بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۲۱، شمارهٔ ۴
زمستان ۱۳۹۳
ص. ۴۸۴- ۴۷۱

محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی

محمدحسین قائمی[۱]، آیدین کیانی[۲]، مصطفی تقی‌زاده[۳]

چکیده: محافظه‌کاری، تمایل حسابداران به الزام درجهٔ بالاتری از تأییدپذیری برای شناسایی اخبار خوشایند در مقایسه با اخبار ناخوشایند، معنا شده است. این مقاله براساس الگوی بال، کوتاری و والری (۲۰۱۳) به بررسی وجود محافظه‌کاری شرطی در سود گزارش‌شدهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. این الگو با استفاده از متغیرهای مالی اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، اهرم، نوسان بازده سهام و متغیرهای سود غیرمنتظره و بازده غیرعادی، به بررسی عدم تقارن زمانی سود در گزارشگری مالی شرکت‌های بورسی می‌پردازد. در نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون داده‌های ترکیبی بر ۱۱۴۰ سال ـ شرکت مربوط به سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱، شواهدی مبنی بر وجود واکنش نامتقارن سود نسبت به اخبار شرکت به‌دست نیامد. همچنین براساس الگوی بال و همکارانش (۲۰۱۳)، در گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، محافظه‌کاری شرطی وجود ندارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

واژه‌های کلیدی: عدم اطمینان، عدم تقارن زمانی سود، گزارشگری مالی محافظه‌کارانه، محافظه‌کاری شرطی.

۱. دانشیار حسابداری، دانشکدهٔ علوم اجتماعی دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران
۲. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکدهٔ علوم اجتماعی دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۰۷/۰٤
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۳/۰۹/۰٦
نویسندهٔ مسئول مقاله: محمدحسین قائمی
E-mail: ghaemi_d@yahoo.com

مقدمه

طبق نظریهٔ عدم قطعیت هایزنبرگ، در ذات و طبیعت وقایع، عدم قطعیت و ابهام وجود دارد و حسابداری نیز از این قاعده مستثنا نیست. حسابداری در فرایند شناخت، اندازه‌گیری و گزارشگری، همواره با عدم اطمینان[1] مواجه است. محافظه‌کاری در حسابداری از میثاق‌های محدودکننده است. در ادبیات حسابداری، محافظه‌کاری به دو نوع شرطی و غیرشرطی تقسیم‌بندی شده است (خدامی‌پور و مالکی‌نیا، ۱۳۹۱). محافظه‌کاری غیرشرطی در زمان شناسایی اولیه انجام می‌گیرد، اما محافظه‌کاری شرطی برای تسریع در شناسایی زیان‌ها و شناسایی با تأخیر سودها به‌کار می‌رود.

محافظه‌کاری نقش مهمی در فرایند گزارشگری مالی دارد و رویهٔ سودمندی برای ارزش‌گذاری خالص دارایی‌ها و اندازه‌گیری سود در وضعیت عدم اطمینان فراهم می‌آورد. به نظر برخی پژوهشگران موافق با محافظه‌کاری، احتیاط اِعمال‌شدهٔ حسابداران می‌تواند ابزاری در جهت تعدیل خوش‌بینی‌های بیش از حد برخی مدیران، در زمینهٔ برآوردهای عمده و پیش‌بینی‌های عملکرد آتی شرکت باشد. علت گزینش سود به‌عنوان متغیر وابسته در پژوهش‌ها، این است که برخی از اجزای آن برآوردی است. به بیان دیگر، سود بیانگر معیاری از اطلاعات جدید دربارهٔ تغییرات ارزش شرکت طی دورهٔ مالی گذشته است.

محافظه‌کاری شرطی[2] یا عدم تقارن زمانی سود[3]، موضوع نسبتاً جدیدی در پژوهش‌های گزارشگری مالی محسوب می‌شود و پس از پژوهش باسو (۱۹۹۷) مقاله‌های بسیاری در این زمینه منتشر شده است. شناخت به‌موقع اقلام صورت سود و زیان، یکی از شاخص‌های به‌موقع‌بودن گزارشگری مالی به‌شمار می‌رود. تمرکز بر سود حسابداری به این دلیل است که معیاری تأثیرگذار در تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان است (بال و همکاران، ۲۰۱۳). احمد و همکاران، محافظه‌کاری را جریان مستمری از روش‌های حسابداری می‌دانند که به کمتر نشان‌دادن ارزش دفتری خالص دارایی‌ها نسبت به ارزش بازار آنها منجر می‌شود (احمد، بیلینگز، مورتون و هریس، ۲۰۰۹).

انگیزهٔ اصلی محافظه‌کاری شرطی، خنثی‌کردن تمایل مدیران برای انتشار اطلاعات مساعد در شرایطی است که رویداد نامساعد رخ داده باشد. محافظه‌کاری شرطی را محافظه‌کاری پس‌رویدادی می‌نامند و علت نام‌گذاری آن نیز وابسته‌بودنش به اخبار است.

