بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
Quarterly Journal of The Iranian Accounting and Auditing Review
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۲۳، شمارهٔ ۴
زمستان ۱۳۹۵
صص. ۴۶۰- ۴۳۵

محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی سود

عبدالرضا تالانه[۱]، مرضیه کاظمی[۲]

چکیده: پژوهش حاضر ارتباط محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری را با داده‌های ۱۶۷ شرکت از بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ بررسی می‌کند. برای این کار، اندازه‌گیری محافظه‌کاری به روش خان و واتز (۲۰۰۹) انجام گرفت و برای ارزیابی محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در سطوح مختلف محافظه‌کاری، از دو مدل قیمت فلتام و اولسون (۱۹۹۵) و مدل بازده استون و هریس (۱۹۹۱) استفاده شد. نتایج برازش مدل قیمت و بازده برای سطح‌بندی دوبخشی و سه‌بخشی از محافظه‌کاری، نشان‌دهندهٔ رابطهٔ معکوس بین محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری است؛ به این معنا که در سطح محافظه‌کاری بالا، توان توضیح‌دهندگی مدل‌های قیمت و بازده در مقایسه با محافظه‌کاری پایین، کمتر است. همچنین، بین بازده سهامدار و سطح محافظه‌کاری اعمال‌شده توسط شرکت‌ها، رابطهٔ معکوس مشاهده شد. نتایج به‌دست‌آمده در برابر تحلیل‌های حساسیت پایدار هستند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژه‌های کلیدی: محافظه‌کاری، محتوای اطلاعاتی سود، مدل خان و واتز.

۱. دانشیار گروه حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران
۲. کارشناس‌ارشد حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۰۵/۱۸
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۵/۰۹/۲۳
نویسندهٔ مسئول مقاله: عبدالرضا تالانه
E-mail: unistpapers@yahoo.com

مقدمه

محافظه‌کاری یکی از میثاق‌های محدودکنندهٔ حسابداری در وضعیت عدم اطمینان است و قدمت دیرینه‌ای دارد. محافظه‌کاری در گذر زمان، در پاسخ به خوش‌بینی و آزادی عمل مدیران به‌وجود آمده و به دو صورت غیرشرطی (مستقل از اخبار خوب و بد) و شرطی (وابسته به اخبار خوب و بد) نمود پیدا کرده است. نمود اول یا محافظه‌کاری غیرشرطی، تمایل شرکت‌ها به ارائهٔ کمتر ارزش دفتری سهام نسبت به ارزش بازار است که فلتام و اولسون (۱۹۹۵) آن را مطرح کردند و به محافظه‌کاری ترازنامه‌ای موسوم است (مشایخی و مطمئن، ۱۳۹۲) و نمود دوم آن سرعت‌دادن به شناسایی زیان‌ها و به تعویق انداختن شناسایی سودهاست که باسو (۱۹۹۷) آن را معرفی کرد (خدادادی، فرازمند و طباطبایی، ۱۳۹۲) و به آن محافظه‌کاری پس‌رویدادی یا محافظه‌کاری عدم تقارن زمانی سود نیز گفته می‌شود. انگیزهٔ اصلی در محافظه‌کاری شرطی، خنثی‌کردن تمایل مدیران برای گزارش اطلاعات حسابداری خوش‌بینانه است (کردستانی و ایرانشاهی، ۱۳۹۱).

اثر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری از موضوعات مهمِ حوزهٔ پژوهش‌های حسابداری به‌شمار می‌رود. دلیل این اهمیت نتایج پژوهش‌های اخیر کشورهای آمریکایی و اروپایی بود که کاهش محتوای اطلاعاتی سود خالص (باسو، ۱۹۹۷) و افزایش تدریجی درجهٔ محافظه‌کاری به‌کار گرفته شده در گزارشگری مالی را نشان داد (واتز، ۲۰۰۳ به نقل از لطفی و حاجی‌پور، ۱۳۸۹).

علاوه‌بر این، تحقیق دربارهٔ محافظه‌کاری با داده‌های بورس تهران به‌عنوان بازار سرمایهٔ نوظهور نیز، می‌تواند موضوعی درخور توجهی باشد. در استانداردهای حسابداری ایران موارد متعددی از الزامات محافظه‌کارانه دیده می‌شود که در کار رحمانی، اثنی‌عشری و ولی‌زاده لاریجانی (۱۳۹۰) گزارش شده است. تحقیقات داخلی در حوزهٔ بازار سرمایه نیز وجود محافظه‌کاری در حسابداری ایران را نشان می‌دهد (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۰). برای نمونه شهبازی و مشایخی (۱۳۹۳) بین نسبت بدهی و هر دو نوع محافظه‌کاری رابطهٔ مثبت و معناداری یافتند که نشان می‌دهد قراردادهای بدهی یکی از مهم‌ترین منابع تقاضا برای محافظه‌کاری است. پورزمانی و منصوری (۱۳۹۴) نیز به محافظه‌کارانه‌بودن گزارش‌های حسابداری و قراردادهای بدهی در تبیین علت وجود محافظه‌کاری اشاره کردند.

از آنجا که محافظه‌کاری یکی از مؤلفه‌های قابلیت اتکاست، تأکید بیش از حد بر آن می‌تواند موجب کاهش ویژگی مربوط‌بودن اطلاعات شود؛ زیرا قابلیت اتکا و مربوط‌بودن دو خصوصیت کیفی اصلی مرتبط با محتوای اطلاعات‌اند که موجب مفیدبودن اطلاعات ارائه‌شده برای استفاده‌کنندگان می‌شوند، به شرط آن که موازنه‌ای لازم بین این دو خصوصیت برقرار باشد.

محافظه‌کاری از یک سو با اِعمال استاندارد سخت‌گیرانه‌تر در شناسایی سودها، ارقام سود و ویژگی مربوط‌بودن اطلاعات حسابداری را برای اخذ تصمیمات اقتصادی کاهش می‌دهد و از سوی دیگر، موجب اطمینان بیشتر در انتظارات سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان از حداقل سود می‌شود و در نتیجه قابلیت اتکای اطلاعات حسابداری را افزایش می‌دهد (کردستانی و ایرانشاهی، ۱۳۹۱). این ویژگی دوگانه سبب‌شده تا محافظه‌کاری حسابداری از جنبهٔ سودمندی به چالش کشیده شود. بنابراین، سؤال مهم در تحقیقات حسابداری، سودمندی محافظه‌کاری در تصمیمات سرمایه‌گذاران است.

در دو دههٔ اخیر تحقیقات زیادی دربارهٔ سودمندی ارقام حسابداری محافظه‌کارانه انجام شده است، اما نتایج آنها در خصوص اثر گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری با یکدیگر سازگار نیست. برخی از آنها مثل ژانگ (۲۰۰۸) و کردستانی و خلیلی (۱۳۹۰) معتقدند گزارشگری مالی محافظه‌کارانه، محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری را افزایش می‌دهد و برخی دیگر مثل بالاچاندران و موهانرام (۲۰۰۶)، رحمانی و همکاران (۱۳۹۰) و خدادادی و همکاران (۱۳۹۲) بر این باورند که محافظه‌کاری ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری را مخدوش می‌کند. برخی نیز مانند کردستانی و ایرانشاهی (۱۳۹۱) از ابتدا نتیجه گرفتند که محافظه‌کاری تأثیر مهمی بر میزان مربوط‌بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام نمی‌گذارد. این شواهد تجربی نشان می‌دهند که پژوهش در این زمینه هنوز ضرورت دارد.

پژوهش حاضر تفاوت در محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در اثر محافظه‌کاری را در شرکت‌های بورس تهران بررسی می‌کند که در آن برای اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی حسابداری از مدل قیمت و مدل بازده و برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری از روش خان و واتز (۲۰۰۹) استفاده شده است. این در حالی است که تحقیقات دیگر در این زمینه در اندازه‌گیری محافظه‌کاری بیشتر بر مدل باسو (۱۹۹۷)، گیولی و هاین (۲۰۰۰)، بال و کوتاری و رابین (۲۰۰۰)، احمد و دولمان (۲۰۰۷) و مدل بال و شیواکومار (۲۰۰۶) تکیه کرده‌اند. مدل خان و واتز (۲۰۰۹) در تحقیق موسوی شیری، پیشوایی و خلعت‌بری (۱۳۹۵) با هدف و تمرکز اصلی بر ارزیابی مدیریت سود با استفاده از قانون بنفورد به‌کار رفته و به اثر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی سود وارد نمی‌شود. فولاد، یعقوب‌نژاد و تالانه (۱۳۹۱) نیز از مدل خان و واتز برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری استفاده کردند و به بررسی نقش محافظه‌کاری در کاهش خطر سقوط قیمت سهام پرداختند. بنابراین، تفاوت تحقیق حاضر با تحقیقات پیشین استفاده از روش خان و واتز برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری است که در تحقیقات قبلی کمتر استفاده شده است. همچنین، در بررسی محتوای اطلاعاتی از دو مدل قیمت فلتام و اولسون (۱۹۹۵) و مدل بازده

استون و هریس (۱۹۹۱) استفاده شده که نتایج آنها در جهت تأیید فرضیه‌های تحقیق با یکدیگر سازگارند. نتایج به‌دست‌آمده در برابر تحلیل‌های حساسیت روی بخش‌بندی مشاهدات بر حسب درجهٔ محافظه‌کاری، تغییرات شاخص بازار، و با کنترل اندازه و اهرم پایدار هستند.

