

بررسی رابطه بین محافظه کاری حسابداری و ضریب واکنش سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

غلامحسین مهدوی^۱، سمانه قوهستانی^۲، سمیه حسینی نیا^۳

چکیده

این مقاله به بررسی رابطه بین محافظه کاری مشروط و غیرمشروط و ضریب واکنش سود می پردازد. محافظه کاری منجر به شناخت تدریجی سود می شود؛ به عبارت دیگر، شناخت اخبار خوب در سود دوره مربوط به طور کامل رخ نمی دهد. تغییرات غیرمنتظره سود، واکنش بازار را دربرخواهد داشت. میزان تغییرات قیمت سهام، به سبب تغییرات غیرمنتظره سود به وسیله ضریب واکنش سود نشان داده می شود. به این ترتیب، با اعمال محافظه کاری، میزان افزایش های رخ داده در سود هر دوره کم می شود و حالت استمراری به خود می گیرد. در این مقاله برای سنجش محافظه کاری از دو شاخص گیولی و هاین (۲۰۰۰) و خان و واتس (۲۰۰۹) استفاده شده است. نمونه مورد بررسی شامل ۱۲۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۱ و روش آماری مورد استفاده رگرسیون داده های ترکیبی است. نتایج آماری آزمون فرضیه های پژوهش نشان دهنده مثبت بودن ضریب واکنش سود است. یعنی، بازار نسبت به سود غیرمنتظره واکنش نشان می دهد اما با اعمال هر دو نوع محافظه کاری، کاهش در ضریب واکنش سود اتفاق می افتد. بر اساس یافته های پژوهش، بین هر دو معیار محافظه کاری به کار گرفته شده و ضریب واکنش سود رابطه منفی وجود دارد که این رابطه از لحاظ آماری معنادار است.

واژه های کلیدی: ضریب واکنش سود، محافظه کاری مشروط، محافظه کاری غیرمشروط.

۱. دانشیار حسابداری دانشگاه شیراز و حسابدار رسمی
۲. دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه شیراز
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه شیراز

تاریخ دریافت مقاله: ۹۳/۸/۱۲

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۳/۹/۱۴

* نویسنده مسئول: غلامحسین مهدوی

ghmahdavi@rose.shirazu.ac.ir

مقدمه

بررسی محتوای اطلاعاتی سود حسابداری از دیرباز مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. طبق شکل نیمه‌قوی فرضیه کارآیی بازار، قیمت اوراق بهادار بازتاب کامل تمام اطلاعات عمومی است. بنابراین، انتظار می‌رود که به دنبال اعلان سود شرکت، بازار به آن واکنش نشان دهد؛ اما تنها به میزان جزء غیرمنتظره اخبار. در واقع بخشی از سود شرکت مورد انتظار بازار و اثر آن بر قیمت سهام نشسته است. تغییرات غیرمنتظره سود، منجر به واکنش بازار خواهد شد. میزان تغییرات قیمت سهام به سبب تغییر غیرمنتظره سود، به وسیله ضریب واکنش سود نشان داده می‌شود. ضریب واکنش سود اثر سود غیرمنتظره بر بازار سهام و رابطه تخمین زده شده بین بازده سهام و جزء غیرمنتظره سود است. ضریب واکنش سود موجب درک بهتر محتوای اطلاعاتی سود و نقش اطلاعات حسابداری در ساختار اطلاعاتی بازار می‌شود.

یکی از عوامل تعیین کننده ضریب واکنش سود، ریسک بازده مورد انتظار آتی شرکت است. هرچه ریسک بازده مورد انتظار آتی شرکت بیش‌تر باشد ارزش شرکت برای سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز کم‌تر خواهد بود. از آنجا که سرمایه‌گذاران به سود جاری به‌عنوان معیاری از عملکرد آتی شرکت و بازده مورد انتظار آتی شرکت نگاه می‌کنند، هرچه بازده مورد انتظار آتی شرکت ریسک بیش‌تری داشته باشد، واکنش سرمایه‌گذاران به یک مبلغ مشخص از سود غیرمنتظره کم‌تر خواهد شد. افزایش ریسک سبب می‌شود که سرمایه‌گذاران صرف ریسک اضافی درخواست کنند و بازده مورد انتظار آن‌ها افزایش یابد. افزایش بازده مورد انتظار سبب کاهش ارزش فعلی جریان نقدی حاصل از سود غیرمنتظره برای سرمایه‌گذاران می‌شود؛ در نتیجه، اثر سود غیرمنتظره یا همان ضریب واکنش سود کاهش می‌یابد (محمدی‌شاد، ۱۳۹۲).

مدیران واحدهای اقتصادی به همان اندازه که به انتشار اخبار خوب در خصوص شرکت تمایل دارند، سعی در پنهان کردن اخبار بد نیز دارند. این انگیزه‌های متفاوت افشاگری ریشه در عوامل گوناگونی همچون قراردادهای پرداخت پاداش و نگرانی‌های شغلی دارد (خان و واتس، ۲۰۰۹).

تا زمانی که برای گزارشگری عملکرد مدیریت از معیارها و شاخص‌های حسابداری استفاده می‌شود، مشکلات کژمنشی همواره در گزارشگری مالی وجود خواهد داشت. مدیران برای افزایش منافع شخصی خود، در استفاده از معیارهای حسابداری، که مبنای اطلاع‌رسانی برای سرمایه‌گذاران است، جانبدارانه عمل می‌کنند و در ارسال اطلاعات اخلاقی ایجاد می‌کنند. اگر محدودیت‌هایی برای محدود کردن این رفتار فرصت‌طلبانه مدیر وجود نداشته باشد، در آن صورت ارقام حسابداری موجود در گزارش‌های مالی جانبدارانه تهیه و ارائه خواهد شد اما

محافظه‌کاری به‌وسیله الزام قابلیت اثبات و تأیید خود، رفتار فرصت‌طلبانه و جانبدارانه مدیران را محدود می‌کند (گیولی و همکاران، ۲۰۰۷).

مطالعات زیادی نشان می‌دهد که محافظه‌کاری سبب افزایش رتبه اعتباری شرکت می‌شود و ریسک اطلاعاتی مربوط به شرکت را کاهش می‌دهد (احمد و دولمن، ۲۰۰۷). بنابراین، با تأکید بر نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری، بررسی اینکه آیا هریک از انواع محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط بر ضریب واکنش سود اثر می‌گذارد یا خیر حائز اهمیت فراوانی است.

مبانی نظری

محافظه‌کاری به‌طور سنتی به‌این‌گونه تعریف شده است: «هیچ سودی را پیش‌بینی نکنید، اما تمام زیان‌ها را پیش‌بینی کنید» (بلیس، ۱۹۲۴: ۱۱۰). باسو (۱۹۹۷) محافظه‌کاری را کاهش سود و کم‌تر نشان دادن دارایی‌ها در پاسخ به اخبار بد و در مقابل، بیش‌تر نمایش دادن دارایی‌ها و سود حسابداری در پاسخ به اخبار خوب تعریف می‌کند. از نظر گیولی و هاین (۲۰۰۰)، محافظه‌کاری عبارت است از انتخاب یک راهکار حسابداری تحت شرایط عدم‌اطمینان که در نهایت به ارائه کم‌ترین دارایی‌ها و درآمدها بینجامد و کم‌ترین اثر مثبت را بر حقوق صاحبان سهام داشته باشد. هیئت استانداردهای حسابداری مالی آمریکا در بیانیه شماره ۲ خود این نوع رفتار را با تعریف محافظه‌کاری به‌عنوان «واکنشی محتاطانه به ابهام در تلاش برای اطمینان از اینکه ابهام و ریسک‌های ذاتی شرایط تجاری به‌گونه‌ای مناسب مدنظر قرار گرفته‌اند» تأیید کرده است (هیئت استانداردهای حسابداری مالی، ۱۹۸۰). همچنین، در استانداردهای حسابداری ایران از محافظه‌کاری تحت عنوان احتیاط یاد شده است که تعریف آن به‌این صورت است «احتیاط عبارت است از کاربرد درجه‌ای از مراقبت که در اعمال قضاوت برای برآوردهای حسابداری در شرایط ابهام مورد نیاز است به‌گونه‌ای که درآمدها یا دارایی‌ها بیش‌تر از واقع و هزینه‌ها یا بدهی‌ها کم‌تر از واقع ارائه نشوند».

از دیدگاه نظریه نمایندگی که حقوق و مزایای مدیران را به سود گزارش شده مرتبط می‌داند، مدیران انگیزه‌های قوی برای پنهان کردن اخبار بدی دارند که موجب کم شدن سود می‌شود. بنابراین، می‌توان محافظه‌کاری را سازوکاری برای کنترل انگیزه‌های مدیران به‌منظور گزینش بیش از واقع سود تلقی کرد (شورورزی و برزگرخاندوزی، ۱۳۸۸).

دلایل متعددی برای وجود محافظه‌کاری ارائه شده است. از جمله این دلایل، می‌توان به وجود مسئله مخاطره اخلاقی در قراردادهای هزینه‌های دادرسی، هزینه‌های سیاسی و انگیزه‌های مالیاتی اشاره کرد (واتس، ۲۰۰۳). تهیه صورت‌های مالی محافظه‌کارانه بر قابلیت اتکای

اطلاعات حسابداری می‌افزاید، محافظه‌کاری توانایی سود حسابداری برای انعکاس سود اقتصادی (بازده مثبت سهام) و زیان اقتصادی (بازده منفی سهام) را نشان می‌دهد. تأکید محافظه‌کاری بر تمایز قائل شدن بین بازده مثبت و منفی سهام (سود و زیان اقتصادی) است (باسو، ۱۹۹۷).

در ادبیات حسابداری دو نوع محافظه‌کاری مطرح شده است. نخست، محافظه‌کاری مشروط که به صورت دستیابی به شواهد با درجه تأییدکنندگی بیش‌تر برای شناخت اخبار خوب به عنوان سود و در مقابل آن محافظه‌کاری نامشروط که به عنوان شناسایی زودتر زیان‌ها و کم‌نمایی سود و دارایی‌ها بدون توجه به اخبار خوب یا بد تعریف شده است (بال و رابین، ۲۰۰۸). گرچه هر دو نوع محافظه‌کاری موجب کم‌نمایی سود و دارایی‌ها می‌شود ولی تفاوتی اساسی بین این دو وجود دارد: محافظه‌کاری مشروط اعمال یک سوپه رو به پایین (منفی) پس از وقوع اخبار نیازمند به تأییدکنندگی بیش‌تر است. درحالی که محافظه‌کاری نامشروط با یک سوپه رو به پایین، پیش از وقوع اخبار نیازمند به تأییدکنندگی بیش‌تر است. بنابراین، می‌توان گفت، محافظه‌کاری نامشروط اخبار بد احتمالی را پیش‌بینی می‌کند و مانع از اعمال محافظه‌کاری مشروط می‌شود (نیکبخت و حاجی‌عظیمی، ۱۳۹۲) و هر دو نوع محافظه‌کاری بر سود شرکت تأثیرگذار است.

از طرف دیگر، سود در زمره مهم‌ترین اطلاعات حسابداری است که تحقیقات وسیعی در مورد تأثیر آن بر رفتار قیمت سهام انجام شده است و سودمندی آن از جهات مختلف مورد تأیید واقع گردیده است. در تحقیقات تجربی فراوانی، چگونگی واکنش بازار به انتشار و اعلان سود را مورد بررسی قرار داده‌اند. اما سؤال این است که چرا بازار به اخبار خوب و بد شرکت‌ها نسبت به برخی شرکت‌های دیگر واکنش بیش‌تری نشان می‌دهند؟ در واقع، در رابطه با تعدادی از سودهای غیر منتظره معین، واکنش بازار برای برخی شرکت‌ها بیش‌تر است. پژوهشگران با استفاده از ضریب واکنش سود سعی به پاسخگویی به این سوالات دارند.

ضریب واکنش سود، بازده غیرمنتظره بازار را در واکنش به اجزای غیرمنتظره سود گزارش شده توسط شرکتی که اوراق بهادار را منتشر کرده است، اندازه‌گیری می‌کند. به عبارت دیگر، ضریب واکنش سود، حساسیت بازار به اعلان سود را به وسیله ضریب شیب رگرسیون بین بازده‌های غیرعادی و سودهای غیرمنتظره، اندازه‌گیری می‌کند (اسکات، ۲۰۰۳).

واکنش متفاوت سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات سود، موجب واکنش متفاوت بازار می‌شود. اما دلایل واکنش متفاوت بازار چیست؟ اسکات (۲۰۰۳) در کتاب تئوری حسابداری مالی، دلایل متعدد از جمله ریسک سیستماتیک، پایداری سود، تداوم روند سوددهی یا زیان‌دهی، فرصت‌های رشد سرمایه‌گذاری و ساختار سرمایه را مطرح می‌کند (مرادی و همکاران، ۱۳۸۹). به این ترتیب،

برای مثال شرکت‌هایی که دارای ریسک پایین‌تر و یا کیفیت سود بالاتر باشند ضریب واکنش سود بالاتری خواهند داشت.

احمد و دولمن (۲۰۰۷) بیان می‌کنند که محافظه‌کاری سبب افزایش رتبه اعتباری شرکت می‌شود و ریسک اطلاعاتی مربوط به شرکت را کاهش می‌دهد. به این ترتیب، با کاهش یافتن ریسک اطلاعاتی شرکت، سرمایه‌گذاران اعتماد بیشتری به اطلاعات شرکت می‌کنند و در برابر اطلاعات افشا شده آن، از جمله اعلان سود، واکنش بیشتری نشان می‌دهند. بنابراین، در این حالت ضریب واکنش سود افزایش می‌یابد.

از طرف دیگر، اگر محافظه‌کاری را به معنای به تأخیر انداختن شناسایی سودها و گزارش دیرهنگام افزایش‌های رخ داده در سود بدانیم، می‌توان پیش‌بینی کرد که گزارش افزایش در سود استمرار داشته باشد و غیر منتظره نباشد. این تغییرات غیرمنتظره سود، واکنش بازار را دربرخواهد داشت. به این ترتیب، با اعمال محافظه‌کاری، میزان افزایش‌های رخ داده در سود هر دوره کم می‌شود و حالت استمراری به خود می‌گیرد. در نتیجه، افزایش‌هایی که به صورت مستمر در سود رخ می‌دهد نسبت به حالتی که افزایش به صورت یکجا در سود اتفاق می‌افتد، موجب کاهش در ضریب واکنش سود می‌شود.

