

## بررسی تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری؛ با در نظر گرفتن نظارت بیرونی

احمد خدای پور<sup>۱</sup>، مصطفی ذری سده<sup>۲</sup>، آزاده پوراسماعیلی<sup>۳</sup>

**چکیده:** در راستای تجزیه و تحلیل نقش ویژگی های رفتاری مدیران در گزارشگری مالی شرکت ها، پژوهش حاضر به بررسی اثر اطمینان بیش از حد مدیریت بر هر دو نوع محافظه کاری مشروط و نامشروط، با توجه به نقش تعدیل گر نظارت بیرونی می پردازد. برای اندازه گیری اطمینان بیش از حد مدیریت، از دو مقیاس مازاد سرمایه گذاری و مازاد نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام استفاده می شود. محافظه کاری مشروط بر اساس مدل تعدیل شده باسو و محافظه کاری نامشروط بر اساس دو مقیاس محافظه کاری مبتنی بر ارقام تعهدی و ضریب چولگی گبولی و هاین اندازه گیری می شود. نمونه پژوهش را ۱۹۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ پوشش می دهد. فرضیه ها به کمک الگوی رگرسیون چندگانه با استفاده از داده های ترکیبی آزمون می شوند. نتایج پژوهش نشان می دهد هر یک از مقیاس های به کاررفته برای اطمینان بیش از حد مدیریت، بر هر دو نوع محافظه کاری مشروط و نامشروط اثر منفی معنادار می گذارد. همچنین بر اساس یافته های پژوهش، برخی سازوکارهای نظارت بیرونی می تواند اثر منفی اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری نامشروط را کاهش دهد.

**واژه های کلیدی:** اطمینان بیش از حد مدیریت، محافظه کاری مشروط، محافظه کاری نامشروط، نظارت بیرونی.

۱. دانشیار گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران

۲. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

۳. کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه ولی عصر (عج)، رفسنجان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۱۲/۱۶

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۴/۰۳/۲۰

نویسنده مسئول مقاله: مصطفی ذری سده

E-mail: m.dorry@yahoo.com

### مقدمه

اطمینان بیش‌ازحد، یکی از مهم‌ترین یافته‌های علم روان‌شناسی در حوزه قضاوت و تصمیم‌گیری است. روان‌شناسان دریافته‌اند 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، رابطه 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 محافظه‌کارانه حسابداری است (رحمانی، فرزانی و رستگارمقدم، ۱۳۹۰). محافظه‌کاری نقش مهمی در فرایند گزارشگری مالی دارد و رویه 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 ارائه 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 رابطه بین محافظه‌کاری و اطمینان بیش‌ازحد مدیران نیز بخش دیگری از پژوهش حاضر است که بر دانش اطمینان بیش‌ازحد مدیریت و نحوه کنترل آثار آن می‌افزاید.

### پیشینه پژوهش

#### پیشینه 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 زمینه مالی رفتاری است که برای توضیح بخشی از رفتار مدیران و سرمایه‌گذاران که با تئوری‌های سنتی مالی سازگار نیست، به کار می‌رود (اسلامی بیدگلی و طهرانی، ۱۳۸۹). اطمینان بیش‌ازحد نوعی ویژگی شخصی است که می‌تواند به صورت ارباب رفتاری و باورهای غیرواقعی (مثبت) درباره هر یک 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 بیش اطمینانی می‌شوند؛ ضمن آنکه هر چه تخصص افراد بیشتر باشد، در معرض بیش اطمینانی بیشتری قرار می‌گیرند. مالمن‌دایر و تات (۲۰۰۵) اطمینان بیش از حد را برآورد کمتر از حد واریانس یا برآورد بیشتر از حد میانگین، تعریف کردند. اطمینان بیش از حد می‌تواند آثار و نتایج مفیدی نیز داشته باشد. برای مثال، انگیزش مدیران با اطمینان بیش از حد برای پذیرش ریسک نسبت به مدیران دیگر، کم‌هزینه‌تر است (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳). علاوه بر این، اسکراند و زچمان (۲۰۱۱) معتقدند، نباید تنها به این دلیل که اعتماد به نفس 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 درجه 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 بیش از حد، بازده 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 بیش از حد 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 به دنبال 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 بیش از حد مدیریت به محافظه‌کاری مشروط کمتری منجر می‌شود؛ ۲. مدیران با اطمینان بیش از حد، دارایی‌های شرکت را بیش از حد و بدهی‌های شرکت را کمتر از حد ارزیابی می‌کنند (محافظه‌کاری نامشروط کمتر). از سویی، ممکن است اطمینان بیش از حد مدیریت با محافظه‌کاری رابطه مستقیم برقرار کند.

