

محافظه کاری و محتوای اطلاعاتی سود

عبدالرضا تالانه^۱، مرضیه کاظمی^۲

چکیده: پژوهش حاضر ارتباط محافظه کاری و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری را با داده های ۱۶۷ شرکت از بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ بررسی می کند. برای این کار، اندازه گیری محافظه کاری به روش خان و واتنز (۲۰۰۹) انجام گرفت و برای ارزیابی محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در سطوح مختلف محافظه کاری، از دو مدل قیمت فلتام و اولسون (۱۹۹۵) و مدل بازده استون و هریس (۱۹۹۱) استفاده شد. نتایج برآزش مدل قیمت و بازده برای سطح بندی دویبخشی و سه بخشی از محافظه کاری، نشان دهنده رابطه معکوس بین محافظه کاری و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری است؛ به این معنا که در سطح محافظه کاری بالا، توان توضیح دهندگی مدل های قیمت و بازده در مقایسه با محافظه کاری پایین، کمتر است. همچنین، بین بازده سهامدار و سطح محافظه کاری اعمال شده توسط شرکت ها، رابطه معکوس مشاهده شد. نتایج به دست آمده در برابر تحلیل های حساسیت پایدار هستند.

واژه های کلیدی: محافظه کاری، محتوای اطلاعاتی سود، مدل خان و واتنز.

۱. دانشیار گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران
۲. کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، فیروزکوه، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۰۵/۱۸

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۵/۰۹/۲۳

نویسنده مسئول مقاله: عبدالرضا تالانه

E-mail: unistpapers@yahoo.com

مقدمه

محافظه کاری یکی از میثاق‌های محدودکننده حسابداری در وضعیت عدم اطمینان است و قدمت دیرینه‌ای دارد. محافظه کاری در گذر زمان، در پاسخ به خوش بینی و آزادی عمل مدیران به وجود 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 محافظه کاری غیرشرطی، تمایل شرکت‌ها به ارائه کمتر ارزش دفتری سهام نسبت به ارزش بازار است که فلتام و اولسون (۱۹۹۵) آن را مطرح کردند و به محافظه کاری ترانزنامه‌ای موسوم است (مشایخی و مطمئن، ۱۳۹۲) و نمود دوم آن سرعت دادن به شناسایی زیان‌ها و به تعویق انداختن شناسایی سودهاست که باسو (۱۹۹۷) آن را معرفی کرد (خدادادی، فرازمند و طباطبایی، ۱۳۹۲) و به آن محافظه کاری پس‌رویدادی یا محافظه کاری عدم تقارن زمانی سود نیز گفته می‌شود. انگیزه اصلی در محافظه کاری شرطی، خنثی کردن تمایل مدیران برای گزارش اطلاعات حسابداری خوش‌بینانه است (کردستانی و ایرانشاهی، ۱۳۹۱).

اثر محافظه کاری بر محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری از موضوعات مهم حوزه 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 درجه محافظه کاری به‌کار گرفته شده در گزارشگری مالی را نشان داد (واتز، ۲۰۰۳ به نقل از لطفی و حاجی‌پور، ۱۳۸۹).

علاوه بر این، تحقیق درباره محافظه کاری با داده‌های بورس تهران به‌عنوان بازار سرمایه نوظهور نیز، می‌تواند موضوعی درخور توجهی باشد. در استانداردهای حسابداری ایران موارد متعددی از الزامات محافظه کارانه دیده می‌شود که در کار رحمانی، اثنی‌عشیری و ولی‌زاده لاریجانی (۱۳۹۰) گزارش شده است. تحقیقات داخلی در حوزه بازار سرمایه نیز وجود محافظه کاری در حسابداری ایران را نشان می‌دهد (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۰). برای نمونه شهبازی و مشایخی (۱۳۹۳) بین نسبت بدهی و هر دو نوع محافظه کاری رابطه مثبت و معناداری یافتند که نشان می‌دهد قراردادهای بدهی یکی از مهم‌ترین منابع تقاضا برای محافظه کاری است. پورزمانی و منصوری (۱۳۹۴) نیز به محافظه کارانه بودن گزارش‌های حسابداری و قراردادهای بدهی در تبیین علت وجود محافظه کاری اشاره کردند.

از آنجا که محافظه کاری یکی از مؤلفه‌های قابلیت اتکاست، تأکید بیش از حد بر آن می‌تواند موجب کاهش ویژگی مربوط بودن اطلاعات شود؛ زیرا قابلیت اتکا و مربوط بودن دو خصوصیت کیفی اصلی مرتبط با محتوای اطلاعات‌اند که موجب مفید بودن اطلاعات ارائه شده برای استفاده‌کنندگان می‌شوند، به شرط آن که موازنه‌ای لازم بین این دو خصوصیت برقرار باشد.

محافظة كاری از یک سو با اعمال استاندارد سخت‌گیرانه‌تر در شناسایی سودها، ارقام سود و ویژگی مربوط بودن 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 سبب شده تا محافظة كاری حسابداری از جنبه سودمندی به چالش کشیده شود. بنابراین، سؤال مهم در تحقیقات حسابداری، سودمندی محافظة كاری در تصمیمات سرمایه‌گذاران است.

در دو دهه اخیر تحقیقات زیادی درباره سودمندی ارقام حسابداری محافظة كارانه انجام شده است، اما نتایج آنها در خصوص اثر گزارشگری مالی محافظة كارانه بر محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری با یکدیگر سازگار نیست. برخی از آنها مثل ژانگ (۲۰۰۸) و کردستانی و خلیلی (۱۳۹۰) معتقدند گزارشگری مالی محافظة كارانه، محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری را افزایش می‌دهد و برخی دیگر مثل بالچاندران و موهانرام (۲۰۰۶)، رحمانی و همکاران (۱۳۹۰) و خدادادی و همکاران (۱۳۹۲) بر این باورند که محافظة كاری ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری را مخدوش می‌کند. برخی نیز مانند کردستانی و ایرانشاهی (۱۳۹۱) از ابتدا نتیجه گرفتند که محافظة كاری تأثیر مهمی بر میزان مربوط بودن 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 محافظة كاری را در شرکت‌های بورس تهران بررسی می‌کند که در آن برای اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی حسابداری از مدل قیمت و مدل بازده و برای اندازه‌گیری محافظة كاری از روش خان و واتز (۲۰۰۹) استفاده شده است. این در حالی است که تحقیقات دیگر در این زمینه در اندازه‌گیری محافظة كاری 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 به کار رفته و به اثر محافظة كاری بر محتوای اطلاعاتی سود وارد نمی‌شود. فولاد، یعقوب‌نژاد و تالانه (۱۳۹۱) نیز از مدل خان و واتز برای اندازه‌گیری محافظة كاری استفاده کردند و به بررسی نقش محافظة كاری در کاهش خطر سقوط قیمت سهام پرداختند. بنابراین، تفاوت تحقیق حاضر با تحقیقات پیشین استفاده از روش خان و واتز برای اندازه‌گیری محافظة كاری 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 به دست آمده 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 به معنای کاربرد درجه‌ای از مراقبت است که در اعمال قضاوت برای برآورد در وضعیت مبهم لازم است، به گونه‌ای 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 شناسایی و 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 مربوط بودن باشد. قابلیت اتکا و مربوط بودن دو خصوصیت کیفی اصلی مرتبط با محتوای اطلاعات هستند که موجب مفید بودن 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 مربوط بودن 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 دهه پیش توجه بیشتر محققان (برای نمونه واتز، ۲۰۰۳a)، به تبیین و شناخت ماهیت محافظه‌کاری و ارائه راهکارهایی برای اندازه‌گیری آن در تحقیقات تجربی معطوف بود (گیولی و هاین، ۲۰۰۰). با فراهم آمدن امکان اندازه‌گیری محافظه‌کاری در دو دهه اخیر، جنبه‌های متفاوتی از محافظه‌کاری موضوع تحقیقات تجربی قرار گرفت که یکی از محورهای مهم در چنین تحقیقاتی، مطالعه 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 عددی کردن میزان محافظه‌کاری اعمال شده توسط شرکت‌ها مشکلاتی وجود دارد؛ زیرا محافظه‌کاری خصلتی است که از یک سو حد و اندازه 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 درجه محافظه‌کاری بین شرکت‌ها را همزمان لحاظ کند.

پراستفاده‌ترین و شاید بهترین روش برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی، مدل رگرسیون مقطعی سالانه باسو (۱۹۹۷) است که قابلیت لحاظ کردن هر دو ویژگی زمانی و شرکتی محافظه‌کاری را دارد. مدل باسو (۱۹۹۷) به شرح رابطه 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.

$$X_{it} = \beta_1 + \beta_2 D_{it} + \beta_3 R_{it} + \beta_4 D_{it} R_{it} + e_{it} \quad \text{رابطه ۱}$$

در مدل باسو (۱۹۹۷) فرض شده است که بازده‌های مثبت معرف اخبار خوب و بازده‌های منفی معرف اخبار بد هستند. بنابراین، β_3 به موقع بودن اخبار خوب را می‌سنجد و β_4 تفاوت در به موقع 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 درجه محافظه‌کاری هر شرکت در هر دوره زمانی، خان و واتز (۲۰۰۹) به انگیزه 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 حوزه استانداردهای 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 لحاظ کردن 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) به صورت زیر به کار بردند. یعنی:

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

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

دست آخر، خان و واتز (۲۰۰۹) برای برآورد دو معیار GScore و CScore، طرف راست رابطه‌های ۲ و ۳ را در مدل رگرسیونی ۱ (رابطه ۱) به ترتیب جایگزین β_3 و β_4 کردند و علاوه بر

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

آن، متغیرهای كنترلی (پرانتر آخر) را نیز به آن افزودند؛ بدین ترتیب مدل نهایی آنها به صورت رابطه ۴ به دست آمد^۱:

$$\begin{aligned}
 X_i = & \beta_1 + \beta_2 D_i + (\mu_1 + \mu_2 Size_i + \mu_3 M/B_i + \mu_4 Lev_i) R_i & \text{رابطه ۴} \\
 & + (\lambda_1 + \lambda_2 Size_i + \lambda_3 M/B_i + \lambda_4 Lev_i) D_i R_i \\
 & + (\delta_1 Size_i + \delta_2 M/B_i + \delta_3 Lev_i + \delta_4 D_i Size_i \\
 & + \delta_5 D_i M/B_i + \delta_6 D_i Lev_i) + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

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

پیشینه 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 رابطه مثبتی بین محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی گزارش می‌کنند. برای نمونه، بیکس و پوپ (۲۰۰۴) با بررسی رابطه محافظه‌کاری و به موقع بودن 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 ارقام تعهدی نسبت به جریان‌های نقدی در شرکت‌های با درجه محافظه‌کاری بالا، بیشتر از شرکت‌های با درجه محافظه‌کاری کم است. آنان تحت الگوی سود باقی‌مانده 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 محافظه‌کارانه دارایی‌های

۱. به منظور ساده‌تر شدن درک فرمول، اندیس زمان (t) نشان داده نشده است.

عملیاتی، موجب می شود اقلام تعهدی مثبت سود غیرمنتظره را افزایش دهد و به افزایش ارزش شرکت منتهی شود؛ از این رو سودهای تعهدی همراه با محافظه کاری بیشتر، باید محتوای اطلاعاتی بیشتری داشته باشند. نتایج کلی این تحقیق، بر اهمیت محافظه کاری و اثر آن بر محتوای اطلاعاتی تفاضلی اقلام تعهدی نسبت به جریان های نقدی دلالت دارد و اعمال محافظه کاری، محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری تعهدی را افزایش می دهد.

برخی دیگر از تحقیقات، رابطه منفی بین محافظه کاری و محتوای اطلاعات حسابداری را تأیید کرده اند. برای مثال، رحمانی و همکارانش (۱۳۹۰) در اندازه گیری محافظه کاری از سه مدل باسو (۱۹۹۷)، بال و شیواکومار (۲۰۰۵) و بال، کوتاری و رابین (۲۰۰۰) استفاده کردند، برای اندازه گیری محتوای اطلاعاتی سود خالص حسابداری دو مدل بازده استون و هریس (۱۹۹۱) و مدل قیمت فلتام و اولسون (۱۹۹۵) را به کار بردند، اما در نهایت به دلیل پرهیز از مشکلات رگرسیون سطح که در مدل قیمت بروز می کند، از مدل بازده بهره بردند. نتایج تحقیق آنان نشان داد محافظه کاری بیشتر با کاهش محتوای اطلاعاتی سود خالص همراه است و همچنین، اعمال محافظه کاری بیشتر در سود، بازده بیشتری برای سهامداران به دنبال ندارد. خدادادی و همکارانش (۱۳۹۲) نیز نتایجی مشابه رحمانی و همکارانش (۱۳۹۰) گزارش کردند. آنها با استفاده از مدل باسو (۱۹۹۷) در اندازه گیری محافظه کاری، نتیجه گرفتند شرکت هایی که محافظه کاری بیشتری در سود اعمال می کنند، محتوای اطلاعاتی سود کمتری دارند.

برخی از تحقیقات نیز در زمینه تأثیر محافظه کاری بر محتوای اطلاعاتی ارقام گزارش شده سود، به نتایج روشنی دست نیافتند. برای نمونه، برادران حسن زاده، بادآور نهندی و ذاکری (۱۳۹۲)، محافظه کاری را با روش مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰) اندازه گیری کردند و با استفاده از مدل اولسون (۱۹۹۵) در اندازه گیری محتوای اطلاعاتی، تأثیری در سطوح محافظه کاری گزارشگری مالی بر محتوای اطلاعاتی سود مشاهده نکردند؛ در حالی که در همین تحقیق، با به کارگیری مدل کولینز و همکاران (۱۹۹۷) برای اندازه گیری محتوای اطلاعاتی، به تأثیر سطوح مختلف محافظه کاری بر محتوای اطلاعاتی سود دست یافتند. این ناسازگاری در نتیجه را می توان به کوچک بودن دوره پژوهش آنها که فقط دربرگیرنده سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۸ است، نسبت داد. همچنین، در بررسی تأثیر محافظه کاری بر قیمت سهم شرکت ها، این پژوهشگران نتیجه گرفتند که سطوح محافظه کاری بر قیمت سهم شرکت ها تأثیر ندارد.

کوزندیس و همکارانش (۲۰۰۹) به نوعی رابطه غیرخطی بین محافظه کاری و محتوای اطلاعاتی دست یافتند، به این معنا که در دامنه مناسبی از محافظه کاری، اطلاعات محتوا دارد. بادآور نهندی، طالب نیا و خانلری (۱۳۹۱) نیز به رابطه غیرخطی محافظه کاری و محتوای

اطلاعاتی عایدات حسابداری رسیده‌اند. آنها در اندازه‌گیری محافظه‌کاری از مدل باسو و در اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی از مدل استون و هریس استفاده کرده‌اند.

گارسیا، اوسما و پناولا (۲۰۱۶) به سودمندی محافظه‌کاری در حسابداری باور دارند. آنها استدلال می‌کنند که محافظه‌کاری کارایی سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد و نشان دادند محافظه‌کاری ضمن برطرف کردن تضاد بین مالکان و تأمین‌کنندگان منابع، دسترسی شرکت به 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 می‌کنند و این یافته‌ها در شرکت‌های دارای عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر، مشهودتر است. بر اساس یافته‌ی دیگر آنها، محافظه‌کاری بیش سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد، حتی برای سرمایه‌گذاری‌های در تحقیق و توسعه.

دست‌کم به استناد عامل قراردادهای انگیزه‌ مالیاتی و انگیزه سیاسی در استاندارد‌گذاری، 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 گزارش کرده‌اند؛ اما سؤال اساسی این پژوهش درباره‌ی اثر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی سود 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 مستند کرده‌اند. بنابراین، فرضیه‌ی اصلی پژوهش به‌صورت زیر تدوین می‌شود:

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

در صورتی که نتیجه‌ی فرضیه‌ی اول نشان دهد افزایش محافظه‌کاری سبب افزایش محتوای اطلاعاتی سود حسابداری می‌شود و 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 شود. با این توضیح، فرضیه‌ی دوم پژوهش به‌صورت زیر تدوین می‌شود:

فرضیه‌ی دوم: با فرض برقراری رابطه‌ی مثبت بین محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی سود 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 جامعه آماری انتخاب شدند و ابتدای سال ۱۳۸۲ تا پایان ۱۳۹۱ (۱۰ سال)، دوره 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 (مقیاس شده) 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، می توان طرفین آن را به قیمت سهم در ابتدای دوره تقسیم کرد که با افزودن تغییرات شاخص بازار (TEDPIX) به عنوان متغیر کنترلی، رابطه ۵ به دست می آید.

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

در مدل بازده، بررسی رابطه 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 به صورت رابطه ۶ مرتبط می شود.

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

هر یک از رابطه های ۵ و ۶ برای سطوح مختلفی از محافظه کاری که بر حسب معیار خان و واتز (۲۰۰۹) محاسبه می شود، برازش خواهند شد؛ بدین صورت که یک بار کل مشاهدات بر حسب معیار محافظه کاری از کم به زیاد مرتب شده و پس از تفکیک به دو نیمه مساوی (بالا تر از میانه و پایین تر از میانه)، مدل ها به تفکیک مشاهدات دو نیمه برازش می شوند. به منظور اطمینان از حساس نبودن نتایج به تفکیک دوبخشی داده ها، بار دیگر مشاهدات به سه بخش مساوی تقسیم شده و مدل ها به تفکیک مشاهدات ثلث پایینی و ثلث بالایی برازش می شوند. توضیح دهنده گی مدل در هر یک از وضعیت ها می تواند محتوای اطلاعاتی را نشان دهد. علاوه بر این، شاخص هایی نظیر نیکویی برازش، معناداری ضرایب متغیرهای توضیحی و آماره های رایج دیگر، در بررسی نتایج برازش ها به کار می روند.

اندازه گیری متغیرها

همه داده های لازم اولیه، شامل بازده سهم، ارزش دفتری، سود هر سهم و قیمت سهم، از نرم افزار ره آورد نوین استخراج شده اند، از این رو ذکر نحوه محاسبه آنها ضرورت ندارد. منظور از قیمت سهم، قیمت قبل از مجمع عادی است. متغیر اندازه به صورت لگاریتم ارزش دفتری دارایی ها در پایان دوره و اهرم به صورت نسبت جمع بدهی ها به جمع دارایی ها (هر دو در تاریخ پایان دوره) محاسبه شده است.

برای اندازه گیری محافظه کاری شرکت ها در طول زمان، از معیار CScore خان و واتز (۲۰۰۹) استفاده می شود؛ به این صورت که برای محاسبه معیار محافظه کاری (CScore) ابتدا باید رگرسیون مقطعی سالانه ۴ را به تفکیک هر یک از سال ها (۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱) تخمین زد و

پس از تعیین ضرایب لاندا، آنها را در رابطه ۳ قرار داد و معیار محافظه کاری (CScore) به روش خان و واتز (۲۰۰۹) را محاسبه کرد. از معیار محافظه کاری به دست آمده برای تفکیک مشاهدات به طبقات کم محافظه کار و زیاد محافظه کار استفاده می شود. طبق تصریح مدل، هر چه مقدار معیار محافظه کاری بزرگ تر باشد، نشان دهنده محافظه کاری بیشتر است.

یافته های پژوهش

آمار توصیفی متغیرها

هدف از ارائه آمار توصیفی، نگاه کلی به متغیرهای اندازه گیری شده و اطمینان نسبی از صحت محاسبات اولیه روی داده های جمع آوری 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	میان	حداکثر
P	۶۱۰۲	۸۵۵۰/۸۱۲	۲۰۹	۳۳۸۴	۹۲۵۰۲
EPS	۸۷۸	۱۰۸۲/۰۲۹	-۳۴۲۱	۶۰۱	۸۴۴۹
DUM	-۰/۳۷۵	۰/۴۸۴	۰	۰	۱
RET	۲/۶۷۴	۹/۱۸۷	-۷۲/۳۷۶	۱/۸۹۰	۹۴/۵۵۹
SIZE	۱۳/۲۲۴	۱/۳۲۴	۹/۷۹۷	۱۳/۰۷۲	۱۸/۴۵۵
MB	۲/۷۸۸	۳/۹۶۷	-۲۵/۹۱۶	۱/۸۶۰	۶۸/۴۰۱
LEV	-۰/۶۳۰	۰/۱۸۵	۰/۰۴۱	-۰/۶۴۶	۲/۰۷۸
BV	۲۰۴۰	۱۱۹۲/۸۲۰	-۳۵۹۲	۱۷۷۱	۹۶۸۷
TEDPIX	۵۷۶۴۴	۴۲۸۱۸/۳۴۰	۲۶۸۵۰	۳۲۴۱۲	۱۵۴۷۷۱

محاسبه معیار محافظه کاری

برای محاسبه معیار محافظه کاری، ابتدا مدل رگرسیونی (رابطه ۴) به تفکیک هر یک از سال ها برازش شد و ضرایب لاندا در هر سال به دست آمد. پس از آن، معیار محافظه کاری خان و واتز با

استفاده از لانداه و رابطه ۳ محاسبه شد، بدین ترتیب معیار محافظة كاري خاص هر شركت در هر سال نیز به دست آمد. بنابراین، معیار محافظة كاري به دست آمده برای هر شركت در هر سال معیاری اختصاصی است که خصوصیات زمانی محافظة كاري و خصوصیات شركتی را در خود لحاظ کرده است. جدول ۳ خلاصه نتایج برازش رگرسیون های مقطعی و لانداه را نشان می دهد و در آخرین ستون، متوسط معیار محافظة كاري ارائه شده است.

جدول ۳. خلاصه نتایج رگرسیون های مقطعی برای محاسبه لانداه و متوسط معیار محافظة كاري خان و واتز

سال	شركت	لانداه ۱	لانداه ۲	لانداه ۳	لانداه ۴	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	سطح معناداری	متوسط معیار محافظة كاري
۱۳۸۲	۱۴۸	-۰/۰۰۶۷	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۳۰	-۰/۰۱۰۷	۰/۲۸۰۰	۴/۸۱۰۶	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۰۶۱
۱۳۸۳	۱۶۰	-۰/۰۰۳۸۴	-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	-۰/۰۰۳۳	۰/۲۷۳۴	۵/۱۶۳۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۸۴
۱۳۸۸	۱۶۷	-۰/۰۲۹۹	-۰/۰۰۱۶	-۰/۰۰۲۰۶	-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	-۰/۰۰۳۱۵
۱۳۹۱	۱۶۷	-۰/۲۲۰۵	-۰/۰۱۰۰	-۰/۰۱۱۲	-۰/۱۳۸۶	۰/۴۷۵۴	۱۱/۰۳۰۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۲۵۶

طبق جدول ۳ در همه رگرسیون های مقطعی، ضرایب تعیین تعدیل شده در حد قابل قبول قرار دارند و آماره های فیشر در سطح ۹۵ درصد معنادارند که گویای نیکویی برازش ها برای هر یک از سال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ است. طبق تصریح مدل خان و واتز (۲۰۰۹)، هر چه مقدار معیار محافظة كاري بزرگ تر باشد، نشان دهنده محافظة كاري بیشتر است. بنابراین، کمترین میزان محافظة كاري در شركت های تحت بررسی در سال ۱۳۹۰ و بیشترین میزان محافظة كاري در سال ۱۳۸۹ مشاهده می شود.

نتایج آزمون فرضیه اول

نتایج مدل قیمت

به منظور 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 دویبخشی 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، شیوه صحیح برازش مدل قیمت را نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های اف. لیمر و هاسمن در تحلیل دو بخشی و سه‌بخشی برای مدل قیمت

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

با مشخص شدن شیوه صحیح برازش مدل قیمت در تحلیل دویبخشی و سه‌بخشی، نتایج برازش‌های مدل قیمت فلتام و اولسون (۱۹۹۵) به تفکیک هر وضعیت به شرح جدول ۵ است.

جدول ٥. نتایج برازش مدل قیمت در تحلیل دوبخشی و سه‌بخشی

محافظة كاري كم (پائل با روش اثرهای ثابت)		محافظة كاري زياد (تركيبی)		متغيرهای توضیحی
معناداری	ضریب	معناداری	ضریب	
الف) تحلیل دوبخشی				
٠/٠٠٠٠	٠/٣٩٦٩	٠/٠٠٠٠	٠/٧٣٩٨	مقدار ثابت
٠/٠٠٠٣	٠/٦٠٦٥	٠/٣٣٦٤	٠/٠٧٧٧	ارزش دفتری سهم
٠/٠٠٠٠	١/٨٧٩٥	٠/٠٠٠٤	٠/٩٢٢٩	سود هر سهم
٠/٠٤٧٩	٠/٠٠٨٩	٠/٠٠٠٠	٠/٠٠٩٦	شاخص بازار
٠/٠٠٠٠	٣/٦١٢٦	٠/٠٠٠٠	٥٦/٧٥٣٧	آماره F
	٠/٣٦٧٠		٠/١٧٢٦	ضریب تعیین تعدیل شده
	١/٧١١٨		٢/١٩٥٠	دوربین - واتسون
	٨٠٣		٨٠٣	مشاهدات
ب) تحلیل سه‌بخشی				
٠/٠٢٨٧	٠/٣٠٣٧	٠/٠٠٠٠	٠/٨١٤٥	مقدار ثابت
٠/٠٠٣٢	٠/٧٨٥٤	٠/٣٣٤٨	٠/٠٨١٦	ارزش دفتری سهم
٠/٠٠٠١	١/٨٢١٩	٠/٠١٤٦	٠/٥٧٦٤	سود هر سهم
٠/١٩٦٠	٠/٠٠٧٥	٠/٠٠٠٠	٠/٠٠٨٠	شاخص بازار
٠/٠٠٠٠	٢/٦٢٥٤	٠/٠٠٠٠	٢٣/١٢٣٢	آماره F
	٠/٣٤٢٦		٠/١٠٨٩	ضریب تعیین تعدیل شده
	١/٦٩٦٢		٢/٧٣٧٨	دوربین - واتسون
	٥٥٣		٥٤٤	مشاهدات

بخش الف از جدول ٥ نتایج رگرسیون مدل قیمت را بر حسب میزان محافظه‌کاری اعمال شده توسط شرکت‌ها، به تفکیک دو بخش محافظه‌کاری کم و محافظه‌کاری زیاد نشان می‌دهد. آماره F نشان از نیکویی برازش مدل قیمت در وضعیت دوبخشی دارد. آماره‌های دوربین واتسون نیز قابل قبول‌اند. ضرایب تعیین تعدیل شده در دو وضعیت نشان می‌دهد با بالا رفتن درجه محافظه‌کاری، توان توضیح‌دهندگی مدل بیشتر نشده است؛ یعنی ضریب تعیین تعدیل شده برای سطح محافظه‌کاری زیاد حدود ١٧ درصد و برای سطح محافظه‌کاری کم حدود ٣٧ درصد است؛ به این معنا که محافظه‌کاری باعث افزایش محتوای اطلاعاتی سود نشده است.

بخش ب از جدول ٥ نتایج رگرسیون مدل قیمت را بر حسب میزان محافظه‌کاری اعمال شده 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 تعدیل شده حدود ١١ درصد به دست آمد، در حالی که متناظر آن برای سطح

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

نتایج مدل بازده

پیش از برآزش مدل بازده، ابتدا پیش آزمون های رگرسیونی اف. لیمر و آزمون هاسمن برای تحلیل دوبخشی و سه بخشی (بر اساس معیار محافظه کاری خان و واتز) اجرا شد که نتایج آن در جدول ۶ درج شده است. در ستون تفسیر جدول، شیوه صحیح برآزش مدل بازده مشاهده می شود. شایان ذکر است که آماره اف. لیمر در سطح محافظه کاری کم در تحلیل دوبخشی و سه بخشی در سطح ۹۰ درصد معنادار شده که استفاده از روش پانل را با اطمینان کمتری تأیید می کند. با وجود این، به آماره های کای دو، که در سطح ۹۹ درصد معنادارند، نیز توجه شد. هر دو معیار نشان می دهند استفاده از روش پانل مناسب تر از روش ترکیبی است.

جدول ۶. نتایج آزمون های اف. لیمر و هاسمن در تحلیل دوبخشی و سه بخشی برای مدل بازده

تحلیل دوبخشی				
محافظه کاری کم				
آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال	تفسیر
F لیمر	۱/۱۹۹۷	۱۶۶	۰/۰۶۳۷	پانل
کای دو	۲۱۹/۷۴۵۴	۱۶۶	۰/۰۰۳۳	
هاسمن	۲۱/۵۳۰۳	۳	۰/۰۰۰۱	اثرهای ثابت
محافظه کاری زیاد				
F لیمر	۰/۷۹۲۹	۱۶۶	۰/۹۶۵۱	ترکیبی
کای دو	۱۵۱/۸۲۶۸	۱۶۶	۰/۷۷۷۵	
هاسمن				مورد ندارد
تحلیل سه بخشی				
محافظه کاری کم				
F لیمر	۱/۲۰۲۵	۱۶۵	۰/۰۷۷۰	پانل
کای دو	۲۳۱/۲۵۹۳	۱۶۵	۰/۰۰۰۵	
هاسمن	۲۴/۰۸۹۷	۳	۰/۰۰۰۰	اثرهای ثابت
محافظه کاری زیاد				
F لیمر	۰/۷۶۹۵	۱۶۵	۰/۹۷۳۱	ترکیبی
کای دو	۱۵۸/۷۱۸۲	۱۶۵	۰/۶۲۳۰	
هاسمن				مورد ندارد

بعد از مشخص شدن شیوه صحیح برازش مدل بازده در تحلیل دویبخشی و سهبخشی، نتایج برازش‌های مدل بازده استون و هریس (۱۹۹۱) به تفکیک هر وضعیت به شرح جدول ۷ به دست آمد.

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

$RET_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{it}/P_{it-1} + \alpha_2 \Delta E_{it-1}/P_{it-1} + \alpha_3 TEDPIX_t + \varepsilon_{it}$				
محافظة كاري كم (پائل با روش اثرهای ثابت)		محافظة كاري زیاد (تركیبي)		متغیرهای توضیحی
معناداری	ضریب	معناداری	ضریب	
الف) تحلیل دو بخشی				
	مقدار ثابت	-۱/۹۹۶۷	۰/۰۰۵۳	-۲/۵۷۵۴
	سود هر سهم	۱۶/۶۵۸۹	۰/۰۰۰۰	۲۹/۸۵۹۹
	تفاضل سود هر سهم	-۲/۰۵۱۸	۰/۵۳۹۶	-۹/۶۳۲۷
	شاخص بازار	۰/۱۴۰۹	۰/۰۰۰۰	۰/۲۲۹۴
	آماره F	۶۴/۲۹۳۹	۰/۰۰۰۰	۲/۶۷۳۰
	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۹۲۴		۰/۲۷۱۵
	دوربین - واتسون	۲/۳۳۶۴		۲/۶۳۸۸
	مشاهدات	۷۹۸		۸۰۰
ب) تحلیل سه بخشی				
	مقدار ثابت	-۱/۴۳۲۶	۰/۰۶۷۴	-۳/۲۴۹۵
	سود هر سهم	۱۳/۰۶۲۳	۰/۰۰۰۳	۳۰/۷۲۱۰
	تفاضل سود هر سهم	-۰/۰۵۹۶	۰/۹۸۶۹	-۱۱/۲۵۸۰
	شاخص بازار	۰/۱۳۱۱	۰/۰۰۰۰	۰/۳۰۵۷
	آماره F	۳۹/۹۳۶۷	۰/۰۰۰۰	۲/۲۶۲۶
	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۷۷۳		۰/۲۹۲۷
	دوربین - واتسون	۲/۲۵۱۸		۲/۱۴۴۰
	مشاهدات	۵۴۳		۵۴۱

در بخش الف از جدول ۷، آماره F در سطح ۹۹ درصد معنادار است و نشان از نیکویی برازش مدل ها دارد. آماره های دوربین واتسون نیز نبود خود همبستگی مرتبه اول را نشان می دهند. ضرایب تعیین تعدیل شده در دو وضعیت نشان می دهد با بالارفتن درجه محافظه کاری، توان توضیح دهنده مدل بیشتر نشده است. ضریب تعیین تعدیل شده برای سطح محافظه کاری زیاد حدود ۱۹ درصد و برای سطح محافظه کاری کم حدود ۲۷ درصد است که نشان می دهد محافظه کاری، محتوای اطلاعاتی سود را افزایش نداده است.

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

نتایج آزمون فرضیه دوم

در فرضیه دوم مطرح شد که اگر نتیجه فرضیه اول نشان دهد افزایش محافظه کاری سبب افزایش محتوای اطلاعاتی سود حسابداری می شود و نیز با توجه به این که محافظه کاری به دلیل سخت گیری بیشتر در شناسایی سودها در برابر زیانها، موجب افزایش قابلیت اعتماد اطلاعات گزارش شده برای تصمیم گیران می شود، استفاده کنندگان به دلیل افزایش قابلیت اعتماد اطلاعات، تصمیمات بهینه تری اتخاذ می کنند. بنابراین، انتظار می رود که در شرکت های با محافظه کاری بالاتر در مقایسه با شرکت های با محافظه کاری کمتر، بازده بیشتری برای سرمایه گذاران فراهم شده باشد.

نتایج فرضیه اول وجود رابطه مثبت بین محافظه کاری و محتوای اطلاعاتی را تأیید نکرد. با وجود این، هنوز احتمال دارد که به دلیل افزایش قابلیت اعتماد به سود حسابداری، با افزایش محافظه کاری، بازده سهامداران افزایش یافته باشد که در صورت تأیید چنین نتیجه ای، باز هم می توان به مفید بودن محافظه کاری از جنبه محتوای اطلاعاتی آن رأی داد. برای بررسی این موضوع، توزیع شرطی مشاهدات بازده سهامداران در ازای محافظه کاری انجام شد که نتایج آن برای توزیع سه بخشی و پنج بخشی در جدول ۸ درج شده است.

وقتی مشاهدات بر حسب معیار محافظه کاری از کم به زیاد مرتب شده و به سه بخش مساوی تفکیک می شوند، متوسط بازده سهامدار در بخش های سه گانه روندی برعکس معیار محافظه کاری را نشان می دهد؛ بدین معنا که با افزایش معیار محافظه کاری، بازده سهامدار کاهش می یابد. وقتی مشاهدات به جای سه بخش به پنج بخش مساوی تقسیم می شوند، باز هم نتیجه ای مشابه حالت

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

جدول ۸. توزیع شرطی مشاهدات بازده بر حسب معیار محافظة كاري

متوسط بازده سهامدار	معیار محافظة كاري	متوسط بازده سهامدار	معیار محافظة كاري
۵/۳۶۰۵	کمترین	۲/۲۷۸۷	کمترین
۳/۲۰۹۱	-۰/۰۶۷۲	۲/۲۰۲۸	متوسط
۲/۳۹۳۹	-۰/۰۰۵۳	۱/۶۲۷۶	بیشترین
-۰/۶۰۷۵	-۰/۰۰۲۱		
۱/۱۴۰۲	-۰/۰۱۰۴		
	-۰/۱۰۷۵		

تحلیل‌های حساسیت

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

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

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

مدل قیمت	محافظه کاری زیاد	محافظه کاری کم
بدون شاخص بازار (دوبخشی)	روش برازش ضریب تعیین تعدیل شده تعداد مشاهدات	ترکیبی ۰/۱۲۱۹ ۸۰۳
پانل اثرهای ثابت	۰/۳۶۳۴ ۸۰۳	۰/۳۴۱۰ ۵۵۳
بدون شاخص بازار (سه‌بخشی)	روش برازش ضریب تعیین تعدیل شده تعداد مشاهدات	ترکیبی ۰/۰۶۲۱ ۵۴۴
پانل اثرهای ثابت	۰/۳۰۴۹ ۶۵۹	۰/۲۸۵۲ ۸۲۰
تغییرات معیار محافظه کاری (دوبخشی)	روش برازش ضریب تعیین تعدیل شده تعداد مشاهدات	پانل اثرهای ثابت
پانل اثرهای ثابت	۰/۴۱۶۷ ۸۰۳	۰/۲۰۲۴ ۸۰۳
با متغیرهای کنترلی اندازه و اهرم (دوبخشی)	روش برازش ضریب تعیین تعدیل شده تعداد مشاهدات	ترکیبی ۰/۱۳۶۷ ۷۹۸
بدون شاخص بازار (دوبخشی)	روش برازش ضریب تعیین تعدیل شده تعداد مشاهدات	ترکیبی ۰/۱۱۱۷ ۵۴۳
پانل اثرهای ثابت	۰/۱۶۹۰ ۵۵۰	۰/۲۶۴۶ ۸۱۷
تغییرات معیار محافظه کاری (دوبخشی)	روش برازش ضریب تعیین تعدیل شده تعداد مشاهدات	ترکیبی ۰/۱۹۰۸ ۷۹۸
پانل اثرهای ثابت	۰/۲۸۷۶ ۸۰۰	۰/۱۷۷۷ ۸۰۰
با متغیرهای کنترلی اندازه و اهرم (دوبخشی)	روش برازش ضریب تعیین تعدیل شده تعداد مشاهدات	ترکیبی ۰/۱۱۶۷ ۵۵۰
بدون شاخص بازار (سه‌بخشی)	روش برازش ضریب تعیین تعدیل شده تعداد مشاهدات	ترکیبی ۰/۱۲۶۸ ۶۵۸
پانل اثرهای ثابت	۰/۲۸۷۶ ۸۰۰	۰/۱۱۶۷ ۵۵۰
مدل بازده		

نتیجه گیری

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 برون‌سازمانی‌ها و درون‌سازمانی‌ها منتهی می‌شود. علاوه بر 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.، طالب‌نیا، 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 رابطه متقابل آنها بر هزینه سرمایه سهام عادی. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۷ (۲۵)، ۹۶-۷۹.
- خدادادی، و.، فرازمنده، 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.، اثنی‌عشری، ح.، و ولی‌زاده 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 رابطه نسبت بدهی، هزینه سرمایه و محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی. *دانش حسابداری*، ۵ (۱۶)، ۵۴-۳۳.
- فولاد، ف.، و تالانه، ع. (۱۳۹۱). محافظه‌کاری و خطر سقوط قیمت سهام. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۹ (۳)، ۱۱۸-۹۹.
- کردستانی، غ.، و ایرانشاهی، م. (۱۳۹۱). تأثیر محافظه‌کاری بر میزان مربوط بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام. *دانش حسابرسی*، ۱۲ (۴۶)، ۳۳-۱۸.

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

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

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

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

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

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., Pishvae 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.