فصلنامــه علمی پژوهشــی حسابداری مدیریت
سال دوازدهم/ شماره چهل‌ام/ بهار ۱۳۹۸

تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر کوته‌بینی مدیران بیش‌اطمینان: شواهد تجربی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

افسانه توانگر[۱]
مختار کیوان‌فر[۲]

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۲۶ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۵/۱۵

چکیده

محافظه‌کاری حسابداری در شرایط نبود اطمینان، سبب رویکرد محتاطانه در سنجش درآمدها و دارایی‌ها می‌گردد. همچنین، نگرش کوتاه‌مدت مدیران به‌معنای دیدگاه سطحی در اندیشیدن، برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری، شرحی از یک‌شکل سوگیری است که محدودیتی جدی در تصمیم‌گیری ایجاد می‌کند. از سویی دیگر نیز بیش اطمینانی مفهومی است که ردپای آن به کرات در تصمیمات سرمایه‌گذاری مشاهده می‌شود به این معنا که افراد در مورد صحت قضاوتشان خوش‌بینی داشته و به سختی ممکن است امکان اشتباه در قضاوتشان را در نظر بگیرند. در مطالعه حاضر تلاش شد با استفاده از داده‌های ۱۲۰ شرکت پذیرفته شده در بورس تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵، مدل داده‌های ترکیبی و رگرسیون چندمتغیره، تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر نگرش کوتاه‌مدت مدیران بیش‌اطمینان بررسی شود. برای محاسبه کوته‌بینی مدیران از مدل هسو و همکاران (۲۰۱۷) براساس تغییرات مخارج سرمایه‌ای و تغییرات سودآوری شرکت استفاده شده است. نتایج نشان داد، ارتباط معکوس و معناداری بین محافظه‌کاری حسابداری و نگرش کوتاه‌مدت مدیران بیش‌اطمینان وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: محافظه‌کاری حسابداری، نگرش کوتاه‌مدت مدیران، بیش‌اطمینانی.

۱- استادیار گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران. atstudents2012@yahoo.com
۲- دانشجوی دکترا، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) m.keivanfar62@yahoo.com

۱- مقدمه

محافظه‌کاری شرطی، از جمله ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری است که موجب افزایش بالقوه کیفیت گزارشگری مالی می‌گردد (واتز[۱]، ۲۰۰۳). این‌طور استدلال می‌شود که محافظه‌کاری، چندین مزیت حاکمیت شرکتی فراهم می‌آورد، مانند کاهش مشکلات نمایندگی و بهبود تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران (واتز، ۲۰۰۳؛ بال و شیواکومار[۲]، ۲۰۰۵)، بهبود کارایی قراردادهای بدهی (احمد[۳] و همکاران، ۲۰۰۲؛ ژانگ[۴]، ۲۰۰۸) و کاهش هزینه‌های دعاوی قضایی (فرانسیس و مارتین[۵]، ۲۰۱۰). این در حالی است که شواهد محدودی درباره چگونگی تأثیرگذاری محافظه‌کاری حسابداری بر تعاملات حسابرس-صاحبکار وجود دارد. باسو[۶] (۱۹۹۷) به این نتیجه رسید که شرکت‌ها، اخبار بد را سریع‌تر از اخبار خوب انعکاس می‌دهند که منجر به شناسایی زودتر زیان می‌گردد که بنابر ادبیات حسابداری، محافظه‌کاری شرطی خوانده می‌شود. تفاوت هرچه بیشتر بین زمان شناسایی مذکور، منجر به افزایش محافظه‌کاری می‌گردد. به‌کارگیری حسابداری محافظه‌کارانه تاحدودی بر پایه این ادعا شکل گرفته است که مدیران دارای انگیزه‌هایی قوی به‌منظور برآورد بیش از واقع سود هستند (واتز، ۲۰۰۳).

کوتاری[۷] و همکاران (۲۰۰۹)، همراستا با این ادعا، دریافتند که نگرانی‌های شغلی و قراردادهای پاداش، انگیزه‌هایی برای مدیران ایجاد می‌کنند تا اخبار بد را با تأخیر گزارش نمایند و افشای اطلاعات راجع به اخبار خوب را تسریع نمایند. لفوند و واتز[۸] (۲۰۰۸) نیز استدلال نمودند که تمایل ذاتی مدیران به تعویق در انتشار اخبار بد و تسریع در انتشار اخبار خوب، توسط محافظه‌کاری تعدیل و همتراز می‌شود (دفوند[۹] و همکاران، ۲۰۱۶). بنابراین، افزایش محافظه‌کاری در شرکت، موجبات تقویت نظارت بر مدیریت شرکت را مهیا می‌سازد.

این در حالی است که تورش کوته‌بینی[۱۰] (نگرش کوتاه‌مدت) مدیران یکی از گرایش‌های رفتاری حائز اهمیت در مدیران می‌باشد. مدیرانی که بر اهداف کوتاه‌مدت متمرکز هستند، در یک فاصلهٔ زمانی کوتاه به نتایج و بازده سریع و البته موقت دست می‌یابند، اما در بلندمدت عملکرد آنان مطلوب و رضایت‌بخش نخواهد بود و به گفته‌ای، درگیر مدیریت کوته‌بین می‌شوند (لوینتال و مارچ[۱۱]، ۱۹۹۲). از سویی دیگر، بیش اطمینانی[۱۲] در زندگی روزمره به کرات اتفاق می‌افتد و بالطبع، در تصمیمات سرمایه‌گذاری نیز ردپای آن مشاهده می‌شود به این معنا که افراد در مورد صحت قضاوتشان بیش‌اطمینانی و خوش‌بینی داشته و به سختی ممکن است امکان اشتباه در قضاوتشان را در نظر بگیرند. تحلیل‌گران مالی پس از ارائه گزارش خود به همین علت به سختی از نظر اول خود بازمی‌گردند، حتی زمانی که اطلاعات بیشتری به دست آورده‌اند و اطلاعات جدید قضاوت قبلی آن‌ها را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد (سعیدی و فرهانیان، ۱۳۹۴) چراکه خوش‌بینی مدیران بیش‌اطمینان، آنان را نسبت به اطلاعات نامطلوب راجع به عملکرد پروژه توجیه می‌کند تا واکنشی از خود نشان ندهند و زمانی می‌رسد که برای درمان مشکلات ناشی از آن، بسیار دیر است (استبرو[۱۳] و همکاران، ۲۰۰۷). در این راستا، محافظه‌کاری حسابداری به‌عنوان یک ابزار انضباطی به کاهش این کوتاه‌بینی مدیران بیش‌اطمینان کمک می‌نماید (هسو[۱۴] و همکاران، ۲۰۱۷). به این ترتیب، در مطالعه حاضر تلاش می‌گردد که با استفاده از داده‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر کوتاه‌بینی مدیران بیش‌اطمینان مورد بررسی قرار گیرد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