در بخش پیشینهٔ پژوهش، پس از ارائهٔ مبانی نظری در اندازه‌گیری محافظه‌کاری با روش خان و واتز (۲۰۰۹)، پیشینهٔ تجربی موضوع محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری تشریح شده و بر مبنای آن فرضیه‌های تحقیق تدوین شده‌اند. بخش سوم پژوهش به روش تحقیق اختصاص دارد و در بخش چهارم یافته‌های پژوهش ارائه شده است. در پایان نیز بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادها و محدودیت‌های پژوهش بیان خواهد شد.

پیشینهٔ پژوهش

پیشینهٔ نظری

محافظه‌کاری قدمت دیرینه‌ای دارد و ویژگی کیفی گزارشگری مالی محسوب می‌شود که در اغلب نظام‌های حسابداری از جمله نظام حسابداری ایران حضور دارد. در مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران، از ویژگی احتیاط سخن رفته است که به‌معنای کاربرد درجه‌ای از مراقبت است که در اعمال قضاوت برای برآورد در وضعیت مبهم لازم است، به‌گونه‌ای که درآمدها یا دارایی‌ها بیشتر از و هزینه‌ها یا بدهی‌ها کمتر از واقعیت گزارش نشود. واتز (۲۰۰۳a) محافظه‌کاری را تفاوت در درجهٔ تأییدپذیری شناسایی سودها در مقابل زیان‌ها تعریف کرده است. در این تعریف، تأکید بر تفاوت تأییدپذیری سود در مقابل زیان است که این تفاوت به عدم تقارن زمانی در شناسایی سود و زیان منجر می‌شود و بر محافظه‌کاری شرطی دلالت دارد. متداول‌ترین تعریف از محافظه‌کاری شرطی را باسو (۱۹۹۷) ارائه کرده است که در آن استفاده از درجات بالاتر قابلیت اتکا برای شناسایی و ثبت سودها و اخبار خوشایند (افزایش ارزش‌ها) و استفاده از درجات پایین‌تر قابلیت اتکا برای شناسایی‌و ثبت زیان‌ها و اخبار ناخوشایند (کاهش ارزش‌ها) را محافظه‌کاری نامیده است.

برای این که اطلاعات حسابداری در تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان مفید واقع شود، باید واجد دو ویژگی قابلیت اتکا و مربوط‌بودن باشد. قابلیت اتکا و مربوط‌بودن دو خصوصیت کیفی اصلی مرتبط با محتوای اطلاعات هستند که موجب مفیدبودن اطلاعات ارائه‌شده برای استفاده‌کنندگان می‌شوند به شرط آن که موازنه‌ای صحیح بین این دو خصوصیت برقرار باشد. محافظه‌کاری با اعمال استاندارد سخت‌گیرانه‌تر در شناسایی سودها، موجب کاهش سود و ایجاد اطمینان بیشتر در انتظارات سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان از حداقل سود می‌شود و در نتیجه قابلیت اتکای

اطلاعات حسابداری را افزایش می‌دهد (کردستانی و ایرانشاهی، ۱۳۹۱). اما از آنجا که محافظه‌کاری یکی از مؤلفه‌های قابلیت اتکا به‌شمار می‌رود، تأکید بیش از حد بر محافظه‌کاری موجب کاهش ویژگی مربوط‌بودن اطلاعات حسابداری خواهد شد. این پیامد دوگانه سبب شده است تا سودمندی محافظه‌کاری در حسابداری به چالش کشیده شود و موضوع تحقیقات تجربی قرار گیرد.

تا دو دههٔ پیش توجه بیشتر محققان (برای نمونه واتز، ۲۰۰۳a)، به تبیین و شناخت ماهیت محافظه‌کاری و ارائهٔ راهکارهایی برای اندازه‌گیری آن در تحقیقات تجربی معطوف بود (گیولی و هاین، ۲۰۰۰). با فراهم‌آمدن امکان اندازه‌گیری محافظه‌کاری در دو دههٔ اخیر، جنبه‌های متفاوتی از محافظه‌کاری موضوع تحقیقات تجربی قرار گرفت که یکی از محورهای مهم در چنین تحقیقاتی، مطالعهٔ تأثیر محافظه‌کاری بر سودمندی اطلاعات محافظه‌کارانه برای تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان بود.

در بیشتر تحقیقات برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری از معیارهایی همچون واکنش نامتقارن سود، چولگی منفی در توزیع سود و پایداری بیشتر تغییرات منفی سود نسبت به تغییرات مثبت آن استفاده شده است (مشایخ و هجرانی جمیل، ۱۳۹۲)، اما در اندازه‌گیری مفهوم محافظه‌کاری و عددی‌کردن میزان محافظه‌کاری اِعمال‌شده توسط شرکت‌ها مشکلاتی وجود دارد؛ زیرا محافظه‌کاری خصلتی است که از یک سو حد و اندازهٔ آن در شرکت‌ها متفاوت است و از سوی دیگر، میزان محافظه‌کاری برای هر شرکت در گذر زمان تغییر می‌کند. به اعتقاد خان و واتز (۲۰۰۹) خیلی از تغییرات مؤثر بر محافظه‌کاری احتمالاً هم شرکتی و هم زمانی هستند. بنابراین، در اندازه‌گیری محافظه‌کاری باید به تفاوت‌های بین شرکتی و تفاوت‌های آن در طول زمان توجه کرد. پس، باید معیاری وجود داشته باشد که بتواند هم تغییرات محافظه‌کاری را در طول زمان و هم تفاوت درجهٔ محافظه‌کاری بین شرکت‌ها را همزمان لحاظ کند.

پراستفاده‌ترین و شاید بهترین روش برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی، مدل رگرسیون مقطعی سالانهٔ باسو (۱۹۹۷) است که قابلیت لحاظ‌کردن هر دو ویژگی زمانی و شرکتی محافظه‌کاری را دارد. مدل باسو (۱۹۹۷) به شرح رابطهٔ ۱ صورت‌بندی شده است که در آن X معرف سود هر سهم، R معرف بازده سهم، D متغیر کیفی است که وقتی بازده منفی باشد برابر با ۱ و در غیر آن صفر است، e باقی‌مانده رگرسیون، t معرف سال و i معرف شرکت است.

$$X_{it} = \beta_1 + \beta_2 D_{it} + \beta_3 R_{it} + \beta_4 D_{it} R_{it} + e_{it} \qquad \text{رابطهٔ ۱)}$$

در مدل باسو (۱۹۹۷) فرض شده است که بازده‌های مثبت معرف اخبار خوب و بازده‌های منفی معرف اخبار بد هستند. بنابراین، β_3 به‌موقع بودن اخبار خوب را می‌سنجد و β_4 تفاوت در به‌موقع بودن اخبار بد نسبت به اخبار خوب (یا همان محافظه‌کاری شرطی) را اندازه‌گیری می‌کند؛ زیرا متغیر موهومی D به ازای بازده‌های منفی (اخبار بد) مقدار عددی ۱ را اختیار می‌کند.

برای سنجش درجهٔ محافظه‌کاری هر شرکت در هر دورهٔ زمانی، خان و واتز (۲۰۰۹) به انگیزهٔ شرکت‌ها برای اعمال محافظه‌کاری توجه کردند. در گذر زمان عواملی همچون قراردادهای شرکت با اشخاص ثالث (مثل قرارداد جبران خدمات مدیران)، طرح دعاوی حقوقی علیه شرکت، انگیزه‌های کاهش مالیات و پرهیز از هزینه‌های سیاسی در حوزهٔ استانداردگذاری حسابداری، موجب تقاضا برای محافظه‌کاری شده است که این عوامل چهارگانه با مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت تغییر می‌کنند (خان و واتز، ۲۰۰۹). برای مثال، کاهش فرصت‌های رشد پیش روی یک شرکت، سبب تغییر در ناقرینگی اطلاعات بین سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت خواهد شد که بر میزان محافظه‌کاری شرکت اثر می‌گذارد (لافوند و واتز، ۲۰۰۸). بنابراین، شناخت محرک‌های محافظه‌کاری از طریق شناخت محرک‌های فرصت‌های سرمایه‌گذاری امکان‌پذیر است.

خان و واتز (۲۰۰۹) سه متغیر اندازه (Size)، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (M/B) و اهرم (Lev) را معرف‌های خوبی برای لحاظ‌کردن چهار عامل قراردادهای بدهی و پاداش، دعاوی حقوقی، مالیات و مقررات، در اندازه‌گیری محافظه‌کاری می‌دانند[۱]. آنها فرض کردند محافظه‌کاری شرطی (زمان‌بندی تفاضلی اخبار خوب و بد هر سال) تابعی خطی از متغیرهای شرکتی (اندازه، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و اهرم) در هر سال هستند و آنها را برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری بر مبنای مدل باسو (۱۹۹۷) به‌صورت زیر به‌کار بردند. یعنی:

$$GScore = \beta_3 = \mu_1 + \mu_2 Size_i + \mu_3 M/B_i + \mu_4 Lev_i \quad \text{رابطهٔ ۲)}$$

$$CScore = \beta_4 = \lambda_1 + \lambda_2 Size_i + \lambda_3 M/B_i + \lambda_4 Lev_i \quad \text{رابطهٔ ۳)}$$

دست آخر، خان و واتز (۲۰۰۹) برای برآورد دو معیار GScore و CScore، طرف راست رابطه‌های ۲ و ۳ را در مدل رگرسیونی ۱ (رابطهٔ ۱) به‌ترتیب جایگزین β_3 و β_4 کردند و علاوه‌بر

---

۱. برای دیدن استدلال‌های مرتبط با عوامل دیگر (مثل اندازه و اهرم) به خان و واتز (۲۰۰۹) مراجعه کنید.

آن، متغیرهای کنترلی (پرانتز آخر) را نیز به آن افزودند؛ بدین ترتیب مدل نهایی آنها به‌صورت رابطهٔ ۴ به‌دست آمد[1]:

رابطهٔ ۴)
$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + (\mu_1 + \mu_2 Size_i + \mu_3 M/B_i + \mu_4 Lev_i)R_i + (\lambda_1 + \lambda_2 Size_i + \lambda_3 M/B_i + \lambda_4 Lev_i)D_i R_i + (\delta_1 Size_i + \delta_2 M/B_i + \delta_3 Lev_i + \delta_4 D_i Size_i + \delta_5 D_i M/B_i + \delta_6 D_i Lev_i) + \varepsilon_i$$

رابطهٔ ۴ که به مدل خان و واتز (۲۰۰۹) شناخته می‌شود، یک مدل رگرسیون مقطعی و برساخته از رابطهٔ ۱ است که رابطه‌های ۲ و ۳ در آن جایگذاری شده‌اند، با این تفاوت که پرانتز آخر به آن اضافه شده است. خان و واتز (۲۰۰۹) معتقدند که افزودن ترکیبی از متغیرهای کنترلی به شرح پرانتز انتهای معادله به رابطهٔ ۱ لازم است؛ زیرا جملات درون پرانتز شامل اندازه، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و اهرم، و حاصل ضرب آنها در متغیر کیفی کنترل‌کنندهٔ بازده، همان متغیرهایی هستند که خصوصیت شرکت را معرفی می‌کنند و با این عمل خصوصیات شرکتی هم جداگانه کنترل می‌شود (فولاد و همکاران، ۱۳۹۱).

پیشینهٔ تجربی

نتایج پژوهش‌های مختلف در خصوص اثر گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری را می‌توان به چند دسته تفکیک کرد. نتایج دسته‌ای از تحقیقات، افزایش محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری را نشان می‌دهند و رابطهٔ مثبتی بین محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی گزارش می‌کنند. برای نمونه، بیکس و پوپ (۲۰۰۴) با بررسی رابطهٔ محافظه‌کاری و به‌موقع‌بودن اطلاعات، نتیجه گرفتند که محافظه‌کاری می‌تواند با افزایش محتوای اطلاعاتی موجب بهبود کیفیت گزارشگری مالی حسابداری شود.

کردستانی و خلیلی (۱۳۹۰) نشان دادند محتوای تفاضلی اقلام تعهدی نسبت به جریان‌های نقدی در شرکت‌های با درجهٔ محافظه‌کاری بالا، بیشتر از شرکت‌های با درجهٔ محافظه‌کاری کم است. آنان تحت الگوی سود باقی‌ماندهٔ فلتام و اولسون (۱۹۹۵) استدلال کردند که سودهای غیرمنتظره از دارایی‌های عملیاتی شرکت، به تفاوت ارزش منصفانه و ارزش دفتری آن دارایی بستگی دارد که تحت تأثیر محافظه‌کاری است. بنابراین، شناسایی محافظه‌کارانهٔ دارایی‌های

---

۱. به‌منظور ساده‌ترشدن درک فرمول، اندیس زمان (t) نشان داده نشده است.

عملیاتی، موجب می‌شود اقلام تعهدی مثبت سود غیرمنتظره را افزایش دهد و به افـزایش ارزش شرکت منتهی شود؛ از این رو سودهای تعهدی همراه بـا محافظـه‌کـاری بیشـتر، بایـد محتـوای اطلاعاتی بیشتری داشته باشند. نتایج کلی این تحقیق، بر اهمیـت محافظـه‌کـاری و اثـر آن بـر محتوای اطلاعاتی تفاضلی اقلام تعهـدی نسـبت بـه جریـان‌هـای نقـدی دلالـت دارد و اعمـال محافظه‌کاری، محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری تعهدی را افزایش می‌دهد.

برخی دیگر از تحقیقات، رابطهٔ منفی بین محافظه‌کاری و محتـوای اطلاعـات حسـابداری را تأیید کرده‌اند. برای مثال، رحمانی و همکارانش (۱۳۹۰) در اندازه‌گیری محافظه‌کاری از سه مدل باسو (۱۹۹۷)، بال و شیواکومار (۲۰۰۵) و بال، کوتـاری و رابـین (۲۰۰۰) اسـتفاده کردنـد، بـرای اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی سود خالص حسابداری دو مدل بازده اسـتون و هـریس (۱۹۹۱) و مدل قیمت فلتام و اولسون (۱۹۹۵) را به‌کار بردند، امـا در نهایـت بـه‌دلیـل پرهیـز از مشـکلات رگرسیون سطح که در مدل قیمت بروز می‌کند، از مدل بازده بهره بردند. نتایج تحقیق آنان نشان داد محافظه‌کاری بیشتر با کاهش محتوای اطلاعاتی سود خالص همراه است و همچنین، اعمـال محافظه‌کاری بیشتر در سود، بازده بیشتری برای سهامداران به‌دنبال ندارد. خدادادی و همکارانش (۱۳۹۲) نیز نتایجی مشابه رحمانی و همکارانش (۱۳۹۰) گزارش کردند. آنها بـا اسـتفاده از مـدل باسو (۱۹۹۷) در اندازه‌گیری محافظه‌کاری، نتیجه گرفتند شرکت‌هایی که محافظه‌کاری بیشـتری در سود اعمال می‌کنند، محتوای اطلاعاتی سود کمتری دارند.

برخی از تحقیقات نیز در زمینهٔ تأثیر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی ارقـام گـزارش‌شـدهٔ سود، به نتایج روشنی دست نیافتند. برای نمونه، برادران حسن‌زاده، بادآور نهندی و ذاکـری (۱۳۹۲)، محافظه‌کاری را با روش مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰) اندازه‌گیری کردند و با استفاده از مدل اولسون (۱۹۹۵) در اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی، تأثیری در سطوح محافظه‌کـاری گزارشـگری مـالی بـر محتوای اطلاعاتی سود مشاهده نکردند؛ در حالی که در همین تحقیق، با به‌کارگیری مدل کولینز و همکاران (۱۹۹۷) برای اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی، به تأثیر سطوح مختلف محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی سود دست یافتند. این ناسازگاری در نتیجه را می‌توان بـه کوچـک‌بـودن دورهٔ پژوهش آنها که فقط دربرگیرندهٔ سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۸ است، نسبت داد. همچنین، در بررسی تأثیر محافظه‌کاری بر قیمـت سـهم شـرکت‌هـا، ایـن پژوهشـگران نتیجـه گرفتنـد کـه سـطوح محافظه‌کاری بر قیمت سهم شرکت‌ها تأثیر ندارد.

کوزندیس و همکارانش (۲۰۰۹) به نوعی رابطـهٔ غیرخطـی بـین محافظـه‌کـاری و محتـوای اطلاعاتی دست یافتند، به این معنا که در دامنهٔ مناسبی از محافظه‌کاری، اطلاعـات محتـوا دارد. بادآور نهندی، طالب‌نیا و خـانلری (۱۳۹۱) نیـز بـه رابطـهٔ غیرخطـی محافظـه‌کـاری و محتـوای

اطلاعاتی عایدات حسابداری رسیده‌اند. آنها در انـدازه‌گیـری محافظـه‌کـاری از مـدل باسـو و در اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی از مدل استون و هریس استفاده کرده‌اند.

گارسیا، اوسما و پناولا (۲۰۱۶) به سودمندی محافظه‌کـاری در حسـابداری بـاور دارنـد. آنهـا استدلال می‌کنند که محافظه‌کاری کارایی سـرمایه‌گـذاری را بهبـود مـی‌بخشـد و نشـان دادنـد محافظه‌کاری ضمن برطرف‌کردن تضاد بین مالکان و تأمین‌کنندگان منابع، دسترسی شـرکت بـه تأمین مالی از طریق بدهی را تسهیل می‌کند. یافته‌های آنها همچنین، نشان می‌دهد شرکت‌های با محافظه‌کاری بیشتر، سرمایه‌گذاری بیشتری انجام می‌دهند و بدهی بیشتری ایجاد مـی‌کننـد و این یافته‌ها در شرکت‌های دارای عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر، مشهودتر اسـت. بـر اسـاس یافتـهٔ دیگر آنها، محافظه‌کاری بیش سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد، حتی برای سرمایه‌گذاری‌هـای در تحقیق و توسعه.

