بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۲۲، شمارهٔ ۲
تابستان ۱۳۹۴
ص. ۲۰۲- ۱۸۳

بررسی تأثیر اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری؛ با در نظر گرفتن نظارت بیرونی

احمد خدامی‌پور[۱]، مصطفی دُری‌سده[۲]، آزاده پوراسماعیلی[۳]

چکیده: در راستای تجزیه‌وتحلیل نقش ویژگی‌های رفتاری مدیران در گزارشگری مالی شرکت‌ها، پژوهش حاضر به بررسی اثر اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر هر دو نوع محافظه‌کاری مشروط و نامشروط، با توجه به نقش تعدیل‌گر نظارت بیرونی می‌پردازد. برای اندازه‌گیری اطمینان بیش‌ازحد مدیریت، از دو مقیاس مازاد سرمایه‌گذاری و مازاد نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام استفاده می‌شود. محافظه‌کاری مشروط بر اساس مدل تعدیل‌شدهٔ باسو و محافظه‌کاری نامشروط بر اساس دو مقیاس محافظه‌کاری مبتنی بر اقلام تعهدی و ضریب چولگی گیولی و هاین اندازه‌گیری می‌شود. نمونهٔ پژوهش را ۱۹۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ پوشش می‌دهد. فرضیه‌ها به‌کمک الگوی رگرسیون چندگانه با استفاده از داده‌های ترکیبی آزمون می‌شوند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد هر یک از مقیاس‌های به‌کاررفته برای اطمینان بیش‌ازحد مدیریت، بر هر دو نوع محافظه‌کاری مشروط و نامشروط اثر منفی معنادار می‌گذارد. همچنین بر اساس یافته‌های پژوهش، برخی سازوکارهای نظارت بیرونی می‌تواند اثر منفی اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری نامشروط را کاهش دهد.

واژه‌های کلیدی: اطمینان بیش‌ازحد مدیریت، محافظه‌کاری مشروط، محافظه‌کاری نامشروط، نظارت بیرونی.

۱. دانشیار گروه حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران
۲. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
۳. کارشناس‌ارشد حسابداری، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی‌عصر (عج)، رفسنجان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۱۲/۱۶
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹٤/۰۳/۲۰
نویسندهٔ مسئول مقاله: مصطفی دُری سده
E-mail: m.dorry@yahoo.com

مقدمه

اطمینان بیش‌ازحد، یکی از مهم‌ترین یافته‌های علم روان‌شناسی در حوزهٔ قضاوت و تصمیم‌گیری است. روان‌شناسان دریافتند افراد توانایی‌های‌شان را در انجام درست وظایف، بیش از اندازه برآورد می‌کنند و این تخمین بیش از اندازه با اهمیتی که شخص برای وظایف قائل است، رابطهٔ مستقیم دارد. همچنین روان‌شناسان به این نتیجه رسیدند که افراد در هنگام تصمیم‌گیری و قضاوت، به اطلاعات برجسته، وزن بیشتری می‌دهند. بررسی آثار اطمینان بیش‌ازحد مدیران بر رویه‌های شرکت، شامل رویه‌های حسابداری، از آن رو اهمیت دارد که اطمینان بیش‌ازحد می‌تواند به اتخاذ تصمیم‌های نادرست و سیاست‌های نامناسب سرمایه‌گذاری، تأمین مالی یا حسابداری منجر شود و هزینه‌های سنگینی را بر شرکت تحمیل کند. از سویی، یکی از راه‌حل‌هایی که برای کاهش تضاد منافع بین سهامداران و مدیران پیشنهاد شده است، استفاده از روش‌های محافظه‌کارانهٔ حسابداری است (رحمانی، فرزانی و رستگارمقدم، ۱۳۹۰). محافظه‌کاری نقش مهمی در فرایند گزارشگری مالی دارد و رویهٔ سودمندی برای ارزش‌گذاری خالص دارایی‌ها و اندازه‌گیری سود در وضعیت بی‌اطمینانی فراهم می‌آورد. یکی از عوامل مهمی که احتمالاً می‌تواند سطح محافظه‌کاری (مشروط و نامشروط) را متأثر کند، ویژگی‌های رفتاری مدیریت و از جمله اطمینان بیش‌ازحد مدیر است. بنابراین پژوهش حاضر از طریق ارائهٔ دلیل رفتاری برای اعمال محافظه‌کاری مشروط و نامشروط، ادبیات نظری را توسعه می‌دهد. افزون‌بر این، بررسی تأثیر حضور ناظران بیرونی، مانند مدیران غیرموظف یا مالکان نهادی بر رابطهٔ بین محافظه‌کاری و اطمینان بیش‌ازحد مدیران نیز بخش دیگری از پژوهش حاضر است که بر دانش اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و نحوهٔ کنترل آثار آن می‌افزاید.

پیشینهٔ پژوهش

پیشینهٔ نظری پژوهش

حسابداری رفتاری یکی از گرایش‌های حسابداری است که به ارتباط بین رفتار انسان و سیستم حسابداری توجه دارد (رحمانی، ۱۳۷۳). اطمینان بیش‌ازحد (خوش‌بینی) یکی از نظریه‌های مطرح‌شده در زمینهٔ مالی رفتاری است که برای توضیح بخشی از رفتار مدیران و سرمایه‌گذاران که با تئوری‌های سنتی مالی سازگار نیست، به‌کارمی‌رود (اسلامی بیدگلی و طهرانی، ۱۳۸۹). اطمینان بیش‌ازحد نوعی ویژگی شخصی است که می‌تواند به‌صورت اریب رفتاری و باورهای غیرواقعی (مثبت) دربارهٔ هریک از جنبه‌های پیشامدی خاص در وضعیت بی‌اطمینانی تعریف شود که در نهایت موجب اغراق در برآورد میانگین خواهد شد (اسکالا، ۲۰۰۸). مشاغلی که به قضاوت

نیاز دارند، بیش از مشاغل دیگر دچار بیش‌اطمینانی می‌شوند؛ ضمن آنکه هر چه تخصص افراد بیشتر باشد، در معرض بیش‌اطمینانی بیشتری قرار می‌گیرند. مالمندایر و تات (۲۰۰۵) اطمینان بیش‌ازحد را برآورد کمتر از حد واریانس یا برآورد بیشتر از حد میانگین، تعریف کردند. اطمینان بیش‌ازحد می‌تواند آثار و نتایج مفیدی نیز داشته باشد. برای مثال، انگیزش مدیران با اطمینان بیش‌ازحد برای پذیرش ریسک نسبت به مدیران دیگر، کم‌هزینه‌تر است (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳). علاوه‌بر این، اسکراند و زچمان (۲۰۱۱) معتقدند، نباید تنها به این دلیل که اعتمادبه‌نفس زیاد در برخی موقعیت‌ها به تصمیم‌گیری نامناسب می‌انجامد، آن را در ارزیابی مدیران عامل منفی دانست. ممکن است گاهی رهبران خوش‌بین تصمیم‌های بد یا نادرستی بگیرند؛ اما در کل، هر شرکتی برای دستیابی به موفقیت به حضور افرادی مانند آنها نیاز دارد.