محافظه‌کاری یکی از ویژگی‌های برجسته گزارشگری مالی است که در سال‌های اخیر به خاطر رسوایی‌های مالی توجه بیشتری را به خود جلب کرده است و به دو دسته شرطی و غیرشرطی تقسیم می‌شود. محافظه‌کاری غیرشرطی یا پیش‌بینی‌شده، محافظه‌کاری از دیدگاه ترازنامه‌ای است که منعکس‌کننده تمایل به ارائه کمتر از واقع ارزش دفتری خالص دارایی‌ها نسبت به ارزش بازار آن‌هاست. محافظه‌کاری

غیرشرطی به اعمال روش‌های محافظه‌کارانه حسابداری در مرحله شناخت و ثبت اولیه دارایی‌ها و بدهی‌ها اشاره دارد. این نوع محافظه‌کاری، مستقل از اخبار و رویدادهای موجود بوده و فقط از الزامات استانداردها و اصول پذیرفته شده حسابداری نشئت می‌گیرد (بال و شیواکومار[15]، ۲۰۰۵). محافظه‌کاری شرطی یا پس‌رویدادی وابسته به اخبار؛ به این معناست که ارزش دفتری خالص دارایی‌ها در شراط نامساعد کاهش می‌یابد، اما در شرایط مساعد، افزایش نمی‌یابد و در شناسایی سریع‌تر زیان‌ها، نسبت به شناسایی سودها نمود می‌یابد. این نوع محافظه‌کاری، دیدگاه سود و زیانی دارد.

از سویی دیگر، تورش کوته‌بینی مدیران یکی از گرایش‌های رفتاری حائز اهمیت در مدیران می‌باشد. مدیرانی که بر اهداف کوتاه‌مدت متمرکز هستند، در یک فاصلهٔ زمانی کوتاه به نتایج و بازده سریع و البته موقت دست می‌یابند، اما در بلندمدت عملکرد آنان مطلوب و رضایت‌بخش نخواهد بود و به گفته‌ای، درگیر مدیریت کوته‌بین می‌شوند (لوینتال و مارچ[16]، ۱۹۹۲). مطالعات پیشین، محافظه‌کاری را به‌عنوان یک ابزار انضباطی تعریف نموده‌اند که بیش‌اطمینانی مدیریتی را محدود می‌سازد (برای مثال؛ بال[17]، ۲۰۰۱؛ واتز، ۲۰۰۳؛ بال و شیواکومار، ۲۰۰۵). بر این اساس، فرانسیس و مارتین[18] (۲۰۱۰) و احمد و دوئلمن[19] (۲۰۱۱) استدلال نموده‌اند که محافظه‌کاری موجب تقویت کیفیت تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌گردد. از آنجاکه مدیران بیش‌اطمینان، توانایی خود برای کنترل شرایط و اتخاذ تصمیمات بهینه را بیش از واقع برآورد می‌نمایند (لانگر[20]، ۱۹۷۵؛ وینستین[21]، ۱۹۸۰)، تمایل بیشتری به آغاز پروژه‌های سرمایه‌گذاری امیدوارکننده (گالاسو و سیمکو[22]، ۲۰۱۱؛ هیرشلیفر[23] و همکاران، ۲۰۱۲) و رفع مشکلات احتمالی حین پیاده‌سازی پروژه دارند و احتمال دستیابی به موفقیت را می‌افزایند (هیرشمن[24]، ۱۹۶۷). این در حالی است که خوش‌بینی مدیران بیش‌اطمینان، آنان را نسبت به اطلاعات نامطلوب راجع به عملکرد پروژه توجیه می‌کند تا واکنشی از خود نشان ندهند و زمانی می‌رسد که برای درمان مشکلات ناشی از آن، بسیار دیر است (استبرو و همکاران، ۲۰۰۷). محافظه‌کاری حسابداری به کاهش این کوتاه‌بینی مدیران بیش‌اطمینان کمک می‌نماید (هسو و همکاران، ۲۰۱۷). در همین راستا، احمد و دوئلمن[25] (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان اطمینان بیش از حد مدیریتی و محافظه‌کاری حسابداری، نقش نظارت خارجی قوی را بر این تاثیرات بررسی کرده‌اند و نشان دادند که اطمینان بیش از حد مدیریتی باعث کاهش محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی شده و نظارت خارجی قوی سبب کاهش تاثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری نمی‌گردد. لیمو و تانزانیا[26] (۲۰۱۴) نیز نتیجه گرفتند که محافظه‌کاری بر کیفیت سود شرکت‌های مورد بررسی موثر نبوده و بر قیمت سهام آن‌ها دارای اثری مستقیم است. محمد[27] و همکاران (۲۰۱۷) در بررسی رابطه محافظه‌کاری حسابداری، حاکمیت شرکتی و روابط سیاسی شرکت، به این نتیجه رسیدند که ارتباطی مستقیم بین محافظه‌کاری حسابداری و کیفیت حاکمیت شرکتی برقرار است. این در حالی است که روابط سیاسی شرکت موجب تضعیف ارتباط مستقیم محافظه‌کاری حسابداری و کیفیت حاکمیت شرکتی می‌گردد. مالیک[28] (۲۰۱۷) در بررسی رابطه حاکمیت شرکتی و محافظه‌کاری حسابداری، گزارش نمودند که ارتباطی مستقیم بین کیفیت حاکمیت شرکتی و محافظه‌کاری حسابداری برقرار است. سلیمان[29] (۲۰۱۷) در بررسی رابطه بین قرارداد بدهی و محافظه‌کاری، به این نتیجه رسیدند که ارتباطی معکوس نسبت بدهی و محافظه‌کاری حسابداری برقرار است. افس و ساردوک[30] (۲۰۱۷) در بررسی رابطه محافظه‌کاری حسابداری، عملکرد شرکت و ساختار مالکیت شرکت، به این نتیجه رسیدند که ارتباطی مستقیم بین محافظه‌کاری حسابداری و عملکرد شرکت برقرار است و مالکیت نهادی موجب تقویت این ارتباط مستقیم می‌گردد. در ایران، ستایش و روستا (۱۳۹۲) گزارش نمودند که محافظه‌کاری ترازنامه‌ای با نمرات کارایی مالی رابطه ندارد اما محافظه‌کاری