دست‌کم به استناد عامـل قراردادهـا، انگیـزهٔ مالیـاتی و انگیـزه سیاسـی در اسـتانداردگذاری، می‌توان گفت که در حسابداری ایران محافظه‌کاری اعمال می‌شود. رحمانی و همکارانش (۱۳۹۰) موارد متعددی از محافظه‌کاری را در محتوای استانداردهای حسابداری ایران شناسایی و گـزارش کرده‌اند؛ اما سؤال اساسی این پژوهش دربارهٔ اثـر محافظـه‌کـاری بـر محتـوای اطلاعـاتی سـود حسابداری است. چنانکه در بخش قبلی مرور شد، پژوهش‌ها پاسخ یکسانی به این سؤال نداده‌اند و برخی افزایش محتوای اطلاعاتی و برخی دیگر کاهش محتوای اطلاعاتی را مسـتند کـرده‌انـد. بنابراین، فرضیهٔ اصلی پژوهش به‌صورت زیر تدوین می‌شود:

فرضیهٔ اول: درجات متفاوت محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی سود تأثیر می‌گذارد.

در صورتی که نتیجهٔ فرضیهٔ اول نشان دهد افزایش محافظه‌کـاری سـبب افـزایش محتـوای اطلاعاتی سود حسابداری می‌شود و با توجه به این که محافظه‌کاری به‌دلیل سخت‌گیری بیشـتر در شناسایی سودها در برابر زیان‌ها، موجب افزایش قابلیت اعتماد اطلاعـات گـزارش‌شـده بـرای تصمیم‌گیران می‌شود، استفاده‌کنندگان بـه‌دلیـل افـزایش قابلیـت اعتمـاد اطلاعـات، تصـمیمات بهینه‌تری اتخاذ می‌کنند. بنابراین، انتظار می‌رود که در شرکت‌های بـا محافظـه‌کـاری بـالاتر، در مقایسه با شرکت‌های با محافظه‌کاری کمتر، بازده بیشتری برای سرمایه‌گذاران فـراهم شـود. بـا این توضیح، فرضیهٔ دوم پژوهش به‌صورت زیر تدوین می‌شود:

فرضیهٔ دوم: با فرض برقراری رابطهٔ مثبت بـین محافظـه‌کـاری و محتـوای اطلاعـاتی سـود حسابداری، افزایش سطح محافظه‌کاری بر بازده سهامداران اثر بیشتری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

شرکت‌هایی که نام آنها تا قبل از ۱۳۸۱ در بورس اوراق بهادار تهران فهرست شده است، به‌عنوان جامعهٔ آماری انتخاب شدند و ابتدای سال ۱۳۸۲ تا پایان ۱۳۹۱ (۱۰ سال)، دورهٔ زمانی پژوهش در نظر گرفته شده است. از این جامعه، شرکت‌هایی با پایان سال مالی غیر اسفند، بانک‌ها، بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، خدماتی و هلدینگ، حذف شدند. در پایان، ۱۶۷ شرکت از جامعه باقی ماند که توزیع آنها به تفکیک صنایع به شرح جدول ۱ است.

جدول ۱. توزیع شرکت‌های نمونه به تفکیک صنایع

صنعت	تعداد شرکت	درصد فراوانی
خودرو و قطعات خودرو	۳۰	۱۸
دارویی	۲۳	۱۴
سیمان، آهک، گچ	۱۹	۱۱
کانی فلزی و غیرفلزی	۱۶	۱۰
غذایی و قند و شکر	۱۴	۸
محصولات فلزی	۱۲	۷
کاشی و سرامیک	۱۰	۶
سایر صنایع	۴۳	۲۶
جمع	۱۶۷	۱۰۰

آزمون فرضیه‌ها

در بیشتر پژوهش‌ها برای بررسی اثر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی سود حسابداری، از دو مدل قیمت (برای نمونه، برادران حسن‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲) و بازده (برای نمونه، رحمانی و همکاران، ۱۳۹۰) و مقایسه توان توضیح‌دهندگی مدل‌ها در سطوح مختلف محافظه‌کاری استفاده شده است. از آنجا که مبنای استنتاج و آزمون فرضیه، توان توضیح‌دهندگی متغیرهای حسابداری در مدل قیمت و مدل بازده است و توان توضیح‌دهندگی می‌تواند تحت تأثیر موقعیت صعودی و نزولی بازار قرار گیرد، از تغییرات شاخص قیمت و سود نقدی (مقیاس‌شده) به‌عنوان متغیر کنترلی در مدل قیمت و بازده استفاده می‌شود.

در مدل قیمت، فلتام و اولسون (۱۹۹۵) قیمت سهم (P) را به ارزش دفتری (BV) و سود خالص هر سهم (E) مرتبط می‌کنند که برای پرهیز از مشکلات رگرسیون‌های سطح، مثل

ناهمگونی مقیاس ضرایب، می‌توان طرفین آن را به قیمت سهم در ابتدای دوره تقسیم کرد که با افزودن تغییرات شاخص بازار (TEDPIX) به‌عنوان متغیر کنترلی، رابطهٔ ۵ به‌دست می‌آید.

$$P_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 BV_{it}/P_{it-1} + \beta_2 E_{it}/P_{it-1} + \beta_3 TEDPIX_t + \varepsilon_{it}$$ رابطهٔ ۵)

در مدل بازده، بررسی رابطهٔ همزمان سودهای حسابداری و تغییرات ارزش بازار نیازمند استفاده از مدل مبتنی بر بازده است (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۰). در مدل بازده، سود حسابداری با بازده سهم (RET) با کنترل شاخص بازار به‌صورت رابطهٔ ۶ مرتبط می‌شود.

$$RET_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it}/P_{it-1} + \alpha_2 \Delta E_{it-1}/P_{it-1} + \alpha_3 TEDPIX_t + \varepsilon_{it}$$ رابطهٔ ۶)

هر یک از رابطه‌های ۵ و ۶ برای سطوح مختلفی از محافظه‌کاری که بر حسب معیار خان و واتز (۲۰۰۹) محاسبه می‌شود، برازش خواهند شد؛ بدین صورت که یک بار کل مشاهدات برحسب معیار محافظه‌کاری از کم به زیاد مرتب‌شده و پس از تفکیک به دو نیمهٔ مساوی (بالاتر از میانه و پایین‌تر از میانه)، مدل‌ها به تفکیک مشاهدات دو نیمه برازش می‌شوند. به‌منظور اطمینان از حساس‌نبودن نتایج به تفکیک دوبخشی داده‌ها، بار دیگر مشاهدات به سه بخش مساوی تقسیم‌شده و مدل‌ها به تفکیک مشاهدات ثلث پایینی و ثلث بالایی برازش می‌شوند. توان توضیح‌دهندگی مدل در هر یک از وضعیت‌ها می‌تواند محتوای اطلاعاتی را نشان دهد. علاوه‌بر این، شاخص‌هایی نظیر نیکویی برازش، معناداری ضرایب متغیرهای توضیحی و آماره‌های رایج دیگر، در بررسی نتایج برازش‌ها به‌کار می‌روند.

اندازه‌گیری متغیرها

همهٔ داده‌های لازم اولیه، شامل بازده سهم، ارزش دفتری، سود هر سهم و قیمت سهم، از نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شده‌اند، از این رو ذکر نحوهٔ محاسبهٔ آنها ضرورت ندارد. منظور از قیمت سهم، قیمت قبل از مجمع عادی است. متغیر اندازه به‌صورت لگاریتم ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان دوره و اهرم به‌صورت نسبت جمع بدهی‌ها به جمع دارایی‌ها (هر دو در تاریخ پایان دوره) محاسبه شده است.

برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرکت‌ها در طول زمان، از معیار CScore خان و واتز (۲۰۰۹) استفاده می‌شود؛ به این صورت که برای محاسبهٔ معیار محافظه‌کاری (CScore) ابتدا باید رگرسیون مقطعی سالانهٔ ۴ را به تفکیک هر یک از سال‌ها (۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱) تخمین زد و

پس از تعیین ضرایب لاندا، آنها را در رابطهٔ ۳ قرار داد و معیار محافظه‌کاری (CScore) به روش خان و واتز (۲۰۰۹) را محاسبه کرد. از معیار محافظه‌کاری به‌دست‌آمده برای تفکیک مشاهدات به طبقات کم‌محافظه‌کار و زیادمحافظه‌کار استفاده می‌شود. طبق تصریح مدل، هر چه مقدار معیار محافظه‌کاری بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهندهٔ محافظه‌کاری بیشتر است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرها

هدف از ارائهٔ آمار توصیفی، نگاه کلی به متغیرهای اندازه‌گیری‌شده و اطمینان نسبی از صحت محاسبات اولیه روی داده‌های جمع‌آوری شده است. آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در این پژوهش به شرح جدول ۲ است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

	نماد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	میانه	حداکثر
قیمت سهم	P	۶۱۰۲	۸۵۵۰/۸۱۲	۲۰۹	۳۳۸۴	۹۲۵۰۲
سود هر سهم	EPS	۸۷۸	۱۰۸۲/۰۲۹	-۳۴۲۱	۶۰۱	۸۴۴۹
متغیر موهومی	DUM	۰/۳۷۵	۰/۴۸۴	۰	۰	۱
بازده	RET	۲/۶۷۴	۹/۱۸۷	-۷۲/۳۷۶	۱/۸۹۰	۹۴/۵۵۹
اندازه	SIZE	۱۳/۲۲۴	۱/۳۲۴	۹/۷۹۷	۱۳/۰۷۲	۱۸/۴۵۵
ارزش بازار به دفتری	MB	۲/۷۸۸	۳/۹۶۷	-۲۵/۹۱۶	۱/۸۶۰	۶۸/۴۰۱
اهرم	LEV	۰/۶۳۰	۰/۱۸۵	۰/۰۴۱	۰/۶۴۶	۲/۰۷۸
ارزش دفتری	BV	۲۰۴۰	۱۱۹۲/۸۲۰	-۳۵۹۲	۱۷۷۱	۹۶۸۷
شاخص بازار	TEDPIX	۵۷۶۴۴	۴۲۸۱۸/۳۴۰	۲۶۸۵۰	۳۲۴۱۲	۱۵۴۷۷۱

محاسبهٔ معیار محافظه‌کاری

برای محاسبهٔ معیار محافظه‌کاری، ابتدا مدل رگرسیونی (رابطهٔ ۴) به تفکیک هر یک از سال‌ها برازش شد و ضرایب لاندا در هر سال به‌دست آمد. پس از آن، معیار محافظه‌کاری خان و واتز با

استفاده از لانداها و رابطهٔ ۳ محاسبه شد، بدین ترتیب معیار محافظه‌کاری خاص هـر شـرکت در هر سال نیز به‌دست آمد. بنابراین، معیار محافظه‌کاری به‌دست‌آمده برای هر شرکت در هـر سـال معیاری اختصاصی است که خصوصیات زمانی محافظه‌کـاری و خصوصـیات شـرکتی را در خـود لحاظ کرده است. جدول ۳ خلاصهٔ نتایج برازش رگرسیون‌های مقطعی و لانداها را نشان می‌دهد و در آخرین ستون، متوسط معیار محافظه‌کاری ارائه شده است.