محافظه‌کاری را می‌توان رویکردی برای مقابله با چالش بی‌اطمینانی در فرایند گزارشگری مالی دانست که هرچند جایگاهی در اصول حسابداری ندارد، می‌تواند تأثیر بسزایی در ارزشیابی دارایی‌ها و تعیین سود خالص داشته باشد (ستایش، ۱۳۸۹). باسو (۱۹۹۷) محافظه‌کاری را الزام به داشتن درجهٔ بالایی از اثبات و تأییدپذیری برای شناخت اخبار خوب مانند سود، در مقابل شناخت اخبار بد مانند زیان تعریف می‌کند. پیش‌بینی‌های مدیریت در به‌کارگیری حسابداری محافظه‌کارانه نقش اساسی دارد. مدیران با اطمینان بیش‌ازحد، بازدهٔ آتی پروژه‌های شرکت را بیشتر برآورد می‌کنند. بنابراین به گمان زیاد، آنها احتمال و میزان شوک‌های مثبت بر جریان‌های نقدی آتی ناشی از پروژه‌های فعلی شرکت را بیش‌ازحد تخمین می‌زنند و تأثیر شوک‌های منفی بر جریان‌های نقدی را کمتر از حد برآورد می‌کنند. این مسئله دست‌کم دو پیامد را برای تصمیم‌های حسابداری مدیران به‌دنبال دارد: ۱. به شناسایی درآمدها سرعت می‌دهد و شناسایی زیان‌ها را به تأخیر می‌اندازد و زمان شناسایی زیان، ممکن است زیان را کمتر از حد برآورد کند. بنابراین، اطمینان بیش‌ازحد مدیریت به محافظه‌کاری مشروط کمتری منجر می‌شود؛ ۲. مدیران با اطمینان بیش‌ازحد، دارایی‌های شرکت را بیش‌ازحد و بدهی‌های شرکت را کمتر از حد ارزیابی می‌کنند (محافظه‌کاری نامشروط کمتر). از سویی، ممکن است اطمینان بیش‌ازحد مدیریت با محافظه‌کاری رابطهٔ مستقیم برقرار کند.

جروایس، هی‌تن و اُدن (۲۰۱۰) بیان کردند مدیران با اطمینان بیش‌ازحد، تمایل دارند در شرکت‌هایی فعالیت کنند که رشد مخاطره‌آمیز دارند، اگر این شرکت‌ها از روش‌های حسابداری محافظه‌کارانه استفاده کنند، به‌دلیل خودانتخابی مدیران ممکن است رابطهٔ مثبتی بین محافظه‌کاری و اطمینان بیش‌ازحد ایجاد شود. از این رو نوع رابطهٔ محافظه‌کاری حسابداری با اطمینان بیش‌ازحد مدیر، پرسشی تجربی است که این پژوهش به‌دنبال پاسخ آن است.

محافظه‌کاری با ساختار حاکمیت شرکتی رابطهٔ نزدیکی دارد و هر دو نقش مهمی در کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و کاهش هزینه‌های نمایندگی در قراردادها ایفا می‌کنند. بنابراین انتظار می‌رود نظارت بیرونی (به‌مثابهٔ بخش مهمی از حاکمیت شرکتی قوی) بر رابطهٔ اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و محافظه‌کاری تأثیرگذار باشد و آن را تعدیل کند. اگر آن‌گونه که احمد و دوئلمن (۲۰۰۷) و گارسیا لارا، گارسیااوساما و پنالوا (۲۰۰۹) نشان دادند، ناظران بیرونی (مانند سهامداران نهادی) محافظه‌کاری حسابداری را مفید و مطلوب بدانند، انتظار می‌رود در شرکت‌هایی که از نظارت بیرونی قوی (برای مثال، درصد بالای سهامداران نهادی یا درصد بالای مدیران غیرموظف) برخوردارند، ناظران بیرونی، مدیر بیش‌اطمینان را به استفادهٔ بیشتر از محافظه‌کاری وادار کنند و از این طریق، تأثیر منفی اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری را کاهش دهند؛ چنانچه از دید ناظران بیرونی، محافظه‌کاری در مجموع مفید نباشد (برای مثال آنها محافظه‌کاری را مانعی در راه انتقال کامل اطلاعاتی دربارهٔ حداکثر پتانسیل سرمایه‌گذاری شرکت بدانند)، ممکن است برای کاهش هزینه‌های بالقوهٔ محافظه‌کاری، به انتخاب مدیران بیش‌اطمینان روی آورند که این حالت اثر منفی اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری را تشدید می‌کند (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳). بنابراین، پرسش دیگری است که این پژوهش به‌دنبال پاسخ آن است، اینکه آیا سازوکارهای نظارت بیرونی، آثار احتمالی اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری را تعدیل می‌کند یا خیر؟

پیشینهٔ تجربی

احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) نشان دادند اطمینان بیش‌ازحد مدیریت موجب کاهش محافظه‌کاری مشروط و نامشروط می‌شود و نظارت بیرونی قوی، رابطهٔ بین این دو متغیر را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. اسکراند و زچمان (۲۰۱۱) بیان کردند مدیران بیش‌اطمینان احتمال بیشتری دارد گزارش اشتباه ارائه دهند و دلیل آن نظارت ناکافی بر آنهاست. مالمندایر و تات (۲۰۰۵) نشان دادند زمانی که برای انجام سرمایه‌گذاری نیاز به تأمین مالی خارج از شرکت باشد، مدیران با اطمینان بیش‌ازحد میزان سرمایه‌گذاری خود را کاهش می‌دهند. اسکالا (۲۰۰۸) نشان داد ویژگی‌های رفتاری مدیران، مانند اطمینان بیش‌ازحد آنها و جنسیت، نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های شرکت در خصوص امور مالی، تقسیم سود و حاکمیت شرکتی بازی می‌کند. اتریدیس (۲۰۱۱) ضمن بررسی رابطهٔ بین افشای حسابداری، کیفیت حسابداری و محافظه‌کاری مشروط و نامشروط، دریافت هنگامی که جریان‌های نقد کمتر یا اهرم مالی بیشتر است، شرکت‌ها اطلاعات حسابداری را با کیفیت بالا ارائه می‌کنند، زیان را به هنگام‌تر شناسایی می‌کنند و سود را معمولاً کمتر مدیریت می‌کنند.

فلاح شمس لیالستانی، قالیباف‌اصل و نوبخت‌سرایی (۱۳۸۹) نشان دادند مدیران کم‌تجربه در مقایسه با مدیران با تجربه، از اطمینان بیش‌ازحد بیشتری برخوردارند و ریسک پذیرترند. یافته‌های پژوهش حیدری (۱۳۹۳) نشان داد اطمینان بیش‌ازحد مدیریت موجب افزایش چسبندگی هزینه‌ها می‌شود. مشایخ و بهزادپور (۱۳۹۳) دریافتند بین بیش‌اطمینانی مدیران و تقسیم سود شرکت ارتباط منفی معناداری برقرار است. عرب‌صالحی و هاشمی (۱۳۹۴) دریافتند اطمینان بیش‌ازحد مدیران ارشد سبب افزایش اجتناب مالیاتی در فرایند گزارشگری مالی می‌شود. قائمی، کیانی و تقی‌زاده (۱۳۹۳) بیان کردند در گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران، محافظه‌کاری شرطی وجود ندارد.

با توجه به پیشینهٔ نظری و تجربی، دو فرضیهٔ اصلی این پژوهش به شرح زیر مطرح می‌شود:

فرضیهٔ ۱: اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری تأثیر منفی و معناداری می‌گذارد.

فرضیهٔ ۲: نظارت بیرونی قوی، رابطهٔ بین اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و محافظه‌کاری را به‌طور معناداری تحت تأثیر قرار می‌دهد.

شایان ذکر است فرضیه‌های یادشده با استفاده از متغیرهای جایگزین متعددی برای هر یک از متغیرهای محافظه‌کاری، اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و نظارت بیرونی، آزمون می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه و نمونه آماری

جامعهٔ آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ است. برای تعیین نمونه، ابتدا از طریق فرایند و شرایط جدول ۱، ۱۹۷ شرکت انتخاب شد. سپس مطابق پژوهش احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) و به‌دلیل اندازه‌گیری دقیق‌تر متغیر اطمینان بیش‌ازحد مدیریت، سال ـ شرکت‌هایی که در آنها مدیرعامل شرکت تغییر کرده بود از نمونه حذف شدند؛ به‌طوری که در مجموع، ۹۷۴ سال ـ شرکت برای نمونهٔ نهایی انتخاب شد.

جدول ۱. شرایط انتخاب نمونه

شرایط	تعداد
جامعهٔ اولیهٔ شرکت‌های عضو بورس در سال ۱۳۸۳.	۳۵۴
شرکت‌هایی که سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند ماه نبوده است.	(۱۰۲)
شرکت‌هایی که طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱، دورهٔ مالی یا فعالیت آنها تغییر کرده است.	(۱۸)
شرکت‌هایی که عضو صنعت واسطه‌گری مالی بودند.	(۳۷)
مجموع شرکت‌های منتخب برای نمونهٔ پژوهش.	۱۹۷

متغیرهای پژوهش

محافظه‌کاری مشروط و نامشروط

بر اساس پژوهش احمد و دوئلمن (۲۰۱۳)، برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری مشروط از معیار عدم تقارن زمانی سود باسو (۱۹۹۷) که لافوند و رویچودری (۲۰۰۸) آن را ارائه کردند، استفاده می‌شود (مدل ۱).

مدل ۱)
$$\begin{aligned} NI_t = {} & \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 MTB_{t-1} + \beta_3 Lev_{t-1} + \beta_4 Size_{t-1} + \beta_5 Over\ Con_{t-1} \\ & + \beta_6 D_t \times MTB_{t-1} + \beta_7 D_t \times Lev_{t-1} + \beta_8 D_t \times Size_{t-1} \\ & + \beta_9 D_t \times Over\ Con_{t-1} + \beta_{10} Ret_t + \beta_{11} Ret_t \times MTB_{t-1} \\ & + \beta_{12} Ret_t \times Lev_{t-1} + \beta_{13} Ret_t \times Size_{t-1} \\ & + \beta_{14} Ret_t \times Over\ Con_{t-1} + \beta_{15} D_t \times Ret_t + \beta_{16} D_t \\ & \times Ret_t \times MTB_{t-1} + \beta_{17} D_t \times Ret_t \times Lev_{t-1} \\ & + \beta_{18} D_t \times Ret_t \times Size_{t-1} \\ & + \beta_{19} D_t \times Ret_t \times Over\ Con_{t-1} + \varepsilon \end{aligned}$$

که در آن NI نشان‌دهندهٔ سود قبل از اقلام غیرمترقبه تقسیم بر ارزش بازار سهام در ابتدای دوره؛ Return نرخ بازده سالانهٔ سهام؛ D متغیر ساختگی است که اگر بازده منفی باشد برابر یک و در غیر این صورت، صفر خواهد بود؛ β_{15} به‌هنگام‌بودن سود نسبت به اخبار بد (محافظه‌کاری مشروط را اندازه می‌گیرد)؛ β_{14} نشان‌دهندهٔ تأثیر اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر شناسایی به‌هنگام اخبار خوب؛ $\beta_{14}+\beta_{19}$ پاسخ سود را نسبت به بازده‌های منفی اندازه می‌گیرد.

برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری نامشروط از دو معیاری که گیولی و هاین (۲۰۰۰) معرفی کردند، استفاده شده است. معیار اول از رابطهٔ ۱ محاسبه می‌شود.

رابطهٔ ۱) $\text{Con} - \text{Acc} =$ (سود ـ جریان نقدعملیاتی + هزینهٔ استهلاک) / میانگین کل دارایی‌ها

از آنجا که اقلام تعهدی معمولاً طی یک یا دو دوره معکوس می‌شود، از میانگین سه سال قبل این معیار، یعنی اقلام تعهدی، ضرب‌در منفی یک استفاده می‌شود. هرچه میانگین اقلام تعهدی طی این دوره‌ها منفی‌تر باشد، حسابداری محافظه‌کارانه‌تر است. مقیاس دوم برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری نامشروط به شرح رابطهٔ ۲ است.

رابطهٔ ۲) $\text{Skewness} =$ ضریب چولگی سود – ضریب چولگی جریان‌های نقد

که در آن، ضریب چولگی با استفاده از داده‌های پنج سال گذشته محاسبه می‌شود.

اطمینان بیش‌ازحد مدیریت

برای اندازه‌گیری اطمینان بیش‌ازحد مدیریت، از دو متغیر ساختگی استفاده شده است. متغیر اول سرمایه‌گذاری مازاد (overcon۱) است؛ اگر باقی‌ماندهٔ رگرسیون رشد کل دارایی‌ها بر رشد فروش

(مدل۲) بزرگ‌تر از صفر باشد، به این متغیر عدد یک تعلق می‌گیرد و در غیر این صورت به آن عدد صفر داده می‌شود (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳). یکی از نشانه‌های مدیران خوش‌بین این است که در مقایسه با فروش شرکت، سرمایه‌گذاری بیش‌ازحدی در دارایی‌ها انجام می‌دهند (اسکراند و زچمان، ۲۰۱۱).

$$AssetGr_{it} = \beta_0 + \beta_1 SaleGr_{it} + \varepsilon_t$$ مدل ۲)

لی (۲۰۱۰) نشان داد از آنجا که مدیران بیش‌اطمینان، تأمین مالی را از طریق انتشار سهام بسیار گران تصور می‌کنند، تمایل دارند از اهرم و بدهی بیشتری استفاده کنند. بر همین اساس و به پیروی از بن‌دیوید، گراهام و هری (۲۰۰۷)، در این پژوهش مازاد نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام شرکت بر صنعت، معیار دوم اطمینان بیش‌ازحد مدیریت (overcon۲) در نظر گرفته شده است. چنانچه نسبت بدهی به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت بزرگ‌تر از میانهٔ صنعت مد نظر در همان سال باشد، مدیران با اطمینان بیش‌ازحد در آن شرکت حضور دارند؛ در صورت حضور مدیران بیش‌اطمینان به این متغیر عدد یک اختصاص داده می‌شود، در غیر این صورت صفر می‌گیرد.

نظارت بیرونی

در پژوهش پیش رو برای اندازه‌گیری نظارت بیرونی قوی، از سه متغیر ساختگی استفاده شده است که به شرح زیر معرفی می‌شوند:

۱. درصد مدیران غیرموظف: اگر نسبت تعداد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره به کل تعداد اعضای هیئت‌مدیرهٔ شرکت از میانهٔ نمونه بزرگ‌تر باشد، به این متغیر مقدار یک اختصاص داده می‌شود و در غیر این صورت صفر می‌گیرد. از دید تئوری نمایندگی می‌توان چنین فرض کرد که مدیران غیرموظف، وظیفهٔ نظارت بر سایر اعضای هیئت‌مدیره را دارند؛ از این رو می‌توانند سبب بهبود عملکرد شوند؛

۲. درصد سرمایه‌گذاران نهادی: منظور نسبتی از کل سهام شرکت است که در مالکیت سرمایه‌گذاران بزرگی همچون بانک‌ها و بیمه‌ها، مادرشرکت‌ها، شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری و... قرار دارد. اگر درصد اندازه‌گیری‌شده از میانهٔ نمونه بزرگ‌تر باشد، این متغیر مقدار یک می‌گیرد و در غیر این صورت صفر می‌شود. انتظار می‌رود مالکان نهادی از طریق نظارت بر اقدام‌های مدیریت، رابطهٔ پاسخگویی را بهبود بخشند و درنتیجه موجب بهبود عملکرد شوند؛

۳. ترکیبی از هر دو عامل درصد مدیران غیرموظف و درصد مالکیت نهادی: اگر هر دو معیار یادشده برابر یک باشد، این متغیر ساختگی نیز عدد یک را می‌پذیرد و در غیر این صورت، صفر می‌گیرد.

مطابق پژوهش‌های پیشین در زمینهٔ محافظه‌کاری و بیش‌اطمینانی مدیران، آثار متغیرهای ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (MTB)، نسبت بدهی (Lev)، اندازهٔ شرکت (Size لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های پایان دوره)، رشد فروش (SaleGrow)، انحراف معیار لگاریتم طبیعی درآمدهای پنج سال اخیر (STDRev) و وجه نقد عملیاتی (CFO) کنترل می‌شود.

مدل‌های پژوهش

برای بررسی اثر اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری مشروط، از مدل ۱ که پیش از این بدان اشاره شد، استفاده می‌شود و برای بررسی تأثیر اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری نامشروط، مدل ۳ که در ادامه آمده است، به‌کار می‌رود (احمد و دوئلمن (۲۰۱۳).

مدل ۳)
$$Con_t = \beta_0 + \beta_1 Over\ Con_{t-1} + \beta_2 MTB_t + \beta_3 Lev_t + \beta_4 Size_t + \beta_5 SaleGrow_t + \beta_6 CFO_t + \beta_7 STDRev_t + \varepsilon$$

در این مدل، $OverCon_{t-1}$ نشان‌دهندهٔ اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و Con_t بیانگر محافظه‌کاری نامشروط است. سایر متغیرها نیز، متغیرهای کنترلی است که پیش از این تعریف شدند. برای آزمون تأثیر اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری نامشروط، معناداری و علامت ضریب β_1 در مدل ۳ آزمایش می‌شود. سرانجام فرضیهٔ دیگر پژوهش، یعنی اثر تعدیلی نظارت بیرونی بر رابطهٔ بین محافظه‌کاری نامشروط و اطمینان بیش‌ازحد مدیریت با استفاده از مدل ۴ به آزمون گذاشته می‌شود.

مدل ۴)
$$Con_t = \beta_0 + \beta_1 Over\ Con_{t-1} + \beta_2 MON_t + \beta_3 MON_t \times Over\ Con_{t-1} + \beta_4 MTB_t + \beta_5 SaleGrow_t + \beta_6 CFO_t + \beta_7 STDRev_t + \varepsilon$$

در این مدل، MON نشان‌دهندهٔ نظارت بیرونی قوی است. چنانچه ضریب تعاملی β_3 در مدل اخیر معنادار شود، به این معنا است که نظارت بیرونی قوی بر رابطهٔ بین اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و محافظه‌کاری نامشروط تأثیر دارد و آن را تعدیل می‌کند.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش در جدول ۲ آمده است. بر این اساس، میانگین و انحراف معیار محافظه‌کاری نامشروط مبتنی بر اقلام تعهدی (CONACC) به‌ترتیب ۰/۰۰۶ و ۰/۰۴ است. همچنین برای محافظه‌کاری نامشروط مبتنی بر ضریب چولگی (SKEWNESS)، میانگین ۰/۲۴۳و انحراف معیار ۲/۴۴ به‌دست آمده است. با توجه به میانگین متغیرهای ساختگی اطمینان بیش‌ازحد مدیریت، بیش از ۵۰ درصد از مدیران شرکت‌های نمونه، اطمینان بیش‌ازحد دارند.

جدول۲. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
معیار اول اطمینان بیش‌ازحد	OVERCON۱	۰/۵۷	۱	۱	۰	۰/۴۹۴
معیار دوم اطمینان بیش‌ازحد	OVERCON۲	۰/۵۵	۱	۱	۰	۰/۴۹۷
معیار اول محافظه‌کاری نامشروط	CON-ACC	۰/۰۰۶	۰/۰۴	۰/۲۷	−۰/۴۸	۰/۰۴
معیار دوم محافظه‌کاری نامشروط	SKEWNESS	۰/۲۴۳	۰/۱۱	۳/۹۱	−۴/۲۰	۲/۴۴
درصد مدیران غیرموظف	MON۱	۶۵	۷۵	۸۵	۰	۲۳/۴
درصد مالکیت نهادی	MON۲	۸۰	۸۴	۹۹	۱۸	۱۸/۱
متغیر سوم نظارت بیرونی	MON۳	۰/۳۷	۰	۱	۰	۰/۴۸۳

آمار استنباطی

پیش از تخمین مدل‌های پژوهش، روش تخمین داده‌های ترکیبی تعیین شد و به بررسی مفروضات الگوی رگرسیون پرداخته شد. نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن از روش اثرهای ثابت برای تخمین داده‌های ترکیبی پژوهش، حمایت کرد. برای شناسایی ناهمسانی واریانس اجزای اخلال مدل‌ها از آزمون والد تعدیل‌شده[1] و برای رفع آن، از تصحیح وایت استفاده شد. به‌منظور بررسی خودهمبستگی میان اجزای اخلال، آزمون والدریج[2] اجرا شد که نتایج آن نشان داد خودهمبستگی وجود ندارد. همخطی متغیرهای مستقل نیز به‌کمک شاخص عامل تورم واریانس (VIF)[3] بررسی شد که برای متغیرهای مستقل تمام تخمین‌ها مقدار کمتر از ۱۰ به‌دست آمد و همخطی میان متغیرهای مستقل را رد کرد.

1. Modified Wald Test
2. Wooldridge
3. Variance Inflation Factor

در جدول ۳ نتایج برآورد مدل ۱ به‌طور جداگانه برای هر یک از دو متغیر نمایندهٔ اطمینان بیش‌ازحد مدیریت آمده است. یادآوری می‌شود OVERCON۱ نشان‌دهندهٔ سرمایه‌گذاری مازاد و OVERCON۲ نشان‌دهندهٔ نسبت بدهی مازد است.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل ۱ (تأثیر اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری مشروط)

متغیر	OVERCON۱			OVERCON۲		
	ضریب	t	P-value	ضریب	t	P-value
عرض از مبدأ	۲/۰۲۵	۱۰/۲۷۷	۰/۰۰۰	۱/۹۰۹	۷/۲۶۸	۰/۰۰۰
D	۰/۰۲۵	۰/۱۱۶	۰/۹۰۷	۰/۱۱۸	۰/۴۶۲	۰/۶۴۳
MTB	−۰/۰۲۷	−۱۰/۸۵۲	۰/۰۰۰	−۰/۰۲۸	−۳/۸۲۶	۰/۰۰۰
LEV	−۰/۱۲۳	−۱/۴۷۱	۰/۱۴۲	−۰/۰۸۸	−۰/۸۴۵	۰/۳۹۸
SIZE	−۰/۲۸۸	−۱۰/۷۰۰	۰/۰۰۰	−۰/۲۷	−۶/۱۱۱	۰/۰۰۰
OVERCON	−۰/۰۰۲	−۱/۸۰۱	۰/۰۷۲	−۰/۰۰۸	−۰/۳۳۲	۰/۷۳۹
RET	−۰/۰۰۱	−۱/۶۸۹	۰/۰۹۱	−۰/۰۰۱	−۱/۲۲۴	۰/۲۲۱
D×MTB	−۰/۰۰۵	− ۱/۷۴۷	۰/۰۸۰	۰/۰۱۰	۰/۹۰۲	۰/۳۶۷
D×LEV	−۰/۱۶۵	−۱/۴۸۳	۰/۱۳۸	−۰/۱۴۷	−۰/۹۶۸	۰/۳۳۳
D×SIZE	۰/۰۱۶	۰/۳۶۴	۰/۷۱۵	−۰/۰۰۶	−۰/۱۴۲	۰/۸۸۶
D×OVERCON	−۰/۰۴۹	−۱/۵۲۰	۰/۱۲۹	−۰/۰۴۰	−۰/۹۵۸	۰/۳۳۸
RET×MTB	۰/۰۰۰۱	۴/۰۱۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۲/۰۴۰	۰/۰۴۲
RET×LEV	−۰/۰۰۰۳	− ۰/۳۵۲	۰/۷۲۴	۰/۰۰۰۲	۰/۲۳۴	۰/۸۱۴
RET×SIZE	۰/۰۰۰۱	۱/۸۶۵	۰/۰۶۲	۰/۰۰۰۱	۱/۹۴۱	۰/۰۵۲
RET×OVERCON	۰/۰۰۰۲	۲/۰۱۷	۰/۰۴۴	۰/۰۰۰۲	۲/۰۱۶	۰/۰۴۴
D×RET	۰/۰۱۸	۲/۹۶۸	۰/۰۰۳	۰/۰۲۰	۲/۷۵۱	۰/۰۰۶
D×RET×MTB	−۰/۰۰۲	−۶/۶۰۳	۰/۰۰۰	−۰/۰۰۱	−۲/۱۵۶	۰/۰۳۱
D×RET×LEV	−۰/۰۰۶	− ۳/۹۲۳	۰/۰۰۰۵	−۰/۰۰۵	−۲/۳۸۱	۰/۰۱۷
D×RET×SIZE	−۰/۰۰۱	−۲/۱۴۷	۰/۰۳۲	−۰/۰۰۲	−۲/۴۰۱	۰/۰۱۶
D×RET×OVERCON	−۰/۰۰۲	− ۲/۱۴۵	۰/۰۳۲	−۰/۰۰۱	−۲/۰۶۶	۰/۰۳۹
آمارهٔ F	۳/۲۸			۳/۴۴		
(احتمال)	(۰/۰۰)			(۰/۰۰)		
ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ R^2	۰/۰۷			۰/۰۸		

با توجه به آمارهٔ F به‌دست‌آمده و سطح معناداری آن (۰/۰۰) برای هر دو مدل، می‌توان گفت در سطح اطمینان ۹۵ درصد الگوی ۱ پژوهش معنادار است. ضریب D×RET در هر یک از دو

مدل معنادار است (P-value< ۰/۰۵). بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، اخبار بد (زیان‌ها) به‌موقع در سود منعکس می‌شود یا به‌گفتهٔ دیگر، رفتار محافظه‌کاری مشروط وجود دارد. در این پژوهش، انتظار می‌رفت مدیران با اطمینان بیش‌ازحد به شناسایی سود سرعت دهند و شناسایی زیان را به تأخیر بیندازند. ضریب متغیر تعاملی RET×OVERCON تأثیر اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر شناسایی به‌هنگام اخبار خوب (سودها) را نشان می‌دهد که مطابق انتظار، برای هر دو متغیر نماینده، مثبت و معنادار است. ضریب D×RET×OVERCON نیز مطابق انتظار در هر دو ستون منفی و معنادار است. علاوه‌بر منفی‌بودن این ضریب، برای اثبات اینکه در شرکت‌هایی که مدیران بیش‌اطمینان دارند زیان شرکت نسبت به سایر شرکت‌ها با تأخیر بیشتری شناسایی می‌شود، باید معناداری مجموع ضرایب دو متغیر RET×OVERCON و D×RET×OVERCON بررسی شود. نتایج این آزمون به‌طور جداگانه برای هر یک از متغیرهای نمایندهٔ اطمینان بیش‌ازحد مدیریت، در جدول ۴ آمده است.

جدول ٤. نتایج آزمون والد

متغیر مستقل مدل	آمارهٔ F	سطح احتمال
OVERCON۱	۴/۶۴۹	۰/۰۳۱
OVERCON۲	۰/۵۶۷	۰/۴۵۱

همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، آمارهٔ آزمون برای معیار اول اطمینان بیش‌ازحد، معنادار است، اما برای معیار دوم آن معنادار نیست. بنابراین به‌صورت خلاصه می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت:

۱. اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر اساس هر دو معیار استفاده‌شده برای اندازه‌گیری آن، به شناسایی اخبار خوب در سود سرعت می‌دهد؛
۲. اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر اساس یکی از دو معیار به‌کاررفته برای اندازه‌گیری آن (سرمایه‌گذاری مازاد)، شناسایی زیان را به تأخیر می‌اندازد.

بر اساس جدول ۳، علائم و معناداری ضرایب متغیرهای کنترل در هر دو ستون مختص به هر یک از معیارهای اطمینان بیش‌ازحد مدیریت، مشابه است. این یافته‌ها نشان می‌دهد رابطهٔ متغیر اندازه و اهرم مالی با محافظه‌کاری مشروط، منفی و معنادار است. به بیان دیگر، اِعمال محافظه‌کاری مشروط در شرکت‌های بزرگ یا با اهرم بالا، کمتر است.

در جدول ۵ نتایج برآورد مدل ۳ به‌منظور آزمون تأثیر دو متغیر نمایندهٔ اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر دو معیار محافظه‌کاری نامشروط (در مجموع ۴ تخمین) مشاهده می‌شود. در هر ستون، آمارهٔ t ضرایب در زیر آنها و داخل پرانتز درج شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل ۳ (تأثیر اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری نامشروط)

متغیر	CON-ACC		SKEWNESS	
	OVERCON۱	OVERCON۲	OVERCON۱	OVERCON۲
عرض از مبدأ	۰/۴۷۰ * (۲/۳۹۴)	۰/۳۹۵ * (۲/۰۴۹)	−۲/۲۰۷ (−۱/۶۰۵)	−۰/۹۶ (−۱/۱۵۱)
OVERCON۱	−۰/۰۷۱ * (−۷/۸۰۱)	−	−۰/۱۲۶ * (−۲/۰۰۲)	−
OVERCON۲	−	−۰/۰۷۷ * (−۸/۸۸۳)	−	−۰/۱۷۵ * (−۲/۶۱۹)
MTB	−۰/۰۰۱ (−۰/۵۹۵)	−۴/۳۱۲ (−۰/۰۲۱)	۰/۰۳۹ * (۲/۸۷۳)	۰/۰۳۰ * (۳/۲۰۱)
LEV	۰/۰۵۰ (۱/۰۲۳)	۰/۰۲۶ (۰/۵۴۱)	۰/۱۵۴ (۰/۹۵۲)	۰/۱۶۳ (۰/۴۶۸)
SIZE	−۰/۰۸۷ * (−۲/۵۹۹)	−۰/۰۷۳ * (−۲/۲۱۰)	۰/۲۸۸ (۱/۱۴۷)	۰/۱۲۷ (۰/۹۲۶)
STDREV	−۰/۱۷۱ * (−۲/۲۵۸)	−۰/۱۴۷ * (−۱/۹۹۸)	۲/۱۴۹ * (۳/۵۸۷)	۰/۵۴۴ * (۲/۱۱۴)
SALGROW	۰/۰۲۳ * (۲/۰۶۹)	۰/۰۲۶ * (۲/۳۹۱)	−۰/۲۵۹ * (−۳/۳۶۷)	−۰/۳۱۰ * (−۲/۹۴۰)
CFO	۰/۱۰۰ * (۲/۲۷۵)	۰/۱۱۳ * (۲/۶۶۰)	−۰/۲۶۰ * (−۲/۴۲۵)	−۰/۱۲۰ * (−۲/۱۸۵)
آمارهٔ F (احتمال)	۵/۱۵ (۰/۰۰)	۵/۵۵ (۰/۰۰)	۲۵/۷ (۰/۰۰)	۳۳/۳۹ (۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ R^2	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۳۸	۰/۴۳

* معناداری ضریب در سطح خطای ۵ درصد

مطابق انتظار، ضریب دو معیار اطمینان بیش‌ازحد در هر چهار ستون منفی و معنادار است. این یافته به این معنا است که در شرکت‌هایی که مدیران بیش‌اطمینان دارند، محافظه‌کاری نامشروط کمتری اعمال می‌شود. دربارهٔ متغیرهای کنترلی نیز باید اشاره کرد، متغیر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام در مدل مشتمل بر معیار اقلام تعهدی؛ متغیر اندازه در مدل مشتمل بر معیار ضریب چولگی و نیز، متغیر نسبت اهرمی در هر دو مدل، رابطهٔ معناداری با محافظه‌کاری نامشروط ندارند (P-value >۰/۰۵)؛ اما رابطهٔ متغیر اندازه با محافظه‌کاری نامشروط مبتنی بر اقلام تعهدی، منفی و معنادار است؛ به این معنا که مدیران شرکت‌های کوچک‌تر محافظه‌کاری نامشروط بیشتری اعمال می‌کنند.

جدول‌های ۶، ۷ و ۸، نتایج برآورد مدل ۴ برای فرضیهٔ دوم پژوهش را نشان می‌دهند. با توجه به دو متغیر نمایندهٔ محافظه‌کاری نامشروط، دو متغیر نمایندهٔ اطمینان بیش‌ازحد مدیریت، و سه متغیر نمایندهٔ نظارت بیرونی، در مجموع ۱۲ تخمین مشاهده می‌شود. mon۱، mon۲ و

mon۳، به‌ترتیب متغیرهای مجازی مدیران غیرموظف، سهامداران نهادی و متغیر مجازی ترکیبی برای نظارت بیرونی را نشان می‌دهند و اعداد داخل پرانتز، آماره‌های t مختص به ضرایب‌اند.

جدول ٦ . نتایج تخمین مدل ٤ (اثر تعدیلی مدیران غیرموظف (MON۱))

متغیر	CON-ACC		SKEWNESS	
	OVERCON۱	OVERCON۲	OVERCON۱	OVERCON۲
عرض از مبدأ	۰/۳۴۵ (۱/۷۲۳)	۰/۳۱۵ (۱/۳۳۷)	−۱/۶۳۸* (−۲/۰۹۶)	−۱/۲۰۴ (−۱/۴۴۸)
OVERCON۱	−۰/۰۵۰* (−۵/۱۸۴)	–	−۰/۲۴۴* (−۲/۹۳۵)	–
OVERCON۲	–	−۰/۰۵۹* (−۳/۹۶۴)	–	−۰/۰۴۲* (−۲/۲۲۷)
MON۱	۰/۰۱۳ (۱/۳۵۱)	۰/۰۰۹ (۰/۸۷۳)	−۰/۱۳۳ (−۰/۸۷۱)	۰/۱۱۷* (۱/۹۹۷)
OVERCON۱×MON۱	۰/۰۳۲* (۳/۹۷۲)	–	۰/۴۹۵* (۲/۹۶۵)	–
OVERCON۲×MON۱	–	−۰/۰۲۹ (−۱/۸۲۴)	–	۰/۱۶۱* (۲/۳۸۲)
MTB	−۰/۰۰۱ (−۰/۷۳۲)	−۰/۰۰۰۳ (−۰/۱۴۳)	۰/۰۴۲* (۲/۴۳۳)	۰/۰۳۷* (۲/۵۶۷)
LEV	۰/۰۴۶ (۰/۷۹۵)	۰/۰۲۰ (۰/۴۰۱)	۰/۰۹۲ (۰/۳۰۲)	۰/۱۵۸ (۰/۹۳۷)
SIZE	−۰/۰۶۷* (−۲/۲۲۰)	−۰/۰۶۰* (−۲/۰۸۱)	۰/۲۶۷* (۲/۰۹۴)	۰/۱۹۵ (۱/۳۶۹)
STDREV	−۰/۱۱۸* (−۲/۰۴۱)	−۰/۰۸۸* (−۲/۲۷۱)	۱/۴۸۶* (۲/۶۵۹)	۰/۱۲۲* (۳/۰۳۲)
SALGROW	۰/۰۱۷* (۲/۶۸۷)	۰/۰۱۶* (۲/۲۱۲)	−۰/۳۵۸* (−۳/۳۱۲)	−۰/۳۸۹* (−۴/۲۵۴)
CFO	۰/۱۲۳* (۲/۲۹۳)	۰/۱۲۳* (۲/۴۳۷)	−۰/۸۶۰* (−۲/۰۱۰)	−۰/۸۹۸* (−۳/۴۲۷)
آمارهٔ F (احتمال)	۴/۲۶ (۰/۰۰)	۴/۵۴ (۰/۰۰)	۴۸/۷۶ (۰/۰۰)	۱۰۹/۷ (۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ R^2	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۶۳۹	۰/۷۹۳

ضریب متغیر تعاملی OVERCON×MON در هر ستون، تأثیر متغیر مجازی مدیران غیرموظف بر رابطهٔ بین معیارهای مختلف محافظه‌کاری نامشروط و معیارهای مختلف اطمینان بیش‌ازحد مدیریت را روشن می‌کند. بجز ستون دوم که در آن ضریب متغیر تعاملی یادشده

معنادار نیست، این ضریب در سایر ستون‌های جدول ۶ مثبت و معنادار به‌دست آمـده اسـت. ایـن مطلب نشان می‌دهد در مجموع مدیران غیرموظف (MON۱)، به‌منزلهٔ یکی از سازوکارهای نظام حاکمیت‌شرکتی، آثار منفی اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بـر محافظـه‌کـاری نامشـروط را کـاهش می‌دهند. به بیان دیگر، حضور مدیران غیرموظف موجب می‌شود مدیران با اطمینان بیش‌ازحد، از محافظه‌کاری نامشروط بیشتر استفاده کنند.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل ٤ (اثر تعدیلی سهامداران نهادی (MON۲))

متغیر	CON-ACC		SKEWNESS	
	OVERCON۱	OVERCON۲	OVERCON۱	OVERCON۲
عرض از مبدأ	۰/۵۰۰ * (۲/۲۹۳)	۰/۴۲۹ * (۲/۰۷۸)	−۲/۲۲۲ * (−۲/۳۸۱)	−۱/۵۳۸ (−۱/۶۲۲)
OVERCON۱	−۰/۰۷۴ * (−۶/۰۲۹)	–	−۰/۰۴۲ * (−۲/۰۳۸)	–
OVERCON۲	–	−۰/۰۶۷ * (−۵/۹۷۱)	–	−۰/۰۰۹ * (−۲/۳۴۳)
MON۲	۰/۰۰۵ (۰/۳۱۲)	۰/۰۱۵ (۰/۸۱۰)	−۰/۰۳۰ (−۱/۶۵۷)	−۰/۴۳۳ * (−۳/۲۹۷)
OVERCON۱×MON۲	−۰/۰۰۳ (−۰/۱۸۸)	–	۰/۲۸۷ (۱/۷۰۷)	–
OVERCON۲×MON۲	–	−۰/۰۲۷ (−۱/۸۱۱)	–	۰/۲۷۸ (۱/۵۱۲)
MTB	−۰/۰۰۱ (−۰/۳۵۶)	۰/۰۰۰۶ (۰/۳۲۱)	۰/۰۳۵ (۱/۹۲۶)	۰/۰۳۹ * (۲/۱۳۸)
LEV	۰/۰۲۲ (۱/۷۸۵)	۰/۰۰۶ (۱/۶۶۹)	۰/۱۰۷ (۰/۳۰۹)	−۰/۱۵۶ (−۰/۳۸۴)
SIZE	−۰/۰۸۹ * (−۲/۳۴۸)	−۰/۰۷۸ * (−۲/۱۸۸)	۰/۳۱۲ * (۲/۰۹۹)	۰/۲۶۱ * (۲/۰۹۲)
STDREV	−۰/۱۵۳ * (−۲/۶۰۷)	−۰/۱۳۸ * (−۲/۴۴۴)	۱/۹۱۵ * (۲/۱۷۷)	۰/۶۲۶ (۱/۷۳۴)
SALGROW	۰/۰۲۱ * (۲/۰۰۲)	۰/۰۲۸ * (۲/۲۸۱)	−۰/۲۴۰ * (−۲/۰۷۴)	−۰/۲۱۱ * (−۲/۰۲۵)
CFO	۰/۱۰۹ * (۲/۲۸۹)	۰/۱۱۹ * (۲/۵۳۳)	۰/۰۷۰ * (۲/۲۵۵)	۰/۲۳۸ * (۲/۰۲۹)
آمارهٔ F (احتمال)	۴/۵۱ (۰/۰۰)	۴/۸۷ (۰/۰۰)	۳۳/۹۵ (۰/۰۰)	۲۸/۹۸ (۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ R^2	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۵۳۸	۰/۴۸۴

جدول ۷، نتایج را برای معیار دوم نظارت بیرونی، یعنی متغیر مجازی سهامداران نهادی تکرار کرده است. این بار برخلاف انتظار، ضریب متغیر تعاملی OVERCON×MON در هر چهار ستون بی‌معنا شده است؛ یعنی حضور مالکان نهادی در شرکت‌هایی که مدیران بیش‌اطمینان دارند، تأثیری بر اعمال محافظه‌کاری نامشروط مدیران ندارد. این یافته را می‌توان به کوتاه‌مدت‌بودن دیدگاه سرمایه‌گذاران نهادی در ایران یا منفعلانه عمل‌کردن آنها نسبت داد. تفسیر دیگر این است که سرمایه‌گذاران نهادی نسبت به اعمال‌کردن یا اعمال‌نکردن محافظه‌کاری نامشروط مدیران، بی‌تفاوت‌اند. نتایج تأثیر معیار سوم نظارت بیرونی (متغیر ترکیبی یا MON۳) بر رابطهٔ بین اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و محافظه‌کاری نامشروط در جدول ۸ مشاهده می‌شود.

جدول ۸ . نتایج تخمین مدل ٤ (اثر تعدیلی معیار سوم نظارت بیرونی (MON۳))

متغیر	CON-ACC		SKEWNESS	
	OVERCON۱	OVERCON۲	OVERCON۱	OVERCON۲
عرض از مبدأ	۰/۲۳۱ (۰/۹۰۸)	۰/۲۶۴ (۱/۰۷۰)	−۱/۷۱۷ (−۱/۹۲۰)	−۰/۸۷۳ (−۱/۰۰۶)
OVERCON۱	−۰/۰۷۹ * (−۶/۰۲۵)	−	−۰/۱۲۴ * (−۲/۵۸۹)	−
OVERCON۲	−	−۰/۰۷۷ * (−۶/۳۵۰)	−	−۰/۱۶۶ * (−۱/۹۹۶)
MON۱	۰/۰۱۶ (۱/۰۹۶)	۰/۰۱۲ (۰/۸۹۰)	−۰/۵۹۳ * (−۳/۰۰۴)	−۰/۵۹۳ * (−۳/۳۹۹)
OVERCON۱×MON۱	−۰/۰۱۰ (−۰/۶۰۲)	−	۰/۵۶۵ * (۲/۸۸۳)	−
OVERCON۲×MON۱	−	−۰/۰۱۹ (−۱/۰۹۷)	−	۰/۶۶۳ * (۳/۵۷۵)
MTB	−۰/۰۰۱ (−۰/۵۱۱)	۰/۰۰۰۲ (۰/۰۹۳)	۰/۰۴۴ * (۲/۶۵۷)	۰/۰۴۸ * (۲/۴۶۷)
LEV	۰/۰۱۴ * (۲/۵۷۵)	−۰/۰۰۳ (−۰/۰۶۱)	−۰/۱۰۴ (−۰/۳۰۳)	−۰/۳۳۱ (−۰/۷۸۲)
SIZE	−۰/۰۴۴ (−۱/۰۰۵)	−۰/۰۴۹ (−۱/۱۷۰)	۰/۲۶۷ (۱/۹۴۴)	۰/۱۸۶ * (۲/۵۰۲)
STDREV	−۰/۰۶۶ * (−۲/۰۱۵)	−۰/۰۵۱ * (−۲/۰۷۳)	۱/۹۴۶ * (۲/۱۰۶)	۰/۸۳۲ * (۲/۰۶۸)
SALGROW	۰/۰۱۱ * (۲/۲۹۱)	۰/۰۱۵ * (۲/۳۶۳)	−۰/۳۳۸ * (−۲/۹۵۴)	−۰/۳۳۵ * (−۳/۵۵۶)
CFO	۰/۱۲۱ * (۲/۲۹۶)	۰/۱۲۲ * (۲/۳۰۶)	−۰/۱۹۳ * (−۲/۰۷۴)	−۰/۳۹۲ (−۱/۵۴۰)
آمارهٔ F (احتمال)	۳/۹۴ (۰/۰۰)	۴/۱۲ (۰/۰۰)	۴۱/۵۵ (۰/۰۰)	۶۰/۹۷ (۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ R^2	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۶۲۷	۰/۷۰۳

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، هنگامی که معیار اقلام تعهدی برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری نامشروط به‌کار می‌رود و از متغیر مجازی ترکیبی برای اندازه‌گیری نظارت بیرونی استفاده می‌شود (ستون اول و دوم)، ضریب متغیر OVERCON×MON معنادار نیست. این مطلب نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که هم درصد مدیران غیرموظف و هم درصد مالکیت نهادی زیاد است، این عوامل تأثیری بر اعمال محافظه‌کاری نامشروط مدیران با اطمینان بیش‌ازحد ندارد؛ اما هنگامی که از معیار ضریب چولگی به‌منزلهٔ معیار محافظه‌کاری نامشروط استفاده می‌شود (ستون‌های سوم و چهارم)، ضریب متغیر OVERCON×MON مثبت و معنادار است که با توجه به مخالف‌بودن علامت این ضریب با علامت منفی ضریب متغیر اطمینان بیش‌ازحد در هر دو ستون آخر جدول ۸، می‌توان نتیجه گرفت حضور مدیران غیرموظف و مالکان نهادی در شرکت‌هایی که درصد هر دو این عوامل زیاد است، آثار منفی اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری نامشروط را کاهش می‌دهد. در واقع، بررسی اثر تعدیلی نظارت بیرونی بر رابطهٔ میان محافظه‌کاری و اطمینان بیش‌ازحد مدیران، نتایج یکپارچه و مطابق انتظاری به‌دست نمی‌دهد. این یافته که در پژوهش‌های پیشین (مانند احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳) هم مستند شده است، نشان می‌دهد فقط وجود سازوکارهای نظارتی و حاکمیت شرکتی مانند مدیران غیرموظف یا سرمایه‌گذاران نهادی مهم نیست، آنچه مهم است اثربخشی و کارآمدی این‌گونه سازوکارها است که باید در کانون توجه دست‌اندرکاران سازمان بورس و سایر مسئولان قرار گیرد.

نتیجه‌گیری

نتایج آزمون فرضیهٔ اول پژوهش، در مجموع بیان‌کنندهٔ رابطهٔ منفی و معنادار بین اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و محافظه‌کاری (مشروط و نامشروط) است. این نتایج مطابق مبانی نظری اطمینان بیش‌ازحد مدیریت است؛ زیرا برخورداری از ویژگی اطمینان بیش‌ازحد در مدیریت شرکت، سبب تخمین بیش‌ازحد بازده و جریان‌های نقدی پروژه‌های سرمایه‌گذاری می‌شود و این امر مانع اتخاذ رویکرد محافظه‌کارانه در شناسایی سود و زیان می‌شود و در نهایت به کاهش محافظه‌کاری شرطی می‌انجامد. از سوی دیگر اطمینان بیش‌ازحد، مدیریت را به سوی ارزش‌گذاری بیش‌ازحد خالص دارایی‌ها یا به بیانی، کاهش محافظه‌کاری نامشروط سوق می‌دهد. این یافته مشابه یافته‌های احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) و اسکراند و زچمان (۲۰۱۱) است. این یافته‌ها را تقریباً می‌توان مشابه نتایج پژوهش محمودآبادی و مهتری (۱۳۹۰) نیز تعبیر کرد. این پژوهشگران نشان دادند محافظه‌کاری حسابداری در شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد

می‌کنند، سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و در شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری کمترازحد می‌کنند، سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد.

در فرضیهٔ دیگر به بررسی آثار تعدیل‌کنندگی نظارت بیرونی بر رابطهٔ اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و محافظه‌کاری پرداخته شد. این فرضیه مبتنی بر این دیدگاه است که سازوکارهای حاکمیت شرکتی در قالب ناظران بیرونی قوی، می‌توانند آثار منفی اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری وی را تعدیل کنند. نتایج بیانگر این مطلب است که نظارت بیرونی قوی، آثار منفی اطمینان بیش‌ازحد مدیریت بر محافظه‌کاری نامشروط را کاهش می‌دهد. به‌گفته‌ای دیگر، به‌سبب حضور ناظران بیرونی، مدیرانی که اطمینان بیش‌ازحد دارند، از محافظه‌کاری حسابداری بیشتری استفاده می‌کنند. نتایج حاضر با یافته‌های گارسیالارا، گارسیااوساما و پنالوا (۲۰۰۹) و مهرانی، مرادی و اسکندر (۱۳۸۹) همخوانی دارد، اما برخلاف یافته‌های احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) است.

پیشنهادها

بر مبنای یافته‌های حاصل از این پژوهش، ویژگی اطمینان بیش‌ازحد در مدیران بر محافظه‌کاری گزارشگری مالی، تأثیر منفی می‌گذارد. از آنجا که محافظه‌کاری می‌تواند با افزایش کیفیت اطلاعات موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه و ناآگاه شود، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود هنگام اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، به رابطهٔ متغیرهای بیش‌اطمینانی و محافظه‌کاری شرکت توجه کنند. سازمان بورس اوراق بهادار باید در راستای انتشار اطلاعات شرکت‌ها، به عوامل تأثیرگذار بر محافظه‌کاری حسابداری، از جمله عوامل رفتاری مانند آنچه در این پژوهش بررسی شد، توجه کنند. مدیران شرکت‌ها و کسانی که در عزل و نصب آنها دخالت دارند، می‌توانند از نتایج این پژوهش در جهت اطلاع از وجود ویژگی بیش‌اطمینانی در مدیریت عامل شرکت و تأثیر آن بر تصمیم‌گیری‌های وی، استفاده کنند.

موضوعاتی برای پژوهش‌های بعدی

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی، ضمن مقایسهٔ بیش‌اطمینانی مدیران در صنایع مختلف، تأثیر نوع صنعت بر رفتار محافظه‌کارانهٔ مدیران بیش‌اطمینان نیز تجزیه‌وتحلیل شود. پژوهشگران علاقه‌مند می‌توانند آثار تعدیلی متغیرهای دیگری مانند جنسیت، تجربه و تحصیلات مدیران را بر رابطهٔ بین اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و محافظه‌کاری بررسی کنند یا این پژوهش را بر اساس مدل‌های دیگری برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری و اطمینان بیش‌ازحد مدیریت، تکرار کنند.

References

Ahmed, A.S. & Duellman, S. (2007). Evidence on the role of accounting conservatism in corporate governance. *Journal of Accounting and Economics*, (43): 411-437.

Ahmed, A.S. & Duellman, S. (2013). Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51(1): 1-30.

Arabsalehi, M. & Hashemi, M. (2015). The Effect of Managerial Overconfidence on Tax Avoidance. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 22(1): 85-104. (*in Persian*)

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

Ben-David, L., Graham, J.R. & Harvey, C.R. (2007). Managerial overconfidence and corporate policies. *Europen Accounting Review*, (17): 641-666.

Eslamy Bidgoli, GH. & Tehrani, A. (2011). An Insight into the nature of relationship between overconfidence of individual investors and trading volum in tehran stock exchange. *Economic Research Review*, 4 (39): 231-253. (*in Persian*)

Fallah Shams Layalestani, M., Ghalibaf asl, H. & Nobakht Sarayi, S. (2011). A Study of the effects of experience on risk taking, overconfidence and mass behaveior. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, (12): 25-42. (*in Persian*)

Garcialara, J., Garciaosama, B. & Penalva, F. (2009). Accounting conservatism and corporate governance. *Review of Accounting Studies*, 14(1): 161-201.

Gervais, S., Heaton, J.B. & Odean, T. (2010). Overconfidence, investment policy, and manager welfare. *Unpublished Working paper*.

Ghaemi, M.H., Kiani, A. & Taghizadeh, M. (2015). Conditional conservatism in financial reporting. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 21(4): 471-484. (*in Persian*)

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.

Heidari, M. (2014). Examining managerial overconfidence behavioral explanation effect on cost stickiness: comparison with economic and agency theory based factors. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 21(2): 151-172. (*in Persian*)

Iatridis, G.E. (2011). Accounting disclosures, accounting quality and conditional and unconditional conservatism. *International Review of Financial Analysis*, 20 (2): 88-102.

Lafond, R. & Roychowdhury, S. (2008). Managerial ownership and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 46 (1): 101-135.

Li, F. (2010). Manager's self-serving attribution bias and corporate financial policies. *Working Paper*, University of Michigan.

Mahmudabadi, H. & Mehtari, Z. (2011). The relationship between conservatism and the effectiveness of investment of the companies accepted in Tehran stock exchange. *Accounting Advances*, 3 (2): 113-140. (*in Persian*)

Malmendier, U. & Tate, G. (2005). CEO overconfidence and corporate investment. *Journal of Finance*, (60): 266-700.

Mashayekh, SH. & Behzadpur, S. (2015). The Effect of managers' overconfidence on dividend policy in the firms listed in Tehran Stock Market. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 21(4): 485-504. (*in Persian*)

Mehrani, S., Moradi, M. & Eskandar, H. (2010). The relationship between the kind of institutional ownership and conservative accounting. *Financial Accounting Researches*, 2 (2): 47-62. (*in Persian*)

Rahmani, A. (1994). Behavioral accounting. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 3(1): 71-80. (*in Persian*)

Rahmani, A., Farzani, N. & Rastegar Moghaddam, H. (2011). The relationship between main ownership and conservatism in benefits. *Accounting Knowledge*, 2 (6): 43-63. (*in Persian*)

Schrand, C.M. & Zechman, S.L.C. (2011). Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics*, 53(1-2): 311-329.

Setayesh, M.H. (2011). The existence conservatism in financial reporting of the companies accepted in Tehran stock exchange. *Accounting Advances*, 2(3): 85-119. (*in Persian*)

Skala, D. (2008). Overconfidence in psychology and finance-an interdisciplinary literature review. *Bank I kredyt*, (4): 33-50.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی