ای از کاربرد محافظه‌کاری شرطی است (جبارزاده، نورزاد و فیضی، ۱۳۹۱). در استانداردهای حسابداری ایران نیز کاربرد محافظه‌کاری شرطی به‌طور کامل مشهود است؛ به‌گونه‌ای که طبق این استانداردها شرط اصلی شناسایی درآمد، محتمل بودن جریان منافع اقتصادی آتی مرتبط با معامله به درون واحد تجاری است؛ بنابراین تا زمان حصول اطمینان از نزدیک شدن درآمد به جریان‌های نقدی، نباید به شناسایی آن اقدام کرد. این در حالی است که اگر واحد تجاری، متحمل مخارجی شود که در ارتباط با منافع اقتصادی آتی آن ابهام شایان توجهی وجود داشته باشد، باید مخارج یاد شده را در دوره وقوع هزینه کند. به بیان دیگر، استاندارد برای شناسایی درآمد و دارایی، معیارهای سخت‌گیرانه‌تری نسبت به هزینه و بدهی تدوین کرده است.

محافظه‌کاری شرطی برای نخستین بار توسط باسو (۱۹۹۷) به‌عنوان جنبه‌ای مهم از محافظه‌کاری مطرح شد (جبارزاده و همکاران، ۱۳۹۱). وی که در پژوهش خود برای شناخت اخبار مربوط به شرکت از متغیر بازده سهام استفاده کرد، به این نتیجه رسید که اختلاف معناداری میان میزان اثرگذاری اخبار مساعد (اخبار خوب) و نامساعد (اخبار بد) بر سود گزارش‌شده شرکت‌ها وجود دارد (قائمی، کیانی و تقی‌زاده، ۱۳۹۳). پس از باسو محققان دیگری همچون بال و شیوا کمار (۲۰۰۵)، بیور و همکاران (۲۰۰۵) و خان و واتز (۲۰۰۹) نیز مطالعاتی را به‌منظور سنجش محافظه‌کاری شرطی انجام دادند. بعد از پژوهش باسو، در اغلب پژوهش‌های انجام‌شده در زمینه محافظه‌کاری شرطی، تلاش شده است تا با اعمال برخی تغییرات در مدل اصلی باسو، تورش در برآوردهای مدل کاهش یافته و دقت اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی افزایش یابد. پوپ و واکر (۱۹۹۹) رابطه بین سود گزارش‌شده، سود بلندمدت (دائمی) و بازده را بررسی کردند. آنها از مدل خود به‌منظور تفسیر ضرایب رگرسیون مدل باسو بهره بردند. نتایج بررسی آنها نشان داد که ضرایب به‌هنگام‌بودن سود و زیان تحت تأثیر محافظه‌کاری است و مستقیماً با نرخ هزینه سرمایه ارتباط دارند. در نتیجه می‌توان انتظار داشت که ضریب رابطه بین سود و اخبار خوب بین زیرنمونه^۱ بازده غیرمنتظره منفی و زیرنمونه بازده غیرمنتظره مثبت که نرخ هزینه سرمایه متفاوت دارند، تغییر کند و این امر به محافظه‌کاری شرطی ارتباطی ندارد (کالینز، ریبار و تیان، ۲۰۱۴). پژوهشگرانی همچون کالینز (۲۰۱۴) و هسو (۲۰۱۳) دریافتند که بخش شایان توجهی از تفاوت ضریب به‌هنگام‌بودن در مدل باسو از طریق رابطه بین بازده و جریان نقدی ایجاد شده است (رودریگز و نیکل، ۲۰۱۵). در این رابطه، یکی از جدیدترین مطالعات در خصوص سنجش محافظه‌کاری شرطی، پژوهش بال و همکارانش (۲۰۱۳) است. آنها در پژوهش خود به‌منظور اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی، از متغیرهای سود غیرمنتظره و بازده غیرمنتظره (به جای سود و بازده) استفاده کردند. به اعتقاد آنها علت اصلی تورش در برآوردهای مدل باسو، به عدم کنترل رابطه سود و بازده مورد انتظار مربوط است؛ از این رو کنترل عواملی مانند اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق مالکانه، اهرم، نوسان بازده سهام و خارج کردن بخش مورد انتظار سود شرکت، می‌تواند موجب کاهش تورش و افزایش اطمینان در برآورد محافظه‌کاری شرطی در سود حسابداری شود (رودریگز و نیکل، ۲۰۱۵). با وجود استفاده از بخش غیرمنتظره سود و بازده در برآورد محافظه‌کاری شرطی در مدل پژوهش بال و همکاران، مطالعات بعدی نشان داد تغییرات مشاهده شده در برآوردهای این مدل، در مقایسه با تغییرات واقعی در محافظه‌کاری شرطی، بیش از حد گسترده است که این خود حکایت از آن دارد که برآوردهای این مدل نیز

تحت تأثیر سوگیری قرار دارد. به بیان دیگر، از آنجا که مدل بال و همکارانش همچون مدل باسو، از بازده‌های تجمعی بازار در یک دوره به جای جداسازی اخبار خوب از اخبار بد در آن دوره استفاده می‌کند، به ایجاد دو نوع سوگیری در برآوردهای مدل منجر می‌شود که عبارت‌اند از: الف) سوگیری نشئت‌گرفته از حذف متغیر^۱ و ب) سوگیری نشئت‌گرفته از نمونه‌گرفته از نمونه ناقص^۲. سوگیری نشئت‌گرفته از حذف متغیر به این دلیل ایجاد می‌شود که مدل یاد شده بر تأثیر اخبار خوب (اخبار بد) بر سودهای غیرمنتظره در زمانی که رابطه بین سود غیرمنتظره و بازده غیرمنتظره مثبت (منفی) برآورد می‌شود، کنترل ندارد. سوگیری نشئت‌گرفته از نمونه ناقص نیز به این دلیل ایجاد می‌شود که ضریب به‌هنگام بودن اخبار خوب (اخبار بد) در مدل یاد شده با استفاده از نمونه کامل برآورد نمی‌شود، بلکه تنها این مشاهدات با بازده غیرمنتظره مثبت (بازده غیرمنتظره منفی) برآورد می‌شوند (رودریگز و نیکل، ۲۰۱۵).