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

محافظه کاری با ساختار حاکمیت شرکتی رابطه نزدیکی دارد و هر دو نقش مهمی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش هزینه های نمایندگی در قراردادهای ایفا می کنند. بنابراین انتظار می رود نظارت بیرونی (به مثابه بخش مهمی از حاکمیت شرکتی قوی) بر رابطه اطمینان بیش از حد مدیریت و محافظه کاری تأثیرگذار باشد و آن را تعدیل کند. اگر آن گونه که احمد و دوئلمن (۲۰۰۷) و گارسیا لارا، گارسیا اوساما و پنالوا (۲۰۰۹) نشان دادند، ناظران بیرونی (مانند سهامداران نهادی) محافظه کاری حسابداری را مفید و مطلوب بدانند، انتظار می رود در شرکت هایی که از نظارت بیرونی قوی (برای مثال، درصد بالای سهامداران نهادی یا درصد بالای مدیران غیرموظف) برخوردارند، ناظران بیرونی، مدیران اطمینان را به استفاده بیشتر از محافظه کاری وادار کنند و از این طریق، تأثیر منفی اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری را کاهش دهند؛ چنانچه از دید ناظران بیرونی، محافظه کاری در مجموع مفید نباشد (برای مثال آنها محافظه کاری را مانعی در راه انتقال کامل اطلاعاتی درباره حداکثر پتانسیل سرمایه گذاری شرکت بدانند)، ممکن است برای کاهش هزینه های بالقوه محافظه کاری، به انتخاب مدیران بیش اطمینان روی آورند که این حالت اثر منفی اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری را تشدید می کند (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳). بنابراین، پرسش دیگری است که این پژوهش به دنبال پاسخ آن است، اینکه آیا سازوکارهای نظارت بیرونی، آثار احتمالی اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری را تعدیل می کند یا خیر؟

### پیشینه تجربی

احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) نشان دادند اطمینان بیش از حد مدیریت موجب کاهش محافظه کاری مشروط و نامشروط می شود و نظارت بیرونی قوی، رابطه بین این دو متغیر را تحت تأثیر قرار نمی دهد. اسکراند و زچمان (۲۰۱۱) بیان کردند مدیران بیش اطمینان احتمال بیشتری دارد گزارش اشتباه ارائه دهند و دلیل آن نظارت ناکافی بر آنهاست. مالمندایر و تات (۲۰۰۵) نشان دادند زمانی که برای انجام سرمایه گذاری نیاز به تأمین مالی خارج از شرکت باشد، مدیران با اطمینان بیش از حد میزان سرمایه گذاری خود را کاهش می دهند. اسکالا (۲۰۰۸) نشان داد ویژگی های رفتاری مدیران، مانند اطمینان بیش از حد آنها و جنسیت، نقش مهمی در تصمیم گیری های شرکت در خصوص امور مالی، تقسیم سود و حاکمیت شرکتی بازی می کند. اتریدیس (۲۰۱۱) ضمن بررسی رابطه بین افشای حسابداری، کیفیت حسابداری و محافظه کاری مشروط و نامشروط، دریافت هنگامی که جریان های نقد کمتر یا اهرم مالی بیشتر است، شرکت ها اطلاعات حسابداری را با کیفیت بالا ارائه می کنند، زیان را به هنگام تر شناسایی می کنند و سود را معمولاً کمتر مدیریت می کنند.

فلاح شمس لیالستانی، قالیباف‌اصل و نوبخت‌سرایبی (۱۳۸۹) نشان دادند مدیران کم‌تجربه در مقایسه با مدیران با تجربه، از اطمینان بیش از حد بیشتری برخوردارند و ریسک پذیرترند. یافته‌های پژوهش حیدری (۱۳۹۳) نشان داد اطمینان بیش از حد مدیریت موجب افزایش چسبندگی هزینه‌ها می‌شود. مشایخ و بهزادپور (۱۳۹۳) دریافتند بین بیش اطمینانی مدیران و تقسیم سود شرکت ارتباط منفی معناداری برقرار است. عرب‌صالحی و هاشمی (۱۳۹۴) دریافتند اطمینان بیش از حد 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 پیشینه نظری و تجربی، دو فرضیه اصلی این پژوهش به شرح زیر مطرح می‌شود:  
 فرضیه ۱: اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه‌کاری تأثیر منفی و معناداری می‌گذارد.  
 فرضیه ۲: نظارت بیرونی قوی، رابطه بین اطمینان بیش از حد 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 بیش از حد مدیریت و نظارت بیرونی، آزمون می‌شود.

## روش‌شناسی پژوهش

### جامعه و نمونه آماری

جامعه 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 بیش از حد مدیریت، سال - شرکت‌هایی که در آنها مدیرعامل شرکت تغییر کرده بود از نمونه حذف شدند؛ به‌طوری که در مجموع، ۹۷۴ سال - شرکت برای نمونه نهایی انتخاب شد.

جدول ۱. شرایط انتخاب نمونه

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

### متغیرهای پژوهش

#### محافظه کاری مشروط و نامشروط

بر اساس پژوهش احمد و دوئلمن (۲۰۱۳)، برای اندازه گیری محافظه کاری مشروط از معیار عدم تقارن زمانی سود باسو (۱۹۹۷) که لافوند و رویچودری (۲۰۰۸) آن را ارائه کردند، استفاده می شود (مدل ۱).

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

که در آن NI نشان دهنده سود قبل از ارقام غیر مترقبه تقسیم بر ارزش بازار سهام در ابتدای دوره؛ Return نرخ بازده سالانه سهام؛ D متغیر ساختگی است که اگر بازده منفی باشد برابر یک و در غیر این صورت، صفر خواهد بود؛  $\beta_{15}$  به هنگام بودن سود نسبت به اخبار بد (محافظه کاری مشروط را اندازه می گیرد)؛  $\beta_{14}$  نشان دهنده تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر شناسایی به هنگام اخبار خوب؛  $\beta_{14} + \beta_{19}$  پاسخ سود را نسبت به بازده های منفی اندازه می گیرد.

برای اندازه گیری محافظه کاری نامشروط از دو معیاری که گیولی و هاین (۲۰۰۰) معرفی کردند، استفاده شده است. معیار اول از رابطه ۱ محاسبه می شود.

$$\text{رابطه ۱) میانگین کل دارایی ها / (هزینه استهلاک + جریان نقد عملیاتی - سود) = Con - Acc}$$

از آنجا که ارقام تعهدی معمولاً طی یک یا دو دوره معکوس می شود، از میانگین سه سال قبل این معیار، یعنی ارقام تعهدی، ضرب در منفی یک استفاده می شود. هرچه میانگین ارقام تعهدی طی این دوره ها منفی تر باشد، حسابداری محافظه کارانه تر است. مقیاس دوم برای اندازه گیری محافظه کاری نامشروط به شرح رابطه ۲ است.

$$\text{رابطه ۲) ضریب چولگی سود - ضریب چولگی جریان های نقد = Skewness}$$

که در آن، ضریب چولگی با استفاده از داده های پنج سال گذشته محاسبه می شود.

#### اطمینان بیش از حد مدیریت

برای اندازه گیری اطمینان بیش از حد مدیریت، از دو متغیر ساختگی استفاده شده است. متغیر اول سرمایه گذاری مازاد (overcon) است؛ اگر باقی مانده رگرسیون رشد کل دارایی ها بر رشد فروش

(مدل ۲) 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 خوش بین این است که در مقایسه با فروش شرکت، سرمایه‌گذاری بیش از حدی در دارایی‌ها انجام می‌دهند (اسکراند و زچمان، ۲۰۱۱).

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

لی (۲۰۱۰) نشان داد از آنجا که مدیران بیش اطمینان، 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 ما زاد نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام شرکت بر صنعت، معیار دوم اطمینان بیش از حد مدیریت (overconf) در نظر گرفته شده است. چنانچه نسبت بدهی به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت بزرگ‌تر از میانۀ صنعت مد نظر در همان سال باشد، مدیران با اطمینان بیش از حد در آن شرکت حضور دارند؛ در صورت حضور مدیران بیش اطمینان 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 هیئت‌مدیره شرکت از میانۀ 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، وظیفۀ 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 اندازه‌گیری شده از میانۀ 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، رابطه پاسخگویی را بهبود بخشند و در نتیجه 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 می پذیرد و در غیر این صورت، صفر می گیرد.

مطابق پژوهش های پیشین در زمینه محافظه کاری و بیش اطمینانی مدیران، آثار متغیرهای ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (MTB)، نسبت بدهی (Lev)، اندازه شرکت (Size) لگاریتم طبیعی کل دارایی های پایان دوره، رشد فروش (SaleGrow)، انحراف معیار لگاریتم طبیعی درآمدهای پنج سال اخیر (STDRev) و وجه نقد عملیاتی (CFO) کنترل می شود.

### مدل های پژوهش

برای بررسی اثر اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری مشروط، از مدل ۱ که پیش از این بدان اشاره شد، استفاده می شود و برای بررسی تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری نامشروط، مدل ۳ که در ادامه آمده است، به کار می رود (احمد و دوئلمن (۲۰۱۳).

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

در این مدل،  $OverCon_{t-1}$  نشان دهنده اطمینان بیش از حد مدیریت و  $Con_t$  بیانگر محافظه کاری نامشروط است. سایر متغیرها نیز، متغیرهای کنترلی است که پیش از این تعریف شدند. برای آزمون تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری نامشروط، معناداری و علامت ضریب  $\beta_1$  در مدل ۳ آزمایش می شود. سرانجام فرضیه دیگر پژوهش، یعنی اثر تعدیلی نظارت بیرونی بر رابطه بین محافظه کاری نامشروط و اطمینان بیش از حد مدیریت با استفاده از مدل ۴ به آزمون گذاشته می شود.

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

در این مدل،  $MON$  نشان دهنده نظارت بیرونی قوی است. چنانچه ضریب تعاملی  $\beta_3$  در مدل اخیر معنادار شود، به این معنا است که نظارت بیرونی قوی بر رابطه بین اطمینان بیش از حد مدیریت و محافظه کاری نامشروط تأثیر دارد و آن را تعدیل می کند.



## یافته‌های پژوهش

### آمار توصیفی

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

جدول ۲. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد متغیر	میانگین	میانۀ	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
معیار اول اطمینان بیش از حد	OVERCON <sub>۱</sub>	۰/۵۷	۱	۱	۰	۰/۴۹۴
معیار دوم اطمینان بیش از حد	OVERCON <sub>۲</sub>	۰/۵۵	۱	۱	۰	۰/۴۹۷
معیار اول محافظه کاری نامشروط	CON-ACC	۰/۰۰۶	۰/۰۴	۰/۲۷	-۰/۴۸	۰/۰۴
معیار دوم محافظه کاری نامشروط	SKEWNESS	۰/۲۴۳	۰/۱۱	۳/۹۱	-۴/۲۰	۲/۴۴
درصد مدیران غیرموظف	MON <sub>۱</sub>	۶۵	۷۵	۸۵	۰	۲۳/۴
درصد مالکیت نهادی	MON <sub>۲</sub>	۸۰	۸۴	۹۹	۱۸	۱۸/۱
متغیر سوم نظارت بیرونی	MON <sub>۳</sub>	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 اخلاص مدل‌ها از آزمون والد تعدیل شده<sup>۱</sup> و برای رفع آن، از تصحیح وایت استفاده شد. به منظور بررسی خودهمبستگی میان اجزای اخلاص، آزمون والد ریچ<sup>۲</sup> اجرا شد که نتایج آن نشان داد خودهمبستگی وجود ندارد. همخطی متغیرهای مستقل نیز به کمک شاخص عامل تورم واریانس (VIF)<sup>۳</sup> بررسی شد که برای متغیرهای مستقل تمام تخمین‌ها مقدار کمتر از ۱۰ به دست 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 به طور جداگانه برای هر یک از دو متغیر نماینده اطمینان بیش از حد مدیریت آمده است. یادآوری می شود OVERCON<sub>1</sub> نشان دهنده سرمایه گذاری مازاد و OVERCON<sub>2</sub> نشان دهنده نسبت بدهی مازد است.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل ۱ (تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری مشروط)

OVERCON <sub>2</sub>			OVERCON <sub>1</sub>			متغیر
P-value	t	ضریب	P-value	t	ضریب	
۰/۰۰۰	۷/۲۶۸	۱/۹۰۹	۰/۰۰۰	۱۰/۲۷۷	۲/۰۲۵	عرض از مبدأ
۰/۶۴۳	۰/۴۶۲	۰/۱۱۸	۰/۹۰۷	۰/۱۱۶	۰/۰۲۵	D
۰/۰۰۰	-۳/۸۲۶	-۰/۰۲۸	۰/۰۰۰	-۱۰/۸۵۲	-۰/۰۲۷	MTB
۰/۳۹۸	-۰/۸۴۵	-۰/۰۸۸	۰/۱۴۲	-۱/۴۷۱	-۰/۱۲۳	LEV
۰/۰۰۰	-۶/۱۱۱	-۰/۲۷	۰/۰۰۰	-۱۰/۷۰۰	-۰/۲۸۸	SIZE
۰/۷۳۹	-۰/۳۳۲	-۰/۰۰۸	۰/۰۷۲	-۱/۸۰۱	-۰/۰۰۲	OVERCON
۰/۲۳۱	-۱/۲۳۴	-۰/۰۰۱	۰/۰۹۱	-۱/۶۸۹	-۰/۰۰۱	RET
۰/۳۶۷	۰/۹۰۲	۰/۰۱۰	۰/۰۸۰	-۱/۷۴۷	-۰/۰۰۵	D×MTB
۰/۳۳۳	-۰/۹۶۸	-۰/۱۴۷	۰/۱۳۸	-۱/۴۸۳	-۰/۱۶۵	D×LEV
۰/۸۸۶	-۰/۱۴۲	-۰/۰۰۶	۰/۷۱۵	۰/۳۶۴	۰/۰۱۶	D×SIZE
۰/۳۳۸	-۰/۹۵۸	-۰/۰۴۰	۰/۱۳۹	-۱/۵۲۰	-۰/۰۴۹	D×OVERCON
۰/۰۴۲	۲/۰۴۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰	۴/۰۱۰	۰/۰۰۰۱	RET×MTB
۰/۸۱۴	۰/۲۳۴	۰/۰۰۰۲	۰/۷۲۴	-۰/۳۵۲	-۰/۰۰۰۳	RET×LEV
۰/۰۵۲	۱/۹۴۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۶۲	۱/۸۶۵	۰/۰۰۰۱	RET×SIZE
۰/۰۴۴	۲/۰۱۶	۰/۰۰۰۲	۰/۰۴۴	۲/۰۱۷	۰/۰۰۰۲	RET×OVERCON
۰/۰۰۶	۲/۷۵۱	۰/۰۲۰	۰/۰۰۳	۲/۹۶۸	۰/۰۱۸	D×RET
۰/۰۳۱	-۲/۱۵۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	-۶/۶۰۳	-۰/۰۰۲	D×RET×MTB
۰/۰۱۷	-۲/۳۸۱	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۵	-۳/۹۳۳	-۰/۰۰۶	D×RET×LEV
۰/۰۱۶	-۲/۴۰۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۳۲	-۲/۱۴۷	-۰/۰۰۱	D×RET×SIZE
۰/۰۳۹	-۲/۰۶۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۳۲	-۲/۱۴۵	-۰/۰۰۲	D×RET×OVERCON
۳/۴۴			۳/۲۸			F آماره
(۰/۰۰)			(۰/۰۰)			(احتمال)
۰/۰۸			۰/۰۷			ضریب تعیین تعدیل شده R <sup>۲</sup>

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

مدل معنادار است ( $P\text{-value} < 0/05$ ). بر اساس نتایج به دست آمده، اخبار بد (زیان‌ها) به موقع در سود منعکس می‌شود یا به گفته دیگر، رفتار محافظه‌کاری مشروط وجود دارد. در این پژوهش، انتظار می‌رفت مدیران با اطمینان بیش از حد به شناسایی سود سرعت دهند و شناسایی زیان را به تأخیر بیندازند. ضریب متغیر تعاملی  $RET \times OVERCON$  تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر شناسایی به هنگام اخبار خوب (سودها) را نشان می‌دهد که مطابق انتظار، برای هر دو متغیر نماینده، مثبت و معنادار است. ضریب  $D \times RET \times OVERCON$  نیز مطابق انتظار در هر دو ستون منفی و معنادار است. علاوه بر منفی بودن این ضریب، برای اثبات اینکه در شرکت‌هایی که مدیران بیش اطمینان دارند زیان شرکت نسبت به سایر شرکت‌ها با تأخیر بیشتری شناسایی می‌شود، باید معناداری مجموع ضرایب دو متغیر  $RET \times OVERCON$  و  $D \times RET \times OVERCON$  بررسی شود. نتایج این آزمون به طور جداگانه برای هر یک از متغیرهای نماینده اطمینان بیش از حد مدیریت، در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. نتایج آزمون والد

متغیر مستقل مدل	آماره F	سطح احتمال
OVERCON <sub>۱</sub>	۴/۶۴۹	۰/۰۳۱
OVERCON <sub>۲</sub>	۰/۵۶۷	۰/۴۵۱

همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، آماره آزمون برای معیار اول اطمینان بیش از حد، معنادار است، اما برای معیار دوم آن معنادار نیست. بنابراین به صورت خلاصه می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت:

۱. اطمینان بیش از حد مدیریت بر اساس هر دو معیار استفاده شده برای اندازه‌گیری آن، به شناسایی اخبار خوب در سود سرعت می‌دهد؛
  ۲. اطمینان بیش از حد مدیریت بر اساس یکی از دو معیار به کاررفته 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 بیش از حد مدیریت، مشابه است. این یافته‌ها نشان می‌دهد رابطه متغیر اندازه و اهرم مالی با محافظه‌کاری مشروط، منفی و معنادار است. به بیان دیگر، اعمال محافظه‌کاری مشروط در شرکت‌های بزرگ یا با اهرم بالا، کمتر است.
- در جدول ۵ نتایج برآورد مدل ۳ به منظور آزمون تأثیر دو متغیر نماینده اطمینان بیش از حد مدیریت بر دو معیار محافظه‌کاری نامشروط (در مجموع ۴ تخمین) مشاهده می‌شود. در هر ستون، آماره  $t$  ضرایب در زیر آنها و داخل پرانتز درج شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل ۳ (تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری نامشروط)

SKEWNESS		CON-ACC		متغیر
OVERCON <sub>2</sub>	OVERCON <sub>1</sub>	OVERCON <sub>2</sub>	OVERCON <sub>1</sub>	
-.۰۹۶ (-۱/۱۵۱)	-۲/۲۰۷ (-۱/۶۰۵)	.۰/۳۹۵° (۲/۰۴۹)	-.۰/۴۷۰° (۲/۳۹۴)	عرض از مبدأ
-	-.۰/۱۲۶° (-۲/۰۰۲)	-	-.۰/۰۷۱° (-۷/۸۰۱)	OVERCON <sub>1</sub>
-.۰/۱۷۵° (-۲/۶۱۹)	-	-.۰/۰۷۷° (-۸/۸۸۳)	-	OVERCON <sub>2</sub>
.۰/۰۳۰° (۳/۲۰۱)	.۰/۰۳۹° (۲/۸۷۳)	-۴/۳۱۲ (-۰/۰۲۱)	-.۰/۰۰۱ (-۰/۵۹۵)	MTB
-.۰/۱۶۳ (۰/۴۶۸)	-.۰/۱۵۴ (۰/۹۵۲)	.۰/۰۲۶ (۰/۵۴۱)	.۰/۰۵۰ (۱/۰۲۳)	LEV
-.۰/۱۲۷ (۰/۹۲۶)	.۰/۲۸۸ (۱/۱۴۷)	-.۰/۰۷۳° (-۲/۲۱۰)	-.۰/۰۸۷° (-۲/۵۹۹)	SIZE
.۰/۵۴۴° (۲/۱۱۴)	۲/۱۴۹° (۳/۵۸۷)	-.۰/۱۴۷° (-۱/۹۹۸)	-.۰/۱۷۱° (-۲/۲۵۸)	STDREV
-.۰/۳۱۰° (-۲/۹۴۰)	-.۰/۲۵۹° (-۳/۳۶۷)	.۰/۰۲۶° (۲/۳۹۱)	.۰/۰۲۳° (۲/۰۶۹)	SALGROW
-.۰/۱۲۰° (-۲/۱۸۵)	-.۰/۲۶۰° (-۲/۴۲۵)	.۰/۱۱۳° (۲/۶۶۰)	.۰/۱۰۰° (۲/۲۷۵)	CFO
(۰/۰۰) ۳۳/۳۹	(۰/۰۰) ۲۵/۷	(۰/۰۰) ۵/۵۵	(۰/۰۰) ۵/۱۵	آماره F (احتمال)
.۰/۴۳	.۰/۳۸	.۰/۱۴	.۰/۱۲	ضریب تعیین تعدیل شده R <sup>2</sup>

\* معناداری ضریب در سطح خطای ۵ درصد

مطابق انتظار، ضریب دو معیار اطمینان بیش از حد در هر چهار ستون منفی و معنادار است. این یافته به این معنا است که در شرکت‌هایی که مدیران بیش اطمینان دارند، محافظه کاری نامشروط کمتری اعمال می‌شود. درباره 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، رابطه معناداری با محافظه کاری نامشروط ندارند ( $P\text{-value} > ۰/۰۵$ )؛ اما رابطه متغیر اندازه با محافظه کاری نامشروط مبتنی بر اقلام تعهدی، منفی و معنادار است؛ به این معنا که مدیران شرکت‌های کوچک‌تر محافظه کاری نامشروط بیشتری اعمال می‌کنند.

جدول‌های ۶، ۷ و ۸، نتایج برآورد مدل ۴ برای فرضیه دوم پژوهش را نشان می‌دهند. با توجه به دو متغیر نماینده محافظه کاری نامشروط، دو متغیر نماینده اطمینان بیش از حد مدیریت، و سه متغیر نماینده نظارت بیرونی، در مجموع ۱۲ تخمین مشاهده می‌شود.  $mon_2$  و  $mon_1$

mon<sup>۳</sup>، به ترتیب 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 ۶. نتایج تخمین مدل ۴ (اثر تعدیلی مدیران غیرموظف (MON<sub>۱</sub>))

SKEWNESS		CON-ACC		متغیر
OVERCON <sub>۲</sub>	OVERCON <sub>۱</sub>	OVERCON <sub>۲</sub>	OVERCON <sub>۱</sub>	
-۱/۲۰۴ (-۱/۴۴۸)	-۱/۶۳۸* (-۲/۰۹۶)	۰/۳۱۵ (۱/۳۳۷)	۰/۳۴۵ (۱/۷۲۳)	عرض از مبدأ
-	-۰/۲۴۴* (-۲/۹۳۵)	-	-۰/۰۵۰* (-۵/۱۸۴)	OVERCON <sub>۱</sub>
-۰/۰۴۲* (-۲/۲۲۷)	-	-۰/۰۵۹* (-۳/۹۶۴)	-	OVERCON <sub>۲</sub>
۰/۱۱۷* (۱/۹۹۷)	-۰/۱۳۳ (-۰/۸۷۱)	۰/۰۰۹ (۰/۸۷۳)	۰/۰۱۳ (۱/۳۵۱)	MON <sub>۱</sub>
-	۰/۴۹۵* (۲/۹۶۵)	-	-۰/۰۳۲* (۳/۹۷۲)	OVERCON <sub>۱</sub> ×MON <sub>۱</sub>
۰/۱۶۱* (۲/۳۸۲)	-	-۰/۰۲۹ (-۱/۸۲۴)	-	OVERCON <sub>۲</sub> ×MON <sub>۱</sub>
۰/۰۳۷* (۲/۵۶۷)	۰/۰۴۲* (۲/۴۳۳)	-۰/۰۰۳ (-۰/۱۴۳)	-۰/۰۰۱ (-۰/۷۳۲)	MTB
-۱/۱۵۸ (-۰/۹۳۷)	-۰/۰۹۲ (-۰/۳۰۲)	۰/۰۲۰ (۰/۴۰۱)	۰/۰۴۶ (۰/۷۹۵)	LEV
-۱/۱۹۵ (۱/۳۶۹)	۰/۲۶۷* (۲/۰۹۴)	-۰/۰۶۰* (-۲/۰۸۱)	-۰/۰۶۷* (-۲/۲۲۰)	SIZE
۰/۱۲۲* (۳/۰۳۲)	۱/۴۸۶* (۲/۶۵۹)	-۰/۰۸۸* (-۲/۲۷۱)	-۰/۱۱۸* (-۲/۰۴۱)	STDREV
-۰/۳۸۹* (-۴/۲۵۴)	-۰/۳۵۸* (-۳/۳۱۲)	۰/۰۱۶* (۲/۲۱۲)	۰/۰۱۷* (۲/۶۸۷)	SALGROW
-۰/۸۹۸* (-۳/۴۲۷)	-۰/۸۶۰* (-۲/۰۱۰)	۰/۱۲۳* (۲/۴۳۷)	-۱/۱۲۳* (۲/۲۹۳)	CFO
۱۰۹/۷ (۰/۰۰)	۴۸/۷۶ (۰/۰۰)	۴/۵۴ (۰/۰۰)	۴/۲۶ (۰/۰۰)	آماره F (احتمال)
۰/۷۹۳	۰/۶۳۹	۰/۱۳	۰/۱۱	ضریب تعیین تعدیل شده R <sup>۲</sup>

ضریب متغیر تعاملی OVERCON×MON در هر ستون، تأثیر متغیر مجازی مدیران غیرموظف بر رابطه بین معیارهای مختلف محافظه کاری نامشروط و معیارهای مختلف اطمینان بیش از حد مدیریت را روشن می‌کند. بجز ستون دوم که در آن ضریب متغیر تعاملی یادشده

معنادار نیست، این ضریب در سایر ستون های جدول ۶ مثبت و معنادار به دست آمده است. این مطلب نشان می دهد در مجموع مدیران غیرموظف (MON<sub>1</sub>)، به منزله یکی از سازوکارهای نظام حاکمیت شرکتی، آثار منفی اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری نامشروط را کاهش می دهند. به بیان دیگر، حضور مدیران غیرموظف موجب می شود مدیران با اطمینان بیش از حد، از محافظه کاری نامشروط بیشتر استفاده کنند.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل ۴ (اثر تعدیلی سهامداران نهادی (MON<sub>2</sub>))

SKEWNESS		CON-ACC		متغیر
OVERCON <sub>2</sub>	OVERCON <sub>1</sub>	OVERCON <sub>2</sub>	OVERCON <sub>1</sub>	
-۱/۵۳۸ (-۱/۶۲۲)	-۲/۲۲۲* (-۲/۳۸۱)	۰/۴۳۹* (۲/۰۷۸)	۰/۵۰۰* (۲/۲۹۳)	عرض از مبدأ
-	-۰/۰۴۳* (-۲/۰۳۸)	-	-۰/۰۷۴* (-۶/۰۳۹)	OVERCON <sub>1</sub>
-۰/۰۰۹* (-۲/۳۴۳)	-	-۰/۰۶۷* (-۵/۹۷۱)	-	OVERCON <sub>2</sub>
-۰/۴۳۳* (-۳/۲۹۷)	-۰/۰۳۰ (-۱/۶۵۷)	۰/۰۱۵ (۰/۸۱۰)	-۰/۰۰۵ (۰/۳۱۲)	MON <sub>2</sub>
-	۰/۲۸۷ (۱/۷۰۷)	-	-۰/۰۰۳ (-۰/۱۸۸)	OVERCON <sub>1</sub> ×MON <sub>2</sub>
۰/۲۷۸ (۱/۵۱۲)	-	-۰/۰۲۷ (-۱/۸۱۱)	-	OVERCON <sub>2</sub> ×MON <sub>2</sub>
۰/۰۳۹* (۲/۱۳۸)	۰/۰۳۵ (۱/۹۲۶)	۰/۰۰۰۶ (۰/۳۲۱)	-۰/۰۰۱ (-۰/۳۵۶)	MTB
-۰/۱۵۶ (-۰/۳۸۴)	۰/۱۰۷ (۰/۳۰۹)	۰/۰۰۶ (۱/۶۶۹)	۰/۰۲۲ (۱/۷۸۵)	LEV
۰/۲۶۱* (۲/۰۹۲)	۰/۳۱۲* (۲/۰۹۹)	-۰/۰۷۸* (-۲/۱۸۸)	-۰/۰۸۹* (-۲/۳۴۸)	SIZE
۰/۶۲۶ (۱/۷۳۴)	۱/۹۱۵* (۲/۱۷۷)	-۰/۱۳۸* (-۲/۴۴۴)	-۰/۱۵۳* (-۲/۶۰۷)	STDREV
-۰/۲۱۱* (-۲/۰۲۵)	-۰/۲۴۰* (-۲/۰۷۴)	۰/۰۲۸* (۲/۲۸۱)	۰/۰۲۱* (۲/۰۰۲)	SALGROW
۰/۲۳۸* (۲/۰۲۹)	۰/۰۷۰* (۲/۲۵۵)	۰/۱۱۹* (۲/۵۳۳)	۰/۱۰۹* (۲/۲۸۹)	CFO
۲۸/۹۸ (۰/۰۰)	۳۳/۹۵ (۰/۰۰)	۴/۸۷ (۰/۰۰)	۴/۵۱ (۰/۰۰)	آماره F (احتمال)
۰/۴۸۴	۰/۵۳۸	۰/۱۴	۰/۱۳	ضریب تعیین تعدیل شده R <sup>2</sup>

جدول ۷، نتایج را برای معیار دوم نظارت بیرونی، یعنی متغیر مجازی سهامداران نهادی تکرار کرده است. این بار برخلاف انتظار، ضریب متغیر تعاملی  $OVERCON \times MON$  در هر چهار ستون بی معنا شده است؛ یعنی حضور مالکان نهادی در شرکت‌هایی که مدیران بیش اطمینان دارند، تأثیری بر اعمال محافظه کاری نامشروط مدیران ندارد. این یافته را می‌توان به کوتاه‌مدت بودن دیدگاه سرمایه‌گذاران نهادی در ایران یا منفعلانه عمل کردن آنها نسبت داد. تفسیر دیگر این است که سرمایه‌گذاران نهادی نسبت به اعمال کردن یا اعمال نکردن محافظه کاری نامشروط مدیران، بی تفاوت‌اند. نتایج تأثیر معیار سوم نظارت بیرونی (متغیر ترکیبی یا  $MON^3$ ) بر رابطه بین اطمینان بیش از حد مدیریت و محافظه کاری نامشروط در جدول ۸ مشاهده می‌شود.

جدول ۸. نتایج تخمین مدل ۴ (اثر تعدیلی معیار سوم نظارت بیرونی ( $MON^3$ ))

SKEWNESS		CON-ACC		متغیر
OVERCON <sub>2</sub>	OVERCON <sub>1</sub>	OVERCON <sub>2</sub>	OVERCON <sub>1</sub>	
-۰/۸۷۳ (-۱/۰۰۶)	-۱/۷۱۷ (-۱/۹۲۰)	-۰/۲۶۴ (۱/۰۷۰)	-۰/۲۳۱ (۰/۹۰۸)	عرض از مبدأ
-	-۰/۱۳۴* (-۲/۵۸۹)	-	-۰/۰۷۹* (-۶/۰۲۵)	OVERCON <sub>1</sub>
-۰/۱۶۶* (-۱/۹۹۶)	-	-۰/۰۷۷* (-۶/۳۵۰)	-	OVERCON <sub>2</sub>
-۰/۵۹۳* (-۳/۳۹۹)	-۰/۵۹۳* (-۳/۰۰۴)	-۰/۰۱۲ (۰/۸۹۰)	-۰/۰۱۶ (۱/۰۹۶)	MON <sub>1</sub>
-	-۰/۵۶۵* (۲/۸۸۳)	-	-۰/۰۱۰ (-۰/۶۰۲)	OVERCON <sub>1</sub> × MON <sub>1</sub>
-۰/۶۶۳* (۳/۵۷۵)	-	-۰/۰۱۹ (-۱/۰۹۷)	-	OVERCON <sub>2</sub> × MON <sub>1</sub>
-۰/۰۴۸* (۲/۴۶۷)	-۰/۰۴۴* (۲/۶۵۷)	-۰/۰۰۲ (۰/۰۹۳)	-۰/۰۰۱ (-۰/۵۱۱)	MTB
-۰/۳۳۱ (-۰/۷۸۲)	-۰/۰۱۴ (-۰/۳۰۳)	-۰/۰۰۳ (-۰/۰۶۱)	-۰/۰۱۴* (۲/۵۷۵)	LEV
-۰/۱۸۶* (۲/۵۰۲)	-۰/۲۶۷ (۱/۹۴۴)	-۰/۰۴۹ (-۱/۱۷۰)	-۰/۰۴۴ (-۱/۰۰۵)	SIZE
-۰/۸۳۳* (۲/۰۶۸)	-۰/۹۴۶* (۲/۱۰۶)	-۰/۰۵۱* (-۲/۰۷۳)	-۰/۰۶۶* (-۲/۰۱۵)	STDREV
-۰/۳۳۵* (-۳/۵۵۶)	-۰/۳۳۸* (-۲/۹۵۴)	-۰/۰۱۵* (۲/۳۶۳)	-۰/۰۱۱* (۲/۲۹۱)	SALGROW
-۰/۳۹۲ (-۱/۵۴۰)	-۰/۱۹۳* (-۲/۰۷۴)	-۰/۱۲۲* (۲/۳۰۶)	-۰/۱۲۱* (۲/۲۹۶)	CFO
(۰/۰۰) ۶۰/۹۷	(۰/۰۰) ۴۱/۵۵	(۰/۰۰) ۴/۱۲	(۰/۰۰) ۳/۹۴	آماره F (احتمال)
۰/۷۰۳	۰/۶۲۷	۰/۱۱	۰/۰۹	ضریب تعیین تعدیل شده R <sup>۲</sup>

همان گونه که مشاهده می شود، هنگامی که معیار ارقام تعهدی برای اندازه گیری محافظه کاری نامشروط به کار می رود و از متغیر مجازی ترکیبی برای اندازه گیری نظارت بیرونی استفاده می شود (ستون اول و دوم)، ضریب متغیر  $OVERCON \times MON$  معنادار نیست. این مطلب نشان می دهد در شرکت هایی که هم درصد مدیران غیرموظف و هم درصد مالکیت نهادی زیاد است، این عوامل تأثیری بر اعمال محافظه کاری نامشروط مدیران با اطمینان بیش از حد ندارد؛ اما هنگامی که از معیار ضریب چولگی به منزله معیار محافظه کاری نامشروط استفاده می شود (ستون های سوم و چهارم)، ضریب متغیر  $OVERCON \times MON$  مثبت و معنادار است که با توجه به مخالف بودن علامت این ضریب با علامت منفی ضریب متغیر اطمینان بیش از حد در هر دو ستون آخر جدول ۸، می توان نتیجه گرفت حضور مدیران غیرموظف و مالکان نهادی در شرکت هایی که درصد هر دو این عوامل زیاد است، آثار منفی اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری نامشروط را کاهش می دهد. در واقع، بررسی اثر تعدیلی نظارت بیرونی بر رابطه میان محافظه کاری و اطمینان بیش از حد مدیران، نتایج یکپارچه و مطابق انتظاری به دست نمی دهد. این یافته که در پژوهش های پیشین (مانند احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳) هم مستند شده است، نشان می دهد فقط وجود سازوکارهای نظارتی و حاکمیت شرکتی مانند مدیران غیرموظف یا سرمایه گذاران نهادی مهم نیست، آنچه مهم است اثربخشی و کارآمدی این گونه سازوکارها است که باید در کانون توجه دست اندرکاران سازمان بورس و سایر مسئولان قرار گیرد.

### نتیجه گیری

نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش، در مجموع بیان کننده رابطه منفی و معنادار بین اطمینان بیش از حد مدیریت و محافظه کاری (مشروط و نامشروط) است. این نتایج مطابق مبانی نظری اطمینان بیش از حد مدیریت است؛ زیرا برخورداری از ویژگی اطمینان بیش از حد در مدیریت شرکت، سبب تخمین بیش از حد بازده و جریان های نقدی پروژه های سرمایه گذاری می شود و این امر مانع اتخاذ رویکرد محافظه کارانه در شناسایی سود و زیان می شود و در نهایت به کاهش محافظه کاری شرطی می انجامد. از سوی دیگر اطمینان بیش از حد، مدیریت را به سوی ارزش گذاری بیش از حد خالص دارایی ها یا به بیانی، کاهش محافظه کاری نامشروط سوق می دهد. این یافته مشابه یافته های احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) و اسکراند و زچمان (۲۰۱۱) است. این یافته ها را تقریباً می توان مشابه نتایج پژوهش محمودآبادی و مهتری (۱۳۹۰) نیز تعبیر کرد. این پژوهشگران نشان دادند محافظه کاری حسابداری در شرکت هایی که سرمایه گذاری بیش از حد



می‌کنند، سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و در شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری کمتر از حد می‌کنند، سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد.

در فرضیه دیگر به بررسی آثار تعدیل‌کنندگی نظارت بیرونی بر رابطه اطمینان بیش از حد 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 بیش از حد مدیریت بر محافظه‌کاری وی را تعدیل کنند. نتایج بیانگر این مطلب است که نظارت بیرونی قوی، آثار منفی اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه‌کاری نامشروط را کاهش می‌دهد. به گفته‌ای دیگر، به سبب حضور ناظران بیرونی، مدیرانی که اطمینان بیش از حد دارند، از محافظه‌کاری حسابداری بیشتری استفاده می‌کنند. نتایج حاضر با یافته‌های گارسیالارا، گارسیاوساما 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 بیش از حد 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 رابطه متغیرهای بیش اطمینانی 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 بیش اطمینانی در مدیریت عامل شرکت و تأثیر آن بر تصمیم‌گیری‌های وی، استفاده کنند.

### موضوعاتی برای پژوهش‌های بعدی

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی، ضمن مقایسه بیش اطمینانی مدیران در صنایع مختلف، تأثیر نوع صنعت بر رفتار محافظ کارانه مدیران بیش اطمینان نیز تجزیه و تحلیل شود. پژوهشگران علاقه‌مند می‌توانند آثار تعدیلی متغیرهای دیگری مانند جنسیت، تجربه و تحصیلات مدیران را بر رابطه بین اطمینان بیش از حد مدیریت و محافظه‌کاری بررسی کنند یا این پژوهش را بر اساس مدل‌های دیگری برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری و اطمینان بیش از حد 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. *European 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 behavior. *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.