

## بررسی اثر سوگیری قضاوتی مدیران بر ارتباط بین محافظه کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکتها

دکتر احمد پیفه

استادیار گروه حسابداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

pifeh@acc.usb.ac.ir

دکتر حامد احمدزاده

استادیار گروه آمار، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

ahmadzadeh.h.63@gmail.com

لیلا عرب

کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد زاهدان، ایران (نویسنده مسئول)

Aarabacc7@gmail.com

شماره ۹، تابستان ۱۳۹۸ (جلد دوم) / صص ۲۱-۳۹  
چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره دوم)

### چکیده

پژوهش حاضر به بررسی اثر سوگیری قضاوتی مدیران بر ارتباط بین محافظه کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکتها پرداخته است. جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و ۱۲۷ شرکت با استفاده از روش حذف سیستماتیک به عنوان نمونه آماری انتخاب شده و در بازه زمانی ۶ ساله ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۶ مورد تحقیق قرار گرفتند. این تحقیق از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ روش نیز از نوع تجزیه و تحلیل همبستگی با رویکرد رگرسیونی چندگانه است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه های پژوهش نشان می دهد که بین محافظه کاری حسابداری و اعتبار تجاری رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. سوگیری قضاوتی مدیران نیز بر ارتباط بین محافظه کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکتها تاثیر معنادار داشته و رابطه آنها را ضعیف می کند. **واژه های کلیدی:** سوگیری قضاوتی مدیران، محافظه کاری حسابداری، اعتبار تجاری شرکتها.

### مقدمه

یکی از دلایل سوگیری در گزارش های مالی، محافظه کاری حسابداری می باشد. محافظه کاری باعث می شود گزارش های مالی واقع بینانه نباشند. در نتیجه همچنان که هیئت استانداردهای حسابداری مالی اشاره می کند، «محافظه کاری با ویژگی های کیفی مهم، از قبیل بیان صادقانه، بی طرفی و قابل مقایسه بودن (شامل ثبات رویه) تضاد دارد» در مورد مفید بودن داده های حسابداری مبتنی بر خطامشی های محافظه کارانه می توان سؤالاتی جدید و مشروع مطرح کرد. انجمن حسابداری امریکا<sup>۱</sup> (AAA) استدلال می کند: «تصور نمی شود که سوگیری بتواند نیازهای مجموعه ای از استفاده کنندگان را برآورده کند، به منافع سایرین کمک کند یا حتی به آن صدمه نزند» (شماخی و زاهدی، ۱۳۹۳). مدیرانی که محافظه کارانه عمل کرده و در گزارش

<sup>1</sup> American Accounting Association

اطلاعات مالی، سوگیری رفتاری دارند باعث می‌شوند تا گزارشهای مالی از کیفیت لازم برخوردار نبوده و موجب کاهش کیفیت مالی می‌شوند و این می‌تواند به تصمیم‌گیری‌های نادرست سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان از اطلاعات منجر شود. هیئت استانداردهای حسابداری مالی<sup>۲</sup> در بیانیه‌ی مفهومی شماره‌ی ۲ بیان می‌کند، مدت مدیدی است که محافظه‌کاری با این باور که کتمان عمدی حقایق است، شناخته می‌شود و باوجود تلاش‌هایی که برای تغییر آن طی ۴۰ سال گذشته صورت گرفته، این باور تغییر نکرده است. از سویی این هیئت معتقد است که اطلاعات مالی باید بی‌طرفانه و عاری از سوگیری برای تصمیم‌گیری باشند. برای رسیدن به این هدف، چارچوب مفهومی نمی‌تواند شامل محافظه‌کاری در بین ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری باشد. در پی انتقادهای وارده بر محافظه‌کاری حسابداری، هیئت استانداردهای حسابداری مالی و هیئت استانداردهای حسابداری بین‌المللی<sup>۳</sup> در سال ۲۰۱۰، محافظه‌کاری را به دلیل مغایرت با بی‌طرفی از چارچوب مفهومی خودشان حذف کردند. با این حال، چارچوب‌های مفهومی باید تداوم نیاز به دقت در مواجهه با شرایط عدم اطمینان را مدنظر قرار دهند. از آنجایی که هم محافظه‌کاری و هم احتیاط مدیریتی در خدمت اهداف مشابه (مانند کاهش احتمال زیان) هستند، وجود احتیاط مدیریتی روش مناسب‌تری برای پاسخگویی به شرایط عدم اطمینان است. دو سازوکاری که در علم اقتصاد برای توضیح اقدامات احتیاطی ذکر شده است، عبارت‌اند از: ۱. اختیارات سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای و ۲. پس‌اندازهای احتیاطی. بر اساس نظریه‌ی اختیارات سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای، مدیران محتاط با به تعویق انداختن تصمیمات تا زمان رفع عدم قطعیت، به عدم اطمینان واکنش نشان می‌دهند (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۳). انجام چنین کاری توسط مدیران موجب می‌شود آن‌ها بتوانند تصمیمات بهتری اخذ کنند که به افزایش سودآوری مورد انتظار می‌انجامد. همچنین برخلاف مدل‌های ارزشیابی سنتی، مدل‌های مبتنی بر اختیارات سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای به این نکته توجه دارند که حتی اگر چشم‌انداز سودهای آتی کاهش یابد و شرکت به سرازیری زیان دهی بیفتد، مدیرانش اختیار دارند عملیات را متوقف کنند. مدیران با انجام چنین کاری عملکرد عملیاتی شرکت را بهبود می‌بخشند (هسیه و همکاران، ۲۰۱۲). مدیران انگیزه دارند برای اجتناب از اینکه قبل از خاتمه دوره تصدی‌شان اخراج شوند، زیان‌ها را پنهان کنند. اجازه دادن به ورود زیان به شرکت و اتخاذ پروژه‌های دارای خالص ارزش فعلی منفی توسط مدیران، سهام‌داران را تشویق به اخراج مدیران می‌کند. محافظه‌کاری شناسایی زیان‌ها را سرعت می‌بخشد و برای هیئت‌مدیره و سهام‌داران نشانه‌هایی فراهم می‌کند تا دلایل این زیان‌ها را بررسی کنند (واتس، ۲۰۰۳). هسیه و همکاران (۲۰۱۲) عقیده دارند به دلیل اینکه محافظه‌کاری حسابداری، نوعی سوگیری در اطلاعات گزارش شده است و موجب کاهش محتوای اطلاعاتی گزارش‌های مالی می‌شود، بنابراین پرهزینه است. از آنجایی که هم محافظه‌کاری و هم احتیاط مدیریتی، به دنبال اهداف مشابهی مانند کاهش احتمال زیان هستند، وجود احتیاط مدیریتی روش مناسب‌تری برای پاسخگویی به شرایط عدم اطمینان است که می‌تواند نیاز به روش‌های محافظه‌کارانه را کاهش دهد. در نتیجه سطح محافظه‌کاری در صورت به‌کارگیری احتیاط مدیریتی پایین‌تر از زمانی است که احتیاط مدیریتی وجود نداشته باشد (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۳). مدیران سازمان‌ها در قبال تغییرات پیش روی خود دست به انتخاب یک اقدام در میان اقدامات جایگزین می‌زنند که به این نوع اقدامات اتخاذ تصمیم گویند. فیجس و اوربک<sup>۴</sup> (۲۰۰۳)، تصمیم‌گیری را بنیان تمام وظایف مدیر در این رابطه می‌داند. وینز و کونتز<sup>۷</sup> (۱۹۹۳)، معتقد است وجود طرح، برنامه، و خط‌مشی منوط به وجود