با توجه به مبانی نظری مطرح شده، این تحقیق در جستجوی پاسخی برای این سوال است که آیا ضریب واکنش در شرکت‌هایی که محافظه‌کاری بالاتری دارند، متفاوت از شرکت‌هایی است که محافظه‌کاری حسابداری پایینی دارند. بر این اساس، تأثیر هر دو نوع محافظه‌کاری مشروط و نامشروط بر ضریب واکنش سود بررسی می‌شود.

پیشینه پژوهش

با توجه به این که پژوهش داخلی و خارجی یافت نشد که به طور مستقیم به بررسی موضوع این مقاله پرداخته باشد، در زیر به ذکر خلاصه برخی از پژوهش‌های انجام شده مرتبط با متغیرهای این مقاله پرداخته می‌شود.

کردستانی و مجدی (۱۳۸۶) در پژوهشی به بررسی رابطه محافظه‌کاری و هزینه سرمایه سهام پرداختند. نتایج پژوهش آنان حاکی از آن بود که بین محافظه‌کاری و هزینه سرمایه سهام رابطه معناداری وجود ندارد. رضازاده و آزاد (۱۳۸۷) در پژوهشی به بررسی رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد بین عدم تقارن اطلاعاتی و سطح محافظه‌کاری اعمال شده در صورت‌های مالی رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. همچنین، تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران موجب تغییر در سطح محافظه‌کاری می‌شود.

ستایش و جمالیان پور (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی وجود محافظه‌کاری در گزارشگری مالی شرکت‌ها پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که در اکثر موارد پاسخ نامتقارن میان سود حسابداری و بازدهی سهام وجود ندارد.

فروغی و عباسی (۱۳۹۰) در پژوهشی به بررسی عوامل مؤثر بر اعمال محافظه‌کاری حسابداری پرداختند. نتایج پژوهش آنان حاکی از این بود که بین محافظه‌کاری و اندازه شرکت، رابطه منفی و معنادار وجود دارد و رابطه محافظه‌کاری با دو متغیر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی مثبت و معنادار بود. همچنین، نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که افزایش محافظه‌کاری موجب منفی‌تر شدن میانگین و چولگی توزیع متغیرهای اقلام تعهدی غیرعملیاتی و نسبت بازده دارایی‌ها و افزایش انحراف معیار این متغیرها می‌شود.

نوروزیگی (۱۳۸۶) در پژوهشی به بررسی محتوای اطلاعاتی انتشار سود هر سهم بر اساس ضریب واکنش سود پرداخت. نتایج حاصل از آزمون فرضیه مطرح شده، وجود رابطه هم‌جهتی را میان تغییرات عایدی هر سهم پیش‌بینی شده و تغییرات بازده را نشان داد.

حسن‌زاده (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی واکنش بازار نسبت به سود غیرمنتظره با تأثیرپذیری از اقلام تعهدی سرمایه در گردش پرداخت که در آن اقلام تعهدی سرمایه در گردش، انتظارات بازار از کیفیت سود را تغییر داده است. ضریب واکنش سود، میزان تأثیرپذیری بازده غیرنرمال از سود غیرمنتظره بوده و در واقع ضریب واکنش سود بیانگر محتوای اطلاعاتی اعداد حسابداری بود.

مرادی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی رابطه بین کیفیت سود و ضریب واکنش سود پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که ضریب واکنش سود در شرکت‌های با کیفیت سود مختلف (بالا، متوسط و پایین)، تفاوت معناداری با هم ندارند.

بولو و میرزائی (۱۳۹۰) در پژوهشی به بررسی کیفیت سود و ضریب واکنش سود بر اساس رشد درآمد و سود پایدار پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که شرکت‌هایی که افزایش پایدار در سود و درآمد را گزارش می‌کنند، در مقایسه با شرکت‌هایی که صرفاً افزایش پایدار سود را گزارش می‌کنند، کیفیت سود و ضریب واکنش سود بالاتری دارند. همچنین، شرکت‌هایی که افزایش سودشان از طریق درآمد تأمین شده باشد، طبق مدل اولسان، ضریب واکنش سود بالاتر و ضریب واکنش ارزش دفتری کم‌تری دارند.

رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی اثر انتشار پیش‌بینی سود بر ضریب واکنش سود آینده پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد اگر دفعات پیش‌بینی مدیریت بیش‌تر و دقت آن بالاتر باشد، بر رابطه بین بازده و سود آینده اثر می‌گذارد.

پائیک و همکاران (۲۰۰۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر محافظه‌کاری بر پایداری سود پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که سودهایی که محافظه‌کاری بیش‌تری دارند، نسبت به سودهایی که محافظه‌کاری کم‌تری دارند، ناپایدارتر هستند. همچنین، تصویب استانداردهای حسابداری حاوی رویه‌های محافظه‌کارانه، متضمن هزینه‌هایی برای بازار سرمایه است. این استانداردها پایداری و قابلیت پیش‌بینی سود را کاهش داده و سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل را از مسیر تصمیم‌گیری‌های صحیح اقتصادی منحرف می‌سازد.

بوهید (۲۰۰۷) بیان می‌کند که محافظه‌کاری مشروط، هزینه بدهی را بیش‌تر از محافظه‌کاری غیرمشروط کاهش می‌دهد. او در ادامه بیان می‌کند که بین محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط ارتباط ضعیف و معکوسی برقرار است.

لافوند و واتس (۲۰۰۸) در پژوهشی به بررسی نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که حسابداری محافظه‌کارانه به وسیله دو سازوکار بالقوه، عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران را از بین می‌برد. نخست، حسابداری محافظه‌کارانه می‌تواند بهترین خلاصه ممکن از اطلاعات قطعی به غیر از قیمت سهام را درباره عملکرد جاری شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاران فراهم سازد. از سوی دیگر، وجود استانداردهایی مبنی بر الزام به تأییدپذیری کم‌تر برای شناسایی زیان‌ها، می‌تواند موجب شود اطلاعاتی را که مدیران تمایلی به افشای آن‌ها ندارند، افشا شود.

هوی و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهشی به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری و پیش‌بینی سود به وسیله مدیران پرداختند. یافته‌های پژوهش آنان نشان داد بین محافظه‌کاری و تعداد دفعات، دقت و ویژگی پیش‌بینی سود مدیران رابطه منفی و معنادار وجود دارد. همچنین، با کاهش بازده بازار، تأثیر محافظه‌کاری بر تعداد دفعات پیش‌بینی افزایش می‌یابد و پیش‌بینی اخبار بد نسبت به اخبار خوب بر قوی‌تر شدن این ارتباط تأثیر زیادی دارد.