به نظر پاتاتوکاس و توماس (۲۰۱۱)، اِعمال برخی تغییرات در متغیر وابستهٔ مدل باسو (۱۹۹۷) (مانند استفاده از قیمت سهام در اول دوره به جای پایان دوره، یا استفاده از تأخیرهای

---

1. Uncertainty
2. Conditional Conservatism
3. Asymmetric Earnings Timeliness

زمانی یک‌ساله و دوساله برای متغیر وابسته)، می‌تواند به کاهش تورش در مدل برآورد محافظه‌کاری و افزایش دقت اندازه‌گیری محافظه‌کاری منجر شود. بنابراین هدف از انجام آزمون براساس مدل بسط‌داده‌شدهٔ بال و همکاران (۲۰۱۳)، برآورد دقیق‌تر محافظه‌کاری شرطی است. این مدل قصد دارد با استفاده از متغیرهای مالی اندازه (ارزش بازار حقوق صاحبان سهام)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، اهرم و نوسان بازده سهام را محاسبه کند. همچنین با به‌کارگیری متغیرهای سود غیرمنتظره و بازده غیرمنتظره (بر اساس میانگین بازده تعدیل‌شده بر اساس بازده بازار) و بازده پرتفوهای ساخته‌شده (بر اساس معیارهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار)، به بررسی وجود محافظه‌کاری شرطی در سود حسابداری شرکت‌ها بپردازد.

هدف این مقاله بررسی وجود محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی شرکت‌های بورسی براساس مدل بال و همکاران (۲۰۱۳) است. به‌اعتقاد آنان، استفاده از سود و بازده غیرمنتظره و متغیرهای مالی اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اهرم و نوسان بازده، موجب افزایش دقت مدل اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی می‌شود. در ادامهٔ این نوشتار ابتدا پیشینهٔ محافظه‌کاری شرطی بررسی می‌شود. سپس با طرح فرضیه و مدل استفاده‌شده، روش پژوهش معرفی خواهد شد. پس از آن یافته‌های حاصل از تجزیه و تحلیل اطلاعات مطرح می‌شود، نتیجه‌گیری و پیشنهادها نیز پایان‌بخش این نوشتار خواهد بود.

پیشینهٔ پژوهش

پیشینهٔ نظری

محافظه‌کاری در حسابداری، گرایش و تمایل برای به‌کارگیری سطح بالاتری از تأییدپذیری به‌منظور شناسایی اخبار مساعد، در مقایسه با اخبار نامساعد است (واتز، ۲۰۰۳). بنا به تعریف هیئت تدوین استانداردهای حسابداری ایران (۱۳۸۳)، محافظه‌کاری یا احتیاط عبارت است از: «کاربرد درجه‌ای از مراقبت که در اعمال قضاوت برای برآورد در شرایط ابهام مورد نیاز است، به‌گونه‌ای که درآمدها و دارایی‌ها بیشتر از واقع، و بدهی‌ها و هزینه‌ها کمتر از واقع شناخت نگردد».

هندریکسون و بردا (۱۹۹۲)، علت وجود محافظه‌کاری را که ناشی از عدم اطمینان است، در دو عامل تداوم فعالیت واحد تجاری در آینده‌ای پیش‌بینی‌پذیر و الزام به برآورد یا تخمین برخی از مبالغ می‌دانند. آنها همچنین دلایلی را برای کاربرد محافظه‌کاری برشمردند؛ از جمله اینکه بدبینی حاصل از اصل محافظه‌کاری در فرایند گزارشگری مالی، موجب تعدیل خوش‌بینی

برآوردهای عمدهٔ مدیریت دربارهٔ عملکرد واحد تجاری است. لافاند و واتز (۲۰۰۸) استفاده از محافظه‌کاری را به‌دلیل تعدیل‌کنندهٔ خوش‌بینی بیش از حد مدیریت در برآوردها، الزامی می‌دانند. دربارهٔ محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی و عوامل تأثیرگذار بر آن، مطالعات گوناگونی انجام گرفته است. باسو (۱۹۹۷) به این نتیجه رسید که بین میزان اثرگذاری اخبار مساعد و نامساعد بر سود گزارش‌شدهٔ شرکت‌ها، اختلاف معناداری وجود دارد. وی برای شناخت اخبار مربوط به شرکت از متغیر بازده سهام بهره برده است. معیاری استفاده‌شدهٔ باسو (۱۹۹۷) در برآورد محافظه‌کاری، رابطهٔ بین سود حسابداری و اخبار شرکت است.

بر اساس پژوهش بال و همکاران (۲۰۱۳)، همبستگی بین سود و بازده سهام، موجب تورش برآوردهای محتوای سود در بازده می‌شود. علاوه‌بر آن، هنگامی که اثرهای مربوط به شرکت‌ها در تجزیه و تحلیل‌ها لحاظ می‌شود، برآوردها تورش ندارند و از لحاظ آماری نیز معنادارند. به بیان دیگر، استفاده از اثرهای ثابت در برازش رگرسیون به روش پانل دیتا، کاهش تورش را در پی دارد.