پیشینه تجربی

باسو (۱۹۹۷) با استفاده از روش‌های تحلیل رگرسیون ترکیبی و سری‌های زمانی، نشان داد حساسیت سود حسابداری نسبت به اخبار کاهش ارزش شرکت (اخبار نامساعد) از حساسیت آن نسبت به افزایش ارزش شرکت (اخبار مساعد) بیشتر است.

گیولی، هاین و ناتارجان (۲۰۰۷) در پژوهش خود مدعی شدند که مدل باسو تأثیر وقایع اقتصادی مجزا را بر سود نشان نمی‌دهد؛ این در حالی است که این مدل رابطه بین جمع تمام وقایع اقتصادی رخ داده در طول یک دوره و اثر انباشته همه این وقایع بر سود را نشان می‌دهد. با استفاده از داده‌های مشابه، آنها نشان دادند رابطه بین سود - بازده به‌دست آمده از داده‌های تجمعی، ممکن است متفاوت از رابطه داده‌های انفرادی باشد.

پاتاتوکاس و توماس (۲۰۱۱)، شواهد تجربی چشمگیری درباره تورش مدل باسو ارائه کردند. آنها معیار همگن سازی قیمت در دوره جاری با سود هر سهم را نامناسب دانستند و با جایگزینی قیمت ابتدای دوره به جای قیمت پایان دوره، با ضریب واکنش معنادارتری در مقایسه با مدل باسو روبه‌رو شدند.

بال و همکارانش (۲۰۱۳) نشان دادند مشکل مقیاس ایجاد شده در نتایج مدل باسو، ابتدا به دلیل رابطه مقطعی بین سود مورد انتظار و بازده مورد انتظار ایجاد شده است. آنها نسخه تعدیل‌شده‌ای از مدل استاندارد باسو ارائه دادند که در آن سود و بازده، با سود و بازده غیرمنتظره جایگزین شده بود.

1. Omitted-variable bias
2. Truncated – sample bias

رودریگز و نیکل (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر سوگیری تجمعی در برآوردهای محافظه‌کاری شرطی با استفاده از مدل بال، کوتاری و نیکلاوی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد برآوردهای محافظه‌کاری شرطی مبتنی بر رگرسیون سود غیرمنتظره و بازده غیرمنتظره به وسیله سوگیری تجمعی تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

در زمینه محافظه‌کاری شرطی در داخل کشور نیز پژوهش‌های گوناگونی صورت گرفته است. خدای پور و مالکی‌نیا (۱۳۹۱) به مطالعه رابطه بین میزان محافظه‌کاری شرطی اعمال شده و احتمال اخبار منفی آینده پرداختند. یافته‌های آنان نشان داد رابطه منفی و معناداری بین محافظه‌کاری شرطی اعمال شده و احتمال اخبار منفی آینده برقرار است. همچنین نتایج پژوهش آنها حاکی از آن بود که بین محافظه‌کاری شرطی و واکنش بازار به اخبار خوب و بد شرکت‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. از نتایج دیگر این پژوهش، تأیید رابطه معنادار بین اندازه شرکت و درجه اهرم مالی آن با بازده غیرعادی شرکت است.

ستایش، رضایی و اسحاقی (۱۳۹۱) به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی با میزان پیش‌بینی سود پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که بین محافظه‌کاری شرطی و پیش‌بینی سود در سطح صنایع مختلف، ارتباط معناداری وجود ندارد. همچنین بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار که به عنوان معیار محافظه‌کاری غیرشرطی در نظر گرفته شده است، با پیش‌بینی سود در صنایع الکتریکی و غذایی و آشامیدنی نیز رابطه معناداری وجود ندارد. نتایج این پژوهش همچنین نشان داد در سطح صنایع دیگر، رابطه منفی و معنادار وجود دارد.

ستایش (۱۳۹۲) به تخمین محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل بسط داده شده باسو پرداخت. یافته‌های پژوهش وی نشان داد مدل بسط داده شده نسبت به مدل اصلی، برای اندازه‌گیری عدم تقارن زمانی سود مناسب‌تر است. همچنین در شرکت‌های بزرگ‌تر، اخبار خوب نسبت به اخبار بد تأثیر بیشتری دارد و شرکت‌هایی که در ساختار مالی خود از بدهی بیشتری استفاده می‌کنند، آثار اخبار خوب خود را دیرتر منعکس می‌کنند، اما آثار اخبار بد در بازدهی سهام سریع‌تر منتشر می‌شود.

قائمی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهش خود با استفاده از مدل بال، کوتاری و والری به بررسی محافظه‌کاری شرطی در گزارش‌گری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ محافظه‌کاری شرطی وجود ندارد.

اسدی و بیات (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر محافظه‌کاری بر پیش‌بینی‌های مدیریت از سود پرداختند. آنها با استفاده از مدل بسط و مدل گیولی به اندازه‌گیری محافظه‌کاری پرداختند.

نتایج پژوهش آنها نشان داد محافظه‌کاری با دفعات پیش‌بینی سود از سوی مدیریت، رابطه منفی و معناداری دارد.

فرضیه‌های پژوهش

بر اساس نتایج مطالعات پژوهشگرانی همچون رودریگز و نیکل (۲۰۱۵) این امکان وجود دارد که برآوردهای محافظه‌کاری شرطی مبتنی بر رگرسیون سود غیرمنتظره و بازده غیرمنتظره در مدل بال، کوتاری و نیکلایو، سوگیرانه باشد، از این رو فرضیه‌های این پژوهش به شرح زیر بیان تدوین شده‌اند:

فرضیه اول: مدل بال، کوتاری و نیکلایو برآورد سوگیرانه‌ای از تأثیر اخبار خوب بر سود ایجاد می‌کند.

فرضیه دوم: مدل بال، کوتاری و نیکلایو برآورد سوگیرانه‌ای از تأثیر اخبار بد بر سود ایجاد می‌کند.

فرضیه سوم: مدل بال، کوتاری و نیکلایو برآورد سوگیرانه‌ای از تفاوت تأثیر اخبار بد و اخبار خوب بر سود ایجاد می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

مدل بال، کوتاری و نیکلایو نسخه تعدیل‌شده‌ای از مدل استاندارد باسو است که در آن سود و بازده جایگزین سود غیرمنتظره و بازده غیرمورد انتظار شده و مطابق رابطه ۱ است (رودریگز و نیکل، ۲۰۱۵).

$$\frac{UX_{it}}{M_{it-1}} = \alpha_0 + \beta_0 \times UR_{it}^+ + \beta_1 \times UR_{it}^- + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه ۱}$$

در این رابطه UR_{it}^+ شاخص اخبار خوب، UR_{it}^- شاخص اخبار بد در یک دوره است که به ترتیب با URN و URP نشان داده می‌شود. همچنین α_0 عرض از مبدأ مدل، ضریب β_0 تأثیر اخبار خوب (URP) و β_1 ضریب تأثیر اخبار بد (URN) بر سود غیرمنتظره در یک دوره است. این مدل با استفاده از نمونه کامل مشاهدات و بدون تفکیک آنها به مشاهدات بازده غیرمنتظره مثبت (RP) و بازده غیرمنتظره منفی (RN) به برآورد ضرایب مذکور پرداخته است. به‌منظور بررسی اثر سوگیری‌های تجمعی، باید برآوردهای این مدل برای زیرنمونه مشاهدات بازده غیرمنتظره مثبت و زیرنمونه مشاهدات بازده غیرمنتظره منفی به‌طور جداگانه انجام شود. شایان ذکر است که از میان سوگیری‌های تجمعی، سوگیری نشئت‌گرفته از حذف متغیر، به نسبت

کواریانس بازده غیرمنتظره با اخبار خوب (اخبار بد) تقسیم بر واریانس بازده غیرمنتظره بستگی دارد. با در نظر گرفتن این نکته که نسبت های یاد شده برابر با ضرایب شرطی رگرسیون اخبار خوب (اخبار بد) بر بازده غیرمنتظره است، رابطه های ۲ و ۳ برای محاسبه سوگیری حذف متغیر ارائه شده است.

$$UR_{it}^+ = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot UR_{it} + \varepsilon_{it} \mid UR_{it} < 0 \text{ being } \gamma_1 \quad \text{رابطه ۲}$$

$$= \left(\frac{\text{cov}(UR_{it}^+, UR_{it})}{\text{var}(UR_{it})} \mid UR_{it} < 0 \right)$$

$$UR_{it}^- = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot UR_{it} + \varepsilon_{it} \mid UR_{it} \geq 0 \text{ being } \gamma_1 \quad \text{رابطه ۳}$$

$$= \left(\frac{\text{cov}(UR_{it}^-, UR_{it})}{\text{var}(UR_{it})} \mid UR_{it} \geq 0 \right)$$

در نهایت به منظور آزمون فرضیه اول، سوگیری نشئت گرفته از حذف متغیر و سوگیری نشئت گرفته از نمونه ناقص به ترتیب با استفاده از رابطه های ۴ و ۵ محاسبه می شوند.

$$\hat{\theta}_1^+ = [(\beta_1 \mid UR_{it} \geq 0) - (\beta_0 \mid UR_{it} \geq 0)] \cdot \gamma_1 \quad \text{رابطه ۴}$$

$$\hat{\theta}_2^+ = [(\beta_0 \mid UR_{it} \geq 0) - \beta_0] \quad \text{رابطه ۵}$$

سوگیری نشئت گرفته از حذف متغیر از طریق $\hat{\theta}_1^+$ سنجیده می شود. این سوگیری به این دلیل ایجاد شده است که در برآورد به هنگام بودن اخبار خوب در مدل بال، کوتاری و نیکلایو، تأثیر اخبار بد بر سود برای مشاهدات بازده مثبت بازار در نظر گرفته نشده و به سوگیری حذف متغیر منجر می شود. سوگیری نشئت گرفته از نمونه ناقص نیز از طریق $\hat{\theta}_2^+$ سنجیده می شود. این سوگیری به این دلیل ایجاد شده است که به هنگام بودن اخبار خوب در مدل بال، کوتاری و نیکلایو، تنها با استفاده از مشاهدات بازده غیرمنتظره مثبت (نه مشاهدات بازده غیرمنتظره منفی) برآورد شده است (رودریگز و نیکل، ۲۰۱۵). به منظور آزمون فرضیه دوم مبنی بر اینکه سوگیری تجمعی موجب می شود مدل بال، کوتاری و نیکلایو، برآورد سوگیرانه ای از تأثیر اخبار بد بر سود ایجاد کند، با استفاده از رابطه های ۶ و ۷ به محاسبه سوگیری نشئت گرفته از حذف متغیر و سوگیری نشئت گرفته از نمونه ناقص پرداخته می شود.

$$\hat{\theta}_1^- = -[(\beta_1 \mid UR_{it} < 0) - (\beta_0 \mid UR_{it} < 0)] \cdot \gamma_3 \quad \text{رابطه ۶}$$

$$\hat{\theta}_2^- = [(\beta_1 \mid UR_{it} < 0) - \beta_1] \quad \text{رابطه ۷}$$

در روابط بالا، سوگیری نشئت گرفته از حذف متغیر از طریق $\hat{\theta}_1^-$ سنجیده می شود. این سوگیری به این دلیل ایجاد شده است که در برآورد به هنگام بودن اخبار بد در مدل بال، کوتاری و نیکالیو، تأثیر اخبار خوب بر سود برای مشاهدات بازده منفی بازار در نظر گرفته نشده و به سوگیری حذف متغیر منجر می شود. سوگیری نشئت گرفته از نمونه ناقص نیز از طریق $\hat{\theta}_2^-$ سنجیده می شود. این سوگیری به این دلیل ایجاد شده است که به هنگام بودن اخبار بد در مدل بال، کوتاری و نیکالیو، تنها با استفاده از مشاهدات بازده غیرمنتظره منفی (نه مشاهدات بازده غیرمنتظره مثبت) برآورد شده است. در نهایت به منظور آزمون فرضیه سوم پژوهش مبنی بر اینکه سوگیری تجمعی موجب می شود مدل بال، کوتاری و نیکالیو، برآورد سوگیرانه ای از تفاوت تأثیر اخبار بد و اخبار خوب بر سود حسابداری ایجاد کند، از رابطه های ۴، ۵، ۶ و ۷ استفاده می شود. به بیان دیگر، برای اینکه مدل بال، کوتاری و نیکالیو برآورد غیرسوگیرانه ارائه دهد، لازم است چهار سوگیری برابر صفر باشند یا مجموع این چهار سوگیری به طور دقیق برابر صفر شود (رودریگز و نیکل، ۲۰۱۵).

تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته این پژوهش سود عملیاتی غیرمنتظره (UX_{it}) است. به منظور محاسبه این متغیر، مطابق با کار پژوهشگران گذشته همچون خان و واتس (۲۰۰۹) و رویچوهاری و واتس (۲۰۰۷)، با اضافه کردن متغیرهای کنترلی همچون اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، اهرم و انحراف معیار بازده ماهانه سهام به مدل اصلی باسو، مطابق با رابطه ۶ می توان سود عملیاتی غیرمنتظره را از مقادیر باقی مانده حاصل از تخمین این رابطه برای هر شرکت در مقاطع زمانی جداگانه به دست آورد (بال و همکاران، ۲۰۱۳).

$$\frac{X_{it}}{M_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \times D(Ret_{it} < 0) + \beta_0 \times Ret_{it} + \beta_1 \times (Ret_{it} < 0) \times Ret_{it} + \sum \delta_k \times Controls_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه ۸}$$

که در این رابطه D نشان دهنده متغیر مصنوعی، Ret معرف بازده سهم و Control نشان دهنده متغیرهای کنترلی است.

اولین متغیر مستقل این پژوهش، بازده غیرمنتظره (UR_{it}) است. مطابق با یافته های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برای محاسبه بازده غیرمنتظره، از بازده سالانه سهام شرکت های عضو نمونه در هر سال استفاده می شود. به این منظور در هر سال، بازده سهام شرکت های عضو نمونه، بر اساس

معیار اندازه شرکت به پنج دسته طبقه‌بندی می‌شوند؛ سپس هریک از این پنج طبقه بر اساس معیار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به پنج طبقه دسته‌بندی می‌شوند. بدین ترتیب هر سال به ۲۵ طبقه تقسیم شده و از میانگین بازده هر طبقه به‌عنوان معیار بازده مورد انتظار سهام برای شرکت‌های آن طبقه استفاده می‌شود. در نتیجه بازده غیرمنتظره، از تفاوت بین بازده کل و بازده مورد انتظار سهام به‌دست می‌آید (بال و همکاران، ۲۰۱۳).

سایر متغیرهای مستقل این پژوهش عبارت‌اند از: URN، URP، RP_۱، RP_۲، RN_۱ و RN_۲. URN و URP به ترتیب نشان‌دهنده بازده غیرمنتظره حاصل از اخبار بد (UR_{it}^-) و بازده غیرمنتظره حاصل از اخبار خوب (UR_{it}^+) در یک سال هستند. برای محاسبه این دو متغیر، ابتدا جمع جبری تغییرات قیمت سهام طی یک سال محاسبه می‌شود، سپس این عدد بر قیمت سهام ابتدای سال تقسیم می‌گردد. RP_۱ و RP_۲ به ترتیب بیان‌کننده بازده غیرمنتظره حاصل از اخبار خوب و بازده غیر منتظره حاصل از اخبار بد در نمونه مشاهداتی هستند که تنها شامل بازده غیرمنتظره مثبت می‌شوند. RN_۱ و RN_۲ نیز به ترتیب نشان‌دهنده بازده غیرمنتظره حاصل از اخبار خوب و بازده غیرمنتظره حاصل از اخبار بد در نمونه مشاهداتی هستند که تنها شامل بازده غیرمنتظره منفی می‌شوند.

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

با توجه به قابلیت اتکا و میزان دسترسی به آمار و اطلاعات بورس اوراق بهادار و صورت‌های مالی حسابرسی‌شده شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، قلمرو زمانی این پژوهش یک دوره زمانی پانزده‌ساله از سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۴ در نظر گرفته شده است. جامعه آماری این پژوهش، تمام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه آماری با استفاده از جامعه آماری تعدیل‌شده انتخاب شده است. بدین ترتیب، تمام شرکت‌های عضو جامعه آماری که از شرایط زیر برخوردار بودند، جزء نمونه آماری لحاظ شدند و آن دسته از شرکت‌های جامعه آماری که حائز شرایط مد نظر نبودند، از نمونه آماری حذف شدند. شرایط یاد شده به شرح زیر است:

الف) سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند باشد.

ب) اطلاعات مربوط به سود و بازده ماهانه، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، ارزش دفتری شرکت، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری در محدوده زمانی پژوهش وجود داشته باشد.

پ) شرکت‌ها عضو صنعت مالی و سرمایه‌گذاری نباشند.

بعد از اعمال شرایط بیان‌شده، ۲۷۷ شرکت به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شد. از آنجا که فرضیه‌های این پژوهش بر اساس داده‌های ترکیبی آزمون می‌شوند، به‌منظور تعیین مدل مناسب

رگرسیون، آزمون های F لیمر و هاسمن به اجرا درآمد. در تمام موارد با توجه به اینکه احتمال آزمون لیمر کمتر از ۵ درصد و احتمال آزمون هاسمن بیشتر از ۵ درصد شد، از مدل پانل دیتا با اثر تصادفی استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش برای شرکت‌های نمونه در جدول ۱ درج شده است که بیان‌کننده مقدار پارامترهای توصیفی، شامل شاخص‌های مرکزی و پراکندگی است. آمار توصیفی یاد شده مربوط به مشاهدات ۲۷۷ شرکت است. گفتنی است، به منظور کسب نتایج بهتر، داده‌های اولیه همگن شده و مشاهدات پرت شناسایی و حذف شدند.

جدول ۱. آمار توصیفی

URP	URN	RP _r	RP _l	UR ⁺	UR ⁻	RN _r	RN _l	UX	
-۰/۲۱۴۲	-۰/۱۷۱۶	-۰/۰۹۱۱	-۰/۳۶۶۶	-۰/۰۶۴۰	-۰/۲۰۵۸	-۰/۲۳۰۲	-۰/۱۰۳۴	-۰/۰۰۱۲	میانگین
۰	-۰/۰۶۸۹	۰	۰/۱۵۴	-۰/۰۶۹۴	-۰/۰۶۹۴	-۰/۱۸۶۷	۰	-۰/۰۰۲۴	میانه
۱/۹۹۸۲	۰	۰	۱/۹۹۸۲	۱/۹۷۴۷	۰	۰	۱/۹۹۶۵	۳/۱۰۴۵	حداکثر
۰	-۰/۹۹۴۳	-۰/۹۷۰۲	۰	-۱/۹۸۴	-۱/۹۸۴	-۰/۹۹۴۴	۰	-۰/۹۶۷۹	حداقل
-۰/۴۰۵۹	۰/۲۱۴۱	۰/۱۷۱۱	-۰/۴۹۰۱	۰/۴۷۳۷	۰/۳۰۴۶	۰/۲۳۳۰	-۰/۲۸۴۲	۰/۱۷۹۳	انحراف معیار
۲/۳۷۹۵	-۱/۱۸۴۰	-۲/۱۸۲۷	۱/۵۳۵۵	۰/۰۲۱۶	-۲/۲۳۸۱	-۰/۷۸۴۱	۳/۸۹۲۲	۲/۸۵۱۶	چولگی
۴/۴۷۶۵	۳/۵۵۱۲	۳/۴۵۴۲	۴/۶۱۹۷	۵/۶۹۸۲	۵/۱۵۶۲	۲/۷۷۱۴	۴/۱۳۸۶	۵/۰۶۲۸	کشدگی

آزمون فرضیه‌های پژوهش

به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، ابتدا رابطه ۱ که همان مدل بال و همکارانش (۲۰۱۳) است را در چهار حالت تخمین می‌زنیم: حالت اول به طور کامل و مشابه با کار این پژوهشگران و بدون اعمال هیچ قاعده شرطی؛ حالت دوم با اعمال قاعده شرطی مبنی بر تفکیک بازده غیرمنتظره حاصل از اخبار بد و بازده غیرمنتظره حاصل از اخبار خوب؛ حالت سوم با اعمال قاعده شرطی مبنی بر استفاده از نمونه تنها شامل مشاهدات بازده غیرمنتظره مثبت و حالت چهارم با اعمال قاعده شرطی مبنی بر استفاده از نمونه تنها شامل مشاهدات بازده غیرمنتظره منفی. نتایج برآورد این حالت‌ها در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. تخمین مدل بال، کوتاری و نیکلایو در حالت های مختلف

حالت	نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	prob
حالت اول	ur ⁺	-۰/۰۰۲۰۲	۰/۰۰۰۹	-۲/۲۱۴۴	۰/۰۲۴۹
	ur ⁻	-۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۱۶	۲/۰۷۸۴	۰/۰۳۸۸
	آماره f: ۴۲/۳۲۷	Prob: ۰/۰۰۰			
	Adj-R ^۲ : ۰/۰۸۰۰	آماره DW: ۲/۱۳۴۱			
حالت دوم	urp	۰/۰۱۹۹۸	۰/۰۰۷۰	۲/۸۴۶۱	۰/۰۰۶۱
	urn	-۰/۰۳۳۸۷	۰/۰۱۳۱	-۲/۵۷۲۴	۰/۰۱۰۹
	آماره f: ۵۸/۵۵۰	Prob: ۰/۰۰۰			
	Adj-R ^۲ : ۰/۰۸۳۴	آماره DW: ۲/۱۳۴۰			
حالت سوم	Rp _۱	-۰/۰۱۹۶۴	۰/۰۰۹۳	-۲/۰۹۳۹	۰/۰۳۶۳
	Rp _۲	-۰/۰۶۴۴۷	۰/۰۲۹۳	-۲/۱۹۹۳	۰/۰۲۸۱
	آماره f: ۱۳/۱۳۹	Prob: ۰/۰۰۰			
	Adj-R ^۲ : ۰/۰۹۵۲	آماره DW: ۲/۲۸۰۸			
حالت چهارم	Rn _۱	-۰/۰۳۱۴۷	۰/۰۱۳۷	-۲/۲۸۳۲	۰/۰۱۵۸
	Rn _۲	-۰/۰۲۰۳۲	۰/۰۰۶۸	-۲/۹۸۷۹	۰/۰۰۴۹
	آماره f: ۲۴/۰۹۷	Prob: ۰/۰۰۰			
	Adj-R ^۲ : ۰/۰۹۸۵	آماره DW: ۲/۰۶۲۴			

همان طور که نتایج جدول بالا نشان می دهد، با توجه به مقادیر به دست آمده برای آماره f و احتمال آن (prob = ۰/۰۰۰۰)، معناداری مدل تأیید می شود. همچنین با توجه به مقادیر به دست آمده از آماره t و احتمال آن، معناداری ضرایب در رابطه ۱ که همان مدل بال و همکاران (۲۰۱۳) است، به تأیید می رسد. آماره دوربین واتسن محاسبه شده برای مدل فوق در تمام حالت ها نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی در مقادیر باقی مانده (جملات اخلاص) است. شایان ذکر است با توجه به قضیه حد مرکزی مبنی بر اینکه هرگاه در نمونه های انتخابی از جامعه آماری که میانگین و انحراف معیار مشخصی دارند، حجم نمونه بیشتر از ۳۰ باشد، توزیع نمونه به سمت توزیع نرمال میل می کند (نوفرستی، ۱۳۸۶: ۲۰)، نرمال بودن مقادیر باقی مانده نیز اثبات می شود. نتایج مندرج در جدول ۲ در حالت اول نشان می دهد که ضرایب به هنگام بودن اخبار خوب و اخبار بد با استفاده از این مدل به ترتیب ۰/۰۰۲۰ - و ۰/۰۰۳۴ به دست آمده است که مطابق انتظار، بیان کننده این است که اخبار بد زودتر از اخبار خوب منعکس می شود. ضرایب به هنگام بودن اخبار خوب و اخبار بد به دست آمده با استفاده مدل بال و همکارانش در حالت های دوم، سوم و چهارم

که به ترتیب در حالت تفکیک بازده غیرمنتظره حاصل از اخبار بد و بازده غیرمنتظره حاصل از اخبار خوب، در حالت در نظر گرفتن زیرنمونه مشاهدات بازده غیرمنتظره مثبت و در حالت در نظر گرفتن زیرنمونه مشاهدات بازده غیرمنتظره منفی است، به منظور محاسبه سوگیری‌های تجمعی استفاده می‌شود.

به منظور محاسبه سوگیری نشئت گرفته از حذف متغیر در برآوردهای ضرایب اخبار خوب و بد، رابطه‌های ۲ و ۳ با استفاده از نرم‌افزار 9 EViews برآورد شدند. نتایج به دست آمده برای γ_1 و γ_3 در جدول ۳ نشان داده است.

جدول ۳. محاسبه γ_1 و γ_3

نام ضریب	مقدار ضریب	خطای معیار	آماره t	prob
γ_1	-۰/۰۳۲۱۲	۰/۰۱۴۹	-۲/۱۵۶۶	۰/۰۳۱۴
γ_3	۰/۰۵۶۸۷	۰/۰۰۹۵	۵/۹۹۶۷	۰/۰۰۶۱

با در نظر گرفتن ضرایب به دست آمده مندرج در جدول‌های ۲ و ۳ و با استفاده از رابطه‌های ۴ تا ۷، هریک از سوگیری‌های تأثیرگذار بر برآوردهای مدل بال و همکارانش به شرح جدول ۴ محاسبه شده است.

جدول ۴. محاسبه سوگیری‌های تجمعی

شرح	اخبار خوب	اخبار بد
سوگیری نشئت گرفته از حذف متغیر	$\hat{\theta}_1^+ = -۰/۰۰۲۵۵$	$\hat{\theta}_1^- = -۰/۰۰۰۳۵۸$
سوگیری نشئت گرفته از نمونه ناقص	$\hat{\theta}_2^+ = -۰/۰۳۹۶۲۴$	$\hat{\theta}_2^- = ۰/۰۱۳۵۵۷$
جمع سوگیری‌ها	$\hat{\theta}_1^+ + \hat{\theta}_2^+ = -۰/۰۴۲۱۷۴$	$\hat{\theta}_1^- + \hat{\theta}_2^- = ۰/۰۱۳۱۹۹$
سوگیری نشئت گرفته از تفاوت تأثیر اخبار بد و اخبار خوب بر سود	$\{(\hat{\theta}_1^- - \hat{\theta}_1^+) + (\hat{\theta}_2^- - \hat{\theta}_2^+)\} = ۰/۰۵۵۳۷۳$	

در نهایت با در نظر گرفتن سوگیری‌های محاسبه شده در جدول ۴، اثر سوگیری‌های تجمعی بر برآوردهای مدل بال و همکارانش مطابق جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. ضرایب مدل بال، کوتاری و نیکلایو، قبل و بعد از سوگیری تجمعی

شرح	اخبار خوب	اخبار بد
ضرایب شامل سوگیری های تجمعی	-۰/۰۰۲۰۲	۰/۰۰۳۴
سوگیری های تجمعی	-۰/۰۴۲۱۷۴	۰/۰۱۳۱۹۹
ضرایب بدون سوگیری های تجمعی	۰/۰۴۰۱۵۴	-۰/۰۰۹۷۹۹

همان طور که نتیجه جدول های ۴ و ۵ نشان می دهد، ضرایب برآورد شده برای اخبار خوب و بد در مدل بال، کوتاری و نیکلایو، تحت تأثیر سوگیری های تجمعی قرار دارند و این موضوع باعث شده است به هنگام بودن اخبار خوب کمتر و به هنگام بودن اخبار بد بیشتر برآورد شود؛ از این رو تفاوت به هنگام بودن با استفاده از این مدل بیشتر از مقدار واقعی برآورد می شود. در نتیجه فرضیه های این پژوهش مبنی بر برآورد سوگیرانه مدل بال، کوتاری و نیکلایو از تأثیر اخبار خوب و اخبار بد بر سود و همچنین، برآورد سوگیرانه این مدل از تفاوت تأثیر اخبار بد و اخبار خوب بر سود، تأیید می شود.