فلسام (۲۰۰۹) اظهار می‌کند که محافظه‌کاری غیرمشروط منجر به کاهش خالص ارزش دفتری دارایی‌های گزارش شده می‌شود، در حالی که محافظه‌کاری مشروط با ارائه تصویری نامناسب از وضعیت مالی، انتظارات از عملکرد آتی واحد تجاری را کاهش می‌دهد. نتایج پژوهش وی نشان داد که واحدهای تجاری در مواقعی که قصد تأمین مالی دارند، سطح محافظه‌کاری مشروط را به منظور تأمین مالی کاراتر کاهش می‌دهند.

لارا و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه سهام عادی پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه سهام عادی رابطه معکوس و معنادار وجود دارد و گزارشگری محافظه‌کارانه از طریق

کاهش عدم اطمینان نسبت به جریان‌های نقد آتی و کاهش نوسان قیمت‌های آتی سهام، منجر به دقت بیش‌تر اطلاعات، افزایش ارزش شرکت و کاهش هزینه سرمایه آن می‌شود. بای و سامی (۲۰۰۴) در پژوهشی به بررسی اثر بدهی‌های محیطی بر ضریب واکنش سود پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که شرکت‌های با بدهی‌های محیطی نسبت به شرکت‌هایی که بدهی‌های محیطی ندارند ضریب واکنش سود کم‌تری دارند. گاش و همکاران (۲۰۰۵) در پژوهشی به بررسی رابطه بین راهبرد افزایش سود و ضریب واکنش سود پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که شرکت‌های با استراتژی افزایش درآمد نسبت به شرکت‌های با استراتژی کاهش هزینه ضریب واکنش سود بالاتری دارند.

جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۱ است. شرکت‌های حایز شرایط زیر به‌عنوان نمونه انتخاب شده‌اند:

- ۱) جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و بیمه‌ها نباشند.
 - ۲) در طول سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۱ در بازار بورس حضور داشته باشد.
 - ۳) پایان سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند باشد.
 - ۴) شرکت در دوره مورد مطالعه تغییر سال مالی نداشته باشد.
 - ۵) اطلاعات مالی شرکت در دوره مورد مطالعه در دسترس باشد.
- با لحاظ کردن شرایط بالا، تعداد ۱۲۹ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۱ و به‌عبارتی ۶۴۵ سال شرکت به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شده است.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

به منظور تخمین مدل‌های پژوهش، از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. زمانی که از داده‌های تابلویی استفاده می‌شود، به منظور تخمین الگوی رگرسیون، از یکی از روش‌های اثرات ترکیبی، اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده می‌شود. برای تشخیص روش مناسب باید آزمون‌های مختلفی انجام داد. به‌این ترتیب، که ابتدا برای گزینش بین اثرات ترکیبی و اثرات ثابت از آزمون چاو استفاده می‌شود. اگر سطح معناداری کم‌تر از ۰/۰۵ باشد، روش اثرات ثابت انتخاب می‌شود. به‌طور موازی، برای گزینش بین اثرات مشترک و اثرات تصادفی نیز آزمون بروش پاگان انجام می‌شود. در نهایت، برای گزینش بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

فرضیه های پژوهش

با رعایت اصل محافظه کاری و در پی آن افزایش خصوصیات کیفی اطلاعات مالی، ریسک اطلاعاتی واحد تجاری کاهش می یابد. اما بر اساس یافته های فلسام (۲۰۰۹) و تائو (۲۰۱۰) اتخاذ رویکرد محافظه کارانه با زودتر شناسایی کردن اخبار و علائم بد و نامساعد، در مقایسه با اخبار و علائم خوب و مساعد، انتظارات بازار سرمایه از عملکرد آتی و در نتیجه، ارزش بازار اوراق بهادار واحد تجاری را کاهش می دهد. به عبارت دیگر، با ارائه تصویر مناسب از وضعیت مالی، عملکرد مالی و انعطاف پذیری واحد تجاری، شک و تردید در رابطه با بازگشت اصل و بازدهی سرمایه بیش تر می شود.

محافظه کاری منجر به شناخت تدریجی سود می شود؛ به عبارت دیگر، شناخت اخبار خوب در سود دوره مربوط به طور کامل رخ نمی دهد. از آن جا که ضریب واکنش سود عبارت است از: واکنش قیمت به جز غیرمنتظره سود، انتظار می رود با افزایش محافظه کاری و به این ترتیب، کاهش سود، میزان ضریب واکنش سود نسبت به حالتی که سود به صورت یکجا شناخته می شود، کاهش یابد. در این پژوهش سعی شده است واکنش بازار به تغییرات سود، در ارتباط با محافظه کاری مورد بررسی قرار گیرد تا برای سؤال زیر پاسخی فراهم شود:

آیا سرمایه گذاران در واکنش به تغییرات سود غیرمنتظره، به محافظه کاری توجه می کنند؟ برای پاسخ به سوال مطرح شده، تأثیر هر یک از انواع محافظه کاری مشروط و غیرمشروط به طور جداگانه روی ضریب واکنش سود مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر این اساس، فرضیه های پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: بین محافظه کاری مشروط و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین محافظه کاری غیرمشروط و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر، پژوهشی توصیفی بوده که از حیث هدف کاربردی است. در این پژوهش، روش پس رویدادی یا شبه تجربی به کار گرفته شده است. همچنین، برای آزمون وجود رابطه بین متغیرها و معنادار بودن مدل های ارائه شده برای توضیح متغیر وابسته، از تحلیل رگرسیون استفاده شده است. در این پژوهش داده های مربوط به شرکت های نمونه از منابعی چون بانک اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار تهران و نرم افزار ره آورد نوین استخراج شد و با نرم افزارهای Eviews نسخه ۷ و SPSS نسخه ۱۷، آزمون های آماری انجام شد.

مدل‌های آزمون فرضیه‌ها

اثر متغیر X_i بر ضریب واکنش سود به وسیله رگرسیون زیر بررسی می‌شود:

$$AR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 UE + \alpha_2 UE * X_1 + \alpha_3 UE * X_2 + \dots + \alpha_{n+1} UE * X_n + \varepsilon$$

مدل شماره (۱)

AR_{it} = بازده غیرعادی شرکت i در سال t ، UE_t = سود غیر منتظره شرکت i در سال t به منظور آزمون فرضیه پژوهش، با اضافه کردن مقیاسی از محافظه‌کاری به مدل بالا، رگرسیون زیر تخمین زده می‌شود:

$$AR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 UE + \alpha_2 UE * D_1 + \varepsilon$$

مدل شماره (۲)

متغیرهای مورد استفاده در مدل بالا به شرح زیر محاسبه می‌شود:

بازده غیرعادی سهام: منظور از بازده غیرعادی هر سهم، عبارت است از تفاوت بازده واقعی و بازده مورد انتظار آن سهم. معمولاً از مدل‌های متفاوتی برای محاسبه بازده مورد انتظار سهام استفاده می‌شود. در این پژوهش از مدل بازده تعدیل شده بازار استفاده شده است. طبق این مدل، فرض می‌شود بازده مورد انتظار بازار برای تمام اوراق بهادار مشابه است بازده هر ورقه بهادار مشابه بازده بازار است (مرادی و همکاران، ۱۳۸۹):

$$E(R_{it}) = E(R_m)$$

به این ترتیب بازده غیرعادی به شرح زیر خواهد بود:

$$AR_{it} = R_{it} - R_m$$

در این جا فرض می‌شود بازده مورد انتظار، برای تمام اوراق بهادار مشابه است و بازده هر ورقه بهادار مشابه بازده بازار است.

بازده بازار به صورت زیر محاسبه شده است:

$$\frac{I_1 - I_0}{I_0}$$

I_0 = شاخص کل قیمت بازار سهام در ابتدای سال، I_1 = شاخص کل قیمت بازار سهام در پایان سال

بازده واقعی برای هر سهم نیز به صورت زیر محاسبه شده است:

$$R_{it} = \frac{P_1(1 + \alpha) + D - [P_0 + \alpha(1000)]}{P_0 + \alpha(1000)}$$

به طوری که:

$$R_i = \text{بازده سهم } i \text{ در سال } t, P_1 = \text{قیمت هر سهم در پایان سال } t, D = \text{سود نقدی هر سهم,} \\ P_0 = \text{قیمت سهم در ابتدای سال } t, = \text{درصد افزایش سرمایه}$$

سود غیرمنتظره: سود غیرمنتظره عبارت است از تفاوت بین سود واقعی هر سهم و سود پیش‌بینی شده آن سهم. لو و تیاگارجان (۱۹۹۳) در پژوهش خود پیرامون ضریب واکنش سود، برای محاسبه سود غیرمنتظره از تفاوت سود هر سهم سال جاری و سود هر سهم سال قبل استفاده کردند. در این پژوهش نیز برای سود غیرمنتظره از این رویکرد به صورت زیر استفاده شده است (مرادی و همکاران، ۱۳۸۹):

$$UE_{it} = \frac{EPS_t - EPS_{t-1}}{MPS_t}$$

$EPS_t =$ سود هر سهم i در سال جاری، $EPS_{t-1} =$ سود هر سهم i در سال گذشته، MPS_t : قیمت بازار هر سهم i در سال جاری

متغیر مجازی (D): به منظور اعمال این متغیر در معادله ضریب واکنش سود، پس از گروه‌بندی شرکت‌ها بر اساس شاخص محافظه کاری و با استفاده از میانه، این متغیر برای گروه اول (شرکت‌های با محافظه کاری بالاتر) برابر ۱ و برای سایر شرکت‌ها برابر صفر است. به دلیل اینکه هدف این پژوهش، بررسی تأثیر هر دو نوع محافظه کاری (مشروط و نامشروط) بر ضریب واکنش سود است، نمونه بر اساس هر دو نوع محافظه کاری به دو دسته شرکت‌های دارای محافظه کاری بالا و شرکت‌های دارای محافظه کاری پایین دسته بندی می‌شوند و مدل شماره ۲ برای هر دو نوع محافظه کاری تخمین زده می‌شود.

محافظه کاری

در این پژوهش، از دو معیار برای اندازه‌گیری محافظه کاری حسابداری استفاده شده است. معیار اول، شاخص محافظه کاری گیولی و هاین (۲۰۰۰) است که محافظه کاری غیرمشروط را اندازه‌گیری می‌کند. بر این اساس، مدل احمد و دولمن (۲۰۰۷) با الهام از کار گیولی و هاین، به شرح زیر به کار رفته است:

$$CON = \frac{\text{جریان نقد عملیاتی} - \text{سود خالص}}{\text{جمع دارایی اول دوره}} \times -1$$

معیار دوم محافظه‌کاری، با استفاده از مدل محافظه‌کاری خان و واتس (۲۰۰۹) محاسبه می‌شود و برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری مشروط به کار می‌رود. از نظر آنان، محافظه‌کاری تابعی از میزان اهرم، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری خالص دارایی‌ها و اندازه واحد تجاری است. برای محاسبه میزان محافظه‌کاری اعمال شده در صورت‌های مالی یک شرکت در یک سال خاص، آن‌ها سه متغیر پیش‌گفته را در مدل با سو جایگزین کرده و مدل مزبور را برای هر سال تخمین می‌زنند. سپس، با کمک سه متغیر مزبور و با استفاده از ضرایب حاصل از تخمین سالانه مدل، به محاسبه شاخصی برای محافظه‌کاری می‌پردازند. مقادیر بالاتر این شاخص، نشانگر سطوح بالاتر محافظه‌کاری هستند. مدل استفاده شده به وسیله خان و واتس (۲۰۰۹) به شرح زیر است:

$$\begin{aligned} \frac{E_{it}}{P_{it-1}} = & a_{it} + \left(\mu_1 + \mu_2 \text{SIZE}_{it} + \mu_3 \frac{M}{B_{it}} + \mu_4 \text{LEV}_{it} \right) R_{it} \\ & + \left(\gamma_1 + \gamma_2 \text{SIZE}_{it} + \gamma_3 \frac{M}{B_{it}} + \gamma_4 \text{LEV}_{it} \right) R_{it} \text{DR}_{it} \\ & + (\beta_1 \text{SIZE}_{it} + \beta_2 \frac{M}{B_{it}} + \beta_3 \text{LEV}_{it}) \text{DR}_{it} + (\delta_1 \text{SIZE}_{it} \\ & + \delta_2 \frac{M}{B_{it}} + \delta_3 \text{LEV}_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

مدل شماره (۳)

خروجی معادله زیر نشانگر سطح محافظه‌کاری واحد تجاری در سال t است:

$$C_Score_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 \text{Size} + \gamma_3 \frac{M}{B} + \gamma_4 \text{Lev} \quad \text{مدل شماره (۴)}$$

متغیرهای مورد استفاده در مدل بالا به شرح زیر است:

R : بازده سالانه سهام شرکت، DR : متغیر مجازی، به گونه‌ای که مقدار آن برای شرکت‌هایی که بازده منفی دارند برابر ۱ و برای سایر شرکت‌ها صفر است، MB : نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، $Size$: لگاریتم طبیعی از مجموع دارایی، LEV : درجه اهرم مالی شرکت (نسبت بدهی کل به دارایی کل).

یافته‌های پژوهش

جدول شماره ۱ آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

جدول ۱: آمار توصیفی

متغیرهای پژوهش	تعداد	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار
R	۶۴۵	-۷۹/۵۲	۸۲۰/۱۶	۲۷/۳۲	۷۲/۶۴
Size	۶۴۵	۱۰/۱۳	۱۸/۴	۱۳/۳۶	۱/۲۹
MB	۶۴۵	-۶/۷	۱۴/۰۴	۲/۲۷	۲/۴۱
Lev	۶۴۵	۰/۱۱۸	۲/۷۵۵	۰/۶۵۳	۰/۲۶۷
CFO	۶۴۵	-۲۰۷۶۰۳۲	۱۴۵۶۳۲۶۳	۲۱۸۹۲۰	۱۱۵۸۷۳۰
Asset	۶۴۵	۲۲۷۲۵	۹۷۴۷۶۱۹۴	۲۲۰۳۸۳۸	۷۹۸۳۲۱۴
Earn	۶۴۵	-۱۸۲۰۸۸	۱۶۸۶۷۹۰۱	۳۰۹۰۰۸	۱۲۸۰۲۳۲
Rm	۶۴۵	-۳/۳۵	۷۱/۶۸	۲۹/۱	۲۶/۵۱
AR	۶۴۵	-۱۱۵/۹۹	۸۲۳/۵۲	-۱/۸۳	۷۲/۸۷
UE	۶۴۵	-۱۴۴/۱۴	۱۲۵/۲۷	۰/۱۴۵۳	۹/۳۵

R: بازده سالانه سهام شرکت، Size: اندازه شرکت، MB: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، Lev: اهرم مالی، CFO: جریان نقدی عملیاتی (مدل گیولی و هاین)، Asset: جمع دارایی‌های اول دوره (مدل گیولی و هاین)، Earn: سود خالص (مدل گیولی و هاین)، Rm: بازده بازار، AR: بازده غیرعادی، UE: سود غیرمنتظره

در این بخش، ابتدا برای هر یک از مدل‌های ۲ و ۳ به‌طور جداگانه از آزمون چاو استفاده می‌شود تا مشخص شود که داده‌ها باید به صورت ترکیبی مورد آزمون قرار گیرد یا به صورت پانلی. اگر نتایج آزمون چاو بیانگر استفاده از داده‌ها به صورت پانلی باشد، در گام بعد، آزمون هاسمن برای تعیین مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد تا مشخص شود از مدل با اثرات ثابت استفاده کرد یا مدل با اثرات متغیر.

ابتدا با استفاده از مدل خان و واتس (۲۰۰۹)، محافظه کاری سود خالص بررسی شد. برای محاسبه متغیر محافظه کاری، مدل رگرسیونی شماره ۳ تخمین زده شد تا ضرایب لاندا به دست آید که نتایج آن به شرح جدول ۲ است.

جدول ۲: ضرایب لاندا (γ_1) حاصل از تخمین مدل شماره ۳

	سال اول	سال دوم	سال سوم	سال چهارم	سال پنجم
γ_1	۱/۴۵۵	-۱/۲۸۹	۰/۶۲۹	-۲/۳۰۹	-۱/۲۶۸
γ_2	-۱/۱۶	۱/۱۸۱	-۰/۲۷۲	۲/۶۳۷	۱/۶۸۳
γ_3	-۰/۲۵۴	-۰/۰۲۴	۰/۰۱۳۸	-۰/۱۷	-۰/۱۳۹
γ_4	-۰/۱۱۵	۰/۰۸۸	-۰/۳۴۶	-۰/۲۶۴	-۰/۲۱۹

سپس با جایگذاری ضرایب لاندا در مدل شماره ۴ برای هر شرکت در هر سال، متغیر محافظه‌کاری (C-Score) محاسبه شد. پس از محاسبه متغیر محافظه‌کاری خان و واتس، نمونه بر اساس میانه این متغیر به دو گروه دسته بندی شده و بر این اساس، مدل شماره ۲ تخمین زده شد.

در جدول‌های ۳ و ۴، نتایج حاصل از تخمین مدل شماره ۲ با استفاده از معیار محافظه‌کاری مشروط (مدل خان و واتس، ۲۰۰۹) ارائه شده است:

جدول ۳: نتایج حاصل از آزمون چاو

ضریب معناداری	درجه آزادی	آماره	مدل شماره (۲) با استفاده از معیار محافظه‌کاری خان و واتس
۰/۹۹۹	(۴/۶۳۵)	۰/۰۱۱	

جدول ۴: نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات ثابت برای مدل شماره (۲) با استفاده از محافظه‌کاری مشروط

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب معناداری
عرض از مبدا	-۰/۴۸	۲/۸۷	۳/۲۸	۰/۸۶
UE	۳۳/۳	۱۰/۰۷	-۱/۱۷	۰/۰۰
D*UE	-۱۵/۴	۱۳/۱۵	-۱/۱۷	۰/۰۲
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۲۲	آماره F: ۷/۴۵			
آماره دوربین واتسون: ۱/۹۵	ضریب معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۶			

همان‌طور که جدول ۳ نشان می‌دهد، نتایج آزمون چاو معنادار نشده است. به این ترتیب، آزمون مدل به صورت ترکیبی انجام می‌شود.

با توجه به اینکه ضریب معناداری آماره F در جدول ۴ کم‌تر از ۰/۰۵ است (۰/۰۰۰۶)، می‌توان به این نتیجه رسید که مدل معنادار است. افزون بر این، ضریب متغیر مورد نظر در جدول فوق (D*UE) است که منفی و معنادار می‌باشد؛ به این معنا که محافظه‌کاری مشروط (بر اساس مدل خان و واتس)، بر ضریب واکنش سود اثر منفی می‌گذارد. بر این اساس، فرضیه اول پژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد.

ضریب تعیین تعدیل شده معیاری برای سنجش قدرت تبیین مدل رگرسیون است که در مدل فوق برابر با ۲۲ درصد و آماره دوربین واتسون هم دلالت بر عدم وجود خود همبستگی بین متغیرها دارد و برابر با ۱/۹۵ است.

همان گونه که قبل بیان شد، به منظور بررسی تأثیر محافظه کاری غیر مشروط بر ضریب واکنش سود از مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰) استفاده می شود. به این ترتیب که ابتدا شرکت ها بر اساس شاخص محافظه کاری گیولی و هاین به دو دسته تقسیم بندی می شوند. سپس، مدل شماره ۲ (مدل ضریب واکنش سود) بر اساس این شاخص تخمین زده می شود. نتایج حاصل از بررسی رابطه ضریب واکنش سود و محافظه کاری غیر مشروط، با استفاده از شاخص محافظه کاری گیولی و هاین (۲۰۰۰) در جدول های ۵ الی ۷ ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج حاصل از آزمون چاو

مدل شماره (۲) با استفاده از معیار محافظه کاری گیولی و هاین	آماره	درجه آزادی	ضریب معناداری
	۱۱/۵	(۶/۶۵۹)	۰/۰۰۰

جدول ۶: نتایج حاصل از آزمون هاسمن

مدل شماره (۲) با استفاده از معیار محافظه کاری گیولی و هاین	آماره کای-دو	درجه آزادی	ضریب معناداری
	۵۱/۴	۷	۰/۰۰۳

جدول ۷: نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات ثابت برای مدل شماره (۲) با استفاده از محافظه کاری غیر مشروط

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب معناداری
عرض از مبدا	۸/۷	۴/۳۹	۲/۰۴	۰/۰۴۱
UE	۰/۳۹	۰/۴۵	۰/۸۵	۰/۰۳۳
D*UE	-۱/۵	۰/۶۶	-۲/۳۸	۰/۰۱۷
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۳۳		آماره F: ۵/۳		
آماره دوربین واتسون: ۱/۸۱		ضریب معناداری آماره F: ۰/۰۰۳		

با توجه به جدول ۵ مشاهده می شود که نتایج آزمون چاو معنادار شده (ضریب معناداری ۰/۰۰۰). همچنین، نتایج آزمون هاسمن در جدول ۶ نشان دهنده معنادار نبودن مدل با اثرات متغیر است ($0/003 > 0/05$)؛ پس باید از مدل با اثرات ثابت استفاده کرد.

با مشاهده جدول ۷ می توان به این نتایج رسید که مدل معنادار است (ضریب معناداری = ۰/۰۰۰۳). علاوه بر این، ضریب متغیر مورد نظر ($D*UE$) نیز در اینجا منفی و معنادار است. این نتایج، مشابه با نتایج تخمین مدل با استفاده از معیار خان و واتس (۲۰۰۹) است. به این ترتیب، فرضیه دوم پژوهش نیز تأیید می شود. به این ترتیب، بین محافظه کاری غیر مشروط و ضریب واکنش سود نیز رابطه معناداری وجود دارد.

در مدل فوق، ضریب تعیین تعدیل شده به عنوان معیاری از قدرت تبیین مدل رگرسیون برابر است با ۳۲ درصد. همچنین، میزان آماره دوربین واتسون که برابر است با ۱/۸۱ نشان دهنده عدم وجود خود همبستگی در این مدل است.

با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون برای هر دو نوع محافظه‌کاری (مشروط و غیرمشروط)، فرضیه‌های پژوهش تأیید می‌شود؛ به عبارت دیگر، محافظه‌کاری با ضریب واکنش سود رابطه منفی و معناداری دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، رابطه بین ضریب واکنش سود و محافظه‌کاری اعمال شده در صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مورد بررسی و آزمون قرار گرفته است. به این منظور، محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط با استفاده از مدل خان و واتس (۲۰۰۹) و شاخص گیولی و هاین (۲۰۰۰) محاسبه شد. نتایج آماری پژوهش نشان دهنده مثبت بودن ضریب واکنش سود است (ضریب UE در هر دو مدل مثبت و معنادار است). یعنی، بازار نسبت به سود غیرمنتظره واکنش نشان می‌دهد؛ اما با اعمال محافظه‌کاری، کاهش در ضریب واکنش سود اتفاق می‌افتد. به نحوی که در هر دو مدل (محافظه‌کاری مشروط و غیر مشروط)، ضریب واکنش سود پس از اعمال محافظه‌کاری منفی می‌شود. یافته‌های حاصل از پژوهش نشان دهنده این است که بین محافظه‌کاری مشروط (حاصل از مدل خان و واتس، ۲۰۰۹) و محافظه‌کاری غیر مشروط (حاصل از مدل گیولی و هاین، ۲۰۰۰) رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

باسو (۱۹۹۷) معتقد است که به موقع بودن و پایداری، دو جنبه متضاد در گزارشگری مالی است که بین آن‌ها نوعی توازن وجود دارد. به این صورت که گزارش به موقع زیان‌ها بر اساس محافظه‌کاری، موجب می‌شود که گزارش آن‌ها پایداری نداشته باشد (زیان به صورت یکجا شناسایی شده و به دوره‌های آینده موکول نشده است). به این ترتیب، می‌توان پیش‌بینی کرد که گزارش کاهش در سود پایداری نداشته باشد؛ به این معنا که کاهش سود به صورت یکجا شناسایی می‌شود و به تعویق نمی‌افتد. همچنین، اگر محافظه‌کاری را به معنای گزارش دیرهنگام افزایش‌های رخ داده در سود بدانیم، می‌توان پیش‌بینی کرد گزارش افزایش در سود استمرار داشته باشد؛ به این معنا که افزایش در سود به صورت یکجا شناسایی نمی‌شود و شناسایی آن در طی چند سال به طول می‌انجامد (شناسایی سودها همانند زیان‌ها انجام نمی‌شود و تا تحقق آن‌ها در دوره‌های بعد به تعویق می‌افتد). از طرف دیگر، تغییرات غیرمنتظره سود، واکنش بازار را دربر خواهد داشت. میزان تغییرات قیمت سهام، به سبب تغییرات غیرمنتظره سود به وسیله ضریب واکنش سود نشان داده می‌شود. به این معنا که افزایش بیش‌تر در سود، احتمال ضریب واکنش

سود بالاتر را به همراه خواهد داشت. به این ترتیب، با اعمال محافظه کاری، میزان افزایش های رخ داده در سود هر دوره کم می شود و حالت استمراری به خود می گیرد (با تحقق یافتن در طی چند دوره شناسایی می شوند). در نتیجه، در زمانی که محافظه کاری وجود دارد، این افزایش هایی که به صورت مستمر در سود رخ می دهد، موجب کاهش در ضریب واکنش سود می شود (نسبت به حالتی که افزایش به صورت یکجا در سود اتفاق می افتد). این نتیجه بر خلاف استدلال احمد و دولمن (۲۰۰۷) است. آن ها بیان می کنند که اعمال محافظه کاری موجب افزایش رتبه اعتباری و کاهش ریسک اطلاعاتی شرکت می شود؛ به این ترتیب، اعتماد سرمایه گذاران به گزارش های مالی شرکت بیش تر می شود و ضریب واکنش سود افزایش می یابد. این موضوع می تواند نشان دهنده کم توجهی سرمایه گذاران به محافظه کاری اعمال شده در صورت های مالی باشد.

این نتایج نشان دهنده لزوم توجه به مفهوم محافظه کاری از سوی تدوین کنندگان استاندارد، حسابداران، سرمایه گذاران و تحلیل گران و ارائه راهکارهای بهینه جهت بهبود این مفهوم است. بسیاری از تحلیل گران تحلیل های خود را با توجه به پیش بینی ضریب واکنش سود و بدون در نظر گرفتن عوامل تأثیرگذار بر آن انجام می دهند. با توجه به اینکه اطلاعات دقیق، زیربنای تصمیمات و پیش بینی های مالی است، توجه به ضریب واکنش سود و عوامل تأثیرگذار بر آن (از جمله محافظه کاری حسابداری) از جانب تحلیل گران و سایر استفاده کنندگان اطلاعات مالی خالی از لطف نیست.

علاوه بر این، با در نظر گرفتن نتایج می توان به مدیران و حسابداران توصیه کرد که در هنگام تهیه صورت های مالی، مقدار محافظه کاری به کار رفته در صورت های مالی را به نحو مناسبی و با دقت تعیین کنند. افزون بر این، با توجه به اینکه تعیین سطح مطلوب محافظه کاری دشوار و غیر ممکن است، سازمان های تدوین کننده استاندارد باید در جهت نزدیک شدن به این سطح مطلوب تلاش کنند.

پیشنهاد برای پژوهش های آتی

با توجه به اهمیت محتوای اطلاعاتی سود حسابداری و همچنین، اهمیت ضریب واکنش سود، انجام مطالعات بیش تر به روشن شدن عوامل مؤثر بر ضریب واکنش سود در ایران کمک می کند. از این رو، پیشنهاد می شود پژوهش هایی در زمینه های زیر انجام شود:

- بررسی تأثیر ساز و کارهای حاکمیت شرکتی بر ضریب واکنش سود.
- بررسی تأثیر سوبه های رفتاری بر ضریب واکنش سود.
- تمرکز بر صنعت می تواند در تحلیل ضریب واکنش سود و رابطه آن با متغیرهایی همانند محافظه کاری، کیفیت سود، حاکمیت شرکتی و... مفید باشد.

منابع

- بولو، ق. و میرزائی، ا. (۱۳۹۰). "رشد درآمد و سود پایدار، کیفیت سود و ضریب واکنش سود". فصلنامه پژوهش حسابداری، سال اول، (۳)، زمستان، ۳۷-۵۴.
- حسن‌زاده، ح. (۱۳۸۸). تأثیر اقلام سرمایه در گردش تعهدی بر ضریب واکنش سود، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.
- شورورزی، م.ر. و برزگرخاندوزی، ع. (۱۳۸۸). "نبود تقارن اطلاعاتی و نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری بررسی دیدگاه‌های متفاوت در باب محافظه‌کاری". حسابداری، سال بیست و چهارم، (۱۰)، شهریور ۵۶-۶۳.
- رحمانی، ع.، بشیری‌منش، ن. و شاهرخی، س.س. (۱۳۹۱). "بررسی اثر انتشار پیش‌بینی سود بر ضریب واکنش سود آینده". دانش حسابداری، سال سوم، (۱۰)، پاییز، ۲۹-۵۰.
- رضازاده، ج. و آزاد، ع. (۱۳۸۷). "رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری در گزارشگری مالی". بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۵ (۵۴)، زمستان، ۶۳-۸۰.
- ستایش، م.ح. و جمالیان‌پور، م. (۱۳۸۹). "بررسی وجود محافظه‌کاری در گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". پیشرفت‌های حسابداری، سال دوم، شماره اول، ۸۵-۱۱۹.
- فروغی، د. و عباسی، ج. (۱۳۹۰). "بررسی عوامل مؤثر بر اعمال محافظه‌کاری حسابداری". پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی، سال اول، شماره اول، پاییز، ۱۳۲-۱۱۳.
- کردستانی، غ. و مجدی، ض. (۱۳۸۶). "بررسی رابطه بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سرمایه سهام عادی". بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال ۱۴، (۴۸)، ۸۵-۱۰۴.
- مرادی، م.، فلاحی، م.ع. و کامی، م. (۱۳۸۹). "بررسی رابطه بین کیفیت سود و ضریب واکنش سود". دانش و توسعه، سال هجدهم، (۳۳)، زمستان، ۲-۲۲.
- محمدی‌شاد، ز. (۱۳۹۲). ریسک نکول و واکنش قیمتی نسبت به سود؛ با تأکید بر محافظه‌کاری، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- نوروزبیگی، ا. (۱۳۸۶). محتوای اطلاعاتی اعلامی‌های سود هر سهم بر اساس ضریب واکنش سود، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.
- Ahmed, A.S. and Duellman, S. (2007). "Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: an Empirical Analysis Investment Decisions". *Journal of Accounting and Economics*, 43 (3): 411-437.
- Bae, B. and Sami, H. (2004). "The Effect of Potential Environmental Liabilities on Earnings Response Coefficients". *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 20 (1): 43-70.

- Ball, R., Kothari, S.P. and Robin, A. (2000). "The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings". *Journal of Accounting and Economics*, 29 (1): 1-51.
- Ball, R., Robin, A. and Sadka, G. (2008). "Is Financial Reporting Shaped by Equity Markets or by Debt Markets? An International Study of Timeliness and Conservatism". *Review of Accounting Studies*, 13 (2-3): 168-205.
- Ball, R. and 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., Robin, A. and Wu, J.S. (2003). "Incentives Versus Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries". *Journal of Accounting and Economics*, 36 (1): 235-270.
- Basu. S. (1997). "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings". *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1): 3-37.
- Bauwhede. H.V. (2007). The Impact of Conservatism on the Cost of Debt: Conditional versus Unconditional Conservatism. *Management School & Katholieke Universiteit Leuven*.
- Bliss, J.H. (1924). *Management through Accounts*, New York, The Ronald Press Company.
- Chaney, P. and Philipich, K. (2003). "The Price-earnings Relation in Troubled Times: the Case of Arthur Andersen". Vanderbilt University and the Ohio State University, <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.201.7017&rep=rep1&type=pdf>. [9/9/2013].
- Financial Accounting Standard Board (FASB) (1980). "Statement of Concepts No. 2: Qualitative Characteristics of Accounting Information". Norwalk, CT: FASB.
- Folsom, D.M. (2009). "Competitive Structure and Conditional Accounting Conservatism". Ph.D Dissertation, University of Iowa.
- Francis, J.R., LaFond, R., Olsson, P. and Schipper, K. (2004). "Costs of Capital and Earnings Attributes". *The Accounting Review*, 79 (4): 967-1010.
- Ghosh, A., Zhaoyang, G.U. and Jain, P. (2005). "Sustained Earnings and Revenue Growth, Earnings Quality and Earnings Response Coefficients". *Review of Accounting Studies*, 10 (1): 33-57.
- Givoly, D., Hayn, C.K. and Natarajan, A. (2007). "Measuring Reporting Conservatism". *The Accounting Review*, 82 (1): 65-106.

- Givoly, D. and Hayn, C. (2000). "The Changing Time-series Properties of Earning, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservatism?". *Journal of Accounting and Economics*, 29 (3): 287-320.
- Hui, K.W., Matsunaga, S. and Morse, D. (2009). "The Impact of Conservatism on Management Earnings Forecasts". *Journal of Accounting And Economics*, 47 (3): 192-207.
- Khan, M. and Watts, L.R. (2009). "Estimation and Empirical Properties of A Firm-Year Measure of Accounting Conservatism". *Journal of Accounting and Economics*, 48 (2): 132-150.
- Kim, Y.H., Willett, R.J. and Jang, J.I. (2006). "Default Risk as a Factor Affecting the Earning Response Coefficient". online, <http://www.ssrn.com>.
- Krishnan, G. (2003). "Audit Quality and the Pricing of Discretionary Accruals". *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 22 (1): 109-126.
- LaFond, R. and Watts, R.L. (2008). "The Information Role of Conservatism". *The Accounting Review*, 83 (2): 447-478.
- Lara, J.M.G., Osma, B.G. and Penalva, F. (2011). "Conditional Conservatism and Cost of Capital". *Forthcoming in Review of Accounting Studies*, 16 (2): 247-271.
- Lev, B. and Thiagarajan, S. (1993). "Fundamental Information Analysis". *Journal of Accounting Research*, 31: 190-215.
- Paek, W., Chen, L.H. and Sami, H. (2007). "Accounting Conservatism, Earnings Persistence and Pricing Multiples On Earnings". Online, <http://www.ssrn.com>.
- Price, R.A. (2005). "Accounting Conservatism and the Asymmetry in The Earnings Response to Current and Lagged Returns". Working paper, Online, <http://www.ssrn.com>.
- Scout, W. (2003). *Financial Accounting Theory*. Third Edition, Toronto: Prentice Hall.
- Tao, M.M. (2010). "Accounting Conservatism and Corporate Investment". Working Paper, Online Business School Washington University.
- Watts, R. (2003). "Conservatism in Accounting, Aart II: Evidence and Research Opportunities". *The Accounting Horizons*, 17 (4): 287-301.