پیشینهٔ 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. از آنجاکه طبق مفهوم محافظه‌کاری شرطی، سود حسابداری حساسیت بیشتری نسبت به اخبار نامساعد در مقایسه با اخبار مساعد از خود نشان می‌دهد، برآورد عدم تقارن سود، موضوع تحقیق بسیاری از پژوهشگران بوده است. دیتریچ، مولر و ریدر (۲۰۰۷) دربارهٔ وجود تورش در مدل باسو (۱۹۹۷) انتقادهایی داشتند.

پاتاتوکاس و توماس (۲۰۱۱)، شواهد تجربی چشمگیری دربارهٔ تورش مدل باسو (۱۹۹۷) ارائه کردند. آنها معیار همگن‌سازی قیمت در دورهٔ جاری با سود هر سهم را نامناسب دانستند و با جایگزینی قیمت در ابتدای دوره به جای قیمت در پایان دوره، با ضریب واکنش معنادارتری در مقایسه با مدل باسو (۱۹۹۷) روبه‌رو شدند.

به‌اعتقاد بال و همکاران (۲۰۱۳) علت اصلی تورش در برآورد مدل باسو (۱۹۹۷)، به عدم کنترل رابطهٔ سود و بازده مورد انتظار مربوط است. کنترل عواملی مانند اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق مالکانه، اهرم، نوسان بازده سهام و خارج‌کردن بخش مورد انتظار سود شرکت، موجب کاهش تورش و افزایش اطمینان در برآورد محافظه‌کاری شرطی در سود حسابداری می‌شود. همچنین برآورد مدل با روش اثرهای ثابت، تورش را کاهش می‌دهد.

در زمینهٔ محافظه‌کاری در داخل کشور نیز پژوهش‌های گوناگونی صورت گرفته است. خدامی‌پور و مالکی‌نیا (۱۳۹۱) به مطالعهٔ رابطه بین میزان محافظه‌کاری شرطی اعمال‌شده و

احتمال اخبار منفی آینده پرداختند. یافته‌های آنان نشان می‌دهد رابطهٔ منفی و معناداری بین محافظه‌کاری شرطی اعمال‌شده و احتمال اخبار منفی آینده وجود دارد. همچنین نتایج آنها نشان داد رابطهٔ معناداری بین محافظه‌کاری شرطی و واکنش بازار به اخبار خوب و بد شرکت‌ها وجود ندارد. علاوه‌بر این، رابطهٔ معنادار بین اندازهٔ شرکت و درجهٔ اهرم مالی آن با بازده غیرعادی شرکت، به تأیید رسید.

نتایج پژوهش ستایش و جمالیان‌پور (۱۳۸۹) بیانگر آن است که در اغلب موارد، پاسخ نامتقارن بین سود حسابداری و بازدهی سهام (چه در سطح کلیهٔ شرکت‌ها و چه در سطح صنایع مختلف) وجود ندارد. علاوه‌بر آن، اقلام برآمده از محافظه‌کاری مدیران و حسابداران، یعنی اقلام تعهدی غیرعملیاتی، با گذشت زمان تغییر چشمگیری نداشته است. رحمانی، اثنی عشری و لاریجانی (۱۳۹۰) به بررسی رابطهٔ بین محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی اقلام صورت‌های مالی پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد سود خالص شرکت‌ها به‌طور کلی محافظه‌کارانه است و این محافظه‌کاری از محتوای اطلاعاتی سود خالص می‌کاهد. همچنین به‌کارگیری ویژگی محافظه‌کاری در تهیهٔ اطلاعات حسابداری، به کسب بازده بیشتر برای سرمایه‌گذاران منجر نمی‌شود.

مهرانی، مرادی و اسکندر (۱۳۸۹) به بررسی رابطهٔ نوع مالکیت نهادی و حسابداری محافظه‌کارانه پرداختند. یافته‌های به‌دست‌آمده از وجود رابطهٔ مثبت و معنادار بین مالکیت نهادی و محافظه‌کاری سود حکایت دارد. به بیان دیگر، با افزایش سطح مالکیت نهادی، تمایل شرکت‌ها به استفاده از رویه‌های محافظه‌کاری بیشتر می‌شود.

کنگرلویی، دولت‌آبادی و فیضی (۱۳۹۱)، تأثیر ساختار بدهی بر محافظه‌کاری شرطی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. آنها برای اندازه‌گیری عدم تقارن زمانی سود، از سه مدل مبتنی بر رابطهٔ سود و بازده باسو (۱۹۹۷)، مدل مبتنی بر تغییرات سود باسو (۱۹۹۷) و مدل مبتنی بر اقلام تعهدی و جریان نقد عملیاتی بال و شیواکومار (۲۰۰۵) بهره بردند. نتایج پژوهش نشان داد که نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها بر محافظه‌کاری شرطی در مدل مبتنی بر رابطهٔ سود و بازده، تأثیر مثبتی دارد؛ در مدل مبتنی بر تغییرات سود، بی‌تأثیر است و در مدل مبتنی بر اقلام تعهدی و جریان نقد عملیاتی، اثر منفی می‌گذارد.

ستایش (۱۳۹۲) به تخمین محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل بسط‌داده‌شدهٔ باسو (۱۹۹۷) پرداخته است. در پژوهش مزبور با استفاده از سه متغیر اندازه، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام عادی و اهرم مالی در مدل باسو (۱۹۹۷)، به بررسی عدم تقارن اطلاعاتی نهفته در گزارشگری مالی شرکت‌ها پرداخته شده است. یافته‌ها نشان‌دهندهٔ مناسب‌تربودن مدل بسط‌داده‌شده نسبت به مدل اصلی، برای اندازه‌گیری عدم

تقارن زمانی سود 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 را در بازدهی سهام سریع‌تر انتشار می‌دهند.

کردستانی و لنگرودی (۱۳۸۷) به بررسی رابطهٔ عدم تقارن زمانی سود و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری خالص دارایی‌ها پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش مزبور نشان می‌دهد بین عدم تقارن زمانی سود و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری خالص دارایی‌ها، رابطهٔ معکوس و معناداری وجود دارد و افزایش دورهٔ برآورد، رابطهٔ یادشده را تقویت می‌کند.

قائمی، ودیعی و حاجی‌پور (۱۳۸۹) تأثیر حسابداری محافظه‌کارانه بر پایداری سود و نسبت قیمت به سود (P/E) را بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد کاربرد روش‌های محافظه‌کارانهٔ حسابداری بالقوه، موجب می‌شود سودها ثبات کمتری داشته باشند. طبق الگوی اولسن ـ که قیمت را بر اساس ترکیب خطی از ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و سود هر سهم محاسبه می‌کند ـ سودهای با ثبات بیشتر (کمتر) به نسبت قیمت به سود (P/E) بیشتر (کمتر) منجر می‌شود و پایداری سود در شرکت‌هایی که سود محافظه‌کارانه‌تری گزارش می‌کنند، کمتر است و نسبت قیمت به سود (P/E) شرکت‌هایی که سود محافظه‌کارانه‌تری گزارش می‌کنند، کمتر است. پورحیدری و غفارلو (۱۳۹۱) اثر تأمین مالی بر تغییرات سطح محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی را بررسی کردند. نتایج نشان داد، شرکت‌هایی که از طریق بدهی‌های بلندمدت تأمین مالی می‌کنند، برخلاف انتظار، نه در دورهٔ تأمین مالی و نه در دورهٔ پیش از آن، سطح محافظه‌کاری شرطی را کاهش نمی‌دهند، اما شرکت‌هایی که از طریق حقوق صاحبان سهام تأمین مالی می‌کنند، مطابق انتظار، هم در دورهٔ تأمین مالی و هم در دورهٔ قبل از آن، سطح محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی را کاهش می‌دهند؛ زیرا این کار موجب بهبود انتظارات سرمایه‌گذاران از عملکرد آتی شرکت می‌شود و تأمین مالی کاراتری را به‌دنبال دارد.

وجه تمایز پژوهش حاضر در مقایسه با پژوهش‌های صورت‌گرفته، استفاده از مدل بال و همکاران (۲۰۱۳)، برای برآورد محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی شرکت‌ها است. در این مدل به جای سود و بازده واقعی، سود غیرمنتظره و بازده غیرعادی استفاده می‌شود تا میزان محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی آزمون شود. در مدل پیشنهادشده، استفاده از متغیرهای مالی اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، اهرم و نوسان بازده سهام و همچنین متغیرهای سود غیرمنتظره و بازده غیرعادی محاسبه‌شده بر مبنای میانگین بازده تعدیل‌شده بر حسب بازده بازار، و بازده پرتفوهای ساخته‌شده بر اساس معیارهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، برای بررسی وجود محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی

شرکت‌های بورسی است. تفاوت این مدل با مدل‌های دیگر محافظه‌کاری مانند باسو (۱۹۹۷)، کاربرد متغیرهای کنترلی گسترده‌ای شامل قیمت سهام، ارزش بازار سهام، درجهٔ اهرم و نوسان بازده سهام در برآوردها و همچنین استفاده از سود غیرمنتظره و بازده غیرعادی است که به روش فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در ادبیات موضوعی مطرح شده است. برای بررسی وجود محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، فرضیهٔ زیر مطرح شده است:

فرضیه: در گزارشگری مالی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، عدم تقارن زمانی سود (محافظه‌کاری شرطی) وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

برای شناسایی پاسخ نامتقارن سود نسبت به اخبار ارزش شرکت از روش رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده شده است. به این ترتیب که ابتدا برای تشخیص استفاده از داده‌های ترکیبی در مقابل روش داده‌های تابلویی، از آزمون اف. لیمر استفاده شده است. در ادامه در صورت تعیین روش داده‌های تابلویی، برای تشخیص مناسب‌بودن برازش به روش اثرهای ثابت یا اثرهای تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

بال و همکاران (۲۰۱۳) معتقدند یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار در کاهش میزان تورش برازش مدل محافظه‌کاری باسو (۱۹۹۷)، در نظرگرفتن سود نامنتظره و بازده غیرعادی است، لذا به‌کمک روش فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در ابتدای هر سال با استفاده از آخرین اطلاعات صورت‌های مالی مربوط به سال گذشته، شرکت‌ها بر اساس معیار اندازه (ارزش بازار حقوق صاحبان سهام) به پنج پرتفوی تقسیم می‌شوند. سپس هر یک از پنجک‌های حاصل‌شده، دوباره بر اساس معیار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به پنج پرتفوی دیگر بخش خواهند شد. بنابراین در هر سال ۲۵ پرتفوی (۵ × ۵) شکل می‌گیرد. در نتیجه برای محاسبهٔ بازده غیرعادی سهام هر شرکت، میانگین بازده تعدیل‌شدهٔ آن سهم از بازده پرتفویی که در آن جای گرفته کسر می‌شود. نمونهٔ آماری شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ است که پس از اعمال محدودیت‌های زیر انتخاب شده‌اند:

۱. متغیر سود گزارش‌شدهٔ آنها برای سه سال متوالی در اختیار باشد؛
۲. برای سه سال پیاپی، قیمت سهام و تعداد سهام منتشرشده در دسترس باشد؛
۳. تاریخ پایان سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند باشد؛

۴. طی دورهٔ بررسی، سال مالی خود را تغییر نداده باشند؛

۵. مربوط به صنایع واسطه‌گری‌های مالی نباشند.

با اعمال شرایط بالا، ۱۱۴۰ سال ـ شرکت مربوط به ۲۳۲ شرکت، نمونهٔ نهایی آزمون فرضیه را شکل می‌دهد.

مدل آزمون فرضیه و نحوهٔ سنجش متغیرها

برای تعیین وجود محافظه‌کاری شرطی، از مدل ۱ استفاده شده است. برای محاسبهٔ بازده غیرعادی سهام در هر سال، میانگین بازده تعدیل‌شدهٔ هر سهم از بازده پرتفوی مربوط به آن کسر می‌شود، از حاصل این عملیات بازده غیرعادی به‌دست می‌آید و در مدل به‌کار گرفته می‌شود. این مدل به شرح زیر است:

مدل ۱)
$$(X_{i,t}-E[X_{i,t}])/P_{i,t-1} =\alpha_0+\alpha_1 D(RET^a_{i,t})+\beta_0 RET^a_{i,t}+\beta_1 D(RET^a_{i,t})\times RET^a_{i,t} + \sum \delta_k Controls_{k,i,t-1} +\varepsilon_{i,t}$$

سود غیرمنتظرهٔ هر سهم $\left((X_{i,t} - E[X_{i,t}])/P_{i,t-1}\right)$: سود غیرمنتظرهٔ هر سهم در دورهٔ t که بر اساس قیمت سهم در دورهٔ (t−۱) همگن شده است (متغیر وابسته). متغیر مزبور از باقی‌ماندهٔ مدل ۲ حاصل می‌شود و با نماد $(X_{i,t} - E[X_{i,t}])/P_{i,t-1}$ در مدل ۱ نشان داده شده است.

بازده غیرعادی سهام $(RET^a_{i,t})$: میانگین هندسی بازده تعدیل‌شده بر اساس بازده پرتفوی بازار در دورهٔ t، پس از کسر میانگین موزون بازده پرتفوی تشکیل‌شده بر اساس معیارهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام. به روش فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، ابتدا هر سال ـ شرکت به پنج پرتفوی بر اساس معیار اندازهٔ شرکت در دستهٔ جداگانه قرار می‌گیرد، سپس هر یک از آن پنج پرتفوی بر اساس معیار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار طبقه‌بندی می‌شود. بازده هر پرتفوی که بر اساس میانگین موزون به‌دست می‌آید، بازده مورد انتظار هریک از سهام شرکت‌هایی منظور می‌شود که در آن پرتفوی قرار می‌گیرند و بازده غیرعادی حاصل، تفاوت بازده واقعی و مورد انتظار است.

بازده غیرعادی منفی سهام $\left(D(Ret^a_{i,t} < 0)\right)$: متغیر مجازی که در صورت منفی‌بودن بازده غیرعادی سهام در دورهٔ t، مقدار یک می‌گیرد و در غیر این صورت مقدار صفر به آن تخصیص می‌یابد.

وضعیت عملکرد منفی بازده غیرعادی سهام $\left(D\left(Ret_{i,t}^{a}<0\right)\times Ret_{i,t}^{a}\right)$: از حاصل‌ضرب بازده غیرعادی سهام $\left(Ret_{i,t}^{a}\right)$ و عملکرد منفی بازده غیرعادی سهام $\left(D\left(Ret_{i,t}^{a}<0\right)\right)$ به‌دست می‌آید.

مجموعه متغیرهای کنترلی $\left(\sum \delta_k \text{ Controls}_{\text{k,i,t}-1}\right)$ که در مدل بال و همکاران (۲۰۱۳) استفاده شده است، به شرح زیر معرفی می‌شود:

قیمت سهام $\left(log\ (P_{\text{i,t}-1})\right)$: لگاریتم قیمت سهم در ابتدای سال مالی.

ارزش بازار سهام $\left(Log\ (MktCap_{i,t-1})\right)$: لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در ابتدای سال مالی.

ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام $\left((b/m)_{i,t-1}\right)$: از تقسیم ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام حاصل می‌شود.

اهرم $\left(Leverage_{i,t-1}\right)$: از تقسیم بدهی‌های بلندمدت به مجموع بدهی‌های بلندمدت و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به‌دست می‌آید.

نوسان بازده سهام $\left(Volatility_{i,t-1}\right)$: انحراف استاندارد بازده ماهانهٔ سهم، طی سال مالی گذشته.

معیار پذیرش فرضیهٔ پژوهش، مثبت‌بودن ضریب β_1 است. به بیان دیگر:

$$H_0: \beta_0 + \beta_1 \leq \beta_0 \rightarrow \beta_1 \leq 0$$

$$H_1: \beta_0 + \beta_1 > \beta_0 \rightarrow \beta_1 > 0$$

عدم تقارن اطلاعاتی سود یا محافظه‌کاری شرطی به این معناست که ضریب بازده سالانه در زمانی که اخبار مساعد وجود دارد، کوچکتر از حالتی باشد که اخبار نامساعد وجود دارد. تعریف عملیاتی متغیرهای به‌کار رفته در الگوی ۲ که برای اندازه‌گیری متغیر وابستهٔ مدل ۱ استفاده شده است، به شرح زیر معرفی می‌شود:

مدل ۲)
$$X_{i,t}/P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 D\left(Ret_{i,t}<0\right) + \beta_0 Ret_{i,t} + \beta_1 D\left(Ret_{i,t}<0\right)\times Ret_{i,t} + \sum \delta_k Controls_{k,i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

سود هر سهم $\left(X_{i,t}/P_{i,t-1}\right)$: سود هر سهم در دورهٔ t که بر اساس قیمت سهم در ابتدای سال مالی (t −۱) همگن شده است.

بازده تعدیل‌شدهٔ سهام $\left(Ret_{i,t}\right)$: میانگین هندسی بازده دوازده‌ماههٔ سهام در دورهٔ t، پس از کسر میانگین هندسی بازده دوازده‌ماههٔ پرتفوی بازار که طی دورهٔ سه ماه پیش از آغاز سال مالی تا سه ماه پس از پایان آن محاسبه می‌شود. برای محاسبهٔ بازده سهام در سطح شرکت‌ها، در روز

پایه مقدار شاخص را برابر ۱۰۰ فرض می‌کنیم و شاخص روزهای بعد بر اساس قیمت سهام در آن روز نسبت به قیمت در روز صفر (روز پایه) به‌دست می‌آید.

عملکرد منفی سهام $\left(D\left(Ret_{i,t} < ۰\right)\right)$: متغیر مجازی که در صورت منفی‌بودن بازده تعدیل‌شدهٔ سهام در دوره، مقدار یک می‌گیرد و در غیر این صورت مقدار صفر به آن تخصیص می‌یابد.

وضعیت عملکرد منفی بازده سهام $\left(D\left(Ret_{i,t} < ۰\right) \times Ret_{i,t}\right)$: متغیر مجازی که از حاصل‌ضرب بازده تعدیل‌شدهٔ سهام $\left(Ret_{i,t}\right)$ و عملکرد منفی بازده تعدیل شده سهام $\left(D\left(Ret_{i,t} < ۰\right)\right)$ به‌دست می‌آید.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

جدول ۱ نتایج آمار توصیفی متغیرها را نشان می‌دهد. متغیرهای ردیف ۱ و ۲ جدول ۱، به‌ترتیب بازده تعدیل‌شده بر اساس بازده پرتفوی بازار و بازده تعدیل‌شدهٔ غیرعادی را نشان می‌دهد که هر یک معیاری برای سنجش اخبار مربوط به ارزش شرکت است. برای متغیر وابسته از دو متغیر به شرح ردیف‌های ۳ و ۴ جدول آمار توصیفی استفاده شده است. متغیرهای ردیف‌های ۵ تا ۹ به‌ترتیب نماد قیمت، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اهرم و نوسان بازده سهام است که مجموعهٔ متغیرهای کنترلی را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی
$RET_{i,t}$	−۰/۰۵۰	۰/۱۳۶	−۰/۵۲۸	۰/۱۵۷	۶/۵۳۱	−۲/۱۵۸
$RET^{a}_{i,t}$	۰/۰۰۰	۰/۰۴۷	−۰/۲۱۱	۰/۴۵۹	۲۱/۴۲۰	۲/۱۴۰
$X_{i,t}/P_{i,t-۱}$	۰/۱۴۷	۰/۳۲۵	−۲/۹۳۰	۲/۰۲۹	۲۸/۱۸۸	−۲/۶۷۹
$(X_{i,t}\text{-}E[X_{i,t}])/P_{i,t-۱}$	−۰/۰۳۵	۰/۳۱۳	−۲/۹۸۵	۲/۱۵۴	۲۴/۷۳۴	−۱/۷۱۶
$\log(P_{i,t-۱})$	۳/۵۳۵	۰/۳۹۸	۲/۴۸۰	۴/۸۵۰	۲/۶۸۵	۰/۳۱۹
$\log(MktCap_{i,t-۱})$	۵/۵۸۷	۰/۷۱۹	۴/۰۰۲	۸/۲۱۹	۳/۱۷۷	۰/۵۷۸
$(b/m)_{i,t-۱}$	۰/۶۷۷	۰/۶۱۸	−۵/۶۶۸	۴/۳۴۹	۲۰/۲۷۸	−۰/۰۷۸
$Leverage_{i,t-۱}$	۰/۱۳۱	۰/۱۵۱	۰/۰۰۰	۰/۹۴۷	۷/۹۲۳	۲/۰۷۰
$Volatility_{i,t-۱}$	۰/۱۰۹	۰/۰۸۷	۰/۰۰۰	۰/۹۹۸	۱۹/۶۴۵	۲/۸۶۰

مجموع مشاهدات: ۱۱۴۰ سال ـ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱

برآورد مدل

جدول ۲ نتایج حاصل از انجام آزمون اف. لیمر را نشان می‌دهد. با توجه به سطح معناداری به‌دست‌آمده که از ۵ درصد بالاتر است، برازش به روش داده‌های ترکیبی مناسب‌تر است.

جدول ۲. نتایج آزمون اف. لیمر

آمارهٔ F	سطح معناداری	نوع برازش
۱/۱۸۲۹	۰/۰۷۶۴	داده‌های ترکیبی مناسب‌تر است

جدول ۳. نتایج بررسی وجود محافظه‌کاری شرطی با مدل بال و همکاران (۲۰۱۳) به روش داده‌های ترکیبی

متغیر	ضرایب	آمارهٔ t	معناداری
$\alpha_{\cdot}$ (Constant)	−۱/۶۵۲۱	−۱۰/۶۵۸۴	۰/۰۰۰۰
$D\left(Ret^{a}_{i,t}<\cdot\right)$	−۰/۰۸۰۵	−۲/۶۸۴۲	۰/۰۰۷۴
$Ret^{a}_{i,t}$	۰/۲۴۸۱	۰/۶۲۳۸	۰/۵۳۳۱
$D(RET^{a}_{i,t})\times RET^{a}_{i,t}$	−۰/۰۳۸۲	−۰/۰۵۵۷	۰/۹۵۵۶
$\log(P_{i,t-1})$	۰/۱۸۸۲	۴/۸۰۴۰	۰/۰۰۰۰
$\log(MktCap_{i,t-1})$	۰/۱۴۰۷	۸/۱۳۲۴	۰/۰۰۰۰
$(b/m)_{i,t-1}$	۰/۲۰۷۳	۹/۱۰۰۵	۰/۰۰۰۰
$Leverage_{i,t-1}$	۰/۲۳۸۹	۲/۸۴۴۷	۰/۰۰۴۶
$Volatility_{i,t-1}$	۰/۰۶۷۳	۰/۵۰۴۷	۰/۶۱۱۷
ضریب تعیین		۰/۲۲۶۹	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۲۱۶۵	
آمارهٔ F		۲/۹۱۸۷	
معناداری آمارهٔ F		۰/۰۰۰۰	
آمارهٔ دوربین ـ واتسون		۲/۱۷۸۶	

مجموع مشاهدات: ۱۱۴۰ سال–شرکت طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱

در جدول ۳ به روش بال و همکاران (۲۰۱۳)، برای محاسبهٔ بازده تعدیل‌شدهٔ غیرعادی، با استفاده از معیارهای اندازه (ارزش بازار حقوق صاحبان سهام) و نسبت ارزش دفتری به ارزش

بازار حقوق صاحبان سهام در ابتدای سال مالی، پرتفوی‌های پنج در پنج تشکیل شد و سپس پرتفوی مبتنی بر میانگین موزون به‌عنوان بازده مورد انتظار هر یک از شرکت‌های زیر مجموعه آن در نظر گرفته شده است. تفاوت بازده تعدیل‌شده و بازده پرتفوی مزبور، بازده تعدیل‌شدهٔ غیرعادی (Ret_t^a) است که در برازش مدل استفاده شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده و تحقق‌نیافتن شرط $\beta_1 > 0$)، فرضیهٔ پژوهش تأیید نمی‌شود. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد با توجه به معنادارنبودن ضریب واکنش به‌دست‌آمده طبق مدل فوق و با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی و همچنین با استفاده از سود غیرمنتظره و بازده غیرعادی، محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی شرکت‌های بورسی وجود ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله با استفاده از مدل بال و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی وجود محافظه‌کاری شرطی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران پرداخته شد. نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها با روش رگرسیون داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد مدل یادشده وجود محافظه‌کاری شرطی را تأیید نمی‌کند. در این مقاله با استفاده از مدل بال و همکاران (۲۰۱۳)، سود غیرمنتظره در برآوردهای مدل محافظه‌کاری شرطی لحاظ شد. علاوه‌بر آن با روش فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، به محاسبهٔ پرتفوهایی با ویژگی‌های همسان از نظر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام پرداخته شد. سپس مازاد متغیر بازده تعدیل‌شده نسبت به آن، به‌منزلهٔ بازده غیرعادی مد نظر قرار گرفت و برازش مدل، وجود محافظه‌کاری شرطی را تأیید نکرد. بنابراین با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی شرکت‌ها وجود ندارد. یافته‌های این پژوهش برخلاف نتایج به‌دست‌آمدهٔ بال و همکاران (۲۰۱۳) و پاتاتوکاس و توماس (۲۰۱۱) است. پژوهش‌های یاد شده به وجود محافظه‌کاری شرطی در سود حسابداری شرکت‌ها دست یافتند. در نهایت می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که در صورت استفاده از بازده تعدیل‌شدهٔ غیرعادی و استفاده از متغیر سود غیرمنتظره، محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی شرکت‌های بورسی وجود ندارد.

پیشنهاد می‌شود مدل بال و همکاران (۲۰۱۳) در سطوح مختلفی چون شرکت‌هایی با اندازه‌های متفاوت (کوچک و بزرگ) و سطح صنایع گوناگون به‌اجرا گذاشته شود تا رفتار محافظه‌کارانهٔ سود حسابداری در آن سطوح نیز تجزیه و تحلیل شود. همچنین پژوهشگران دیگر می‌توانند بر اساس سایر روش‌های تعیین بازده غیرعادی، مانند مدل بازار و مدل قیمت‌گذاری

دارایی‌های سرمایه‌ای، به بررسی وجود محافظه‌کاری شرطی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران بپردازند.

References

Ahmed, A., Billings, B., Morton, R. & Stanford-Harris, M. (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.

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

Ball, R., Kothari S.P. & Valeri, N. (2013). On estimating conditional conservatism. *The Accounting Review*, 88 (3): 755-787.

Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1): 3–37.

Dietrich, D., Muller, K. & Riedl, E. (2007). Asymmetric timeliness tests of accounting conservatism. *Review of Accounting Studies*, 12 (1): 95–124.

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. (2011). *Theoretical Principles of Accounting and Financial Reporting in Iran. Review 13.* Audit Organization. (*in Persian*)

Ghaemi, M., Vadiei, M. & Hajipour, M. (2011). The effect of conservatism on earnings stability and price to earnings (P/E). *Journal of Accounting Knowledge*, 1(2): 55-73. (*in Persian*)

Hendriksen, E.S. & Berda, M. F. (1992). *Accounting Theory*, 5th Edition, Irwin: Pence-Hill.

Jabbarzade Kangarlouei, S., Nourzad Dolatabadi, M. & Feizi, S. (2011). The effect of debt structure on conditional conservatism of listed companies in Tehran stock exchange. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 5(20): 47-64. (*in Persian*)

Khodamipour, A. & Malekinia, R. (2011). Studying the relationship between conditional conservatism and negative news of future on listed companies in Tehran stock exchange. *Journal of Accounting Knowledge*, 3(10): 7-27. (*in Persian*)

Kordestani, G. & Amirbeigi Langeroudi, H. (2011). Conservatism in financial reporting: studying asymmetric timeliness of earnings and MTB as two assesment measures of conservatism. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 15(52): 89-106. (*in Persian*)

Lafond, R. & Watts, R.L. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83 (2): 447-478.

Mehrani, S., Moradi, M. & Eskandar, H. (2011). The relationship between type of institutional ownership and conservative Accounting. *Journal of Financial Accounting Research*, 1(3): 47-62. (*in Persian*)

Patatoukas, P.N. & Thomas J. K. (2011). More evidence of bias in the differential timeliness measure of conditional conservatism**.** *The Accounting Review*, (86): 1765–1793.

Pourheidari, A. & Ghaffarloo, A. (2011). Financing and changes in the level of conditional accounting conservatism. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 19(66): 15-28. (*in Persian*)

Rahmani, A. Asna Ashari, H. & Larijani, A. (2011). Conservatism and information content of financial statement items. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 18(64): 57-72. (*in Persian*)

Setayesh, M. & Jamalianpour, M. (2011). Studying existence of conditional conservatism and negative news of Future on listed Companies in Tehran stock exchange. *Journal of Accounting Advances*, 3(58): 15-119. (*in Persian*)

Setayesh, M. (2011). Extended model for estimating conservatism of listed companies in Tehran stock exchange. *Accounting Research*, 5(33): 52-67. (*in Persian*)

Watts R.L. (2003). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17 (3): 207-221.

پرتال جامع علوم انسانی