جدول ۳. خلاصهٔ نتایج رگرسیون‌های مقطعی برای محاسبهٔ لانداها و متوسط معیار محافظه‌کاری خان و واتز

سال	شرکت	لاندا ۱	لاندا ۲	لاندا ۳	لاندا ٤	ضریب تعیین تعدیل شده	آمارهٔ F	سطح معناداری	متوسط معیار محافظه‌کاری
۱۳۸۲	۱۴۸	۰/۰۰۶۷	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۳۰	۰/۰۱۰۷	۰/۲۸۰۰	۴/۸۱۰۶	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۰۶۱
۱۳۸۳	۱۶۰	-۰/۰۳۸۴	۰/۰۰۳۵	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۴۷	۰/۱۰۲۳	۲/۲۰۷۷	۰/۰۰۸۵	۰/۰۰۲۹
۱۳۸۴	۱۶۵	۰/۰۴۹۳	-۰/۰۰۳۰	-۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۴۶	۰/۰۷۹۳	۱/۹۴۱۶	۰/۰۲۳۳	۰/۰۰۶۰
۱۳۸۵	۱۶۵	-۰/۰۴۶۷	۰/۰۰۳۷	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۴۷	۰/۱۷۴۸	۳/۳۱۶۳	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۱۶
۱۳۸۶	۱۶۷	-۰/۱۴۸۳	۰/۰۱۰۵	-۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۸۰	۰/۲۳۵۵	۴/۴۰۹۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۰۶۴
۱۳۸۷	۱۶۷	-۰/۰۹۴۷	۰/۰۰۶۷	-۰/۰۰۳۳	۰/۰۳۳۴	۰/۲۷۳۴	۵/۱۶۳۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۸۴
۱۳۸۸	۱۶۷	-۰/۰۲۹۹	-۰/۰۰۱۶	-۰/۰۲۰۶	۰/۱۳۵۵	۰/۳۰۹۸	۵/۹۶۶۷	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۰۵۹
۱۳۸۹	۱۶۷	۱/۷۶۸۷	-۰/۱۲۱۲	۰/۰۶۳۹	-۰/۲۷۱۵	۰/۴۰۰۷	۸/۳۹۹۴	۰/۰۰۰۰	۰/۱۰۴۲
۱۳۹۰	۱۶۶	-۰/۰۲۲۶	-۰/۰۱۵۵	-۰/۰۰۱۲	۰/۳۲۸۳	۰/۴۸۸۶	۱۱/۵۰۷۸	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۳۱۵
۱۳۹۱	۱۶۷	-۰/۲۲۰۵	۰/۰۱۰۰	۰/۰۱۱۲	۰/۱۳۸۶	۰/۴۷۵۴	۱۱/۰۳۰۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۵۶

طبق جدول ۳ در همهٔ رگرسیون‌های مقطعی، ضرایب تعیین تعدیل‌شده در حـد قابـل قبـول قرار دارند و آماره‌های فیشر در سطح ۹۵ درصد معنادارند که گویای نیکویی برازش‌ها بـرای هـر یک از سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ است. طبق تصریح مدل خان و واتز (۲۰۰۹)، هر چه مقدار معیار محافظه‌کاری بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهندهٔ محافظه‌کاری بیشـتر اسـت. بنـابراین، کمتـرین میـزان محافظه‌کاری در شرکت‌های تحت بررسی در سال ۱۳۹۰ و بیشـترین میـزان محافظـه‌کـاری در سال ۱۳۸۹ مشاهده می‌شود.

نتایج آزمون فرضیهٔ اول

نتایج مدل قیمت

به‌منظور تشخیص درستی استفاده از چارچوب پانل و انتخاب از بین دو روش اثرهای ثابت و اثرهای تصادفی در مدل قیمت، ابتدا پیش‌آزمون‌های رگرسیونی شامل آزمون‌های اف. لیمر و هاسمن برای تحلیل دوبخشی و سه‌بخشی (بر اساس معیار محافظه‌کاری خان و واتز، ۲۰۰۹) اجرا شد که نتایج آن در جدول ۴ درج شده است. ستون تفسیر این جدول، شیوهٔ صحیح برازش مدل قیمت را نشان می‌دهد.

جدول ٤. نتایج آزمون‌های اف. لیمر و هاسمن در تحلیل دو بخشی و سه‌بخشی برای مدل قیمت

تحلیل دوبخشی				
آزمون	مقدار آماره	درجهٔ آزادی	احتمال	تفسیر
محافظه‌کاری کم				
F لیمر	۱/۷۱۰۹	۶۳۳ ،۱۶۶-	۰/۰۰۰۰	پانل
کای‌دو	۲۹۷/۶۳۰۰	۱۶۶	۰/۰۰۰۰	
هاسمن	۴۹/۱۷۱۸	۳	۰/۰۰۰۰	اثرهای ثابت
محافظه‌کاری زیاد				
F لیمر	۱/۱۲۳۰	۶۳۳ ،۱۶۶-	۰/۱۶۵۰	ترکیبی
کای‌دو	۲۰۷/۲۶۶۴	۱۶۶	۰/۰۱۶۳	
هاسمن				مورد ندارد
تحلیل سه‌بخشی				
محافظه‌کاری کم				
F لیمر	۱/۳۷۲۳	۳۸۴ ،۱۶۵-	۰/۰۰۶۸	پانل
کای‌دو	۲۵۶/۳۲۴۷	۱۶۵	۰/۰۰۰۰	
هاسمن	۳۸/۸۲۱۴	۳	۰/۰۰۰۰	اثرهای ثابت
محافظه‌کاری زیاد				
F لیمر	۰/۸۷۸۹	۳۷۵ ،۱۶۵-	۰/۸۲۹۱	ترکیبی
کای‌دو	۱۷۷/۸۵۲۶	۱۶۵	۰/۲۳۳۸	
هاسمن				مورد ندارد

با مشخص‌شدن شیوهٔ صحیح برازش مدل قیمت در تحلیل دوبخشی و سه‌بخشی، نتایج برازش‌های مدل قیمت فلتام و اولسون (۱۹۹۵) به تفکیک هر وضعیت به شرح جدول ۵ است.

جدول ۵. نتایج برازش مدل قیمت در تحلیل دوبخشی و سه‌بخشی

متغیرهای توضیحی	محافظه‌کاری زیاد (ترکیبی)		محافظه‌کاری کم (پانل با روش اثرهای ثابت)	
	ضریب	معناداری	ضریب	معناداری
الف) تحلیل دوبخشی				
مقدار ثابت	۰/۷۳۹۸	۰/۰۰۰۰	۰/۳۹۶۹	۰/۰۰۰۰
ارزش دفتری سهم	۰/۰۷۷۷	۰/۳۳۶۴	۰/۶۰۶۵	۰/۰۰۰۳
سود هر سهم	۰/۹۲۲۹	۰/۰۰۰۴	۱/۸۷۹۵	۰/۰۰۰۰
شاخص بازار	۰/۰۰۹۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۸۹	۰/۰۴۷۹
آمارهٔ F	۵۶/۷۵۳۷	۰/۰۰۰۰	۳/۶۱۲۶	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۷۲۶		۰/۳۶۷۰	
دوربین ـ واتسون	۲/۱۹۵۰		۱/۷۱۱۸	
مشاهدات	۸۰۳		۸۰۳	
ب) تحلیل سه‌بخشی				
مقدار ثابت	۰/۸۱۴۵	۰/۰۰۰۰	۰/۳۰۳۷	۰/۰۲۸۷
ارزش دفتری سهم	۰/۰۸۱۶	۰/۳۳۴۸	۰/۷۸۵۴	۰/۰۰۳۲
سود هر سهم	۰/۵۷۶۴	۰/۰۱۴۶	۱/۸۲۱۹	۰/۰۰۰۱
شاخص بازار	۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۷۵	۰/۱۹۶۰
آمارهٔ F	۲۳/۱۲۳۲	۰/۰۰۰۰	۲/۶۲۵۴	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۰۸۹		۰/۳۴۲۶	
دوربین ـ واتسون	۲/۷۳۷۸		۱/۶۹۶۲	
مشاهدات	۵۴۴		۵۵۳	

بخش الف از جدول ۵ نتایج رگرسیون مدل قیمت را بر حسب میزان محافظه‌کاری اعمال‌شده توسط شرکت‌ها، به‌تفکیک دو بخش محافظه‌کاری کم و محافظه‌کاری زیاد نشان می‌دهد. آمارهٔ F نشان از نیکویی برازش مدل قیمت در وضعیت دوبخشی دارد. آماره‌های دوربین واتسون نیز قابل قبول‌اند. ضرایب تعیین تعدیل‌شده در دو وضعیت نشان می‌دهد با بالارفتن درجهٔ محافظه‌کاری، توان توضیح‌دهندگی مدل بیشتر نشده است؛ یعنی ضریب تعیین تعدیل‌شده برای سطح محافظه‌کاری زیاد حدود ۱۷ درصد و برای سطح محافظه‌کاری کم حدود ۳۷ درصد است؛ به این معنا که محافظه‌کاری باعث افزایش محتوای اطلاعاتی سود نشده است.

بخش ب از جدول ۵ نتایج رگرسیون مدل قیمت را بر حسب میزان محافظه‌کاری اعمال‌شده توسط شرکت‌ها در وضعیت سه‌بخشی محافظه‌کاری کم (برای ثلث پایینی مشاهدات) و محافظه‌کاری زیاد (برای ثلث بالایی مشاهدات) نشان می‌دهد. اینجا نیز در سطح محافظه‌کاری زیاد، ضریب تعیین تعدیل‌شده حدود ۱۱ درصد به‌دست آمد، در حالی که متناظر آن برای سطح

محافظه‌کاری کم حدود ۳۴ درصد محاسبه شد. بنابراین، افزایش محافظه‌کاری موجب افزایش محتوای اطلاعاتی سود نشده است. این نتیجه مبنی بر این که محافظه‌کاری باعث افزایش محتوای اطلاعاتی سود نمی‌شود، با نتایج بالاچاندران و موهانرام (۲۰۰۶) و خدادادی و همکارانش (۱۳۹۲) سازگار است.

نتایج مدل بازده

پیش از برازش مدل بازده، ابتدا پیش‌آزمون‌های رگرسیونی اف. لیمر و آزمون هاسمن برای تحلیل دوبخشی و سه‌بخشی (بر اساس معیار محافظه‌کاری خان و واتز) اجرا شد که نتایج آن در جدول ۶ درج شده است. در ستون تفسیر جدول، شیوهٔ صحیح برازش مدل بازده مشاهده می‌شود. شایان ذکر است که آمارهٔ اف. لیمر در سطح محافظه‌کاری کم در تحلیل دوبخشی و سه‌بخشی در سطح ۹۰ درصد معنادار شده که استفاده از روش پانل را با اطمینان کمتری تأیید می‌کند. با وجود این، به آماره‌های کای‌دو، که در سطح ۹۹ درصد معنادارند، نیز توجه شد. هر دو معیار نشان می‌دهند استفاده از روش پانل مناسب‌تر از روش ترکیبی است.

جدول ٦. نتایج آزمون‌های اف. لیمر و هاسمن در تحلیل دوبخشی و سه‌بخشی برای مدل بازده

تحلیل دوبخشی				
محافظه‌کاری کم				
آزمون	**مقدار آماره**	**درجهٔ آزادی**	**احتمال**	**تفسیر**
F لیمر	۱/۱۹۹۷	-۱۶۶ ۶۳۰	۰/۰۶۳۷	پانل
کای‌دو	۲۱۹/۷۴۵۴	۱۶۶	۰/۰۰۳۳	
هاسمن	۲۱/۵۳۰۳	۳	۰/۰۰۰۱	اثرهای ثابت
محافظه‌کاری زیاد				
F لیمر	۰/۷۹۲۹	-۱۶۶ ۶۲۸	۰/۹۶۵۱	ترکیبی
کای‌دو	۱۵۱/۸۳۶۸	۱۶۶	۰/۷۷۷۵	
هاسمن				مورد ندارد
تحلیل سه‌بخشی				
محافظه‌کاری کم				
F لیمر	۱/۲۰۲۵	-۱۶۵ ۳۷۲	۰/۰۷۷۰	پانل
کای‌دو	۲۳۱/۲۵۹۳	۱۶۵	۰/۰۰۰۵	
هاسمن	۲۴/۰۸۹۷	۳	۰/۰۰۰۰	اثرهای ثابت
محافظه‌کاری زیاد				
F لیمر	۰/۷۶۹۵	-۱۶۵ ۳۷۴	۰/۹۷۳۱	ترکیبی
کای‌دو	۱۵۸/۷۱۸۲	۱۶۵	۰/۶۲۳۰	
هاسمن				مورد ندارد

بعد از مشخص‌شدن شیوهٔ صحیح برازش مدل بازده در تحلیل دوبخشی و سه‌بخشی، نتایج برازش‌های مدل بازده استون و هریس (۱۹۹۱) به‌تفکیک هر وضعیت به شرح جدول ۷ به‌دست آمد.

جدول ۷. نتایج برازش مدل بازده در تحلیل دوبخشی و سه‌بخشی

$$RET_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it}/P_{it-1} + \alpha_2 \Delta E_{it-1}/P_{it-1} + \alpha_3 TEDPIX_t + \varepsilon_{it}$$

متغیرهای توضیحی	محافظه‌کاری زیاد (ترکیبی)		محافظه‌کاری کم (پانل با روش اثرهای ثابت)	
	ضریب	معناداری	ضریب	معناداری
الف) تحلیل دو بخشی				
مقدار ثابت	−۱/۹۹۶۷	۰/۰۰۵۳	−۲/۵۷۵۴	۰/۰۴۶۳
سود هر سهم	۱۶/۶۵۸۹	۰/۰۰۰۰	۲۹/۸۵۹۹	۰/۰۰۰۰
تفاضل سود هر سهم	−۲/۰۵۱۸	۰/۵۳۹۶	−۹/۶۳۲۷	۰/۲۱۱۴
شاخص بازار	۰/۱۴۰۹	۰/۰۰۰۰	۰/۲۲۹۴	۰/۰۰۷۵
آمارهٔ F	۶۴/۲۹۳۹	۰/۰۰۰۰	۲/۶۷۳۰	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۹۲۴		۰/۲۷۱۵	
دوربین ـ واتسون	۲/۳۳۶۴		۲/۶۳۸۸	
مشاهدات	۷۹۸		۸۰۰	
ب) تحلیل سه‌بخشی				
مقدار ثابت	−۱/۴۳۲۶	۰/۰۶۷۴	−۳/۲۴۹۵	۰/۰۴۰۷
سود هر سهم	۱۳/۰۶۲۳	۰/۰۰۰۳	۳۰/۷۲۱۰	۰/۰۰۰۱
تفاضل سود هر سهم	−۰/۰۵۹۶	۰/۹۸۶۹	−۱۱/۲۵۸۰	۰/۲۸۶۲
شاخص بازار	۰/۱۳۱۱	۰/۰۰۰۰	۰/۳۰۵۷	۰/۰۰۱۱
آمارهٔ F	۳۹/۹۳۶۷	۰/۰۰۰۰	۲/۲۶۲۶	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۷۷۳		۰/۲۹۲۷	
دوربین ـ واتسون	۲/۲۵۱۸		۲/۱۴۴۰	
مشاهدات	۵۴۳		۵۴۱	

در بخش الف از جدول ۷، آمارهٔ F در سطح ۹۹ درصد معنادار است و نشان از نیکویی برازش مدل‌ها دارد. آماره‌های دوربین واتسون نیز نبود خود همبستگی مرتبهٔ اول را نشان می‌دهند. ضرایب تعیین تعدیل‌شده در دو وضعیت نشان می‌دهد با بالارفتن درجهٔ محافظه‌کاری، توان توضیح‌دهندگی مدل بیشتر نشده است. ضریب تعیین تعدیل‌شده برای سطح محافظه‌کاری زیاد حدود ۱۹ درصد و برای سطح محافظه‌کاری کم حدود ۲۷ درصد است که نشان می‌دهد محافظه‌کاری، محتوای اطلاعاتی سود را افزایش نداده است.

در بخش ب از جدول ۷، در سطح محافظه‌کاری زیاد، ضریب تعیین تعدیل‌شده قدری کمتر از ۱۸ درصد به‌دست آمد، در حالی که نظیر آن برای سطح محافظه‌کاری کم حدود ۲۹ درصد محاسبه شد. بنابراین، افزایش محافظه‌کاری موجب افزایش محتوای اطلاعاتی سود نشده است. نتایج مدل بازده با نتیجه خدادادی و همکاران (۱۳۹۲) و رحمانی و همکاران (۱۳۹۰) مبنی بر رابطهٔ منفی بین محافظه‌کاری و محتوای اطلاعات حسابداری سازگار است.