سودوزیانی و ترکیبی با نمرات کارایی مالی رابطه مثبت دارند. در ادامه براساس میانگین ده‌ساله نمرات کارایی مالی، شرکت‌ها برمبنای چارک‌های اول و سوم به دو گروه با حد پایین و بالا نمرات کارایی طبقه‌بندی شدند. نتایج بیانگر آن است که تفاوت معناداری در بین گروه‌های با حد بالا و پایین در نمرات کارایی از لحاظ محافظه‌کاری سودوزیانی و ترکیبی وجود ندارد. نتایج تحقیق خدامی‌پور و تاج الدینی (۱۳۹۳) نشان داد که محافظه‌کاری حسابداری بیشتر، به نگهداری وجه نقد بیشتری نیز گرایش دارند. فروغی و فلاح (۱۳۹۳) به بررسی تاثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی پرداختند. 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. رامشه و ملانظری (۱۳۹۳) به بررسی محافظه‌کاری حسابداری و بیش‌اطمینانی مدیریت پرداختند. یافته‌های آنان نشان داد که نظارت خارجی اثر منفی بیش‌اطمینانی بر محافظه‌کاری شرطی را کاهش داده، اما اثر مشابه در مورد محافظه-کاری غیرشرطی نخواهد داشت. از سوی دیگر، شاهی (۱۳۹۴) به بررسی بیش اطمینانی مدیریت و محافظه-کاری حسابداری پرداختند و نشان دادند که بین محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی با بیش اطمینانی مدیریت رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارتی وجود ویژگی اطمینان بیش از حد در مدیران ارشد سبب کاهش محافظه‌کاری در فرآیند گزارشگری مالی می‌شود. دیدار و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تاثیر کوتاه‌بینی مدیریتی بر کارایی شرکت‌ها بر مبنایی تحلیل پوششی داده‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش بیانگر این است که کوتاه‌بینی مدیریتی بر کارایی شرکت‌ها تأثیر منفی و معنی‌داری دارد.

همانطورکه شواهد تجربی نشان می‌دهد، گرچه مطالعاتی به چشم می‌خورد که به بررسی روابط بین محافظه‌کاری حسابداری و بیش‌اطمینانی مدیران پرداخته است، اما تا کنون پژوهشی صورت نگرفته است که تاثیر محافظه‌کاری حسابداری اعم از شرطی و غیرشرطی بر کوته‌بینی مدیران دارای تورش بیش-اطمینانی را مورد بررسی قرار داده باشد و از این لحاظ مطالعه حاضردارای نوآوری موضوعی می‌باشد.

۳- فرضیه‌های پژوهش

باتوجه به توضیحات ارائه شده در بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌های مطالعه حاضر به شرح زیر مطرح می‌شوند:

۱) ارتباط معنادار بین محافظه‌کاری شرطی حسابداری و نگرش کوتاه‌مدت مدیران بیش-اطمینان وجود دارد.

۲) ارتباط معنادار بین محافظه‌کاری غیرشرطی حسابداری و نگرش کوتاه‌مدت مدیران بیش-اطمینان وجود دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

از آنجا که نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند در تصمیمات مدیران، سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران و فعالان بازار سرمایه، سازمان بورس و اوراق بهادار و حسابرسان مورد استفاده قرار گیرد، از جنبه هدف پژوهش، از نوع پژوهش‌های کاربردی به شمار می‌رود. همچنین از جنبه نحوه استنباط در خصوص فرضیه-های پژوهش، در گروه پژوهش‌های همبستگی علی قرار می‌گیرد، زیرا جهت کشف روابط بین متغیرهای پژوهش، از تکنیک‌های رگرسیون و همبستگی استفاده خواهد شد که به این ترتیب، از نظر استدلالی، استدلال استقرایی است. همچنین، از آنجا که از طریق آزمایش داده‌های موجود، نتیجه‌گیری خواهیم کرد، این پژوهش در گروه تئوری‌های اثباتی قرار خواهد گرفت.

جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ می‌باشد. نمونه مورد استفاده نیز از طریق روش حذف سیستماتیک از جامعه آماری انتخاب

خواهد شد، به این ترتیب که نمونه، متشکل از کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری است که حائز معیارهای زیر باشند:

۱) در طول دوره پژوهش، تغییر در دوره مالی نداشته باشند.
۲) جزء شرکت‌های فعال در حوزه فعالیت‌های مالی، از جمله شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و موسسات مالی نباشند.
۳) داده‌های مورد نیاز جهت متغیرهای تحقیق، در طول دوره زمانی ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۵، موجود باشند.
۴) دوره مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ هر سال باشد تا بتوان داده‌ها را در کنار یکدیگر و در صورت نیاز، به صورت پانلی به‌کار برد. فرآیند مذکور، منجربه انتخاب ۱۲۰ شرکت گردید.

شرکت‌های فعال در تاریخ ۱۳۹۵/۱۲/۲۹
۴۴۶

کسر می‌شود:
شرکت‌هایی که طی دوره مورد بررسی در بورس حضور نداشته‌اند
(۱۰۸)
شرکت‌هایی که تغییردر دوره مالی داشته‌اند
(۲۷)
شرکت‌های فعال در حوزه فعالیت های مالی
(۳۸)
شرکت‌هایی که اطلاعاتشان به‌طور کامل در دسترس نبود
(۱۳۱)
شرکت‌هایی که دوره مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ هر سال نباشد
(۲۲)
جامعه تعدیل شده (نمونه):
۱۲۰

۵- مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیه اول مطالعه حاضر از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$Management\ Localism_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\ Conditional\ Conservatism_{i,t} + \beta_2\ Firm\ Size_{i,t} + \beta_3\ Institutional\ Ownership_{i,t} + \beta_4\ Leverage_{i,t} + \beta_5\ Profitability_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

- **متغیر وابسته**

$Management\ Localism_{i,t}$ = کوتاه‌بینی مدیریت شرکت i در سال t که برای محاسبه آن از مدل زیر استفاده می‌شود (هسو و همکاران، ۲۰۱۷):

$$\Delta\ INV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\ \Delta\ EARN_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

$\Delta\ INV_{i,t}$ = تغییرات مخارج سرمایه‌ای شرکت i در سال t که برابر است با تفاضل خالص فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در سال t و خالص فعالیت‌های سرمایه-گذاری در سال t-1 تقسیم بر کل دارایی‌ها در سال t.

$\Delta\ EARN_{i,t-1}$= تغییرات سودآوری شرکت i در سال t-1 که برابر است با تفاضل سودآوری سال t و سودآوری سال t-1 تقسیم بر دارایی‌ها در سال t.

پس از تخمین مدل فوق در سطح کلیت شرکت-سال-ها و محاسبه مقادیر β_0 و $\varepsilon_{i,t}$، β_1 برای هر شرکت-سال، نشاندهنده میزان کوتاه‌بینی مدیریت شرکت است. این ضریب نشان می‌دهد که تا چه میزان مدیریت شرکت، بر اساس وضعیت سودآوری شرکت درباره مخارج سرمایه‌گذاری در سال بعد، تصمیم‌گیری می‌نماید و عدم پیروی مدیریت شرکت از اهداف راهبردی بلندمدت را نمایان می‌سازد.

- **متغیرهای مستقل**

$Conditional\ Conservatism_{i,t}$ = محافظه‌کاری شرطی شرکت i در سال t که در این پژوهش برای اندازه-گیری محافظه‌کاری از مدل خان و واتس[۳۱] (۲۰۰۹) استفاده شده است، چراکه منتج به رقمی مشخص برای سنجش محافظه‌کاری هر شرکت-سال می‌گردد. خان و واتس برای این منظور رابطه ارائه شده توسط باسو[۳۲] (۱۹۹۷) را تکمیل کرده و به صورت زیر در آوردند:

$$X_{it} = \beta_0 + \beta_{1it}\ D_{it} + R_{it}\ (\mu_{1t} + \mu_{2t}\ SIZE_{it} + \mu_{3t}\ MTB_{it} + \mu_{4t}\ LEV_{it}) + D_{it}*R_{it}\ (\lambda_{1t} + \lambda_{2t}\ SIZE_{it} + \lambda_{3t}\ MTB_{it} + \lambda_{4t}\ LEV_{it}) + \delta_{1t}\ SIZE_{it} + \delta_{2t}\ MTB_{it} + \delta_{3t}\ LEV_{it} + \delta_{4t}\ D_{it}*SIZE_{it} + \delta_{5t}\ D_{it}*MTB_{it} + \delta_{6t}\ D_{it}*LEV_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

X_{it} = نسبت سود خالص به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره شرکت i در سال t؛

D_{it} = متغیری مصنوعی است که اگر بازده سهام منفی باشد، برابر با یک قرار می‌گیرد و در غیراین‌صورت مساوی صفر است.؛ و

R_{it} = بازده ۱۲ماهه سهام شرکت i در سال t که برابر است با حاصل‌جمع تفاضل قیمت سهام در تاریخ مجمع سال جاری و تاریخ مجمع سال قبل و سودتقسیمی تقسیم بر قیمت سهام تاریخ مجمع سال قبل.

$Size_{i,t}$ = لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت i در سال t؛

$MTB_{i,t}$ = ارزش بازار سرمایه تقسیم بر ارزش دفتری سرمایه شرکت i در سال t؛ و

$LEV_{i,t}$ = نسبت بدهی به کل دارایی‌های شرکت i در سال t.

با استفاده از این مدل می‌توان ارتباط سه ویژگی اندازه، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی شرکت را با محافظه کاری آزمون کرد. در پژوهش حاضر برای تخمین ضرایب این مدل از داده های سری زمانی و مقطعی به صورت ترکیبی استفاده شده است.

پس از تخمین این مدل در سطح کلیت داده‌ها و تخمین ضرایب مدل، مقدار C_Score را به‌عنوان معیاری برای شناسایی اخبار بد و متعاقباً معیاری برای محافظه‌کاری به‌صورت زیر محاسبه کردند و مورد استفاده قرار دادند:

$$C_Score = \lambda_{1t} + \lambda_{2t}\ SIZE_{it} + \lambda_{3t}\ MTB_{it} + \lambda_{4t}\ LEV_{it}$$

مقادیر بالاتر C_Score برای هر شرکت-سال به معنای محافظه‌کاری بیشتر آن خواهد بود.

- **متغیرهای کنترلی**

$Firm\ Size_{i,t}$ = اندازه شرکت i در سال t که برابر است با لگاریتم طبیعی دارایی‌ها.

$Institutional\ Ownership_{i,t}$ = مالکیت نهادی شرکت i در سال t که برابر است با نسبت سهام تحت تملک بانک‌ها و بیمه‌ها، هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه-گذاری، صندوق بازنشستگی، شرکت تأمین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری، سازمان‌ها و نهادهای دولتی و شرکت‌های دولتی به کل سهام منتشره شرکت (توکل‌نیا، ۱۳۹۶).

$Leverage_{i,t}$ = نسبت بدهی شرکت i در سال t که برابر است با نسبت بدهی‌ها به دارایی‌ها.

$Profitability_{i,t}$ = سودآوری شرکت i در سال t که برابر است با نسبت سودخالص به دارایی‌ها.

به‌منظور آزمون فرضیه دوم مطالعه حاضر از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$Management\ Localism_{i,t} = \beta 0 + \beta 1\ Unconditional\ Conservatism_{i,t} + \beta 2\ Firm\ Size_{i,t} + \beta 3\ Institutional\ Ownership_{i,t} + \beta 4\ Leverage_{i,t} + \beta 5\ Profitability_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

- **متغیر وابسته**

$Management\ Localism_{i,t}$ = کوتاه‌بینی مدیریت شرکت i در سال t.

- **متغیرهای مستقل**

$Unconditional\ Conservatism_{i,t}$ = محافظه‌کاری غیرشرطی شرکت i در سال t که برابر است با (رسائیان و همکاران، ۱۳۹۲):

(ارزش بازار حقوق صاحبان سهام/ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام) * (۱-) = محافظه‌کاری غیرشرطی

- **متغیرهای کنترلی**

$Firm\ Size_{i,t}$ = اندازه شرکت i در سال t.

$Institutional\ Ownership_{i,t}$ = مالکیت نهادی شرکت i در سال t.

$Leverage_{i,t}$ = نسبت بدهی شرکت i در سال t.

$Profitability_{i,t}$ = سودآوری شرکت i در سال t.

لازم به ذکر است که مدل‌های فوق در سطح شرکت‌های دارای مدیران بیش اطمینان تخمین زده می‌شوند. طبق رویکرد کمپل[۳۳] (۲۰۰۰)، شرکت‌هایی

که از لحاظ سرمایه‌گذاری تعدیل‌شده از بابت صنعت (نسبت سرمایه‌گذاری شرکت به کل سرمایه‌گذاری انجام شده در صنعت) در یک پنجم بالای نمونه باشند، به‌عنوان شرکت‌های دارای مدیران بیش اطمینان تشخیص داده می‌شوند. گفتنی است برای محاسبه سرمایه‌گذاری شرکت‌ها از خالص فعالیت‌های سرمایه‌گذاری مستخرج از صورت جریان وجه نقد استفاده می‌گردد.

- به‌منظور آزمون فرضیه اول به ضریب β_1 در مدل اول توجه می‌شود.
- به‌منظور آزمون فرضیه دوم به ضریب β_1 در مدل دوم توجه می‌شود.

۶- یافته‌های پژوهش

۶-۱- آمار توصیفی

در این قسمت، میانگین، میانه (معیارهای مرکزی)، انحراف معیار، بیشینه و کمینه (معیارهای پراکندگی) متغیرهای مورد استفاده محاسبه و در جدول (۱) آورده شده است.

میانگین، اصلی‌ترین و مهم‌ترین شاخص مرکزی به شمار می‌آید که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و میانه نیز نقطه‌ای است که یک نمونه را به دو قسمت مساوی تقسیم می‌نماید. همان‌طورکه در جدول فوق مشاهده می‌شود، مقدار میانگین متغیر کوتاه‌بینی مدیریت، ۰/۰۶۷- و مقدار میانه آن ۰/۴۷۶- است. به‌طور کلی، معیارهای پراکندگی، معیارهایی هستند که پراکندگی مشاهدات را حول میانگین بررسی و مقایسه می‌نمایند. یکی از مهم‌ترین معیارهای پراکندگی، انحراف معیار می‌باشد. با توجه به جدول فوق، این معیار برای متغیر کوتاه‌بینی مدیریت، ۱۰/۴۲۳ است. گفتنی است بیشترین مقدار متغیر کوتاه‌بینی مدیریت برابر با ۴۹/۸۳۶ و کمترین مقدار آن برابر با ۴۷/۴۷۲- است. ویژگی‌های سایر متغیرها نیز در جدول فوق مشهود است.

جدول ۱- آمار توصیفی

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
کوتاه‌بینی مدیریت	۰/۰۶۷-	۰/۴۷۶-	۴/۹۸۳	۴/۷۴۷-	۱/۰۴۲
محافظه‌کاری شرطی	۰/۰۷۴	۰/۰۹۲	۰/۵۳۸	۰/۵۱۹-	۰/۱۵۳
محافظه‌کاری غیرشرطی	۰/۶۳۳-	۰/۴۹۵-	۰/۰۶۶-	۵/۵۵۹-	۰/۵۵۴
اندازه شرکت	۱۳/۹۴۱	۱۳/۷۵۶	۱۹/۱۰۶	۱۰/۱۶۶	۱/۴۸۹
مالکیت نهادی	۰/۴۲۳	۰/۳۵۴	۰/۹۹	۰/۰۰۰	۰/۳۴۱
نسبت بدهی	۰/۵۹۲	۰/۵۹۴	۳/۰۲	۰/۰۶۵	۰/۲۴۵
سودآوری	۰/۱۳۷	۰/۰۹۳	۴/۷۳۷	۱/۵۸۹-	۰/۳۵۸

۶-۲- آمار استنباطی

- **تخمین مدل کوتاه‌بینی مدیریت**

نتیجه آزمون مدل کوتاه‌بینی مدیریت با استفاده از مدل اثرات ثابت در جدول (۲) ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول (۲)، اقدام به محاسبه مقادیر کوتاه‌بینی مدیریت می‌گردد. آماره دوربین-واتسون مدل نیز ۲/۰۲۳ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول (۲)، ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل مورد استفاده حدود ۶۶ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۶۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی و همچنین تصحیح وایت دیاگونال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است.

جدول ۲- تخمین مدل کوتاه‌بینی مدیریت

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۹	۴/۰۵۲	۰/۰۰۰
تغییرات سودآوری	۰/۰۰۹	۰/۰۰۱	۷/۸۸۳	۰/۰۰۰
آماره آزمون چاو		۹/۴۶۲	سطح معناداری آزمون چاو	۰/۰۰۰
آماره آزمون هاسمن		۲۳/۰۴۸	سطح معناداری آزمون هاسمن	۰/۰۰۰
آماره F		۸/۴۶۸	ضریب تعیین	۰/۶۷۵
سطح معناداری آماره F		۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۵۹
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)			مقدار دوربین- واتسون	۲/۰۲۳

- **تخمین مدل محافظه‌کاری شرطی**

نتیجه آزمون مدل محافظه‌کاری شرطی با استفاده از مدل اثرات تصادفی در جدول (۳) ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول (۳)، اقدام به محاسبه مقادیر محافظه‌کاری شرطی می‌گردد. آماره دوربین- واتسون مدل نیز ۱/۷۰۳ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول شماره سه، ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل مورد استفاده حدود ۶۶ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۶۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی و همچنین تصحیح وایت دیاگونال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است.

جدول ۳- تخمین مدل محافظه‌کاری شرطی

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۰/۵۶۴	۰/۱	۵/۶۴۱	۰/۰۰۰
بازده سهام منفی	۰/۳۸۲	۰/۱۲۶	۳/۰۲۱	۰/۰۰۲
بازده ۱۲ماهه سهام	۰/۰۴۲	۰/۰۳۶	۱/۱۶۷	۰/۲۴۳
بازده ۱۲ ماهه سهام* اندازه شرکت	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	-۱/۸۸۵	۰/۰۶
بازده ۱۲ ماهه سهام*نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سرمایه	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	۴/۳۳۶	۰/۰۰۰
بازده ۱۲ ماهه سهام*نسبت بدهی به کل دارایی‌ها	۰/۰۰۰۶	۰/۰۱۱	۰/۰۵۶	۰/۹۵۵
بازده منفی سهام* بازده ۱۲ ماهه سهام	۱/۴۶۷	۰/۲۶۵	۵/۵۳۵	۰/۰۰۰
بازده متفی سهام* بازده ۱۲ ماهه سهام*اندازه شرکت	-۰/۱	۰/۰۱۷	-۵/۸۰۴	۰/۰۰۰
بازده منفی سهام* بازده ۱۲ ماهه سهام* نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سرمایه	-۰/۰۲۶	۰/۰۱۱	-۲/۱۸۳	۰/۰۲۹
بازده منفی سهام* بازده ۱۲ ماهه سهام* نسبت بدهی به کل دارایی‌ها	۰/۱۱۹	۰/۱۱۳	۱/۰۵۹	۰/۲۹
اندازه شرکت	-۰/۰۱۹	۰/۰۰۷	-۲/۶۱۱	۰/۰۰۹
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سرمایه	-۰/۰۳۱	۰/۰۰۲	-۱۲/۱۷۲	۰/۰۰۰
نسبت بدهی به کل دارایی‌ها	-۰/۱۳۹	۰/۰۲۸	-۴/۸۹۵	۰/۰۰۰
بازده منفی سهام* اندازه شرکت	-۰/۰۲۹	۰/۰۰۸	-۳/۵۳۸	۰/۰۰۰
بازده منفی سهام*نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سرمایه	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۱/۰۳۸	۰/۲۹۹
بازده منفی سهام*نسبت بدهی به کل دارایی‌ها	۰/۰۲۹	۰/۰۴۴	۰/۶۶۶	۰/۵۰۵
آماره آزمون چاو	۶/۶۰۷	سطح معناداری آزمون چاو		۰/۰۰۰

آماره آزمون هاسمن	۲۴/۹۳۸	سطح معناداری آزمون هاسمن	۰/۰۵
آماره F	۲۳/۹۶۵	ضریب تعیین	۰/۶۸۶
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۵۸
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)		مقدار دوربین- واتسون	۱/۷۰۳

- **آزمون فرضیه اول**

فرضیه اول: "ارتباط معکوس و معنادار بین محافظه-کاری مشروط حسابداری و نگرش کوتاه‌مدت مدیران فرااطمینان وجود دارد".

نتیجه آزمون فرضیه اول تحقیق با استفاده از مدل داده‌های تلفیقی در جدول (۴) ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول (۴)، از آنجا که آماره t متغیر محافظه‌کاری شرطی بزرگتر از ۱/۹۶۵- بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و معکوس بین محافظه‌کاری شرطی و کوتاه-بینی مدیریت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. به این ترتیب، فرضیه اول مطالعه حاضر مبنی بر این‌که ارتباط معکوس و معنادار بین محافظه‌کاری شرطی حسابداری وکوتاه-بینی مدیران بیش‌اطمینان وجود دارد، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

گفتنی است متغیرهای اندازه شرکت، مالکیت نهادی و سودآوری دارای رابطه مستقیم و معنادار با متغیر وابسته هستند و متغیر نسبت بدهی، رابطه معکوس و معنادار با متغیر وابسته دارد. آماره دوربین-واتسون مدل ۱/۸۶۷ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول (۴)، ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل است.

مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل مورد استفاده حدود ۶۱ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۶۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. ضمناً سطح معناداری آزمون آرچ بزرگتر از ۰/۰۵ است و لذا مشکلی ناهمسانی واریانس در مدل مذکور وجود ندارد. دیگر نکته قابل توجه، مقادیر عامل تورم واریانس است که برای تمامی متغیرها کمتر از عدد پنج است و نشانگر عدم وجود مشکل خودهمبستگی در مدل می‌باشد.

جدول ۴- آزمون فرضیه اول

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	VIF
مقدار ثابت	-۳/۸۰۲	۰/۴۴۹	۸/۴۶۷	۰/۰۰۰	-
محافظه‌کاری شرطی	-۲/۴۹۹	۰/۳۷۷	-۶/۶۱۷	۰/۰۰۰	۱/۸۶۱
اندازه شرکت	۳/۵۸۹	۰/۵۲۵	۶/۸۲۴	۰/۰۰۰	۱/۸۸۲
مالکیت نهادی	۲/۳۶۳	۰/۲۸۵	۸/۲۸۴	۰/۰۰۰	۱/۰۷۳
نسبت بدهی	-۱/۴۰۳	۰/۲۰۵	-۶/۸۴۳	۰/۰۰۰	۱/۳۶
سودآوری	۸/۵۸۷	۱/۲۱۶	۷/۰۵۹	۰/۰۰۰	۱/۰۱۱
آماره F		۱۷/۷۵۳	ضریب تعیین		۰/۶۳۲
سطح معناداری آماره F		۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۶۱
سطح معناداری آزمون آرچ		۰/۲۸۹	مقدار دوربین- واتسون		۱/۸۶۷

- **آزمون فرضیه دوم**

فرضیه دوم: "ارتباط معکوس و معنادار بین محافظه‌کاری نامشروط حسابداری و نگرش کوتاه‌مدت مدیران فرااطمینان وجود دارد".

نتیجه آزمون فرضیه دوم تحقیق با استفاده از مدل داده‌های تلفیقی در جدول (۵) ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول شماره پنج، از آنجا که آماره t متغیر محافظه‌کاری غیرشرطی بزرگتر از ۱/۹۶۵- بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و معکوس بین محافظه‌کاری غیرشرطی و کوتاه‌بینی مدیریت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. به این ترتیب، فرضیه دوم مطالعه حاضر مبنی بر این‌که ارتباط معکوس و معنادار بین محافظه‌کاری غیرشرطی حسابداری و کوتاه‌بینی مدیران بیش‌اطمینان وجود دارد، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

گفتنی است متغیرهای اندازه شرکت، مالکیت نهادی و سودآوری دارای رابطه مستقیم و معنادار با متغیر وابسته هستند و متغیر نسبت بدهی، رابطه معکوس و معنادار با متغیر وابسته دارد. آماره دوربین- واتسون مدل ۱/۷۹۸ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول (۵)، ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل مورد استفاده حدود ۶۹ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۶۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. لازم به ذکر است که سطح معناداری آزمون آرچ بزرگتر از ۰/۰۵ است و لذا مشکلی ناهمسانی واریانس در مدل مذکور وجود ندارد. علاوه براین، مقادیر عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کمتر از عدد پنج است و بنابراین، نشانگر عدم وجود مشکل خودهمبستگی در مدل می‌باشد.

جدول ۵- آزمون فرضیه دوم

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	VIF
مقدار ثابت	۴/۷۲۸	۰/۲۵۸	۱۸/۳۲۵	۰/۰۰۰	-
محافظه‌کاری غیرشرطی	-۲/۵۲۹	۰/۳۸۴	-۶/۵۸۲	۰/۰۰۰	۱/۰۳۴
اندازه شرکت	۳/۰۸۵	۰/۳۶۴	۸/۴۶۱	۰/۰۰۰	۱/۰۸۳
مالکیت نهادی	۲/۴۴۳	۰/۲۴۷	۹/۸۸۴	۰/۰۰۰	۱/۰۵۶
نسبت بدهی	-۱/۳۸۷	۰/۲۷۲	-۵/۰۸۹	۰/۰۰۰	۱/۰۳۵
سودآوری	۹/۰۶۳	۱/۳	۶/۹۶۹	۰/۰۰۰	۱/۰۰۵
آماره F		۱۹/۸۵۲	ضریب تعیین		۰/۷۱۹
سطح معناداری آماره F		۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۶۹۶
سطح معناداری آزمون آرچ		۰/۲۵۹	مقدار دوربین- واتسون		۱/۷۹۸

۷- نتیجه‌گیری و بحث

نتایج بررسی‌های به‌عمل آمده نشان داد که ارتباط معکوس و معنادار بین محافظه‌کاری حسابداری و کوتاه‌بینی مدیران بیش‌اطمینان وجود دارد. از آنجاکه مدیران بیش‌اطمینان، توانایی خود برای کنترل شرایط و اتخاذ تصمیمات بهینه را بیش از واقع برآورد می‌نمایند، تمایل بیشتری دارند به آغاز پروژه‌های سرمایه‌گذاری نویدبخش و امیدوارکننده و رفع مشکلاتی که حین پیاده‌سازی پروژه حادث می‌گردند و احتمال دستیابی به موفقیت را می‌افزایند. این در حالی است که ادراک متعصبانه مدیران بیش‌اطمینان، آنان را مجاب می‌کند که واکنش‌شان به اطلاعات نامطلوب راجع به عملکرد پروژه را به تعویق بیاندازند، تا زمانی‌که برای درمان مشکلات ناشی از آن، بسیار

دیر شود. محافظه‌کاری حسابداری به کاهش این کوتاه‌بینی مدیران بیش‌اطمینان کمک می‌نماید. این نتیجه را می‌توان منطبق با نتایج لی (۲۰۱۱)، محمد و همکاران (۲۰۱۷)، مالیک (۲۰۱۷)، سلیمان (۲۰۱۷)، افس و ساردوک (۲۰۱۷) و خدامی‌پور و تاج الدینی (۱۳۹۳) و فاقد انطباق با نتایج لیمو و تانزانیا (۲۰۱۴) و ستایش و روستا (۱۳۹۲) دانست.

باتوجه به نتایج به‌دست آمده، به سرمایه‌گذاران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود که محافظه‌کاری حسابداری اعم از شرطی و غیرشرطی را به‌عنوان معیاری برای افزایش آینده‌نگری مدیریت شرکت بدانند یعنی در نظر بگیرند که اگر شرکتی محافظه‌کاری بیشتری دارد، دارای مدیرانی است که اهمیت بالاتری برای مسائل راهبردی و بلندمدت شرکت قائل می‌باشند. توضیح این‌که افزایش آینده‌نگری مدیریت شرکت در کنار افزایش احتمال رشد آتی شرکت، می‌تواند مشکل سرمایه-گذاری اضافی و مصرف نابه‌جای منابع را موجب شود که به این ترتیب، مستلزم توجه بیشتر سرمایه‌گذاران به امور کنترلی در شرکت‌های مذکور می‌باشد. به این ترتیب، گرایش هرچه بیشتر شرکت‌ها به حسابداری غیرمحافظه‌کارانه می‌تواند نشانی از کوتاه‌بینی مدیران آن‌ها و متعاقباً تصمیمات نامناسب برای آینده شرکت باشد که به این ترتیب، چنین شرکت‌هایی نمی‌توانند گزینه‌های مناسبی برای سرمایه‌گذاری باشند. لازم به ذکر است که اتخاذ تصمیم قطعی در هریک از شرایط مذکور، مستلزم انجام بررسی‌های همه‌جانبه و جامع است.

همچنین، گفتنی است نتایج این مطالعه نشان داد که ارتباط خطی بین محافظه‌کاری حسابداری و کوتاه‌بینی مدیران بیش‌اطمینان وجود دارد. در جهت گسترده نمودن ابعاد مختلف مطالعه حاضر، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی با مرور و کنکاش بیشتر ادبیات و رویکردهای نوین اقتصادسنجی، روابط غیرخطی درجه دوم و سوم آن‌ها را نیز مورد توجه و بررسی قرار داد. علاوه براین، در مطالعه حاضر برای محاسبه بیش‌اطمینانی مدیریت شرکت از معیار سرمایه‌گذاری تعدیل‌شده بر اساس شاخص صنعت استفاده شد که می‌توان در مطالعات آتی از سایر معیارهای متداول مانند پیش‌بینی سود مدیریت بهره گرفت و نتایج را مقایسه نمود.

فهرست منابع

* توکل نیا، اسماعیل (۱۳۹۶). تخصص حسابرس در صنعت، جریان نقد آزاد و مدیریت سود از طریق معاملات با اشخاص وابسته. ۲۴(۱)، ۶۰-۴۱.
* خدامی پور، احمد و تاج الدینی، دینا. (۱۳۹۳). بررسی تاثیر محافظه کاری حسابداری بر شیوه تأمین مالی شرکت‌ها و گرایش به نگهداری وجه نقد. فصلنامه علمی-پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۲ (۴)، ۱۰۱-۱۱۲.
* دیدار، حمزه؛ حیدری، مهدی و پوراسد، سعید. (۱۳۹۵). تاثیر کوتاه بینی مدیریتی بر کارایی شرکت ها بر مبنایی تحلیل پوششی داده‌ها در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. چهارمین کنفرانس بین‌المللی پژوهشهای کاربردی در مدیریت و حسابداری.
* رامشه، منیژه و ملانظری، مهناز. (۱۳۹۳). بیش-اطمینانی مدیریت و محافظه‌کاری حسابداری. دانش حسابداری، ۵(۱۶)، ۵۵-۷۹.
* رسائیان، امیر؛ حاجیها، زهره و اخلاقی، حسنعلی (۱۳۹۲). بررسی عوامل موثر بر ساختار سررسید بدهی بر اساس برخی متغیرهای کلان اقتصادی. مطالعات و سیاست های اقتصادی، ۹۹، ۱۴۶-۱۲۳.
* ستایش، محمدحسین و روستا، منوچهر. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط بین محافظه‌کاری و کارایی مالی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران به‌وسیله تحلیل پوششی داده‌ها - کارایی برتر. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۱ (۴۴)، ۷۱-۹۵.
* سعیدی، علی و فرهانیان، محمدجواد. (۱۳۹۴). مبانی اقتصاد و مالی رفتاری. چاپ دوم، تهران: انتشارات بورس.

* شاهی، ملیحه. (۱۳۹۴). بیش اطمینانی مدیریت و محافظه کاری حسابداری. اولین همایش بین-المللی حسابداری، حسابرسی مدیریت و اقتصاد.
* فروغی، داریوش و نخبه فلاح، زهرا. (۱۳۹۳). تاثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۶(۱)، ۲۷-۴۴.
* Affes, H. and Sardouk, H. (2017). Accounting conservatism and the company's performance: the moderating effect of the ownership structure. Journal of Business & Financial Affairs, 5 (2), 1-8.
* Ahmed, A. and Duellamanm, S. (2013). Managerial overconfidence and accounting conservatism. Journal of Accounting Research, 51(1), 1-30.
* Ahmed, A. S. and Duellman, S. (2011). Evidence of the role of accounting conservatism in monitoring managers' investment decisions. Accounting and Finance, 51 (3), 609–633.
* Ahmed, A.S,, Billings, B.K., Morton, R. and 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, 77, 867–890.
* Astebro, T. A., Jeffrey, S. A. and Adomdza, G. K. (2007). Inventor perseverance after being told to quit: the role of cognitive biases. Journal of Behavioral Decision Making, 20 (3), 253-272.
* Ball, R. (2001). Infrastructure requirements for an economically efficient system of public financial reporting and disclosure. Brookings-Wharton Papers on Financial Services, (2001), 127–169.
* Ball, R. and Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. Journal of Accounting and Economics, 39 (1), 83-128.
* Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. Journal of Accounting and Economics, 24, 337-382.
* DeFond, M., Lim, C.Y. and Zang, Y. (2016). Client Conservatism and Auditor-Client Contracting. The Accounting Review, 91 (1), 69–98.
* Francis, J. R. and Martin, X. (2010). Acquisition profitability and timely loss recognition. Journal of Accounting and Economics, 49 (1–2), 161–178.
* Galasso, A. and Simcoe, T.S. (2011). CEO overconfidence and innovation. Management Science, 57 (8), 1469–1484.
* Hirschman, A. O. (1967). The principle of the hiding hand. Public Interest, 6 (Winter), 10–23.
* Hirshleifer, D. Low, A. and Teoh, H. (2012). Are overconfident CEOs better innovators? The Journal of Finance, 67 (4), 1457–1498.
* Hsu, C., Novoselov, K., & Wang, R. (2017). Does Accounting Conservatism Mitigate the Shortcomings of CEO Overconfidence?. American Accounting Association., 53, 168-179.
* Kothari, S. P., Shu, S. and Wysocki, P. D. (2009). Do managers withhold bad news? Journal of Accounting Research, 47 (1), 241–276.
* Langer, E. J. (1975). The illusion of control. Journal of Personality and Social Psychology, 32 (2), 311–328.
* Levinthal, D.A. & March, J.G. (1993). The Myopia of Learning. Strategic Management Journal, 14 (S2), 95-112.
* Lyimo, G.D. and Tanzania, S. (2014). Conditional Conservatism and its Effect on Earnings Quality and Stock Prices in Indian Capital Market. Research Journal of Finance and Accounting, 6 (22), 98-104.
* Malik, A.R.A. (2017). Investigating the relationship between corporate governance principles and accounting conservatism for companies listed on Saudi stock exchange. European Journal of Accounting Auditing and Finance Research, 5 (9), 10-30.
* Mohammed, N.F., Ahmed, K. and Ji, X. (2017). Accounting conservatism, corporate governance and political connections. Asian Review of Accounting, 25 (2), 288-318.
* Suleiman, S. (2017). Debt Contracting and Conditional Accounting Conservatism. International Journal of Accounting Research, 5 (1), 1-3.
* Watts, R.L. (2003). Conservatism in Accounting Part i: Explanations and Implications. Accounting Horizons, 17, 207-221.
* Weinstein, N. (1980). Unrealistic optimism about future life events. Journal of Personality and Social Psychology, 39 (5), 806–820.
* Zhang, J. (2008). The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and

Borrowers. Journal of Accounting & Economics, 45, 27-54.

یادداشت‌ها

[1] Watts
[2] Ball and Shivakumar
[3] Ahmed
[4] Zhang
[5] Francis and Martin
[6] Basu
[7] Kothari
[8] LaFond and Watts
[9] DeFond
[10] Localism
[11] Levinthal and March
[12] Overconfident
[13] Astebro
[14] Hsu
[15] Ball and Shivakumar
[16] Levinthal and March
[17] Ball
[18] Francis and Martin
[19] Ahmed and Duellman
[20] Langer
[21] Weinstein
[22] Galasso and Simcoe
[23] Hirshleifer
[24] Hirschman
[25] Ahmed and Duelman
[26] Lyimo and Tanzania
[27] Mohammad
[28] Malik
[29] Suleiman
[30] Affes and Sardouk
[31] Khan and Wats
[32] Basu
[33] Campbell