<sup>2</sup> Financial Accounting Standards Board

<sup>3</sup> International Accounting Standards Board

<sup>4</sup> Hsihe et al

<sup>5</sup> Watts

<sup>6</sup> Feijs & Overbeeke

<sup>7</sup> Weinz & Koontz

تصمیم‌گیری است (وینز و کونتز، ۱۹۹۳). همچنین عقیده دارد که مدیر وظیفه اصلی خود را تصمیم‌گیری می‌داند، زیرا همیشه باید به این فکر باشد که چه راهی را برگزیند، چه اقدامی انجام دهد، وظایف را چگونه بین افراد تقسیم کند و اینکه چه کاری را، چه کسی، در چه موقع، کجا و چگونه انجام دهد و در حقیقت تصمیم‌گیری به‌مثابه فرایند شناختی و مهم‌ترین کارکرد مدیران و بخش جدایی‌ناپذیر مدیریت مطرح است (عزیزی نژاد و نیکفر، ۱۳۹۷). رفتار مدیران در پیش‌بینی سود ممکن است تحت تأثیر عملکرد گذشته، نوع مالکیت و اندازه شرکت باشد (استیفان<sup>۸</sup>، ۲۰۰۹). متغیرهای زیادی در دقت پیش‌بینی مدیران ارتباط دارند، برای مثال مدیرانی که با انعطاف‌پذیری کمتر سیستم حسابداری مواجه هستند، دقت پیش‌بینی آنان کمتر است (چن<sup>۹</sup>، ۲۰۰۴). به‌علاوه مدیرانی که تجربه کمتری در پیش‌بینی دارند، دقت پیش‌بینی آنان کمتر است همچنین بررسی‌ها نشان می‌دهد که عوامل زیادی در سوگیری مدیران مؤثر است، به‌خصوص مدیرانی که بیش‌ازحد رفتار خوش‌بینانه دارند (هاربر و یانگ<sup>۱۰</sup>، ۲۰۰۶). شرکت‌هایی که حاکمیت شرکتی برتری دارند دقت پیش‌بینی بیشتر و سوگیری کمتری دارند (اجینکیا و همکاران<sup>۱۱</sup>، ۲۰۰۵).

اجینکیا و همکاران (۲۰۰۵) با بررسی حاکمیت شرکتی، افشا و تأثیر سرمایه‌گذاران نهادی و ترکیب هیئت‌مدیره شرکت بر ویژگی‌های پیش‌بینی سود توسط مدیران نشان می‌دهند، شرکت‌هایی که درصد مالکیت نهادی بزرگ‌تر و اعضای هیئت‌مدیره آن‌ها بیشتر غیرموظفند، پیش‌بینی سود دقیق‌تری دارند و پیش‌بینی آن‌ها از صحت بیشتر و جانب‌داری خوش‌بینانه کمتری برخوردار است. باگیال و همکاران<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۷) مقایسه سوگیری مدیران در پیش‌بینی سود در شرکت‌های آمریکایی و اروپایی انجام دادند و با مقایسه تحلیلی از سوگیری پیش‌بینی سود برای نمونه‌های همگن‌شده نشان دادند سوگیری مدیران در بازار سهام اروپا به‌طور مشخص بالاتر از بازار سهام آمریکا است. همچنین اندازه شرکت، تعداد و میزان انحراف معیار پیش‌بینی‌ها در سوگیری مدیران تأثیرگذار است. باوجود محافظه‌کاری حسابداری انگیزه‌ی مدیران جهت اقدام سریع‌تر برای کاهش زیان‌های اقتصادی ناشی از پروژه‌هایی با عملکرد ضعیف نیز منجر به سودآوری بیشتر این شرکت‌ها نسبت به شرکت‌هایی که حسابداری خوش‌بینانه‌تری را به کار گرفته (احمد و دوئلمن<sup>۱۳</sup>، ۲۰۱۰).

بال و شیواکومار<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۵) استدلال نموده‌اند اگر مدیران بدانند به‌واسطه‌ی محافظه‌کاری حسابداری، زیان‌های ناشی از پروژه‌هایی با عملکرد ضعیف در طی دوره‌ی تصدی آنان شناسایی خواهند شد، انگیزه‌ی آنان جهت پذیرش پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی کاهش می‌یابد. در مقابل چنانچه مدیران بتوانند از طریق حسابداری غیر محافظه‌کارانه زیان‌ها را به تعویق اندازند، برای پذیرش پروژه‌هایی با NPV منفی انگیزه پیدا خواهند کرد (اسدی و همکاران، ۱۳۹۲). و شرکت‌هایی که محافظه‌کاری بالاتری دارند اعتبار تجاری بیشتری کسب می‌کنند و این رابطه تحت سیاست پولی سخت‌گیرانه مثبت می‌شود و درواقع باعث تشدید این اثر می‌شود، مغایرت دارد زیرا تأمین‌کنندگان و مشتریان درباره ارائه اعتبار تجاری با توجه به افزایش عدم قطعیت در محیط اقتصادی محتاطانه‌تر عمل خواهند کرد. در این وضعیت شرکت‌هایی که دارای محافظه‌کاری حسابداری بالاتری باشند، مزایا بیشتری در به دست آوردن اعتبار تجاری ارائه‌شده توسط تأمین‌کنندگان و مشتریان دارند (کامیابی و گرجیان مهلبانی، ۱۳۹۵).

<sup>8</sup> Stephen

<sup>9</sup> Chen

<sup>10</sup> Hribar & Yong

<sup>11</sup> Ajinkya et al

<sup>12</sup> Bagella et al

<sup>13</sup> Ahmed & Duellman

<sup>14</sup> Ball & Shivakumar

## چارچوب نظری پژوهش

سوگیری قضاوتی مدیران باعث رفتار محافظه کارانه مدیران می‌شود، در واقع انتظار می‌رود که چنانچه مدیران بیش مطمئن بازده‌های آتی پروژه‌های سرمایه‌گذاری شرکت را بیش از واقع پیش‌بینی کنند، احتمالاً شناسایی زیان‌ها را به تأخیر انداخته و کمتر از محافظه‌کاری حسابداری استفاده خواهند کرد. به‌عنوان مثال، ممکن است مدیران بیش مطمئن پروژه‌هایی با عملکرد ضعیف ( $NPV$  منفی) را به‌گونه‌ای نادرست به‌عنوان یک پروژه خوب با ( $NPV$  مثبت) در نظر گیرند که منتهی به شناسایی با تأخیر زیان‌ها می‌شود. علاوه بر این، ارزیابی بیش از واقع بازده آتی پروژه‌ها می‌تواند باعث شود که مدیران بیش مطمئن در تعیین ارزش دارایی‌ها برآوردهای خوش‌بینانه‌ای انجام دهند که باعث کاهش محافظه‌کاری در گزارش‌های مالی خواهد شد. انتظار می‌رود که بیش اطمینانی مدیران بتواند هم بر محافظه‌کاری شرطی و هم محافظه‌کاری غیرشرطی اثرگذار باشد (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۲). بیش از واقع برآورد نمودن بازده یا جریان‌های نقدی آتی ناشی از پروژه‌های جاری یا دارایی‌ها، حداقل دو اثر بر محافظه‌کاری حسابداری دارد. اول آن‌که این امر نشان می‌دهد این مدیران احتمالاً در شناسایی سودها تسریع ورزیده و شناسایی زیان‌ها را به تأخیر اندازند. علاوه بر این حتی زمانی که اقدام به شناسایی زیان‌ها می‌شود، مدیران بیش اعتماد حجم این زیان‌ها را کمتر از واقع برآورد خواهند کرد؛ بنابراین، بیش اطمینانی سبب می‌شود که محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی کاهش یابد. اثر دوم بیش اطمینانی مدیران بر محافظه‌کاری مربوط به تمایلات خوش‌بینانه مدیران در اندازه‌گیری بیش از واقع دارایی‌ها و کمتر نشان دادن بدهی‌ها می‌باشد. به‌عنوان مثال، مدیران بیش مطمئن تمایل خواهند داشت که احتمال وصول حساب‌های دریافتی را بیش از واقع برآورد نمایند و ذخیره‌ی مطالبات مشکوک الوصول را کمتر نشان دهند که این امر منجر به افزایش خالص ارزش بازیافتی حساب‌های دریافتی می‌شود. همچنین این مدیران تمایل خواهند داشت که ارزش اسقاط یا عمر مفید دارایی‌های ثابت را بیش از حد اندازه‌گیری نمایند که منجر به بیش نمایی دارایی‌های ثابت می‌شود، چنین اقداماتی منجر به گزارش غیر محافظه کارانه در ترازنامه و کاهش محافظه‌کاری غیرشرطی می‌شود (نیک‌روش، ۱۳۹۶).

از سویی آن دسته از مدیران مالی که دارای نوعی سیاست جسورانه هستند، به مشتریانی اعتبار تجاری می‌دهند که شناخت کاملی از آن‌ها ندارند؛ و درصدد برمی‌آیند تا نسبت به درخواست‌های مشتریان جدیدالورود به بازار، در مورد افزایش میزان اعتبار تجاری، پاسخ مثبت بدهند تا بدین‌وسیله میزان فروش و سود شرکت را افزایش دهند. این‌گونه مدیران در مقایسه با رقبای خود، اعتبار تجاری بیشتری به مشتریان می‌دهند، ولی اگر این شرکت در یک بازار نیمه انحصاری که تعداد رقبا محدود است فعالیت کند، احتمال دارد که رقبا مقابله‌به‌مثل کنند و در نتیجه، اجرا چنین سیاستی ممکن است نه‌تنها منجر به افزایش فروش نگردد، بلکه حجم مطالبات سوخت شده را افزایش دهد (سیفرت و همکاران<sup>۱۵</sup>، ۲۰۱۳).

## پیشینه پژوهش

کائو و همکاران<sup>۱۶</sup> (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأمین مالی اعتبار تجاری و خطر سقوط آتی قیمت سهام در کشور چین پرداختند. آن‌ها دریافتند تأمین مالی از طریق اعتبار تجاری، ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد.

<sup>15</sup> Seifert et al

<sup>16</sup> Cao et al

کانگ و همکاران<sup>۱۷</sup> (۲۰۱۷) پژوهشی با عنوان مهار کوتاه بینی مدیریتی: نقش مدیریتی اعتمادبه نفس کاذب در شرکت‌های با مدیریت حرفه‌ای انجام دادند. آن‌ها در تحقیق از یک مدل سرمایه‌گذاری چند دوره‌ای استفاده کردند و بیش اعتمادی به عنوان یک متغیر مستقل مورد استفاده قرار گرفت و نتیجه تحقیق آن‌ها بیان گر این بود که اعتمادبه نفس بیش از حد مدیریت تأثیر منفی بر عملکرد مالی شرکت دارند.

لین و چو<sup>۱۸</sup> (۲۰۱۵) در مقاله‌ای تحت عنوان بررسی اعتبار تجاری و وام بانکی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس چین پرداختند. یافته‌های آن‌ها در این پژوهش به شرح زیر می‌باشد: ابتدا وجود ارتباط مثبت و معنی‌دار بین اعطاکندگانی اعتبار تجاری و وام‌های بانکی تعیین کننده یک رابطه جانشینی و مکمل بین اعتبار تجاری و وام بانکی می‌باشد. دوم آنکه این مطالعه نشان‌دهنده کاهش معنی‌دار در تقاضا برای اعتبار تجاری در اوج دوران بحران مالی و به دنبال آن یک افزایش ثانویه در تقاضا برای این‌گونه منابع مالی بعد از دوران بحران مالی می‌باشد. سوم، بعد از دوران بحران مالی شرکت‌های بزرگ هنوز اعتبار تجاری کمتری را به مشتریان خود اعطا می‌کنند، اما نسبت به شرکت‌های کوچک اعتبار تجاری بیشتری را از تأمین کنندگان اعتبارات تجاری دریافت می‌کنند.

دای و یانگ<sup>۱۹</sup> (۲۰۱۵) به بررسی سیاست پولی، محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری پرداختند. نشان دادند که شرکت‌های دارای محافظه‌کاری حسابداری بالاتر اعتبار تجاری بیشتری به دست می‌آورند و محافظه‌کاری حسابداری تأثیر بیشتری بر اعتبار تجاری تحت سیاست پولی انقباضی دارد. به علاوه، زمینه‌های تأمین کننده و مشتری بر رابطه مثبت بین محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری تأثیر می‌گذارد.

رودریگز و نیکل<sup>۲۰</sup> (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر سوگیری تجمعی در برآوردهای محافظه‌کاری شرطی با استفاده از مدل بال، کوتاری و نیکلاوی پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد برآوردهای محافظه‌کاری شرطی مبتنی بر رگرسیون سود غیرمنتظره و بازده غیرمنتظره به وسیله سوگیری تجمعی تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری و اعتماد بیش از حد مدیریت پرداخته و به این نتیجه رسیدند که بین هر دو نوع محافظه‌کاری (شرطی و غیرشرطی) و اعتماد بیش از حد مدیریت، رابطه منفی وجود دارد. آن‌ها همچنین به این نتیجه رسیدند که مکانیزم‌های کنترلی خارجی منجر به کاهش تأثیر منفی اعتماد بیش از حد مدیریت بر میزان محافظه‌کاری در گزارشگری مالی نمی‌شوند.

حاجی‌هاشمی و عبدلی (۱۳۹۷) در مقاله‌ای تأثیر بیش اطمینانی مدیران بر سیاست‌های ریسکی شرکت‌ها را بررسی کردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد بین بیش اطمینانی مدیران و مدیریت ریسک تجارتی ارتباط معنادار وجود دارد. این در حالی است که ارتباط معنادار بین بیش اطمینانی مدیران و مدیریت ریسک بازار مشاهده نشده است.

میرزائی نودهی و دیگران (۱۳۹۶) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر سیاست‌های پولی انقباضی بر رابطه محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکت‌های نشان می‌دهند که شاخص محافظه‌کاری بر اعتبار تجاری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

نیک‌روش (۱۳۹۶) به بررسی رابطه بیش اطمینانی مدیریت و محافظه‌کاری حسابداری پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که میان بیش اطمینانی مدیریت و محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بر اساس یافته‌های تحقیق بیش

<sup>17</sup> Kang et al

<sup>18</sup> Lin & Chou

<sup>19</sup> Dai & Yang

<sup>20</sup> Rodriguez & Nickel

اطمینانی مدیران در بین شرکت‌های بررسی‌شده، اثر نامطلوبی بر میزان محافظه‌کاری به کار گرفته‌شده در گزارشگری مالی آنان ندارد.

احمدی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی اثر سوگیری تجمعی در برآوردهای محافظه‌کاری شرطی با استفاده از مدل بال، کوتاری و نیکولایو (۲۰۱۳) برای ۱۸۹۸ مشاهده سال - شرکت پرداختند. برای این کار، تأثیر دو عامل سوگیری تجمعی که شامل سوگیری نشست‌گرفته از حذف متغیر و سوگیری نشست‌گرفته از نمونه ناقص طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۴ اجرا شد، نتایج حاکی از آن بود که برآوردهای محافظه‌کاری شرطی مبتنی بر مدل بال، کوتاری و نیکولایو، تحت تأثیر سوگیری تجمعی قرار داشته و موجب می‌شود این مدل به‌نگام بودن اخبار خوب را کمتر و به‌نگام بودن اخبار بد را بیشتر برآورد کند، در نتیجه به بیشتر برآورد کردن تفاوت به‌نگام بودن تأثیر اخبار بد و خوب بر سود منجر می‌شود.

فاطمی و حلاج (۱۳۹۵) در تحقیقی به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری، اعتبار تجاری و سیاست پولی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان‌دهنده آن است که رابطه معناداری بین محافظه‌کاری و اعتبار تجاری و سیاست پولی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

کامیابی و گرجیان مهبلانی (۱۳۹۵) در تحقیقی به بررسی اثر سیاست پولی بر رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که محافظه‌کاری حسابداری بر اعتبار تجاری تأثیر مستقیم و معناداری دارد. همچنین یافته‌های پژوهش بیانگر این است که سیاست پولی تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر اعتبار تجاری را تضعیف می‌کند.

## روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش، از بابت هدف، کاربردی و از لحاظ روش تحقیق، از نوع توصیفی - همبستگی می‌باشد؛ به عبارت دیگر، در این تحقیق به بررسی وجود رابطه و همبستگی بین متغیرها از طریق رگرسیون می‌پردازیم. روش‌شناسی تحقیق نیز از نوع پس‌رویدادی است.

جامعه آماری این پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از سال ۱۳۹۱ تا پایان سال ۱۳۹۶ در بورس اوراق بهادار تهران فعالیت داشته‌اند. در این پژوهش، نمونه آماری پژوهش به روش حذف سیستماتیک انجام شده است. در این روش نمونه‌گیری پژوهشگر ابتدا برای انتخاب نمونه، شرایطی را لحاظ می‌نماید. اگر هر کدام از شرکتها ویژگی‌های ذیل را داشته باشند به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده‌اند. در غیر این صورت از نمونه آماری حذف شده‌اند. این روش معمولاً بیشتر برای جامعه‌های محدود بکار گرفته می‌شود. نمونه انتخابی این پژوهش شامل شرکت‌هایی می‌شود که دارای شرایط زیر بودند:

- (۱) اطلاعات مالی شرکت برای دوره زمانی پژوهش یعنی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ موجود باشد.
- (۲) سال مالی شرکت منتهی به تاریخ پایان اسفندماه هر سال باشد.
- (۳) شرکت طی دوره موردبررسی تغییر سال مالی نداده باشند.
- (۴) شرکت‌های تحت بررسی جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ و واسطه‌گری مالی نباشند.
- (۵) اطلاعات و داده‌های آنها در دسترس باشد.

۶) معاملات سهام شرکت به طور مداوم در بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته باشد و توقف معاملاتی بیش از سه ماه در مورد سهام یادشده اتفاق نیفتاده باشد.

به این ترتیب تعداد شرکت‌هایی که ویژگی‌های فوق‌الذکر را داشتند به ۱۲۷ شرکت رسید.

### فرضیه‌های تحقیق

- ۱- بین محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد.
- ۲- بیش اطمینانی مدیران بر رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکت‌ها تأثیر دارد.

### تعریف عملیاتی متغیرها

متغیر وابسته با استفاده از مدل کائو و همکاران (۲۰۱۷) به شرح ذیل اندازه‌گیری می‌شود:

اعتبار تجاری  $TC =$  حساب‌ها و اسناد پرداختی تجاری تقسیم بر جمع کل دارایی‌ها

### متغیر مستقل: محافظه‌کاری (conservatism)

گیولی و هین<sup>۲۱</sup> (۲۰۰۰) روشی را برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری با استفاده از اقلام تعهدی ارائه نمودند. طبق این روش، وجود مستمر اقلام تعهدی عملیاتی منفی در طی یک دوره زمانی بلند مدت در شرکت‌ها، معیاری از محافظه‌کاری به شمار می‌رود. یعنی هر چه میانگین اقلام تعهدی عملیاتی طی دوره مربوطه منفی و بیشتر باشد، محافظه‌کاری بیشتر خواهد بود. در عین حال، نرخ انباشتگی خالص اقلام تعهدی عملیاتی منفی نشانگر تغییر درجه محافظه‌کاری در طول زمان می‌باشد. در این پژوهش برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری به تبعیت از معیار گیولی و هین (C-Score) استفاده می‌شود، سطح محافظه‌کاری بر اساس مدل گیولی و هین و از طریق فرمول ذیل محاسبه می‌شود. مقدار حاصله از فرمول هر چه بیشتر باشد؛ سطح محافظه‌کاری بالاتر است.

$$CSCORE_{it} = \frac{AFCC}{TA} \times (-1)$$

$CSCORE_{i,t}$ : درجه محافظه‌کاری؛

$AFCC$ : اقلام تعهدی عملیاتی (تفاوت سود خالص و جریان نقدی عملیاتی بعلاوه هزینه استهلاک)؛

$TA$ : ارزش دفتری دارایی‌ها؛

### متغیر تعدیل‌گر: سوگیری قضاوتی (بیش اطمینانی) مدیران (pm)

با توجه به اینکه رویکرد سوگیری قضاوت مدیران معطوف به آینده می‌باشد و تصمیمات مربوط به آن‌ها عمدتاً بحث پیش‌بینی و تصمیم‌گیری آینده می‌باشد، لذا از انحراف معیار سود واقعی هر سهم و انحراف معیار سود پیش‌بینی شده به‌عنوان سوگیری قضاوت مدیران استفاده می‌شود.

$Manage1_{i,t}$ : انحراف معیار سود واقعی هر سهم

از انحراف معیار ۵ سال قبل نسبت سود واقعی هر سهم بر قیمت هر سهم اندازه‌گیری شده است.

$Manage2_{i,t}$ : انحراف معیار سود پیش‌بینی شده

از انحراف معیار ۵ سال قبل نسبت سود پیش‌بینی شده هر سهم بر قیمت هر سهم اندازه‌گیری شده است.

<sup>21</sup> Guillaín & Hain

### متغیرهای کنترلی

$CFO$  = توانایی ایجاد مبالغ نقد

عبارتست از: خالص جریان‌های نقد عملیاتی / جمع کل دارایی‌ها

$LIQ$  = نسبت نقدینگی

عبارتست از: دارایی جاری / جمع کل دارایی‌ها

$AGE$  = عمر شرکت

عبارتست از: لگاریتم طبیعی تعداد سال‌هایی که شرکت ایجاد شده است.

$SIZE$  = اندازه شرکت

عبارتست از: لگاریتم جمع کل دارایی‌ها

$EBIT$  = سودآوری

عبارتست از: سود قبل از بهره و مالیات / جمع کل دارایی‌ها

$GROWTH$  = توانایی رشد

عبارتست از: درآمد عملیاتی سال جاری - درآمد عملیاتی سال قبل / درآمد عملیاتی سال قبل

### یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۱)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۲۷ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۶ ساله (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶) می‌باشد.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
محافظه کاری	<i>conservatism</i>	۷۶۲	-۰,۰۰۰۰۹	۰,۱۴۹	-۰,۴۲	۰,۴۱۲
اعتبار تجاری	<i>TC</i>	۷۶۲	۰,۴۰۸	۰,۲۳۱	۰,۰۱۱	۰,۹۱۵
انحراف معیار سود واقعی هر سهم	<i>Manage1</i>	۷۶۲	۰,۱۱۳	۰,۱۲	۰,۰۰۴	۰,۷۵۳
انحراف معیار سود پیش‌بینی شده	<i>Manage 2</i>	۷۶۲	۰,۱۵۱	۰,۱۵	۰,۰۱	۰,۸۳۴
توانایی ایجاد مبالغ نقد	<i>CFO</i>	۷۶۲	۰,۱۱۸	۰,۱۲۵	-۰,۱۹۳	۰,۵۲۴
نسبت نقدینگی	<i>LIQ</i>	۷۶۲	۰,۶۵۷	۰,۱۸۹	۰,۱۹۶	۰,۹۴۹
عمر شرکت	<i>Lnage</i>	۷۶۲	۳,۵۱۵	۰,۴۳۱	۲,۱۹۷	۴,۰۹۴
اندازه شرکت	<i>Size</i>	۷۶۲	۱۴,۴۱۴	۱,۵۲۲	۱۱,۴۲۸	۱۹,۰۰۵
سودآوری	<i>EBIT</i>	۷۶۲	۰,۱۷	۰,۱۴۳	-۰,۲۰۷	۰,۵۶۶
توانایی رشد	<i>GROWTH</i>	۷۶۲	۰,۱۸۸	۰,۳۳۳	-۰,۵۷۷	۰,۹۷۲

میانگین یک متغیر به عنوان یک معیاری مناسب برای نشان دادن نقطه تعادل توزیع آن متغیر و مقدار متوسط آن است و شاخص مناسبی برای نشان دادن تجمع بیشتر توزیع متغیر می‌باشد. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر سودآوری برابر با (۰/۱۷) می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. انحراف معیار هر متغیر، میزان پراکندگی توزیع آن متغیر را نشان می‌دهد و هر چقدر انحراف معیار بیشتر باشد نشان می‌دهد که توزیع‌ها از میانگین فاصله زیادی دارند و

پراکنده تر هستند است. مقدار انحراف معیار برای اندازه شرکت برابر با ۱,۵۲۲ و برای انحراف معیار سود واقعی هرسهم برابر است با ۰,۱۲ می باشد که نشان می دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می دهد. به عنوان مثال بزرگترین مقدار اندازه شرکت برابر با ۱۹,۰۵ است. توانایی ایجاد مبالغ نقد نیز میزان ورود (خروج) جریان نقد عملیاتی را نشان می دهد که کمینه توانایی ایجاد مبالغ نقد برابر با (۰,۱۹۳-) می باشد و بیشینه آن برابر با (۰,۵۲۴) می باشد

### آزمون نرمال بودن داده ها

نرمال بودن متغیرها، شرط اولیه انجام کلیه آزمون های پارامتریک می باشد. نتایج آزمون جارک - برا برای بررسی نرمال بودن توزیع متغیرهای پژوهش بدین شرح است:

جدول (۲): آزمون جارکوبرا

متغیر	سطح معناداری	نتیجه
محافظه کاری	۰,۰۰۱۳	توزیع نرمال ندارد
اعتبار تجاری	۰,۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
انحراف معیار سود واقعی هرسهم	۰,۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
انحراف معیار سود پیش بینی شده	۰,۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
توانایی ایجاد مبالغ نقد	۰,۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
نسبت نقدینگی	۰,۰۰۰۰	توزیع نرمال دارد
عمر شرکت	۰,۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
اندازه شرکت	۰,۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
سودآوری	۰,۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
توانایی رشد	۰,۰۰۲۹	توزیع نرمال دارد

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۲، سطح معنی داری طبق آزمون تشخیص توزیع نرمال جارکوبرا برای متغیرها کمتر از ۵ درصد می باشد. لذا از توزیع نرمال برخوردار نیستند.

جدول (۳): نتایج آزمون تبدیلات جانسون برای متغیر وابسته

نام متغیر	نرمال سازی قبل از تبدیلات	نرمال سازی پس از تبدیلات	نتیجه
اعتبار تجاری	۰,۰۰۰	۰,۲۲۱	توزیع نرمال دارد

با توجه به جدول ۳، مشاهده می شود که سطح معنی داری متغیر وابسته اعتبار تجاری قبل از انجام آزمون تبدیلات جانسون برابر با ۰/۰۰۰ می باشد که کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر نرمال نبودن متغیر وابسته قبل از عملیات نرمال سازی جانسون می باشد. در صورتیکه سطح معنی داری متغیر پس از انجام آزمون تبدیلات جانسون برابر با ۰/۲۲۱ می باشد که بیش از ۵ درصد بوده و بیانگر نرمال بودن توزیع متغیر وابسته پس از عملیات نرمال سازی جانسون می باشد.

### آزمون مانایی متغیرها

برای بررسی وجود ریشه واحد در داده‌های پانل، می‌توان از آزمون هاریس استفاده کرد که نتایج آن به صورت جدول ۴ عرضه می‌گردد.

جدول (۴): آزمون مانایی (هاریس) برای تمامی متغیرهای پژوهش

نتیجه	سطح معناداری	آماره آزمون	متغیر
مانا نیست	۰,۷۶۴۸	۰,۷۲۱۸	انحراف معیار سود واقعی هرسهم
مانا است	۰,۰۰۹۸	-۲,۳۳۵۶	انحراف معیار سود پیش‌بینی شده
مانا است	۰,۰۰۰۰	-۱۴,۸۰۹۵	محافظه کاری
مانا است	۰,۰۰۰۰	-۵,۸۱۶۴	اعتبار تجاری
مانا است	۰,۰۰۰۰	-۱۴,۸۸۴۲	توانایی ایجاد مبالغ نقد
مانا نیست	۰,۱۳۱۸	-۱,۱۱۷۷	نسبت نقدینگی
مانا نیست	۱,۰۰۰۰	۹,۷۶۹۱	عمر شرکت
مانا نیست	۰,۹۹۵۹	۳,۰۵۶۹	اندازه شرکت
مانا است	۰,۰۰۰۰	-۷,۱۴۹۶	سودآوری
مانا است	۰,۰۰۰۰	-۱۶,۹۷۸۸	توانایی رشد

با توجه به جدول ۴، مشاهده می‌شود که سطح معنی‌داری متغیرها به غیر از متغیرهای (انحراف معیار سود واقعی هرسهم، نسبت نقدینگی، عمر شرکت و اندازه شرکت) در آزمون مانایی کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیرها است. در انتهای فصل آزمون هم‌جمع برای مانایی باقیمانده نشان می‌دهد که باقیمانده‌های مدل‌ها مانا هستند.

### آزمون اف لیمر (چاو)

این آزمون برای تشخیص بین الگوهای اثرات معمولی (*pool*) و داده‌های تابلویی (*panel*) صورت می‌گیرد. نتایج حاصل از آزمون اف لیمر برای مدل پژوهش بدین شرح می‌باشد:

جدول (۵): نتایج آزمون اف لیمر (چاو)

نتیجه آزمون	سطح معنی‌داری	آماره آزمون	مدل آزمون
پذیرش الگوی داده‌های تابلویی	۰,۰۰۰۰	۵,۷۸	فرضیه اول
پذیرش الگوی داده‌های تابلویی	۰,۰۰۰۰	۲,۴۳	فرضیه دوم
پذیرش الگوی داده‌های تابلویی	۰,۰۰۰۰	۲,۴۵	فرضیه سوم

طبق نتایج آزمون چاو، سطح معناداری آزمون برای همه‌ی مدل‌ها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر پذیرش الگوی داده‌های تابلویی (پانل) می‌باشد.

### آزمون هاسمن

در صورتی که میزان معناداری آماره‌ی چاو ( $prob$ ) کمتر از سطح  $0.05$  باشد ساختار داده‌ای  $panel$  انتخاب می‌شود. در این حالت برای تشخیص اثرات ثابت یا تصادفی باید آزمون هاسمن نیز انجام شود.

جدول (۶): نتایج آزمون هاسمن

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
فرضیه اول	۱۰۴,۷۱	۰,۰۰۰۰	اثرات ثابت عرض از مبدأ
فرضیه دوم	۱۰۵,۶۹	۰,۰۰۰۰	اثرات ثابت عرض از مبدأ
فرضیه سوم	۱۰۷,۶۲	۰,۰۰۰۰	اثرات ثابت عرض از مبدأ

طبق نتایج آزمون هاسمن در جدول ۶، سطح معناداری آزمون در همه فرضیه‌ها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر پذیرش اثرات ثابت می‌باشد.

### آزمون ناهمسانی واریانس

اگر خطاهای رگرسیون ناهمسان باشند اما محقق بدون در نظر گرفتن این موضوع به فرایند برآورد و استنباط ادامه دهد در این حالت، انحراف معیار می‌تواند اشتباه باشد و بنابراین هرگونه استنباطی که صورت گرفته، می‌تواند گمراه‌کننده باشد بنابراین از آزمون والد تعدیل‌شده برای بررسی ناهمسانی واریانس جملات اخلاص استفاده شده است.

جدول (۷): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
فرضیه اول	$2.2e+05$	۰,۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
فرضیه دوم	$1.7e+05$	۰,۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
فرضیه سوم	$1.7e+05$	۰,۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس

نتایج حاصل در جدول ۷ نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری آزمون در مدل‌ها کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلاص می‌باشد که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور  $GLS$  رفع شده است.

### آزمون خودهمبستگی

مقادیری که متغیرهای توضیحی در مدل به خود می‌گیرند تصادفی هستند، بنابراین مقادیر خطا نیز باید در کل تصادفی باشند. یعنی بین مقادیر جملات خطا همبستگی و ترتیب خاصی وجود نداشته باشد و در طول زمان به‌طور منظم تغییر نکند زیرا اگر چنین باشد، تغییرات جملات خطا تصادفی نبوده و به مقادیر متغیرهای توضیحی وابسته خواهد بود. همبستگی بین مقادیر خطا ممکن است در بین سال‌های مختلف و یا در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (بنی مهد و همکاران، ۱۳۹۵).

جدول (۸): نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
فرضیه اول	۴,۶۶۳	۰,۰۳۲۷	وجود خودهمبستگی
فرضیه دوم	۴,۷۹۳	۰,۰۳۰۴	وجود خودهمبستگی
فرضیه سوم	۴,۷۳۶	۰,۰۳۱۴	وجود خودهمبستگی

با توجه به نتایج جدول ۸، مشاهده می‌شود که سطح معناداری آزمون والد ریچ برای مدل‌ها بیشتر از ۵ درصد بوده و بیانگر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در مدل‌ها می‌باشد.

### آزمون هم خطی

اگر آماره آزمون  $VIF$  به یک نزدیک بود نشان‌دهنده عدم وجود هم خطی است. به‌عنوان یک قاعده تجربی مقدار  $VIF$  بزرگ‌تر از ۱۰ باشد هم خطی چندگانه بالا می‌باشد (سوری، ۱۳۹۰).

جدول (۹): آزمون هم خطی متغیرهای مستقل

فرضیه اول	فرضیه دوم	فرضیه سوم	فرضیه نام متغیر
$VIF$	$VIF$	$VIF$	
۱,۳۱	۲,۱۵	۲,۲۲	<i>conservatism</i>
---	۱,۳۵	---	<i>Manage1</i>
---	۲,۳	---	<i>Conmg1</i>
---	---	۱,۳۶	<i>Manage2</i>
---	---	۲,۴۱	<i>Conmg2</i>
۱,۴	۱,۴۲	۱,۴۲	<i>CFO</i>
۱,۴۳	۱,۴۸	۱,۴۸	<i>LIQ</i>
۱,۰۳	۱,۰۵	۱,۰۵	<i>Lnage</i>
۱,۰۹	۱,۱	۱,۱	<i>Size</i>
۱,۴۹	۱,۵۱	۱,۵۲	<i>EBIT</i>
۱,۱۱	۱,۱۱	۱,۱۱	<i>GROWTH</i>
هم خطی وجود ندارد			نتیجه

همان طور که در نتایج آزمون هم خطی در جدول ۹ قابل مشاهده است، مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می باشد.

## نتیجه آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می دارد: بین محافظه کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکتها رابطه معناداری وجود دارد.

جدول (۱۰): نتیجه آزمون فرضیه اول

$TC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 conservatism_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 LIQ_{i,t} + \beta_4 Lnage_{i,t} + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 EBIT_{i,t} + \beta_7 GROWTH_{i,t} + \alpha_{i,t}$					
متغیر وابسته: اعتبار تجاری شرکتها					
متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری
محافظه کاری	conservatism	۰.۶۲۱	۰.۰۱۷	۳۵.۳۳	۰.۰۰۰
توانایی ایجاد مبالغ نقد	CFO	-۰.۰۲۴	۰.۰۱۳	-۱.۷۸	۰.۰۷۵
نسبت نقدینگی	LIQ	-۰.۰۳۳	۰.۰۱۹	-۱.۷۳	۰.۰۸۴
عمر شرکت	Lnage	-۰.۰۱	۰.۰۰۷	-۱.۴۱	۰.۱۵۹
اندازه شرکت	Size	-۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۲	-۰.۲۴	۰.۸۱۴
سودآوری	EBIT	۰.۶۷۹	۰.۰۲۲	۳۰.۰۶	۰.۰۰۰
توانایی رشد	GROWTH	-۰.۰۰۳	۰.۰۰۷	-۰.۵۱	۰.۶۱۲
عرض از مبدأ		۰.۰۸۱	۰.۰۴۶	۱.۷۵	۰.۰۸
سایر آماره های اطلاعاتی					
ضریب تعیین			۷۰ درصد		
آماره والد			۱۶۸۷.۴۷		
سطح معناداری			۰.۰۰۰۰		

نتایج جدول ۱۰، نشان می دهد که متغیر محافظه کاری با ضریب (۰.۶۲۱) و سطح معنی داری (۰.۰۰۰) رابطه مستقیم و معناداری با اعتبار تجاری شرکتها دارد و فرضیه اول در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار می گیرد. متغیر کنترلی سودآوری، اندازه شرکت دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است از این رو رابطه مثبت و معناداری با متغیر وابسته دارد ولی متغیرهای کنترلی توانایی ایجاد مبالغ نقد، نسبت نقدینگی، عمر شرکت، اندازه شرکت و توانایی رشد دارای سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد هستند از این رو رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۷۰ درصد می باشد که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۷۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۱۶۸۷.۴۷ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

## نتیجه آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می دارد: انحراف معیار سود واقعی هرسهم بر رابطه بین محافظه کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکتها تاثیر دارد.

جدول (۱۲): نتیجه آزمون فرضیه دوم

$TC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 conservatism_{i,t} + \beta_2 Manage1_{i,t} + \beta_3 (conservatism_{i,t} * Manage1_{i,t}) + \beta_4 CFO_{i,t} + \beta_5 LIQ_{i,t} + \beta_6 Lnage_{i,t} + \beta_7 Size_{i,t} + \beta_8 EBIT_{i,t} + \beta_9 GROWTH_{i,t} + \alpha_{i,t}$					
متغیر وابسته: اعتبار تجاری شرکتها					
متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری
محافظه کاری	conservatism	۰,۶۷۸	۰,۰۱۱	۵۸,۶۴	۰,۰۰۰
انحراف معیار سود واقعی هرسهم	Manage1	-۰,۰۲۴	۰,۰۱۱	-۲,۱۱	۰,۰۳۵
محافظه کاری * انحراف معیار سود واقعی هرسهم	Conmg1	۰,۲۳	۰,۰۶۹	۳,۳	۰,۰۰۱
توانایی ایجاد مبالغ نقد	CFO	-۰,۰۱۱	۰,۰۰۵	-۲,۱۶	۰,۰۳۱
نسبت نقدینگی	LIQ	-۰,۰۴۲	۰,۰۰۷	-۵,۶۴	۰,۰۰۰
عمر شرکت	Lnage	-۰,۰۰۷	۰,۰۰۲	-۲,۵۷	۰,۰۱
اندازه شرکت	Size	-۰,۰۰۲	۰,۰۰۰۹	-۲,۷۷	۰,۰۰۶
سودآوری	EBIT	۰,۷۸۷	۰,۰۱۱	۶۸,۲۳	۰,۰۰۰
توانایی رشد	GROWTH	-۰,۰۰۳	۰,۰۰۲	-۱,۱۶	۰,۲۴۴
عرض از مبدأ		۰,۰۸۲	۰,۰۱۸	۴,۴۹	۰,۰۰۰
سایر آماره‌های اطلاعاتی					
ضریب تعیین			۷۱ درصد		
آماره والد			۸۴۰۷,۶۲		

نتایج جدول ۱۱، نشان می دهد که متغیر محافظه کاری با ضریب (۰,۶۷۸) و سطح معنی داری (۰,۰۰۰) رابطه مستقیم و معناداری با اعتبار تجاری شرکتها دارد. متغیر محافظه کاری \* انحراف معیار سود واقعی هرسهم دارای ضریب (۰,۲۳) و سطح معنی داری (۰,۰۰۱) است. مفهوم این است که سوگیری مدیران (انحراف معیار سود واقعی هرسهم) تاثیر معکوس و معناداری بر ارتباط بین محافظه کاری و اعتبار تجاری دارد. زیرا ضریب محافظه کاری ۰,۶۷۸ بود که در تعامل با سوگیری مدیران (انحراف معیار سود واقعی هرسهم) به ۰,۲۳ کاهش پیدا کرد. متغیرهای کنترلی توانایی ایجاد مبالغ نقد، نسبت نقدینگی، عمر شرکت و اندازه شرکت دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از هستند بنابراین رابطه معکوس با متغیر اعتبار تجاری دارند. ولی متغیر سودآوری، دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است از این رو رابطه مثبت و

معناداری با متغیر وابسته دارد اما متغیر کنترلی توانایی رشد دارای سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد است از این رو رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارد. ضریب تعیین برابر با ۷۱ درصد می باشد که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۷۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۸۴۰۷٫۶۲ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

### نتیجه آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم بیان می دارد: انحراف معیار سود پیش بینی شده بر رابطه بین محافظه کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکتها تاثیر دارد.

جدول (۱۲): نتیجه آزمون فرضیه سوم

$TC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 conservatism_{i,t} + \beta_2 Manage2_{i,t} + \beta_3 (conservatism_{i,t} * Manage2_{i,t}) + \beta_4 CFO_{i,t} + \beta_5 LIQ_{i,t} + \beta_6 Lnage_{i,t} + \beta_7 Size_{i,t} + \beta_8 EBIT_{i,t} + \beta_9 GROWTH_{i,t} + \alpha_{i,t}$					
متغیر وابسته: اعتبار تجاری شرکتها					
متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
محافظه کاری	conservatism	۰٫۶۸۵	۰٫۰۱۱	۵۷٫۷۷	۰٫۰۰۰
انحراف معیار سود پیش بینی شده	Manage2	-۰٫۰۱۹	۰٫۰۱۲	-۱٫۵۴	۰٫۱۲۳
محافظه کاری * انحراف معیار سود پیش بینی شده	Conmg2	۰٫۱۲۵	۰٫۰۵۴	۲٫۳۲	۰٫۰۲
توانایی ایجاد مبالغ نقد	CFO	-۰٫۰۱۱	۰٫۰۰۵	-۲٫۲	۰٫۰۲۸
نسبت نقدینگی	LIQ	-۰٫۰۴۲	۰٫۰۰۷	-۵٫۵۷	۰٫۰۰۰
عمر شرکت	Lnage	-۰٫۰۰۷	۰٫۰۰۳	-۲٫۵۱	۰٫۰۱۲
اندازه شرکت	Size	-۰٫۰۰۲	۰٫۰۰۰۹	-۲٫۵۸	۰٫۰۱
سودآوری	EBIT	۰٫۷۸۷	۰٫۰۱۱	۶۷٫۷۶	۰٫۰۰۰
توانایی رشد	GROWTH	-۰٫۰۰۳	۰٫۰۰۲	-۱٫۱۳	۰٫۲۵۸
عرض از مبدأ		۰٫۰۸	۰٫۰۱۸	۴٫۳۲	۰٫۰۰۰
سایر آماره های اطلاعاتی					
ضریب تعیین			۷۱ درصد		
ضریب تعیین تعدیل شده			۷۱ درصد		
آماره فیشر			۸۳۶۵٫۸۳		
سطح معناداری			۰٫۰۰۰۰		

نتایج جدول ۱۲، نشان می دهد که متغیر محافظه کاری با ضریب (۰,۶۸۵) و سطح معنی داری (۰,۰۰۰) رابطه مستقیم و معناداری با اعتبار تجاری شرکتها دارد. متغیر محافظه کاری \* انحراف معیار سود پیش بینی شده دارای ضریب (۰,۱۲۵) و سطح معنی داری (۰,۰۲) است. مفهوم این است که سوگیری مدیران (انحراف معیار سود پیش بینی شده) تاثیر معکوس و معناداری بر ارتباط بین محافظه کاری و اعتبار تجاری دارد. زیرا ضریب محافظه کاری ۰,۶۸ بود که در تعامل با سوگیری مدیران (انحراف معیار سود پیش بینی شده) به ۰,۱۲۵ کاهش پیدا کرد. متغیرهای کنترلی توانایی ایجاد مبالغ نقد، نسبت نقدینگی، عمر شرکت و اندازه شرکت دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از هستند بنابراین رابطه معکوس با متغیر اعتبار تجاری دارند. ولی متغیر سودآوری، دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است از این رو رابطه مثبت و معناداری با متغیر وابسته دارد اما متغیر کنترلی توانایی رشد دارای سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد است از این رو رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارد. ضریب تعیین برابر با ۷۱ درصد می باشد که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۷۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۸۳۶۵,۸۳ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

### نتایج آزمون جارکو برا برای جملات اخلاص مدلها

جدول (۱۳): نتایج آزمون جارکو برا

فرضیه (مدل)	آماره آزمون	معناداری جارکو برا	نتیجه
فرضیه اول	۳,۳۳	۰,۱۸۹۱	توزیع نرمال دارد
فرضیه دوم	۳,۵۴	۰,۱۷۰۱	توزیع نرمال دارد
فرضیه سوم	۰,۰۲	۰,۲۲۲۴	توزیع نرمال دارد

طبق نتایج حاصل از آزمون جارکو برا برای جملات اخلاص مدلها در جدول ۱۳، چون سطح معناداری آزمون برای هر ۳ مدل پژوهش بیشتر از ۵ درصد می باشد بنابراین بیانگر نرمال بودن جملات اخلاص می باشد.

### نتایج آزمون هم جمعی (هم انباشتگی) برای جملات اخلاص مدلها

جدول (۱۴): نتایج آزمون هم جمعی

مدل های پژوهش	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
فرضیه اول	-۲۰,۵۰۵۳	۰,۰۰۰۰	جملات خطا مانا هستند
فرضیه دوم	-۱۰,۵۹۳۴	۰,۰۰۰۰	جملات خطا مانا هستند
فرضیه سوم	-۱۷,۰۲۴	۰,۰۰۰۰	جملات خطا مانا هستند

طبق نتایج حاصل در جدول ۱۴، سطح معناداری آزمون برای هر سه مدل کمتر از ۵ درصد است از این رو می توان گفت که مدل های رگرسیونی به صورت هم جمعی، مانا هستند.

### بحث، نتیجه گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر بررسی اثر سوگیری قضاوتی مدیران بر ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، برای سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۶ مورد تحقیق و بررسی قرار گرفت. به‌طور خاص انحراف معیار سود واقعی هرسهم و انحراف معیار سود پیش‌بینی شده به عنوان معیاری از سوگیری قضاوتی مدیران، اعتبار تجاری شرکت‌ها و محافظه‌کاری حسابداری به عنوان متغیرهای اصلی این پژوهش بودند. سه فرضیه در این پژوهش مورد بررسی و آزمون قرار گرفتند. با توجه به نتایج به دست آمده از تخمین نهایی فرضیه اول می‌توان گفت که متغیر محافظه‌کاری رابطه مستقیم و معناداری با اعتبار تجاری شرکت‌ها دارد. یعنی با افزایش محافظه‌کاری مدیران، اعتبار تجاری شرکت‌ها نیز افزایش می‌یابد. بدین معنی که مدیران هر چقدر محافظه کارانه‌تر عمل کنند اعتبار تجاری شرکت بیشتر می‌شود. نتایج حاصل از این فرضیه مطابق با تحقیقات و مبانی نظری پژوهش دای و یانگ (۲۰۱۵)، میرزائی نودهی و دیگران (۱۳۹۶) و فاطمی و حلاج (۱۳۹۵) است. طبق نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش می‌توان گفت که متغیر محافظه‌کاری با ضریب (۰,۶۷۸) و سطح معنی داری (۰,۰۰۰) رابطه مستقیم و معناداری با اعتبار تجاری شرکت‌ها دارد. یعنی با افزایش محافظه‌کاری مدیران، اعتبار تجاری شرکت‌ها نیز افزایش می‌یابد. بدین معنی که مدیران هر چقدر محافظه کارانه‌تر عمل کنند اعتبار تجاری شرکت بیشتر می‌شود. متغیر محافظه‌کاری \* انحراف معیار سود سود واقعی هرسهم دارای ضریب (۰,۲۳) و سطح معنی داری (۰,۰۰۱) است. مفهوم این است که سوگیری مدیران (انحراف معیار سود سود واقعی هرسهم) تأثیر معکوس و معناداری بر ارتباط بین محافظه‌کاری و اعتبار تجاری دارد. زیرا ضریب محافظه‌کاری ۰,۶۷۸ بود که در تعامل با سوگیری مدیران (انحراف معیار سود سود واقعی هرسهم) به ۰,۲۳ کاهش پیدا کرد. یعنی سوگیری مدیران ارتباط بین محافظه‌کاری و اعتبار تجاری شرکت‌ها را تعدیل کرده و رابطه آنها را تضعیف می‌کند. طبق آزمون فرضیه سوم می‌توان گفت که متغیر محافظه‌کاری با ضریب (۰,۶۸۵) و سطح معنی داری (۰,۰۰۰) رابطه مستقیم و معناداری با اعتبار تجاری شرکت‌ها دارد. یعنی با افزایش محافظه‌کاری مدیران، اعتبار تجاری شرکت‌ها نیز افزایش می‌یابد. بدین معنی که مدیران هر چقدر محافظه کارانه‌تر عمل کنند اعتبار تجاری شرکت بیشتر می‌شود. متغیر محافظه‌کاری \* انحراف معیار سود پیش‌بینی شده دارای ضریب (۰,۱۲۵) و سطح معنی داری (۰,۰۲) است. مفهوم این است که سوگیری مدیران (انحراف معیار سود پیش‌بینی شده) تأثیر معکوس و معناداری بر ارتباط بین محافظه‌کاری و اعتبار تجاری دارد. زیرا ضریب محافظه‌کاری ۰,۶۸ بود که در تعامل با سوگیری مدیران (انحراف معیار سود پیش‌بینی شده) به ۰,۱۲۵ کاهش پیدا کرد. یعنی سوگیری مدیران ارتباط بین محافظه‌کاری و اعتبار تجاری شرکت‌ها را تعدیل کرده و رابطه آنها را تضعیف می‌کند.

به تحلیل‌گران پیشنهاد می‌گردد که در تحلیل‌ها و پیش‌بینی‌های خود، تأثیر سوگیری قضاوتی مدیران بر ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکت‌ها را مدنظر قرار دهند. و به این نکته توجه داشته باشند که محافظه‌کاری حسابداری موجب افزایش اعتبار تجاری شرکت‌ها می‌شود.

به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد جهت کسب سود بیشتر، در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که مدیران آنها سوگیری کمتری داشته و محافظه کارانه‌تر عمل میکنند زیرا این عوامل باعث می‌شود که شرکت‌ها اعتبار تجاری بالایی دارند.

به سازمان بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود قوانینی اتخاذ کنند که اجرای آنها منجر به افزایش اعتبار تجاری شرکت‌ها شده و سرمایه‌گذاران با اطمینان خاطر بیشتری سرمایه‌گذاری کنند.

- ✓ احمدی، محمدرمضان، آرمن، سیدعزیز، مظاهری، اسماعیل، (۱۳۹۶)، بررسی اثر سوگیری تجمعی در برآوردهای محافظه کاری شرطی با استفاده از مدل بال، کوتاری و نیکولایو، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۴، شماره ۱، ۱۸-۱.
- ✓ اسدی، غلامحسین، نیکروش، مهدی، نجف پورکردی، علیرضا، (۱۳۹۲)، تأثیر محافظه کاری حسابداری بر تصمیمات سرمایه گذاری مدیران، پژوهش های تجربی حسابداری، سال سوم، شماره ۱۰، صص ۸۹-۱۰۷.
- ✓ بنی مهد، بهمن، عربی، مهدی، حسن پور، شیوا، (۱۳۹۵)، اشتباهات رایج در پژوهش های تحریبی حسابداری، دانش حسابداری مالی، مقاله ۲، شماره ۱، صص ۲۱-۴۵.
- ✓ حاجی هاشمی ورنوسفادرائی، منصوره، عبدلی، محمدرضا، (۱۳۹۷)، تأثیر بیش اطمینانی مدیران بر سیاست های ریسکی شرکت ها، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره سی و چهارم، صص ۱۰۵-۱۱۹.
- ✓ سوری، علی، (۱۳۹۰)، اقتصاد سنجی: همراه با کاربرد نرم افزار Eviews، فرهنگ شناسی، صص ۱-۲۷۸.
- ✓ شماخی، حمیدرضا، زاهدی، رضا، (۱۳۹۳)، بررسی اصل محافظه کاری و جایگاه آن در گزارشگری مالی، دانش و پژوهش حسابداری، شماره ۳۸، صص ۱-۱۹.
- ✓ عزیزی نژاد، بهاره، نیکفر، نجمه، (۱۳۹۷)، بررسی روابط بین رجحان های ارزشی و سبک های پنج گانه تصمیم گیری مدیران تربیت بدنی، پژوهش های کاربردی در مدیریت ورزشی، سال هفتم، شماره ۶ (۲۵)، صص ۴۵-۵۶.
- ✓ فاطمی، نادر، حلاج، محمد، (۱۳۹۵)، بررسی رابطه بین محافظه کاری حسابداری، اعتبار تجاری و سیاست پولی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، چهارمین کنفرانس بین المللی پژوهش های کاربردی در مدیریت و حسابداری، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.
- ✓ کامیابی، یحیی، گرجیان مهلبانی، رضا، (۱۳۹۵)، تئوری های اعتبار تجاری، کنفرانس بین المللی مدیریت و حسابداری، تهران، موسسه آموزش عالی نیکان.
- ✓ میرزائی نودهی، سروش، بیگلر، کیومرث، شعبان زاده، مهدی، (۱۳۹۶)، تأثیر سیاست های پولی انقباضی بر رابطه محافظه کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات مدیریت و حسابداری، دوره ۲، شماره ۳، صص ۲۷۷-۲۸۷.
- ✓ نیکروش، مهدی، (۱۳۹۶)، بیش اطمینانی مدیریت و محافظه کاری حسابداری، سومین همایش بین المللی مدیریت و حسابداری.
- ✓ هاشمی، سیدعباس، امیری، هادی، احمدی، میلاد، (۱۳۹۳)، تأثیر احتیاط مدیریتی بر عملکرد عملیاتی و محافظه کاری حسابداری، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۱، شماره ۳، صص ۴۰۷-۳۸۷.
- ✓ Ahmed, A. S., & Duellman. S., (2013). *Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. Journal of Accounting Research, 51(1): 1-30.*
- ✓ Ajinkya. B. Bhojraj. S., & Sengupta. P., (2005). *The association between outsideors. iustitution investors and properties of management earnings forecasts. Journal of Accounting Research, 343-376.*
- ✓ Bagella, M. & Bechetti, L. and Ciciretti, R., (2007). *Earning Forecst Error in US and European Stock Markets. The European Journal of Finance, Vol.13, No.2, 15-122.*
- ✓ Ball, R., & Shivakumar, L., (2005). *Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. Journal of Accounting and Economics, 83-128.*

- ✓ Cao, F., Ye K., Zhang N., & Li. S., (2017). Trade credit financing and stock price crash risk. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 1-27.
- ✓ Chen, s., (2004). Why Do Managers Fail to Their Own Forecasts? Working paper, University Of Washington
- ✓ Dai. Bingbin., & Yang. Fan., (2015). Monetary policy, accounting conservatism and trade credit. *China Journal of Accounting Research*, 8, 295–313.
- ✓ Feijs, L., & Overbeeke, K., (2003). Design: Meaning, Action and Value, *Journal of the Asia International Design Conference*.
- ✓ Givoly, D., & Hayn. C., (2000). and The Changing Time-Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative, *Journal of Accounting and Economic*, 29(3), 287-320.
- ✓ Hribar. P., & Yong. H., (2006). CEO Overconfidence, management Earning forecast, and Earning Management. Working Paper, Cornell university.
- ✓ Hsihe, C.C., Zhiming, M., & Novoselov, K.E., (2012). Managerial Caution, Operating Performance, and Accounting Conservatism. American Accounting Association Annual Meeting and Conference Teaching and Learning in Accounting. August 4-8, Washington, DC.
- ✓ Kang. Jingoo., Kang. Jun-Koo., Kang. Minwook., & Kim. Jungmin., (2017). Curbing Managerial Myopia: The Role of Managerial Overconfidence in Owner-Managed Firms and Professionally Managed Firms. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2944998>
- ✓ Lin. Tsung-Te., & Chou. Jian-Hsin., (2015). Trade credit and bank loan: Evidence from Chinese firms. *International Review of Economics & Finance*, Elsevier, vol. 36(C), 17-29.
- ✓ Rodriguez. C. M., & Nickel. N.M., (2015). Aggregation Bias in Estimates of Conditional Conservatism: Theory and Evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*, 42(1-2), 51–78.
- ✓ Seifert. Daniel., Seifert. Ralf W., & Protopappa-Sieke. Margarita., (2013). A review of trade credit literature: Opportunities for research in operations. *European Journal of Operational Research*, Elsevier, vol. 231(2), 245-256.
- ✓ Stephen. R. Foerster., (2009). The Impact of Management Earnings Forecasts on Firm Risk and Firm Value. Ivey Business School, University of Western Ontario.
- ✓ Watts. R.L., (2003). Conservatism in accounting. Part I: explanations and implications. *Acc.Horizon* 17, 207–221.
- ✓ Weinz. H., & Koontz. H., (1993). *Management: A Global Perspective, International Edition*, NewYork: Tenth Edition, 199.