نتایج آزمون فرضیهٔ دوم

در فرضیهٔ دوم مطرح شد که اگر نتیجهٔ فرضیهٔ اول نشان دهد افزایش محافظه‌کاری سبب افزایش محتوای اطلاعاتی سود حسابداری می‌شود و نیز با توجه به این که محافظه‌کاری به‌دلیل سخت‌گیری بیشتر در شناسایی سودها در برابر زیان‌ها، موجب افزایش قابلیت اعتماد اطلاعات گزارش‌شده برای تصمیم‌گیران می‌شود، استفاده‌کنندگان به‌دلیل افزایش قابلیت اعتماد اطلاعات، تصمیمات بهینه‌تری اتخاذ می‌کنند. بنابراین، انتظار می‌رود که در شرکت‌های با محافظه‌کاری بالاتر در مقایسه با شرکت‌های با محافظه‌کاری کمتر، بازده بیشتری برای سرمایه‌گذاران فراهم شده باشد.

نتایج فرضیهٔ اول وجود رابطهٔ مثبت بین محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی را تأیید نکرد. با وجود این، هنوز احتمال دارد که به‌دلیل افزایش قابلیت اعتماد به سود حسابداری، با افزایش محافظه‌کاری، بازده سهامداران افزایش یافته باشد که در صورت تأیید چنین نتیجه‌ای، باز هم می‌توان به مفیدبودن محافظه‌کاری از جنبهٔ محتوای اطلاعاتی آن رأی داد. برای بررسی این موضوع، توزیع شرطی مشاهدات بازده سهامداران در ازای محافظه‌کاری انجام شد که نتایج آن برای توزیع سه‌بخشی و پنج‌بخشی در جدول ۸ درج شده است.

وقتی مشاهدات بر حسب معیار محافظه‌کاری از کم به زیاد مرتب‌شده و به سه بخش مساوی تفکیک می‌شوند، متوسط بازده سهامدار در بخش‌های سه‌گانه روندی برعکس معیار محافظه‌کاری را نشان می‌دهد؛ بدین معنا که با افزایش معیار محافظه‌کاری، بازده سهامدار کاهش می‌یابد. وقتی مشاهدات به جای سه بخش به پنج بخش مساوی تقسیم می‌شوند، باز هم نتیجه‌ای مشابه حالت

سه‌بخشی دیده می‌شود؛ یعنی وقتی میزان محافظه‌کاری رو به افزایش است، بازده سهامدار رو به کاهش است؛ تنها قدری بی‌نظمی در روند دیده می‌شود که به‌دلیل کاهش تعداد مشاهدات در هر بخش منطقی به نظر می‌رسد. این نتیجه نیز با نتیجهٔ پژوهش رحمانی و همکارانش (۱۳۹۰) سازگار است.

جدول ۸. توزیع شرطی مشاهدات بازده بر حسب معیار محافظه‌کاری

متوسط بازده سهامدار	متوسط معیار محافظه‌کاری		متوسط بازده سهامدار	متوسط معیار محافظه‌کاری	
۵/۳۶۰۵	-۰/۰۶۷۲	کمترین			
۳/۲۰۹۱	-۰/۰۰۵۳		۲/۲۷۸۷	-۰/۰۴۳۰	کمترین
۲/۳۹۳۹	۰/۰۰۲۱	متوسط	۲/۲۰۳۸	۰/۰۰۲۱	متوسط
-۰/۶۰۷۵	۰/۰۱۰۴		۱/۶۲۷۶	۰/۰۶۹۳	بیشترین
۱/۱۴۰۲	۰/۱۰۷۵	بیشترین			

تحلیل‌های حساسیت

به‌منظور کسب اطمینان بیشتر از درستی نتایج به‌دست‌آمده، تحلیل‌های حساسیت با حذف شاخص بازار در وضعیت دوبخشی و سه‌بخشی و تغییرات معیار محافظه‌کاری در وضعیت دوبخشی انجام شد. همچنین، مدل‌های قیمت و بازده بار دیگر با اضافه‌کردن دو متغیر کنترلی اندازه و اهرم در وضعیت دوبخشی برازش شدند. نتایج مقایسه‌ای ضرایب تعیین تعدیل‌شدهٔ به‌دست‌آمده از تحلیل‌های حساسیت برای دو سطح محافظه‌کاری کم و زیاد در جدول ۹ گزارش شده است.

طبق نتایج گزارش‌شده در جدول ۹، ضرایب تعیین تعدیل‌شده در حالتی که سطح محافظه‌کاری کم است، از ضرایب تعیین تعدیل‌شده در حالتی که سطح محافظه‌کاری زیاد است، بزرگ‌ترند؛ تنها استثنا در مدل بازده در حالتی مشاهده می‌شود که تحلیل حساسیت روی تغییرات معیار محافظه‌کاری خان و واتز اجرا شده است. این نتایج بار دیگر نشان دادند افزایش سطح محافظه‌کاری نمی‌تواند موجب افزایش محتوای اطلاعاتی سود حسابداری شود.

جدول ۹. نتایج مقایسه‌ای ضرایب تعیین به‌دست‌آمده از تحلیل‌های حساسیت برای دو سطح محافظه‌کاری کم و زیاد

مدل قیمت		محافظه‌کاری زیاد	محافظه‌کاری کم
بدون شاخص بازار (دوبخشی)	روش برازش	ترکیبی	پانل اثرهای ثابت
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۲۱۹	۰/۳۶۳۴
	تعداد مشاهدات	۸۰۳	۸۰۳
بدون شاخص بازار (سه‌بخشی)	روش برازش	ترکیبی	پانل اثرهای ثابت
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۰۶۲۱	۰/۳۴۱۰
	تعداد مشاهدات	۵۴۴	۵۵۳
تغییرات معیار محافظه‌کاری (دوبخشی)	روش برازش	پانل اثرهای ثابت	پانل اثرهای ثابت
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۲۸۵۲	۰/۳۰۴۹
	تعداد مشاهدات	۸۲۰	۶۵۹
با متغیرهای کنترلی اندازه و اهرم (دوبخشی)	روش برازش	ترکیبی	پانل اثرهای ثابت
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۲۰۲۴	۰/۴۱۶۷
	تعداد مشاهدات	۸۰۳	۸۰۳
مدل بازده			
بدون شاخص بازار (دوبخشی)	روش برازش	ترکیبی	ترکیبی
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۳۶۷	۰/۱۷۷۷
	تعداد مشاهدات	۷۹۸	۸۰۰
بدون شاخص بازار (سه‌بخشی)	روش برازش	ترکیبی	ترکیبی
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۱۱۷	۰/۱۶۹۰
	تعداد مشاهدات	۵۴۳	۵۵۰
تغییرات معیار محافظه‌کاری (دوبخشی)	روش برازش	ترکیبی	ترکیبی
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۲۶۴۶	۰/۱۲۶۸
	تعداد مشاهدات	۸۱۷	۶۵۸
با متغیرهای کنترلی اندازه و اهرم (دوبخشی)	روش برازش	ترکیبی	پانل اثرهای ثابت
	ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۹۰۸	۰/۲۸۷۶
	تعداد مشاهدات	۷۹۸	۸۰۰

نتیجه‌گیری

پرسش اصلی پژوهش‌های تجربی دربارهٔ محافظه‌کاری، سودمندی آن در تصمیمات استفاده‌کنندگان بود که این سودمندی محافظه‌کاری بر پایهٔ محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری قابل بررسی است. به‌منظور پاسخ به پرسش اصلی پژوهش، محافظه‌کاری با روش خان و واتز (۲۰۰۹) اندازه‌گیری شد و تأثیر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی سود با استفاده از دو مدل قیمت فلتام و اولسون (۱۹۹۵) و بازده استون و هریس (۱۹۹۱) بررسی گردید. نتایج به‌دست‌آمده از برازش مدل‌های قیمت و بازده بر حسب تحلیل‌های دوبخشی و سه‌بخشی نشان داد در وضعیتی که درجهٔ محافظه‌کاری بر حسب معیار خان و واتز زیاد است، توان توضیح‌دهندگی متغیرهای توضیحی در مدل‌های قیمت و بازده پایین‌تر از وضعیتی است که درجهٔ محافظه‌کاری کم است. به‌منظور اطمینان از درستی نتایج به‌دست‌آمده، تحلیل‌های حساسیت مثل لحاظ‌کردن تغییرات معیار محافظه‌کاری، حذف شاخص بازار و افزودن متغیرهای کنترلی اندازه و اهرم اجرا شد. نتایج این تحلیل‌ها نیز نشان داد سازگار با نتایج اولیه با افزایش درجهٔ محافظه‌کاری، محتوای اطلاعاتی کاهش می‌یابد. این یافته‌ها با نتایج رحمانی و همکاران (۱۳۹۰)، بالاچاندران و موهانرام (۲۰۰۶)، خدادادی و همکاران (۱۳۹۲) و کوزندیس و همکاران (۲۰۰۹) سازگار است.

اگرچه رابطهٔ مثبتی بین محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی تأیید نشد، اما با توجه به این که محافظه‌کاری با سخت‌گیری بیشتر در شناسایی سودها، موجب افزایش قابلیت اعتماد اطلاعات برای تصمیم‌گیران می‌شود، ممکن است به‌دلیل افزایش قابلیت اعتماد اطلاعات، استفاده‌کنندگان تصمیمات بهینه‌تری اتخاذ کرده و بازده بیشتری کسب کنند. اما بررسی توزیع شرطی بازده سهامداران در ازای بخش‌بندی مشاهدات بر حسب معیار محافظه‌کاری سازگار با نتیجهٔ رحمانی و همکاران (۱۳۹۰)، نشان داد با زیادشدن محافظه‌کاری، بازده سهامداران نه‌تنها افزایش نمی‌یابد، بلکه روند نزولی در پیش می‌گیرد.

در مجموع، می‌توان این‌گونه استنتاج کرد که به‌کارگیری روش‌های محافظه‌کارانه نمی‌تواند موجب افزایش محتوای اطلاعاتی ارقام گزارش‌شده در صورت‌های مالی شود یا با افزودن بر قابلیت اعتماد ارقام حسابداری، بازده بیشتری برای سهامداران فراهم کند؛ یعنی با توجه به شواهد به‌دست‌آمده نمی‌توان گفت محافظه‌کاری در حسابداری موجب افزایش محتوای اطلاعات حسابداری می‌شود.

این یافته‌ها می‌تواند سرخطی برای استانداردگذاران تلقی شود و زمینه‌های کاهش تدریجی و حتی حذف محافظه‌کاری از استانداردهای حسابداری را فراهم کند؛ اما به این معنا نیست که محافظه‌کاری از جنبه‌های دیگر هم نمی‌تواند سودمند باشد. برای نمونه، گارسیا، اوسما و پناولا

(۲۰۱۴) به پیامدهای اطلاعاتی محافظه‌کاری در حسابداری توجه کردند و بر خلاف پژوهش‌های پیشین، نشان دادند که افزایش در محافظه‌کاری، محیط اطلاعاتی شرکت را بهبود داده و به کاهش‌های بعدی عدم تقارن اطلاعاتی بین برون سازمانی‌ها و درون سازمانی‌ها منتهی می‌شود. علاوه‌بر این، هنوز کارکردهای دیگری از محافظه‌کاری، مثل کاهش نوسان‌پذیری ارقام سود (کاهش ریسک) و بهبود قابلیت پیش‌بینی سود وجود دارند که بررسی نشده‌اند و به‌عنوان موضوعات پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود. همچنین، لازم است که تفسیر و تعمیم یافته‌ها با توجه به محدودیت‌های پژوهش در اندازه‌گیری متغیرهای اساسی آن مثل اندازه‌گیری محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی سود، صورت گیرد.

فهرست منابع

بادآور نهندی، ی.، طالب نیا، ق. و خانلری، م. (۱۳۹۱). محتوای اطلاعاتی سودهای محافظه‌کارانه و غیرمحافظه‌کاری. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳ (۱۰) ۱۱۴-۱۰۳.

برادران حسن‌زاده، ر.، بادآور نهندی، ی.، و ذاکری، س. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر سطوح محافظه‌کاری گزارش‌های مالی بر محتوای اطلاعاتی سود حسابداری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱۹ (۵)، ۱۲۱-۱۰۶.

پورزمانی، ز.، و منصوری، ف. (۱۳۹۴). تأثیر کیفیت افشا، محافظه‌کاری و رابطهٔ متقابل آنها بر هزینهٔ سرمایه سهام عادی. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۷ (۲۵)، ۹۶-۷۹.

خدادادی، و.، فرازمند، ح.، و طباطبائی، س. ف. (۱۳۹۲). تأثیر به‌موقع بودن و محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۳ (۱)، ۹۲-۷۵.

رحمانی، ع.، اثنی عشری، ح.، و ولی زاده لاریجانی، ا. (۱۳۹۰). محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی اقلام صورت‌های مالی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۸ (۶۴)، ۷۲-۵۷.

شهبازی، م.، و مشایخی، ب. (۱۳۹۳). بررسی رابطهٔ نسبت بدهی، هزینهٔ سرمایه و محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی. *دانش حسابداری*، ۵ (۱۶)، ۵۴-۳۳.

فولاد، ف.، و تالانه، ع. (۱۳۹۱). محافظه‌کاری و خطر سقوط قیمت سهم. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۹ (۳)، ۱۱۸-۹۹.

کردستانی، غ.، و ایرانشاهی، م. (۱۳۹۱). تأثیر محافظه‌کاری بر میزان مربوط‌بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام. *دانش حسابرسی*، ۱۲ (۴۶)، ۳۳-۱۸.

کردستانی، غ.، و خلیلی، م. (۱۳۹۰). تأثیر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی تفاضلی جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی. *دانش حسابداری*، ۲ (۴)، ۱۰۴-۸۳.

لطفی، ا.، و حاجی‌پور، م. (۱۳۸۹). تأثیر محافظه‌کاری بر خطای مدیریت در پیش‌بینی سود. *حسابداری مدیریت*، ۳ (۴)، ۳۳-۱۷.

مشایخ، ش.، و هجرانی جمیل، م. (۱۳۹۲). بررسی رابطهٔ محافظه‌کاری و محتوای اطلاعات حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۵ (۱۸)، ۴۱-۱۵.

مشایخی، ب.، و مطمئن، م. (۱۳۹۲). ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری مشروط. *تحقیقات مالی*، ۱۵ (۱)، ۱۲۸-۱۰۹.

موسوی شیری، س. م.، پیشوائی، ف.، و خلعتبری، ح. (۱۳۹۵). ارزیابی مدیریت سود در سطوح مختلف محافظه‌کاری و سرمایه‌گذاران نهادی با استفاده از قانون بنفورد. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۳ (۲)، ۲۳۴-۲۱۳.

Ahmed, S. & Duellman, S. (2007). Accounting conservatism and board of director characteristics: an empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics*, 43(2-3), 411-437.

Badavar Nahandi, Y., Talebnia, Q. & Khanlari, M. (2012). Informational content of conservative and non-conservative earnings. *Financial Accounting Research*, 3 (10), 103-114. (*in Persian*)

Balachandran S.V., Mohanram, P. S. (2006). *Conservatism and the Value Relevance of Accounting Information.* Unpublished Working Paper, Columbia University.

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

Ball, R. & Shivakumar, L. (2006). the role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of Accounting Research*, 44(2), 207-242.

Ball, R., Kothari, S.P. & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting & Economics*, 29(1), 1-51.

Baradaran Hasanzadeh, R., Badavar Nahandi, Y., Zakeri S. (2013). The effects of conservatism on the information content of earnings: case of Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Researches*, 19 (5), 106-121.

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

Beekes, W. & Pope, P. (2004). The link between earnings timeliness, earnings conservatism and board composition: evidence from the UK. *Corporate Governance: an International Review*, 12 (1), 47-59.

Collins, D. W., Maydew, E., L., & Weiss, I. S. (1997). Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1), 39-67.

Easton P.D. & Harris, T.S. (1991). Earnings as an explanatory variable for returns, *Journal of Accounting Research*, 29(1), 19-36.

Feltham, G. & Ohlson J. (1995). Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities. *Contemporary Accounting Research*, 11 (2), 689-731.

Foolad, F., Yaqoobnezhad, A. & Talaneh, A. (2012). Conservatism and the stock price crash risk. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 19 (3), 99-118. (*in Persian*)

Garcia, L. J. M. G., Osma B. G. & Penalva, F. (2014). Information Consequences of Accounting Conservatism. *European Accounting Review*, 23 (2), 173-198.

Garcia, L. J. M. G., Osma B. G. & Penalva, F. (2016). Accounting conservatism and firm investment efficiency. *Journal of Accounting and Economics*, 61 (1), 221-238.

Givoly, D., Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics*, 29 (3), 287– 320.

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.

Khodadadi, V., Farazmand, H. & Tabatabaee, S. F., (2013). The effects of timeliness and conservatism on informational content of earnings. *Accounting Empirical Researches*, 3 (1), 75-92. (*in Persian*)

Kordestani, Gh. & Iranshahi, M., (2012). the effects of conservatism on the relevance of accounting information to stock price. *Auditing Knowledge*, 12 (46), 18-33. (*in Persian*)

Kordestani, Gh. & Khalili, M. (2011). The effects of conservatism on incremental information content of cash flows and accruals. Accounting Knowledge, 2 (4), 83-104. (*in Persian*)

Kousenidis, D. V., Ladas, A. & Negakis, C. (2009). Value relevance of conservatism and non-conservatism accounting information. *The international journal of accounting*, 44, 219-238.

Lafond, R. & Watts, R.L. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83 (2), 175-207.

Lotfi, A., Hajipoor, M. (2010). The effects of conservatism on management earnings forecast error, *Management Accounting*, 3 (4), 17-33. (*in Persian*)

Mashayekh, SH., Hejrani Jamil, M. (2013). The relation between conservatism and accounting informational content in TSE. *Accounting and Auditing Research*, 5 (18), 15-41. (*in Persian*)

Mashayekhi, B. & Motmaen, M. (2013). Systematic risk and conditional conservatism. *Journal of Financial Research*, 15 (1), 109-128. (*in Persian*)

Moosavi Shiri, S. M., Pishvaee F. & Khalatbari H. (2016). Evaluation of earnings management across different conservatism levels and institutional investors using Benford Law. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 23 (2), 213-234. (*in Persian*)

Poorzamani, Z. & Mansoori, F. (2015). The effects of disclosure quality, conservatism, and interactions on equity cost of capital. *Financial Accounting and Auditing Researches*, 7 (25), 79-96. (*in Persian*)

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

Shahbazi, M. & Mashayekhi, B. (2014). The relations of debt ratio, size, cost of capital and conditional and unconditional conservatism. *Accounting Knowledge*, 5 (16), 33-54. (*in Persian*)

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

Watts, R. L. (2003b). Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities. *Accounting Horizons*, 17(4), 287-301.

Zhang, J. (2008). Efficiency gains from accounting conservatism: benefits to lenders and borrowers. *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 27–54.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی