مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال ششم، شماره اول، شماره پیاپی (۱۹)، بهار ۱۳۹۳
تاریخ وصول: ۱۳۹۲/۸/۸
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۲/٦
صص ٤٤- ۲۷

# تاثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی

**داریوش فروغی*[1]، زهرا نخبه فلاح****

* دانشیار حسابداری دانشگاه اصفهان

Foroghi@ase.ui.ac.ir

** کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه اصفهان

Zahra.nfallah@yahoo.com

**چکیده**

هدف این پژوهش، تعیین تاثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی و محافظه‌کاری غیرشرطی است. برای دستیابی به هدف مذکور، دو فرضیه تدوین و نمونه‌ای متشکل از ۷۷ شرکت به روش حذف سیستماتیک از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰تا ۱۳۸۹ انتخاب گردید. برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی از مدل خان و واتس (۲۰۰۹) و برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری غیرشرطی از معیار گیولی و هاین (۲۰۰۰) و همچنین، برای اندازه‌گیری اطمینان بیش از حد مدیریتی از دو معیار مبتنی بر پژوهش احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) استفاده شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش حداقل مربعات وزنی و شیوه داده‌های ترکیبی استفاده گردید. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های پژوهش گویای آن است که اثر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی منفی و معنی‌دار است، به عبارتی، وجود ویژگی اطمینان بیش از حد در مدیران ارشد، سبب کاهش محافظه‌کاری در فرآیند گزارشگری مالی می‌شود.

**واژه‌های کلیدی:** محافظه‌کاری شرطی، محافظه‌کاری غیرشرطی، اطمینان بیش از حد مدیریتی.

---

۱- نشانی مکاتباتی نویسنده مسؤول: اصفهان، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، گروه حسابداری

**مقدمه**

براساس مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران، هدف گزارشگری مالی، ارائه اطلاعات مفید برای استفاده‌کنندگان آن در جهت اتخاذ تصمیم‌های اقتصادی است. سودمندی و مفید بودن اطلاعات، در قالب ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی نمود پیدا می‌کند. از مهمترین ویژگی‌های کیفی مرتبط با محتوای اطلاعات مندرج در گزارش‌های مالی، قابلیت اتکا و اطمینان است. قابلیت اتکا و اطمینان، به صورت عاری بودن از اشتباه و تمایلات جانبدارانه با اهمیت تعریف می‌شود. محافظه‌کاری[1] به عنوان مفهومی است که عدم اطمینان و ابهام در گزارش‌های مالی را کاهش می‌دهد. بنابراین، کاربرد محافظه‌کاری در گزارش‌های مالی باعث افزایش قابلیت اتکای این فرآیند می‌شود. محافظه‌کاری شرطی[2]، از طریق نیاز به تاییدپذیری بیشتر برای شناسایی سودها نسبت به زیان‌ها با پدیده عدم اطمینان و ابهام روبه‌رو می‌شود.

محافظه‌کاری غیرشرطی[3] نیز در زمان شناخت اولیه با لحاظ نمودن اندازه‌گیری کمتر از واقع برای ارزش دارایی‌ها با پدیده عدم اطمینان برخورد می‌کند.

نتایج پژوهش‌های انجام شده (نظیر پژوهش احمد و دوئلمن [۸]) نشان می‌دهد که یکی از عوامل تاثیرگذار بر محافظه‌کاری، مفهوم اطمینان بیش از حد مدیریتی است. اطمینان بیش از حد، یکی از مهمترین مفاهیم مالی رفتاری مدرن است که طبق مبانی نظری، وجود این ویژگی در مدیران سبب تخمین بیش از حد بازده پروژه‌ها گردیده و بر نحوه شناسایی سود و زیان و مبلغ دفتری دارایی‌ها و بدهی‌ها تاثیرگذار است. به عبارت دیگر، محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی را تحت تاثیر قرار دهد. هدف این پژوهش آن است که با استفاده از معیارهای مبتنی بر سرمایه‌گذاری اطمینان بیش از حد، به بررسی تاثیرات اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی و محافظه‌کاری غیرشرطی بپردازد.

**مبانی نظری**

محافظه‌کاری از ویژگی‌های بارز گزارشگری مالی است که از مدت‌ها پیش با تئوری و عمل حسابداری در آمیخته است. به نظر واتس [۳۲]، محافظه‌کاری دست کم از ابتدای قرن بیستم تاکنون، یک ویژگی برجسته و غالب در عرصه حسابداری و گزارشگری مالی بوده است. محافظه‌کاری را به دو دسته محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی تقسیم نموده‌اند.

محافظه‌کاری شرطی، محافظه‌کاری است که توسط استانداردهای حسابداری الزام شده است؛ یعنی شناخت به‌موقع زیان در صورت وجود اخبار بد و نامطلوب و عدم شناخت سود در مواقع وجود اخبار خوب و مطلوب، اما محافظه‌کاری غیرشرطی از طریق استانداردهای پذیرفته شده حسابداری، الزام نگردیده است. این نوع محافظه‌کاری، کمتر از واقع نشان دادن ارزش دفتری خالص دارایی‌ها به واسطه رویه‌های از پیش تعیین شده حسابداری است [۲۸]. از دیدگاه نظری، فرضیه سلسله مراتب بالاتر[4]، مطرح شده توسط همبریک و میسون [۱۵] بیان می‌کند که خصوصیات مدیران ارشد، سبک تصمیم‌گیری آنان را تحت تاثیر قرار می‌دهد. یکی از این ویژگی‌های جالب مدیریتی، اطمینان بیش از حد است.

روان‌شناسان به این نتیجه رسیده‌اند افرادی که دارای اطمینان بیش از حد بوده، امکان موفقیت خود

[1] Conservatism
[2] Conditional Conservatism
[3] Unconditional Conservatism
[4] Upper Theory

را بیش از حد ارزیابی می‌کنند، موفقیتشان را مدیون توانایی‌های خود دانسته و نقش شانس و عوامل خارجی را در این امر کمتر از حد ارزیابی می‌کنند [۳۵]. اطمینان بیش از حد سبب می‌شود انسان دانش و مهارت خود را بیش از حد و ریسک‌ها را کمتر از حد تخمین زده، احساس کند که روی مسائل و رویدادها کنترل دارد، در حالی‌که ممکن است در واقع این‌گونه نباشد [٤]. اطمینان بیش از حد یک ویژگی شخصی است که می‌تواند به صورت اریب رفتاری و داشتن اعتقادات غیرواقعی (مثبت) در رابطه با هریک از جنبه‌های یک پیشامد در شرایط عدم اطمینان تعریف شود، در این‌صورت در برآورد میانگین اغراق خواهد شد [۳۰].

اطمینان بیش از حد مدیرعامل به‌صورت مستعد بودن مدیر عامل برای پیش‌بینی بسیار مثبت نتایج یا تخمین بیش از حد احتمال وقوع نتایج، تعریف می‌شود [۲۵]. یک مدیر با اطمینان بیش از حد، به‌طور سیستماتیک بازده آتی ناشی از پروژه‌های سرمایه‌گذاری را بیش از حد تخمین زده، یا می‌توان گفت احتمال و اثر رویدادهای مطلوب بر جریان‌های نقدی شرکت را بیش از حد و احتمال و اثر رویدادهای نامطلوب بر جریان‌های نقدی شرکت را کمتر از حد تخمین می‌زند [١٦]. لذا انتظار می‌رود مدیران با اطمینان بیش از حد، دارای مخارج سرمایه‌ای بالاتری بوده [۱۱] ، سرمایه‌گذاری بیش از حد در پروژه‌های سرمایه‌گذاری انجام دهند [٢٤].

تخمین‌های مدیریتی نقشی اساسی در کاربرد حسابداری محافظه‌کارانه دارد. مدیران با اطمینان بیش از حد، بازده آتی پروژه‌های شرکت را بیش از حد برآورد می‌نمایند. بنابراین، به احتمال زیاد، آنان احتمال و میزان شوک‌های مثبت بر جریان‌های نقدی آتی ناشی از پروژه‌های فعلی شرکت را بیش از حد تخمین زده، تاثیر شوک‌های منفی بر جریان‌های نقدی را کمتر از حد تخمین می‌زنند. تخمین بیش از حد بازده و جریان‌های نقدی آتی دارایی‌ها و پروژه‌های موجود، دست کم دارای دو پیامد برای تصمیم‌های حسابداری مدیران است: اول این‌که سبب سرعت بخشیدن به شناسایی درآمدها و تاخیر در شناسایی زیان‌ها می‌گردد و زمان شناسایی زیان، احتمال تخمین کمتر از حد زیان وجود دارد. بنابراین، اطمینان بیش از حد مدیریتی به محافظه‌کاری شرطی کمتری منجر می‌گردد و دوم اینکه مدیران با اطمینان بیش از حد، دارایی‌های شرکت را بیش از حد و بدهی‌های شرکت را کمتر از حد ارزیابی می‌نمایند؛ برای مثال، یک مدیر با اطمینان بیش از حد، احتمال وصول مطالبات شرکت را بیش از حد ارزیابی کرده و در نتیجه ذخیره مطالبات مشکوک الوصول را کمتر از حد در نظر می‌گیرد و همچنین، میزان ارزش اسقاط و عمر مفید دارایی‌ها را بیش از حد ارزیابی می‌کند و لذا این امر به تخمین بیش از حد ارزش دارایی‌ها منجر می‌شود و چنین تخمین‌های بیش از حدی، به کاهش محافظه‌کاری غیر شرطی منجر می‌گردد [۸].

**پیشینه پژوهش**

احمد و دوئلمن [۸] در پژوهشی با عنوان "اطمینان بیش از حد مدیریتی و محافظه‌کاری حسابداری" به بررسی تاثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی برمحافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی پرداخته و همچنین، نقش نظارت خارجی قوی را بر این تاثیرات بررسی کرده‌اند و نشان دادند که اطمینان بیش از حد مدیریتی باعث کاهش محافظه کاری شرطی و غیر شرطی شده و نظارت خارجی قوی سبب کاهش

تاثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری نمی‌گردد.

رمالینگودا و یو [۲۶] در پژوهشی با "عنوان مالکیت نهادی و محافظه‌کاری" به بررسی رابطه بین مالکیت نهادی و محافظه‌کاری حسابداری پرداختند. آن‌ها در مطالعه خود از معیار باسو [۱۰] که توسط لافوند و رویچود هاری [۱۹] و لافوند و واتس [۲۰] اصلاح شده بود، استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها گویای آن بود که مالکیت نهادی با گزارشگری محافظه‌کارانه‌تر حسابداری در ارتباط است.

لارا و همکاران [۲۲] در مطالعه‌ای با عنوان "محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه"، به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه در کشور آمریکا پرداختند. در این پژوهش، محافظه‌کاری به دو نوع شرطی و غیرشرطی تفکیک و برای اندازه‌گیری آن از مدل کالن و همکاران [۱۲] استفاده شده است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه رابطه معکوس و معناداری وجود دارد و محافظه‌کاری در گزارشگری مالی از طریق کاهش عدم اطمینان نسبت به جریان‌های نقدی آتی و کاهش نوسان قیمت آتی سهام، به دقت بیشتر اطلاعات، افزایش ارزش شرکت و کاهش هزینه سرمایه آن منجر می‌شود.

کوتاری و همکاران [۱۸] در پژوهشی با عنوان "آیا مدیران از افشای اخبار بد خودداری می‌کنند؟" به بررسی عوامل مؤثر بر عدم افشای اخبار بد و تسریع در افشای اخبار خوب در کشور آمریکا پرداختند. آن‌ها در پژوهش خود از تغییرات سود تقسیمی به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری اخبار خوب و بد استفاده کردند؛ بدین صورت که افزایش سود تقسیمی را به عنوان معیار اخبار خوب و کاهش سود تقسیمی را به عنوان معیار اخبار بد در نظر گرفتند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها نشان داد که مدیران به دلایل مختلف، از جمله مسائل مربوط به دوره تصدی و پاداش، افشای اخبار بد را به تأخیر انداخته و در افشای اخبار خوب تسریع می‌کنند. نتایج همچنین نشان داد که میزان واکنش منفی قیمت سهام نسبت به افشای اخبار بد، بیشتر از میزان واکنش مثبت قیمت سهام نسبت به افشای اخبار خوب است.

خان و واتس [۱۷] پژوهشی با عنوان "برآورد و ارزیابی ویژگی‌های یک معیار سال - شرکت از محافظه‌کاری" با گنجاندن متغیرهای نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، اندازه شرکت و اهرم مالی در مدل باسو [۱۰]، ضمن تکمیل این مدل بیان کردند که برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری باید تغییرات مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری را اندازه‌گیری کرد و اندازه‌گیری تغییرات مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری مستلزم اندازه‌گیری متغیرهای سه‌گانه فوق است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که بین محافظه‌کاری و ویژگی‌های خاص شرکت، نظیر: چرخه عمر، عدم اطمینان خاص شرکت و طول چرخه سرمایه‌گذاری رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد.

فروغی و میرزایی [۳] در پژوهشی با عنوان "تاثیر محافظه‌کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" با استفاده از نمونه‌ای از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۰ به این نتیجه رسیدند که بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، رابطه معکوس وجود دارد و همچنین، نتایج پژوهش آنان نشان داد در شرایطی که بین مدیران و

سرمایه‌گذاران، عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد، توانایی محافظه‌کاری شرطی برای کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیشتر است.

کاظمی نوری [۵] در پژوهشی با عنوان "تاثیر هزینه‌های نمایندگی و ذخایر نقدی بر رابطه میان اعتماد به نفس بیش از حد مدیران ارشد و حساسیت سرمایه‌گذاری ـ جریان‌های نقدی" با استفاده از نمونه‌ای شامل ۱۰۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۹- ۱۳۸۵ به این نتیجه رسید که اعتماد به نفس بیش از حد مدیران ارشد باعث افزایش حساسیت سرمایه‌گذاری ـ جریان‌های نقدی شده است و همچنین، میزان ذخایر نقدی و هزینه‌های نمایندگی شرکت باعث افزایش تاثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیران ارشد بر حساسیت سرمایه‌گذاری ـ جریان‌های نقدی شده، ولی تاثیر ذخایر نقدی در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار نبوده است.

مجتهد زاده و فرشی [٦] در پژوهشی با عنوان "بررسی رابطه محافظه‌کاری و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، با استفاده از دو معیار محافظه‌کاری عدم تقارن زمانی شناسایی اخبار خوب در مقابل اخبار بد و معیار مبتنی بر ارزش بازار، نشان دادند که بین معیار عدم تقارن در شناسایی بهنگام برای اندازه گیری محافظه‌کاری با سودآوری آتی رابطه منفی وجود دارد و این رابطه از نظر آماری معنادار بوده، بین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام برای سنجش محافظه‌کاری با سودآوری رابطه مثبت وجود داشته و رابطه از نظر آماری معنادار نیست.

ستایش و جمالیان پور [۲] در پژوهشی با عنوان "بررسی وجود محافظه‌کاری درگزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده دربورس اوراق بهادار تهران" نشان دادند که در اکثر موارد، پاسخ نامتقارن بین سود حسابداری و بازده سهام (چه در سطح کلیه شرکت‌ها و چه در سطح صنایع مختلف) وجود ندارد. همچنین، اقلام برآمده از محافظه‌کاری مدیران و حسابداران؛ یعنی اقلام تعهدی غیرعملیاتی، با گذشت زمان تغییر قابل ملاحظه‌ای نداشته است و نتایج حاصل از تفکیک اختلاف ارزش بازار و ارزش دفتری خالص دارایی‌ها نشان داد محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی در هر دو سطح پژوهش، اعم از کل شرکت‌ها و صنایع مختلف وجود داشته و روند آن نیز صعودی است.

حساس یگانه و شهریاری [۱] در پژوهشی با عنوان "بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران"، به این نتیجه رسیدند که با درنظر گرفتن متغیرهای کنترلی، از قبیل: اندازه، رشد و ... رابطه منفی معناداری میان تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری وجود دارد که این نتیجه‌گیری مطابق با فرضیه‌های منافع شخصی و اتحاد استراتژیک و ناهماهنگ با فرضیه نظارت فعال است.

**فرضیه‌های پژوهش**

این پژوهش دارای دو فرضیه به شرح زیر است:

فرضیه اول: اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی تاثیر منفی دارد.

فرضیه دوم: اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری غیرشرطی تاثیر منفی دارد.

**روش پژوهش**

برای گردآوری داده‌های مورد نیاز برای انجام این پژوهش از نرم افزارهای اطلاعاتی تدبیرپرداز و ره‌آورد نوین و همچنین از آرشیو الکترونیکی کتابخانه بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. علاوه بر این، از سایت‌های اینترنتی مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار [۱] و سازمان بورس اوراق بهادار[۲] نیز استفاده گردیده است. برای انجام آزمون‌های فرضیه‌های پژوهش از بسته نرم‌افزار Eviews7 و Stata 12 استفاده شده است. این پژوهش از لحاظ هدف از نوع پژوهش‌های کاربردی و از لحاظ ماهیت، از نوع پژوهش‌های همبستگی ـ علّی است. برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون چند متغیره با استفاده از داده‌های ترکیبی بهره گرفته شده است.

در این پژوهش، محافظه‌کاری شرطی و محافظه‌کاری غیرشرطی به عنوان متغیرهای وابسته و اطمینان بیش از حد مدیریتی به عنوان متغیر مستقل و متغیرهای نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، اهرم مالی، اندازه شرکت، رشد فروش، نسبت وجوه نقد عملیاتی و انحراف معیار درآمدها به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده‌اند.

**محافظه‌کاری شرطی:** مدل استفاده شده برای محاسبه متغیر محافظه‌کاری شرطی، مدل خان و واتس [۱۷] است که معیار سال ـ شرکت محافظه‌کاری را بر اساس مدل عدم تقارن زمانی سود باسو [۱۰] تخمین می‌زند. مبنای این مدل محافظه‌کاری، معیار عدم تقارن زمانی سود مدل باسو [۱۰] به صورت رابطه (۱) است.

$$NI_{i,t}\beta_1 + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 RET_{i,t} + \beta_4 D_{i,t} * RET_{i,t} + \varepsilon \quad (۱)$$

در این رابطه:

$NI_{i,t}$: سود عملیاتی پس از کسر هزینه‌های مالی تقسیم بر ارزش بازار سرمایه شرکت i در پایان سال t-1.

$D_{i,t}$: متغیر مجازی. اگر RET<0 باشد، برابر ۱ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود.

$RET_{i,t}$: بازده سهام شرکت i طی سال t.

$\beta_3$: معیار بهنگام بودن اخبار خوب.

$\beta_4$: معیار بهنگام بودن تفاضلی اخبار بد نسبت به اخبار خوب (محافظه‌کاری).

ε:: باقیمانده یا پسماند مدل.

خان و واتس [۱۷]، بیان نمودند که به موقع بودن عایدات برای اخبار خوب $(\beta_3)$ و محافظه‌کاری$(\beta_4)$ توابع خطی از ویژگی‌های خاص شرکت بوده، به صورت G-Score و C-Score بر مبنای روابط (۲) و (۳) با تابع خطی ویژگی‌های شرکت محاسبه می‌شوند:

$$G - Score_{i,t} = \beta_3 = \mu_1 + \mu_2 MV_{i,t} + \mu_3 MTB_{i,t} + \mu_4 LEV_{i,t} \quad (۲)$$

$$C - Score_{i,t} = \beta_4 = \lambda_1 + \lambda_2 MV_{i,t} + \lambda_3 MTB_{i,t} + \lambda_4 LEV_{i,t} \quad (۳)$$

در روابط مذکور:

G-Score: معیار به موقع بودن اخبار خوب.

C-Score: معیار به موقع بودن تفاضلی اخبار بد نسبت به اخبار خوب (محافظه‌کاری).

[1] Www.rdis.ir
[2] Www.seo.ir

$MV_{i,t}$: لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال t.

$MTB_{i,t}$: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال t.

$LEV_{i,t}$: نسبت بدهی به دارایی‌های شرکت i در پایان سال t.

خان و واتس [۱۷] از طریق جاگذاری $\beta_3$ و $\beta_4$ با معادلات G-Score و C-Score در رابطه (۱)، مدل رگرسیونی رابطه (٤) را برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی ارائه دادند:

$$NI_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 D_{i,t} + RET_{i,t} * \left(\mu_1 + \mu_2 MV_{i,t} + \mu_3 MTB_{i,t} + \mu_4 LEV_{i,t}\right) + D_{i,t} * RET_{i,t} \left(\lambda_1 + \lambda_2 MV_{i,t} + \lambda_3 MTB_{i,t} + \lambda_4 LEV_{i,t}\right) + \delta_1 MV_{i,t} + \delta_2 MTB_{i,t} + \delta_3 LEV_{i,t} + \delta_4 D_{i,t} * MV_{i,t} + \delta_5 D_{i,t} * MTB_{i,t} + \delta_6 D_{i,t} * LEV_{i,t} + \varepsilon \quad (٤)$$

سپس با استفاده از تخمین‌های انجام شده در مدل رگرسیون مقطعی سالانه رابطه (٤) و استخراج ضرایب مورد نیاز، محافظه‌کاری شرطی (C-Score)، طبق رابطه (۳) برای هر سال ـ شرکت محاسبه می‌گردد.

در این پژوهش بازده سهام شرکت به صورت تفاوت قیمت هر سهم شرکت در پایان دوره و قیمت هر سهم در ابتدای دوره به علاوه تعدیلات ناشی از عایدات سهام (شامل سود تقسیمی و سهام جایزه و...) تقسیم بر قیمت هر سهم در ابتدای دوره تعریف شده است. همچنین، در این پژوهش دوره محاسبه بازده، ۱۲ ماهه منتهی به پایان تیر ماه سال بعد است.

با توجه به اینکه در پژوهش حاضر داده‌ها برای دوره‌های زمانی سالانه جمع‌آوری گردید، رابطه (٤) در هر یک از مقاطع سالانه مورد مطالعه (ده مقطع زمانی، سال‌های ۱۳۸۹ –۱۳۸۰) با استفاده از رگرسیون مقطعی سالانه برآورد شده است. به منظور قابلیت استفاده از نتایج مدل (٤)، باید از برقراری فروض رگرسیون خطی کلاسیک اطمینان حاصل گردد، که با توجه به مدل مورد استفاده به بررسی عدم همخطی، برقراری همسانی واریانس پرداخته شد. برای بررسی همخطی بین متغیرها از آزمون VIF[1] استفاده شد. نتایج نهایی استفاده از آزمون مذکور، نشان دهنده عدم همخطی بین متغیرهای پژوهش است. به منظور بررسی واریانس ناهمسانی از آزمون بروش پاگان استفاده شد و بررسی ناهمسانی واریانس برای همه مقاطع زمانی صورت گرفت و نتایج این آزمون نشان داد که در تمامی مقاطع زمانی مورد بررسی، به استثنای سال‌های ۱۳۸٤ و ۱۳۸۵، فرض همسان بودن واریانس‌ها برقرار نبوده، لذا به منظور رفع ناهمسانی واریانس در آن مقاطع، از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته و شیوه داده‌های مقطعی استفاده شد. سپس ضرایب حاصل از برآورد مدل (٤) با توجه به رابطه (۳) به منظور محاسبه محافظه‌کاری شرطی (C-Score) استفاده شد.

**محافظه کاری غیرشرطی:** معیار محافظه‌کاری غیرشرطی، مبتنی بر اقلام تعهدی گیولی و هاین [١٤] است که بر اساس رابطه (۵) به دست می‌آید.

$$Con - Acc_{i,t} = (-1) * ((NI_{i,t} + DEP_{i,t}) - CFO_{i,t}) \quad (۵)$$

که در رابطه (۵):

NI: سود عملیاتی،

DEP: هزینه استهلاک و

CFO: وجه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی.

در رابطه (۵)، "(NI+DEP)-CFO" بیانگر کل اقلام تعهدی است. منطق این معیار بر این اساس

[1] Variance Inflation Factor

است که حسابداری محافظه‌کارانه به اقلام تعهدی همواره منفی منجر می‌گردد [١٤]. به عقیده گیولی و هاین [١٤] رشد اقلام تعهدی می‌تواند شاخصی از تغییر در درجه محافظه‌کاری حسابداری در طول یک دوره بلند مدت باشد. به بیانی دیگر، اگر اقلام تعهدی افزایش یابد، در آن صورت محافظه‌کاری کاهش می‌یابد و برعکس. از این رو، برای تعیین جهت تغییرات محافظه‌کاری اقلام تعهدی در عدد منفی یک ضرب می‌شود. با استفاده از میانگین گرفتن معیار مبتنی بر اقلام تعهدی طی چند دوره اطمینان حاصل می‌شود که اثر موقتی اقلام تعهدی بزرگ کاهش می‌یابد، زیرا اقلام تعهدی طی یک یا دو دوره معکوس می‌گردد [۲۷]. بنابراین، مطابق با پژوهش ریچاردسون و همکاران [۲۷]، لارا و همکاران [۲۱] و احمد و دوئلمن [۸]، از میانگین سه سال قبل معیار مبتنی بر اقلام تعهدی گیولی و هاین [١٤] در این پژوهش استفاده شده است. هر چقدر میانگین اقلام تعهدی طی دوره‌های مربوطه منفی‌تر باشد، حسابداری محافظه‌کارانه‌تر خواهد بود.

**اطمینان بیش از حد مدیریتی:** تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت حاوی اطلاعاتی درباره میزان اطمینان بیش از حد مدیریتی است [۱۳]. مطابق با پژوهش احمد و دوئلمن [۸] برای اندازه‌گیری اطمینان بیش از حد مدیریتی (OverCon)، از دو معیار $CAPEX_{it}$ و $OverInv_{i,t}$، که مرتبط با سرمایه‌گذاری هستند، استفاده شده است.

**الف) معیار اول ($CAPEX_{it}$):** این معیار، به استناد پژوهش بن‌دیوید و همکاران [۱۱] و مالمندیر و تیت [٢٤]، یک متغیر ساختگی بوده که در صورتی‌که نسبت مخارج سرمایه‌ای شرکت i در دوره مالی t بیشتر از میانه نسبت مخارج سرمایه‌ای همان دوره شرکت‌های صنعت مربوطه عضو نمونه باشد، بیانگر اطمینان بیش از حد مدیریتی بوده و $CAPEX_{it}$، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر را اختیار می‌نماید. نسبت مخارج سرمایه‌ای شرکت درسال t بر اساس رابطه (٦)، از تقسیم مخارج سرمایه‌ای به کل دارایی‌های شرکت در پایان سال t-1 ، محاسبه می‌شود.

$$(C/A)_t=\frac{C.E_t}{TA_{t-1}} \qquad (٦)$$

که در این رابطه:

$C.E_t$: مخارج سرمایه‌ای، مبالغی که صرف خرید یا بهبود و ارتقای دارایی‌های مولد مانند: ماشین‌آلات، ساختمان‌های تجاری و تولیدی، وسایل نقلیه و غیره در سال t می‌شود و بر اساس مطالعه لولن و بدریناس [۲۳]، از تفاوت خالص ارزش دفتری دارایی‌های ثابت در ابتدا و پایان دوره به علاوه هزینه استهلاک محاسبه می‌گردد.

$TA_{t-1}$: کل دارایی‌ها در پایان سال t-1.

**ب) معیار دوم ($OverInv_{i,t}$):** مطابق با پژوهش احمد و دوئلمن [۸] و اسچراند و زچمن [۲۹]، عبارت است از مفهوم مازاد سرمایه‌گذاری که از رگرسیون رشد دارایی‌ها نسبت به رشد فروش در سطح صنعت به شرح رابطه (۷) به دست می‌آید و در صورتی که باقیمانده رابطه (۷) برای شرکتی مثبت باشد، به این معناست که در آن شرکت سرمایه‌گذاری بیش از حد انجام شده و برای متغیر $OverInv_{i,t}$ عدد یک و در غیر این صورت، عدد صفر لحاظ می‌شود.

$$ASSET.GR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SALE.GR_{i,t} + \varepsilon_t \qquad (٧)$$

$ASSET.GR_t$: رشد دارایی‌ها در سال t :

$$\left(Assets_t/Assets_{t-1}\right) - 1$$

$SALE.GR_t$: رشد فروش در سال t :

$$\left(Sales_t/Sales_{t-1}\right) - 1$$

$\varepsilon_t$: باقیمانده مدل

در پژوهش حاضر، رابطه (۷) با استفاده از روش داده‌های ترکیبی در ۹ صنعت برآورد شده است. با توجه به استفاده از داده‌های ترکیبی، به منظور انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی، از آزمون F لیمر استفاده شد. با توجه به اینکه P-Value به دست آمده از آزمون F لیمر در تمامی صنایع بزرگتر از ۵٪ بود، به منظور برآورد این مدل در تمامی صنایع از شیوه داده‌های تلفیقی استفاده شد.

آزمون ناهمسانی واریانس با استفاده از نرم افزار Stata12 در ۹ صنعت انجام شد. با توجه به اینکه P-Value به دست آمده از آزمون ناهمسانی واریانس در تمامی صنایع به استثنای صنایع (سیمان، آهک و گچ) و (محصولات شیمیایی) کمتر از سطح معنی داری ۵٪ بود، مدل رگرسیونی رابطه (۷) در آن صنایع دارای ناهمسانی واریانس است. به منظور رفع این مشکل، در آن صنایع از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برای برآورد مدل استفاده شد.

بعد از انجام آزمون‌های مورد نظر، باقیمانده‌های مدل را استخراج نموده و از آن‌ها برای تعیین اطمینان بیش از حد مدیریتی استفاده گردید.

**نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام:** این متغیر، از تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت به ارزش دفتری آن در پایان سال مالی محاسبه می‌شود. ارزش بازار حقوق صاحبان سهام از حاصل‌ضرب تعداد سهام عادی در پایان سال مالی در قیمت سهام در پایان سال مالی به دست می‌آید. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام نیز از مجموع سرمایه ثبت شده، اندوخته قانونی، اندوخته احتیاطی، اندوخته طرح و توسعه و سود و زیان انباشته مندرج در ترازنامه شرکت حاصل می‌شود.

شرکت‌های با نرخ بالای MTB، فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری پیش روی خود دارند. وجود گزینه‌های مختلف رشد با هزینه‌های نمایندگی رابطه مثبت دارد [۳۱] و محافظه‌کاری، ابزاری کارآمد در پاسخ به هزینه‌های نمایندگی است. لذا تقاضای قراردادی بالاتری برای محافظه‌کاری از طرف این شرکت‌ها وجود دارد.

**اهرم مالی:** این متغیر از نسبت مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌ها به دست می‌آید. شرکت‌های با درجه اهرم بالا، دارای تعارض‌های نمایندگی بین اعتباردهندگان و سهامدارن هستند. این مسأله سبب تقاضای قراردادی بالاتری برای محافظه‌کاری از طرف این شرکت‌هاست [۳٤]، همچنین، احمد و همکاران [۹] در پژوهشی با عنوان "نقش حسابداری محافظه‌کارانه در کاهش تنش بین اعتباردهندگان و سهامداران" به این نتیجه دست یافتند که شرکت‌های دارای تعارض‌های نمایندگی زیاد بین سهامداران و اعتباردهندگان، حسابداری محافظه‌کارانه‌تری دارند.

**اندازه شرکت:** این متغیر از طریق لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی اندازه‌گیری شده است. واتس و زیمرمن [۳۳] بیان نمودند که شرکت‌های بزرگتر به علت وجود حساسیت‌های سیاسی بیشتر، محافظه‌کاری بیشتری اعمال می‌نمایند.

**رشد فروش:** درصد اختلاف در کل فروش در صورت سود و زیان دو دوره متوالی است. دلیل استفاده از این متغیر به عنوان متغیر کنترلی این است که رشد فروش می‌تواند معیار محافظه‌کاری مبتنی بر اقلام تعهدی را به علت افزایش اقلام تعهدی در حساب‌هایی از قبیل: موجودی کالا و حساب‌های دریافتنی، تحت تاثیر قرار دهد [۷].

**نسبت وجوه نقد عملیاتی:** نسبت وجوه نقد عملیاتی از تقسیم وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی به متوسط کل دارایی‌های دوره مالی محاسبه می‌شود، که وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی از صورت جریان وجوه نقد به دست آمده است و متوسط کل دارایی‌های دوره مالی، از میانگین کل دارایی‌های ابتدا و انتهای دوره مالی به دست می‌آید. جریان‌های نقدی عملیاتی می‌تواند به عنوان یکی از معیارهای سوددهی استفاده شود. احمد و همکاران [۹] اظهار کردند که در شرکت‌های با سوددهی پایین‌تر، کاهش سود ناشی از اعمال محافظه‌کاری، نسبتا پرهزینه خواهد بود، به عبارتی دیگر، شرکت‌های با سوددهی بالاتر، بیشتر استطاعت تصمیم‌های محافظه‌کارانه را دارند و انتظار می‌رود شرکت‌های با سوددهی بیشتر از حسابداری محافظه‌کارانه‌تری استفاده نمایند.

**انحراف معیار درآمدها:** انحراف معیار لگاریتم طبیعی درآمدهای عملیاتی از دوره t-5 تا t-1 است که بیانگر عدم قطعیت عملیاتی است. عدم قطعیت عملیاتی زیاد، سبب تعارض بیشتر بین اعتباردهندگان و سهامداران در مورد سود تقسیمی می‌گردد و چنین شرکت‌هایی احتمالا، دارای حسابداری محافظه‌کارانه‌تری هستند [۹].

**آزمون فرضیه‌های پژوهش**

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل رگرسیون رابطه (۸) استفاده شده است:

$$\begin{aligned}\mathrm{Con}_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 \mathrm{OverCon}_{i,t-1} \\ &+ \beta_2 \mathrm{MTB}_{i,t} + \beta_3 \mathrm{LEV}_{i,t} \\ &+ \beta_4 \mathrm{SIZE}_{i,t} + \beta_5 \mathrm{SALE.GR}_{i,t} \\ &+ \beta_6 \mathrm{CFO}_{i,t} + \beta_7 \sigma\mathrm{REV}_{i,t} + \varepsilon\end{aligned} \quad (۸)$$

که در آن:

Con: محافظه‌کاری شرطی یا غیرشرطی (برای آزمون فرضیه اول از معیار محافظه‌کاری شرطی مدل خان و واتس [۱۷] و برای آزمون فرضیه دوم از معیار محافظه‌کاری غیرشرطی گیولی و هاین [۱٤] استفاده شده است.)

OverCon: متغیر ساختگی اطمینان بیش از حد مدیریتی (یکی از دو معیار CAPEX و OverInv)

$\mathrm{MTB}_{i,t}$: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t.

$\mathrm{LEV}_{i,t}$: نسبت بدهی به دارایی‌های شرکت i در سال t .

$\mathrm{SIZE}_{i,t}$: اندازه شرکت i در سال t .

$\mathrm{SALE.GR}_{i,t}$: رشد فروش شرکت i در سال t.

$$\left(\mathrm{Sales}_t / \mathrm{Sales}_{t-1}\right) - 1;$$

$\mathrm{CFO}_{i,t}$: نسبت وجوه نقد عملیاتی شرکت i در سال t.

$\sigma\mathrm{REV}_{i,t}$: انحراف معیار درآمدهای شرکت i در سال t

برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم، از ضریب $\beta_1$ الگوی فوق استفاده می‌شود. در صورتی که $\beta_1 < 0$ باشد، بیانگر تاثیر منفی اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری است.

**جامعه آماری و روش و طرح نمونه‌برداری**

جامعه آماری این پژوهش، شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

قلمرو زمانی پژوهش یک دوره ۱۰ ساله شامل سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ است. روش نمونه‌گیری در این مطالعه، روش حذف سیستماتیک است. شرکت‌هایی به عنوان نمونه انتخاب شدند که:

۱) سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه هر سال باشد.

۲) طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشند.

۳) قبل از سال ۱۳۷۸ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.

٤) اطلاعات مالی آن‌ها در قلمرو زمانی پژوهش در دسترس باشد.

۵) جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی (بانک‌ها و لیزینگ) نباشند.

٦) معاملات سهام آن‌ها طی دوره پژوهش، در دوره ۱۲ ماهه محاسبه بازده (از اول مرداد تا پایان تیر سال آتی) در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.

با اعمال شرایط فوق، تعداد ۷۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ۹ صنعت به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند.

نگاره (۱) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مدل آزمون فرضیه‌های پژوهش را برای ۷۷ شرکت عضو نمونه، طی ۱۰ سال، نشان می‌دهد.

**نگاره ۱. آمار توصیفی متغیرهای مدل آزمون فرضیه‌های پژوهش**

| متغیر | | میانگین | میانه | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| عنوان | نماد | | | | | | | |
| محافظه‌کاری شرطی | C-Score | ۰/۳۱٦ | ۰/۲٤۹ | ۲/۵۳۲ | -۲/٤٤۷ | ۰/۳۷۹ | ۰/۰۷٦ | ۹/۱۷۹ |
| محافظه‌کاری غیرشرطی | Con-Acc | -۰/۰٦٤ | -۰/۰۵۸ | ۰/۳۲٤ | -۰/۵٤٦ | ۰/۰۷٦ | -۰/۵۹۳ | ٦/٦۳۵ |
| نسبت وجوه نقد عملیاتی | CFO | ۰/۱۵۷ | ۰/۱۳۲ | ۰/۷۸۸ | -۰/۲۲۳ | ۰/۱۵۸ | ۰/۹۰۷ | ٤/۲۸۹ |
| نسبت بدهی به دارایی‌ها | LEV | ۰/٦۵۸ | ۰/٦٦۷ | ۰/۹۵۲ | ۰/۲۱۵ | ۰/۱٤٤ | -۰/٤۰۲ | ٦/۰٤۹ |
| نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام | MTB | ۳/۵٤۷ | ۱/۹۵۹ | ٤۲/۰۵۲ | ۰/۲۸۰ | ۵/۲۸۳ | ٤/۲٦۳ | ۲۰/۷۵۱ |
| رشد فروش شرکت | SALE.GR | ۰/۱۸۳ | ۰/۱٦۱ | ۲/۰۰٦ | -۰/٦۸۰ | ۰/۲۷۲ | ۱/٤۲۱ | ٦/۷۹۸ |
| انحراف معیار درآمدها | σREV | ۰/۳۲۳ | ۰/۲۹۸ | ۱/۳٦۱ | ۰/۰۵۰ | ۰/۱٦۵ | ۲/۰۹۹ | ۷/۸۸۵ |
| اندازه شرکت | SIZE | ۱۳/۰٦٤ | ۱۲/۷۷۲ | ۱۸/۳۲۱ | ۱۰/٤٤۱ | ۱/۳۵۷ | ۱/۲۳۲ | ٤/۸۳۲ |
| اطمینان بیش از حد مدیریتی- معیار اول | CAPEX | ۰/۵۱۵ | ۱/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۵۰۰ | -۰/۰٦۰ | ۱/۰۰٤ |
| اطمینان بیش از حد مدیریتی- معیار دوم | OverInv | ۰/٤٦۱ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/٤۹۹ | ۰/۱۵٦ | ۱/۰۲٤ |

به منظور برآورد مدل رگرسیونی رابطه (۸) برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی و شیوه داده‌های ترکیبی استفاده شد و سپس به منظور انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی، از آزمون F لیمر استفاده شد. با توجه به اینکه P-Value به دست آمده از آزمون F لیمر در تمامی موارد (با استفاده از هر دو معیار محافظه‌کاری و هر دو معیار اطمینان بیش از حد مدیریتی) کوچکتر از ۵٪ بود، به منظور برآورد این مدل در تمامی موارد برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از شیوه داده‌های تابلویی استفاده شد. سپس برای تعیین اینکه الگوی مورد استفاده در آزمون فرضیه‌ها، در قالب کدام یک از روش‌های اثرهای ثابت یا اثرهای تصادفی انجام شود، آزمون هاسمن انجام شد. نتایج این آزمون، تعیین کننده استفاده از روش اثرهای ثابت در تمامی موارد برای مدل مورد

استفاده برای آزمون فرضیه‌ها است. برای بررسی فروض کلاسیک رگرسیون، آزمون ناهمسانی واریانس انجام شده است. در این پژوهش، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در تمامی موارد در مدل رگرسیونی رابطه (۸)، از روش حداقل مربعات وزنی "WLS" برای رفع آن استفاده شده است.

مدل استفاده شده برای آزمون فرضیه اول به صورت رابطه (۸) و با استفاده از دو معیار اطمینان بیش از حد مدیریتی است و در آن $Con_t$ معیار محافظه‌کاری شرطی بر اساس مدل خان و واتس [۱۷] است، به عبارتی، همان $C-Score$ محاسبه شده از طریق رابطه (۳) است. با توجه به آزمون‌های انجام شده برای برآورد رابطه (۸) با استفاده از محافظه‌کاری شرطی و با استفاده از هر دو معیار اطمینان بیش از حد مدیریتی، از روش WLS استفاده شده است که نتایج آن در نگاره (۲) برای هر معیار اطمینان بیش از حد مدیریتی، جداگانه ارائه شده است.

**نگاره ۲. نتایج آزمون فرضیه اول**

$$C-Score_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OverCon_{i,t-1} + \beta_2 MTB_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 SALE.GR_{i,t} + \beta_6 CFO_{i,t} + \beta_7 \sigma REV_{i,t} + \varepsilon$$

| عنوان | نماد | معیار اول اطمینان بیش از حد مدیریتی | | | معیار دوم اطمینان بیش از حد مدیریتی | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ضریب برآورد شده | آمارهZ | P-Value | ضریب برآورد شده | آمارهZ | P-Value |
| عرض از مبدأ | $\beta_0$ | -۰/۸۴۲۱۸۵۹ | -۶/۶۰ | ۰/۰۰۰ | -۰/۸۵۰۲۴۰۵ | -۶/۸۱ | ۰/۰۰۰ |
| اطمینان بیش از حد مدیریتی | $OverCon_{i,}$ | -۰/۰۷۲۳۸۵۳ | -۳/۹۸ | ۰/۰۰۰ | -۰/۱۰۰۱۷۹۹ | -۵/۳۶ | ۰/۰۰۰ |
| نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام | $MTB_{i,t}$ | -۰/۰۲۳۶۹۸۴ | -۵/۶۲ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۲۴۰۴۳۱ | -۵/۷۳ | ۰/۰۰۰ |
| اهرم مالی | $LEV_{i,t}$ | ۰/۱۲۰۲۶۶۱ | ۱/۴۲ | ۰/۱۵۵ | ۰/۱۸۳۰۶۶۵ | ۲/۲۴ | ۰/۰۲۵ |
| اندازه شرکت | $SIZE_{i,t}$ | ۰/۱۰۲۱۸۶۲ | ۱۱/۱۲ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۹۷۵۴۵۴ | ۱۰/۸۳ | ۰/۰۰۰ |
| رشد فروش شرکت | $SALE.GR_i$ | -۰/۰۴۳۱۶۹۵ | -۱/۴۶ | ۰/۱۴۳ | -۰/۰۱۸۱۱۷ | -۰/۶۸ | ۰/۴۹۴ |
| نسبت وجوه نقد عملیاتی | $CFO_{i,t}$ | ۰/۱۶۷۵۴۶۵ | ۱/۶۳ | ۰/۱۰۲ | ۰/۱۳۸۶۱۲۳ | ۱/۳۶ | ۰/۱۷۴ |
| انحراف معیار درآمدها | $\sigma REV_{i,t}$ | -۰/۴۶۵۶۸۳ | -۷/۵۲ | ۰/۰۰۰ | -۰/۳۶۱۸۲۴۸ | -۵/۸۹ | ۰/۰۰۰ |
| | | Wald chi2(7) = ۲۳۳/۰۰ | | | Wald chi2(7) = ۲۳۵/۴۲ | | |
| | | Prob> chi2 = ۰/۰۰۰ | | | Prob> chi2 = ۰/۰۰۰ | | |

همان‌گونه که نتایج مندرج در نگاره (۲) نشان می‌دهد، P-Value محاسبه شده برای متغیر اطمینان بیش از حد مدیریتی در هر دو مدل، کمتر از سطح خطای ۵٪ است. از این‌رو، می‌توان نتیجه گرفت که اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی تاثیر معناداری دارد. از سوی دیگر، ضریب برآورد شده برای متغیر اطمینان بیش از حد مدیریتی در سطح خطای ۵٪، منفی است؛ یعنی اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی تاثیر منفی دارد.

به بیان دیگر، می‌توان گفت که اطمینان بیش از حد مدیریتی، محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی را کاهش می‌دهد. بنابراین، با توجه به نتایج

مندرج در نگاره (۲) و در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه نخست این پژوهش رد نخواهد شد.

همان‌طور که قبلا بیان شد، مدل استفاده شده برای آزمون فرضیه دوم به صورت رابطه (۸) و با استفاده از دو معیار اطمینان بیش از حد مدیریتی است و در آن $Con_t$ معیار محافظه‌کاری غیر شرطی گیولی و هاین [۱٤] است. با توجه به آزمون‌های انجام شده برای برآورد رابطه (۸) به منظور آزمون فرضیه دوم با استفاده از هر دو معیار اطمینان بیش از حد مدیریتی از روش WLS استفاده شده است که نتایج آن در نگاره (۳) برای هر معیار اطمینان بیش از حد مدیریتی، جداگانه ارائه شده است.

**نگاره ۳. نتایج آزمون فرضیه دوم– معیار محافظه‌کاری غیرشرطی مبتنی بر اقلام تعهدی**

$$Con-Acc_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OverCon_{i,t-1} + \beta_2 MTB_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 SALE.GR_{i,t} + \beta_6 CFO_{i,t} + \beta_7 \sigma REV_{i,t} + \varepsilon$$

| عنوان | نماد | معیار اول اطمینان بیش از حد مدیریتی | | | معیار دوم اطمینان بیش از حد مدیریتی | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ضریب برآورد شده | آماره z | P-Value | ضریب برآورد شده | آماره z | P-Value |
| عرض ازمبدأ | $\beta_0$ | -۰/۱۷۱۲۵۷۸ | -۸/۵۰ | ۰/۰۰۰ | -۰/۲۷٤۹۸٤۲ | -۱٤/۰۷ | ۰/۰۰۰ |
| اطمینان بیش از حد مدیریتی | OverCo | -۰/۰۲٤٤۰۲۲ | -۸/۹۵ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۱۲۵۲٤۵ | -۳/۸۵ | ۰/۰۰۰ |
| نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام | $MTB_{i,t}$ | -۰/۰۱۵۱۸۸۳ | -۱۱/۸٦ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۰۱۱۷۵۸ | -۳/۵۲ | ۰/۰۰۰ |
| اهرم مالی | $LEV_{i,t}$ | ۰/۰٤۸۳٦۵۹ | ۲/٦۳ | ۰/۰۰۸ | ۰/۱۲۰۲۰۲ | ۹/۵٤ | ۰/۰۰۰ |
| اندازه شرکت | $SIZE_{i,t}$ | ۰/۰۱۰۷۱۰۵ | ٦/۹۹ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۱۲٦۹۰٦ | ۹/٤۱ | ۰/۰۰۰ |
| رشد فروش شرکت | SALE. G | ۰/۰۹۳٤۸۷۵ | ۱٤/۷۱ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۰۷۷۸٤۱ | -۱/۳٤ | ۰/۰۱۸ |
| نسبت وجوه نقد عملیاتی | $CFO_{i,t}$ | ۰/٤۵۱۹۳۱٦ | ۱٤/٤۷ | ۰/۰۰۰ | ۰/۱۹۹۱۲۲۵ | ۱۳/۷۹ | ۰/۰۰۰ |
| انحراف معیار درآمدها | $\sigma REV_{i,t}$ | -۰/۳۱٤۵۷۸۳ | -۲۸/۰ | ۰/۰۰۰ | -۰/۱٦۵۵٤۳۳ | -۱۳/۹۱ | ۰/۰۰۰ |
| | | Wald chi2(7) = ۳۱۵۵/۷٤ | | | Wald chi2(7) = ٤۲۳/۵۱ | | |
| | | Prob> chi2 = ۰/۰۰۰ | | | Prob> chi2 = ۰/۰۰۰ | | |

نتایج مندرج در نگاره (۳) نشان می‌دهد P-Value محاسبه شده برای متغیر اطمینان بیش از حد مدیریتی در هر دو مدل، کمتر از سطح خطای ۵٪ است. از این‌رو، می‌توان نتیجه گرفت که اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری غیرشرطی تاثیر معناداری دارد. از سوی دیگر، ضریب برآورد شده برای متغیر اطمینان بیش از حد مدیریتی، منفی است. این موضوع بدین معنی است که اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری غیرشرطی تاثیر منفی دارد. به بیان دیگر می‌توان گفت که اطمینان بیش از حد مدیریتی، محافظه‌کاری غیرشرطی در گزارشگری مالی را کاهش می‌دهد. بنابراین با توجه به نتایج مندرج در نگاره (۳) و در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه دوم این پژوهش رد نخواهد شد. نگاره (٤) نتایج حاصل از

آزمون فرضیه‌های پژوهش را به طور خلاصه نشان می‌دهد.

**نگاره ٤. خلاصه نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش**

| فرضیه | موضوع فرضیه | معیار محافظه‌کاری | معیار اطمینان بیش از حد مدیریتی | نتیجه آزمون | نتیجه‌گیری کلی |
|---|---|---|---|---|---|
| اول | اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی تاثیر منفی دارد. | معیار محافظه‌کاری شرطی- C-Score | - معیار اول CAPEX | عدم رد فرضیه | اطمینان بیش از حد مدیریتی، محافظه‌کاری شرطی گزارشگری مالی را کاهش می‌دهد. |
| | | | - معیار دوم OverInvest | عدم رد فرضیه | |
| دوم | اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری غیرشرطی تاثیر منفی دارد. | معیار محافظه‌کاری غیرشرطی اقلام تعهدی- Con-Acc | - معیار اول CAPEX | عدم رد فرضیه | اطمینان بیش از حد مدیریتی، محافظه‌کاری غیرشرطی گزارشگری مالی را کاهش می‌دهد. |
| | | | - معیار دوم OverInvest | عدم رد فرضیه | |

**نتیجه**

نتایج آزمون فرضیه اول مشابه نتایج پژوهش احمد و دوئلمن [۸] است که به این نتیجه رسیدند که اطمینان بیش از حد مدیریتی، محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی را کاهش می‌دهد. همچنین، نتایج آزمون فرضیه اول مطابق با مبانی تئوریک اطمینان بیش از حد مدیریتی است، زیرا وجود ویژگی اطمینان بیش از حد در مدیریت شرکت سبب تخمین بیش از حد بازده و جریان‌های نقدی پروژه‌های سرمایه‌گذاری شده و این امر مانع از اتخاذ رویکرد محافظه‌کارانه در شناسایی سود و زیان شده و نهایتا به کاهش محافظه‌کاری شرطی منجر می‌گردد. نتایج آزمون فرضیه دوم نیز مشابه نتایج پژوهش احمد و دوئلمن [۸] است که به این نتیجه رسیدند که اطمینان بیش از حد مدیریتی، محافظه‌کاری غیرشرطی در گزارشگری مالی را کاهش می‌دهد. نتایج آزمون فرضیه دوم نیز مطابق مبانی تئوریک اطمینان بیش از حد مدیریتی است، زیرا اطمینان بیش از حد، مدیریت را به سمت ارزش‌گذاری بیش از حد خالص دارایی‌ها و به عبارتی، کاهش محافظه‌کاری غیرشرطی سوق می‌دهد.

**محدودیت‌های پژوهش**

۱- قلمرو زمانی مطالعه حاضر از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ است. بنابراین، باید در تعمیم نتایج پژوهش به سال‌های قبل از ۱۳۸۰ و بعد از ۱۳۸۹ با احتیاط عمل شود.

۲- امکان استفاده از برخی مدل‌های محاسبه محافظه‌کاری، گروهی به علت نبود اطلاعات آن مدل‌ها در ایران، و گروهی دیگر به علت اینکه عدم امکان انتخاب نمونه‌های بزرگتر، وجود نداشت.

۳- ویژگی اطمینان بیش از حد مدیریتی، خصیصه رفتاری بوده، بهتر است اندازه‌گیری آن در بازه بلند مدت صورت پذیرد، و تاثیرات گردش مدیریتی بر آن لحاظ شود، ولی به علت گردش بالای مدیریتی، امکان لحاظ نمودن آن در اندازه‌گیری این متغیر وجود نداشت.

٤- داده‌های استخراج شده از صورت‌های مالی شرکت‌ها، از بابت تورم تعدیل نگردیده است. در صورت تعدیل اطلاعات مذکور، ممکن است نتایج متفاوتی از نتایج فعلی حاصل شود.

**پیشنهادهای پژوهش**

١- بر مبنای یافته‌های حاصل از این پژوهش، وجود ویژگی اطمینان بیش از حد در مدیران، تاثیر منفی بر محافظه‌کاری گزارشگری مالی دارد. از آنجا که محافظه‌کاری می‌تواند با افزایش کیفیت اطلاعات موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران مطلع و بی‌اطلاع گردد، توصیه می‌گردد از روش‌هایی به منظور افزایش محافظه‌کاری شرکت‌هایی که مدیریت آن‌ها دارای ویژگی اطمینان بیش از حد هستند، به منظور جبران اثرهای منفی آن استفاده نمود.

٢- مدل‌های این پژوهش برای تمام صنایع عضو نمونه آماری به صورت یکجا برآورد شده‌اند. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی هر یک از مدل‌های این پژوهش برای صنایع مختلف به تفکیک برآورد شود.

٣- معیارهای گوناگونی برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی وجود دارد که در این پژوهش تنها از معیار محافظه‌کاری شرطی خان و واتس [١٧] و معیار محافظه‌کاری غیرشرطی مبتنی بر اقلام تعهدی گیولی و هاین [١٤] استفاده شده است، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی با استفاده از سایر معیارهای موجود اندازه‌گیری گردد.

**منابع**


١- حساس یگانه، یحیی و علیرضا شهریاری. (١٣٨٩). «بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران»، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ش ٢، صص ٧٧-٩٤.

٢- ستایش، محمدحسین و مظفر جمالیان‌پور. (١٣٨٩). «بررسی وجود محافظه‌کاری در گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *پیشرفت‌های حسابداری*، ش ١، صص ٨٥-١١٩.

٣- فروغی، داریوش و منوچهر میرزایی. (١٣٩١). «تاثیر محافظه‌کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *پیشرفت‌های حسابداری*، ش ٢، صص ٧٧-١١٧.

٤- فلاح شمس لیالستانی، میرفیض؛ قالیباف اصل، حسن و سمیرا سرابی نوبخت. (١٣٨٩). «بررسی اثر تجربه بر ریسک‌پذیری، بیش اطمینانی و رفتار توده‌وار مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ش١٢، صص ٢٥-٤٢.

٥- کاظمی نوری، سپیده. (١٣٩١). *تاثیر هزینه‌های نمایندگی و ذخایر نقدی بر رابطه میان اعتماد به نفس بیش از حد مدیران ارشد و حساسیت سرمایه‌گذاری ـ جریان‌های نقدی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

٦- مجتهدزاده، ویدا و زهرا فرشی. (١٣٩١). «بررسی رابطه محافظه‌کاری و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ش ٦٧، صص ٩١-١٠٤.

7- Ahmed, A. S., & Duellman, S. (2007). Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics*, Vol 43, No 2, Pp 411-437.

8- Ahmed, A. S., & Duellman, S. (2013). Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, Vol 51, No 1, Pp 1-30.

9- Ahmed, A. S., Billings, B. K., Morton, R. M., & Stanford-Harris, M. (2002). The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. *The Accounting Review,* Vol 77, No 4, Pp 867-890.

10- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of accounting and economics*,Vol 24, No 1, Pp 3-37.

11- Ben-David, I., Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2010). Managerial miscalibration (No. w16215). National Bureau of Economic Research.

12- Callen, J. L., Segal, D., & Hope, O. K. (2010). The pricing of conservative accounting and the measurement of conservatism at the firm-year level. *Review of Accounting Studies*, Vol 15, No 1, Pp 145-178.

13- Campbell, T. C., Gallmeyer, M., Johnson, S. A., Rutherford, J., & Stanley, B. W. (2011). CEO optimism and forced turnover. *Journal of Financial Economics*, Vol 101, No 3, Pp 695-712.

14- 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*, Vol 29, No 3, Pp 287-320.

15- Hambrick, D. C., & Mason, P. A. (1984). Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers. *Academy of management review*, Vol 9, No 2, Pp 193-206.

16- Heaton, J. B. (2002). Managerial optimism and corporate finance. *Financial management*, Vol 31, No 2, PP 33-45.

17- Khan, M., & Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, Vol 48, No 2, Pp 132-150.

18- Kothari, S.P., Shu, S. Wysocki. (2009b). Do Managers Withhold Bad News?.*Journal of Accounting Research*, Vol 47, No 1, Pp 241-276.

19- Lafond, R., &Roychowdhury, S. (2008). Managerial ownership and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, Vol 46, No 1, Pp 101-135.

20- Lafond, R., Watts, R.L., (2008). The Information Role of Conservatism. *The Accounting Review*, Vol 83, Pp 447-478.

21-.Lara, J. M. G., Osma, B. G., & Penalva, F. (2009). Accounting conservatism and corporate governance. *Review of Accounting Studies*, Vol 14, No 1, Pp 161-201.

22- Lara, J. M. G., Osma, B. G., & Penalva, F. (2011). Conditional conservatism and cost of capital. *Review of Accounting Studies*, Vol 16, No 2, Pp 247-271.

23- Lewellen, W. G., & Badrinath, S. G. (1997). On the measurement of Tobin's q. *Journal of Financial Economics*, Vol 44, No 1, Pp 77-122.

24- Malmendier, U., & Tate, G. (2005). CEO overconfidence and corporate investment. *The journal of finance*, Vol 60, No 6, Pp 2661-2700.

25- Malmendier, U., & Tate, G. (2008). Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction. *Journal of Financial Economics*, Vol 89, No 1, Pp 20-43.

26- Ramalingegowda, S., & Yu, Y. (2012). Institutional ownership and conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, Vol 53, No 1, Pp 98-114.

27- Richardson, S. A., Sloan, R. G., Soliman, M. T., & Tuna, I. (2005). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, Vol 39, No 3, Pp 437-485.

28- Ryan, S. G. (2006). Identifying conditional conservatism. *European accounting review*, Vol 15, No 4, Pp 511-525.

29- Schrand, C. M., & Zechman, S. L. (2011). Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics*, Vol 53, No 1, Pp 311-329.

30- Skala, D. (2008). Overconfidence in psychology and finance-an interdisciplinary literature review. *Bank iKredyt*, Vol 4, Pp 33-50.

31- Smith, C. W., & Watts, R. L. (1992). The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation

policies. *Journal of financial Economics*, Vol 32, No 3, Pp 263-292.

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

33- Watts, R.L., Zimmerman, J.L., (1978). Toward a positive theory of the determination of accounting standards. *The Accounting Review*, Vol 53, Pp 112–134.

34- Watts, R.L., Zimmerman, J.L., (1986). *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall, New Jersey

35- Wen, F. H., Huang, D. L., Lan, Q. J., & Yang, X. G. (2007). Numerical simulation for influence of overconfidence and regret aversion on return distribution. *Systems Engineering-Theory & Practice*, Vol 27, No 7, Pp 10-18.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

# The Effect of Managerial Overconfidence on Conditional and Unconditional Conservatism

***D. Foroghi,**
Associate Professor of Accounting, University of Isfahan, Iran
**Z. NokhbehFallah**
Master of Accounting, University of Isfahan, Iran

**Abstract**
The purpose of this study is investigating the effect of managerial overconfidence on conditional and unconditional conservatism. To attain the mentioned purpose, two hypotheses were developed and a sample of 77 firms was selected by systematic elimination method from the companies listed in Tehran stock exchange during the years of 2002 to 2011. In order to measure conditional conservatism, khan and Watts (2009) model and to measure unconditional conservatism, measure of Givoly and Hayn (2000) and to measure managerial overconfidence, two measures of research of Ahmed and Duellman (2013) were used. Also, to estimate research hypotheses, weighted least squares and panel methods were used. Results of estimating research models indicated that the effects of managerial overconfidence on conditional and unconditional conservatism are negative and significant. In other words, existence of overconfidence in top managers results in decreasing of financial reporting conservatism.

**KeyWords**: Conditional conservatism, Unconditional Conservatism, Managerial Overconfidence.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* Foroghi@ase.ui.ac.ir