نتیجه گیری و پیشنهادها

اگرچه مشکل نامتقارن بودن ضریب به هنگام بودن اخبار در مدل محافظه کاری شرطی باسو با تفکیک سود و بازده به سود و بازده منتظره و غیرمنتظره در مدل بال، کوتاری و نیکلایو برطرف شد، مشکلات ایجاد شده به واسطه اثر تجمعی همچنان باقی ماند. این مشکل که نخستین بار توسط گیولی و همکارانش (۲۰۰۷) مطرح شد، زمانی رخ می دهد که متغیر اخبار با استفاده از بازده بازار تجمیع شده در یک دوره که تفکیک بین اخبار خوب و بد در آن دوره وجود ندارد، برآورد می شود؛ از این رو، اثر تجمعی به ایجاد دو نوع سوگیری در برآوردهای مدل بال، کوتاری و نیکلایو منجر می شود که عبارتند از: ۱. سوگیری نشئت گرفته از حذف متغیر که به دلیل در نظر نگرفتن تأثیر اخبار خوب (بد) بر سود زمانی که به هنگام بودن اخبار خوب (بد) برآورد می شود، به وجود می آید و ۲. سوگیری نشئت گرفته از نمونه ناقص که در اثر تغییر برآورد ضرایب به هنگام بودن اخبار خوب و بد در زیر نمونه های بازده غیرمنتظره مثبت و منفی ایجاد می شود. همان طور که نتایج مندرج در جدول های ۴ و ۵ نشان می دهد، سوگیری تجمعی به کم نمایی ضریب به هنگام بودن اخبار خوب و بیش نمایی ضریب به هنگام بودن اخبار بد و در نتیجه، بیش نمایی تفاوت تأثیر اخبار بد و اخبار خوب بر سود منجر می شود. نتایج به دست آمده با یافته های رودریگز و نیکل (۲۰۱۵) که در بورس نیویورک انجام شده است، همخوانی دارد؛ از

این رو به استفاده‌کنندگان توصیه می‌شود هنگام بررسی و تجزیه و تحلیل صورت‌های مالی به روش‌های حسابداری شرکت‌ها از جمله شیوه‌های حسابداری محافظه‌کارانه، در صورت استفاده از مدل بال و همکاران (۲۰۱۳) به‌منظور سنجش محافظه‌کاری شرطی، به این نکته توجه داشته باشند که مطابق با نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش، مدل یاد شده به‌هنگام‌بودن اخبار خوب را کمتر و به‌هنگام‌بودن اخبار بد را بیش از اندازه گزارش می‌کند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود رفتار محافظه‌کارانه سود حسابداری با استفاده از این مدل در سطوح مختلفی چون شرکت‌های با اندازه کوچک و بزرگ و صنایع مختلف تجزیه و تحلیل شود. همچنین پیشنهاد می‌شود پژوهشگران بر اساس سایر روش‌های تعیین بازده غیرعادی همچون مدل بازار، به بررسی وجود محافظه‌کاری شرطی در صورت‌های مالی شرکت‌ها بپردازند. از آنجا که مطالعه پژوهشگرانی همچون کالینز (۲۰۱۴) و ایستون و همکاران (۲۰۱۳) معیارهای دقیق‌تری از محافظه‌کاری شرطی با تفکیک سود به اجزای نقدی و تعهدی آن فراهم می‌کند، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، رابطه بین این اجزا و بازده در مدل‌های محافظه‌کاری شرطی بررسی شود.

محدودیت‌ها

پژوهش‌های تجربی (اثباتی) در علوم اجتماعی به‌ویژه در علوم مالی و حسابداری با محدودیت‌های ذاتی مواجه‌اند و اغلب در خصوص تعمیم نتایج آنها ابهاماتی وجود دارد. در این پژوهش نیز گزینشی‌بودن برخی معیارها (مانند سال منتهی به پایان اسفند، عدم عضویت در صنعت سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی و...) در انتخاب شرکت‌های نمونه و همچنین تحت تأثیر قرار گرفتن داده‌ها از کیفیت حسابرسی صورت‌های مالی، موجب شده است در تعمیم نتایج این پژوهش به سایر شرکت‌ها احتیاط بیشتری صورت گیرد. همچنین از آنجا که عوامل زیادی همچون وضعیت فرهنگی و اقتصادی (از جمله درصد بالای تورم) و نیز، جو روانی حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران و سطح آگاهی افراد مشارکت‌کننده در بازار سرمایه، بر عرضه و تقاضا و حجم مبادلات تأثیرگذار است؛ این انتظار وجود دارد که متغیرهای اصلی مدل پژوهش از جمله بازده سهام، قیمت سهام و سود عملیاتی شرکت‌ها نیز از این عوامل تأثیر پذیرند.

فهرست منابع

اسدی، غ.م.؛ بیات، م. (۱۳۹۳). تأثیر محافظه‌کاری بر پیش‌بینی‌های مدیریت از سود، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۱ (۱)، ۳۸-۱۹.

جبارزاده، س.؛ نورزاد، م.؛ فیضی، س. (۱۳۹۱). تأثیر ساختار بدهی بر محافظه کاری شرطی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۵ (۲۰)، ۳۵-۵۲.

خدای پور، ا.؛ مالکی نیا، ر. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین محافظه کاری شرطی و اخبار بد در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله دانش حسابداری، ۳ (۱۰)، ۷۸-۹۵.

ستایش، م. ح. (۱۳۹۲). مدل بسط داده شده برای تخمین محافظه کاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۴ (۱۷)، ۳۹-۲۱.

ستایش، م. ح.؛ رضایی، ح. ر.؛ اسحاقی، ا. (۱۳۹۱). رابطه بین محافظه کاری مشروط و غیر مشروط با میزان پیش بینی سود، پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی، ۴ (۱۴)، ۶۰-۴۸.

قائمی، م. ح.؛ کیانی، آ.؛ تقی زاده، م. (۱۳۹۳). محافظه کاری شرطی در گزارشگری مالی. مجله بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۲۱ (۴)، ۴۸۴-۴۷۱.

کردستانی غ.؛ امیریگی لنگرودی، ح. (۱۳۸۷). محافظه کاری در گزارشگری مالی: بررسی به عنوان دو معیار ارزیابی محافظه کاری، بررسی های MTB، رابطه عدم تقارن زمانی سود؛ مجله بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۲۰ (۲)، ۳۵-۵۲.

نوفروستی، م. (۱۳۸۶). آمار در اقتصاد و بازرگانی (چاپ پانزدهم). جلد دوم، انتشارات خدمات فرهنگی رسا.

نیکبخت، م. ر.؛ حاجی عظیمی، ف. (۱۳۹۲). تأثیر محافظه کاری مشروط بر قابلیت اتکای اطلاعات و به موقع بودن افشا. مجله پژوهش های حسابداری مالی، ۵ (۲)، ۵۴-۳۹.

Asadi, G. & Bayat, M. (2014). The Impact of Conservatism on Management Earnings Forecasts. *The Iranian Accounting And Auditing Review*, 21 (1), 19-38. (in Persian)

Ball, R. & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in U.K. private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting & Economics*, 39(1), 83-128.

Ball, R., Kothari, S.P. & Nikolaev, V. (2013). Econometrics of the Basu Asymmetric Timeliness Coefficient and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51(5), 1071-1097.

Ball, R.T. & Easton, P. (2013). Dissecting Earnings Recognition Timeliness. *Journal of Accounting Research*, 51(5), 1099-1132.

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

- Beaver, W. & Ryan, S.G. (2009). Risky Debt, Mixed-Attribute Accounting, and the Identification of Conditional Conservatism. *Working Paper*, (Stanford Graduate School of Business and Stern School of Business).
- Collins, D. W., Hribar, P. & Tian, X. (2014). Cash Flow Asymmetry: Causes and Implications for Conditional Conservatism Research. *Journal of Accounting and Economics*, 58(2-3), 173-200.
- Easton, P. & Ball, R. T. (2013). *Dissecting Earnings Recognition Timeliness*. *Journal of Accounting Research*, 51(5), 1099-1132.
- Fama, E.F. & French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33 (1), 3-56.
- Financial Accounting Standards Board (FASB). (1980). *Statement of Financial Accounting Concepts no. 2*. Qualitative Characteristics of Accounting Information. FASB, Norwalk, CT.
- Ghaemi, M., Kiyani, A. & Taghizadeh, M. (2014). Conditional conservatism in financial reporting. *Iranian Accounting And Auditing Review*, 21 (4), 471 – 484. (in Persian)
- Givoly, D., Hayn, C. & Natarajan, A. (2007). Measuring Reporting Conservatism. *The Accounting Review*, 82(1), 65-106.
- Jabarzadeh, S., Noorzad, M. & Feyzi, S. (2012). The Effect of Debt Structure on Conditional Conservatism of Listed Companies in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 5 (20), 35 -52. (in Persian)
- Khan, M. & Watts, R. L. (2009). Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), 132-150.
- Khodamipoor, A. & Malekiniya, R. (2012). Conditional conservatism and further negative news in the companies listed in Tehran Stock Exchange. *Accounting knowledge*, 3 (10), 78 – 95. (in Persian)
- Kordestani, G. & Langroodi, A. (2008). Conservatism in Financial Reporting: The Relation between Asymmetric Timeliness of Earnings and MTB Ratio. *The Iranian accounting and auditing review*, 15 (52), 89 – 106. (in Persian)
- Nikbakht, M. & Haji Azimi, F. (2013). The Impact of Conditional Conservatism on Reliability and Timeliness of Disclosure. *Financial accounting research*, 5 (2), 39 – 54. (in Persian)
- Noferesti, M. (2007). *Statistics in Business and Economics* (15^{ed}). Vol. 2. Khadamat farhangi resaneh.

- Patatoukas, P. N. & Thomas, J. K. (2011). More Evidence of Bias in the Differential Timeliness Measure of Conditional Conservatism. *The Accounting Review*, 86(5), 1765–1793.
- Patatoukas, P. N. & Thomas, J. K. (2013). More on Estimating Conditional Conservatism. *Working Paper* (Haas School of Business, University of California at Berkeley and Yale University).
- Rodriguez, C. M. & Nickel, N.M. (2015). Aggregation Bias in Estimates of Conditional Conservatism: Theory and Evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*, 42(1-2), 51–78.
- Roychowdhury, S. & Watts, R. (2007). Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting. *Journal of Accounting & Economics*, 44(3), 2-31.
- Setayesh, M. (2013). Modified Basu model for estimated conservatism. *Accounting and Auditing reseach*, 4 (17), 21 -39. (in Persian)
- Setayesh, M., Rezaei, H. & Eshaghi, A. (2012). The Relation between Conditional Conservatism and Unconditional Conservatism with Earnings Forecasts. *Financial Accounting and auditing research*, 4 (14), 48 – 60. (in Persian)
- Watts, R.L. (2003). Conservatism in Accounting, part I: Explanations and Implications, *Accounting Horizons*, 17(3), 207-221.
- Wolk, H. J. & Dodd Tearney, M. (2001). *Accounting Theory Thomson*, 5(2), 87-117.