فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۲، شماره ۹، تابستان ۱۳۹۸ (جلد دوم)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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

بررسی اثر سوگیری قضاوتی مدیران بر ارتباط بین محافظه‌کاری 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

چکیده
پژوهش حاضر به بررسی اثر سوگیری قضاوتی مدیران بر ارتباط بین محافظه‌کاری 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 تجزیه‌وتحلیل همبستگی با رویکرد رگرسیونی چندگانه است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که بین محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. سوگیری قضاوتی مدیران نیز بر ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکت‌ها تاثیر معنادار داشته و رابطه آنها را ضعیف می‌کند.

واژه‌های کلیدی: سوگیری قضاوتی مدیران، محافظه‌کاری حسابداری، اعتبار تجاری شرکت‌ها.

مقدمه
یکی از دلایل سوگیری در گزارش‌های مالی، محافظه کاری حسابداری می‌باشد. محافظه کاری باعث می‌شود گزارش‌های مالی واقع بینانه نباشند. در نتیجه همچنان که هیئت استانداردهای حسابداری مالی اشاره می‌کند، «محافظه‌کاری با ویژگی‌های کیفی مهم، از قبیل بیان صادقانه، بی‌طرفی و قابل‌مقایسه بودن (شامل ثبات رویه) تضاد دارد» در مورد مفید بودن داده‌های حسابداری مبتنی بر خط‌مشی‌های محافظه‌کارانه می‌توان سؤالاتی جدید و مشروع مطرح کرد. انجمن حسابداری امریکا[1] (*AAA*) استدلال می‌کند: «تصور نمی‌شود که سوگیری بتواند نیازهای مجموعه‌ای از استفاده‌کنندگان را برآورده کند، به منافع سایرین کمک کند یا حتی به آن صدمه نزند» (شماخی و زاهدی، ۱۳۹۳). مدیرانی که محافظه‌کارانه عمل کرده و در گزارش

[1] *American Accounting Association*

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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[۲] 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[۳] در سال ۲۰۱۰، محافظه‌کاری را به دلیل مغایرت با بی‌طرفی از چارچوب مفهومی خودشان حذف کردند. بااین‌حال، چارچوب‌های مفهومی باید تداوم نیاز به‌دقت در مواجهه با شرایط عدم اطمینان را مدنظر قرار دهند. ازآنجایی‌که 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 ذکرشده 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[۴]، 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[۵]، ۲۰۰۳). هسیه و همکاران (۲۰۱۲) عقیده دارند به دلیل اینکه محافظه‌کاری حسابداری، نوعی سوگیری در اطلاعات گزارش‌شده است و موجب کاهش محتوای اطلاعاتی گزارش‌های مالی می‌شود، بنابراین پرهزینه است. ازآنجایی‌که 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. درنتیجه 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[۶] (۲۰۰۳)، تصمیم‌گیری را بنیان تمام وظایف مدیر در این رابطه می‌داند. وینز و کونتز[۷] (۱۹۹۳)، معتقد است وجود طرح، برنامه، و خط‌مشی منوط به وجود

[2] *Financial Accounting Standards Board*
[3] *International Accounting Standards Board*
[4] *Hsihe et al*
[5] *Watts*
[6] *Feijs & Overbeeke*
[7] *Weinz & Koontz*

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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 چه‌کاری 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[8]، 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[9]، 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[10]، ۲۰۰۶). شرکت‌هایی که حاکمیت شرکتی برتری دارند دقت پیش‌بینی بیشتر و سوگیری کمتری دارند (اجینکیا و همکاران[11]، 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[12] (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 امریکا 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[13]، ۲۰۱۰).

بال و شیواکومار[14] (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).

[8] *Stephen*
[9] *Chen*
[10] *Hribar & Yong*
[11] *Ajinkya et al*
[12] *Bagella et al*
[13] *Ahmed & Duellman*
[14] *Ball & Shivakumar*

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چارچوب نظری پژوهش

سوگیری قضاوتی مدیران باعث رفتار محافظه‌کارانه مدیران می‌شود، درواقع 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. به‌عنوان‌مثال، 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. به‌عنوان‌مثال، مدیران بیش مطمئن تمایل خواهند داشت که احتمال وصول حساب‌های دریافتنی را بیش از واقع برآورد نمایند و ذخیره‌ی مطالبات مشکوک الوصول را کمتر نشان دهند که این امر منجر به افزایش خالص ارزش بازیافتنی حساب‌های دریافتنی می‌شود. همچنین این مدیران تمایل خواهند داشت که ارزش اسقاط یا عمر مفید دارایی‌های ثابت را بیش‌ازحد اندازه‌گیری نمایند که منجر به بیش نمایی دارایی‌های ثابت می‌شود، چنین اقداماتی منجر به گزارش غیر محافظه‌کارانه 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 درنتیجه، اجرا چنین سیاستی ممکن است نه‌تنها منجر به افزایش فروش نگردد، بلکه حجم مطالبات سوخت شده را افزایش دهد (سیفرت و همکاران[15]، ۲۰۱۳).

پیشینه پژوهش

کائو و همکاران[16] (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.

[15] *Seifert et al*
[16] *Cao et al*

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

کانگ و همکاران[17] (۲۰۱۷) پژوهشی با عنوان مهار کوتاه بینی مدیریتی: نقش مدیریتی اعتمادبه‌نفس کاذب در شرکت‌های با مدیریت حرفه‌ای انجام دادند. آن‌ها در تحقیق از یک مدل سرمایه‌گذاری چند دوره‌ای استفاده کردند و بیش اعتمادی به‌عنوان یک متغیر مستقل مورداستفاده قرار گرفت و نتیجه تحقیق آن‌ها بیان‌گر این بود که اعتمادبه‌نفس بیش‌ازحد مدیریت تأثیر منفی بر عملکرد مالی شرکت دارند.

لین و چو[18] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای تحت عنوان بررسی اعتبار تجاری و وام بانکی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس چین پرداختند. یافته‌های آن‌ها در این پژوهش به شرح زیر می‌باشد: ابتدا وجود ارتباط مثبت و معنی‌دار بین اعطاکنندگان اعتبار تجاری و وام‌های بانکی تعیین‌کننده 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 آن‌یک 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 تأمین‌کنندگان اعتبارات تجاری دریافت می‌کنند.

دای و یانگ[19] (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. به‌علاوه، زمینه‌های تأمین‌کننده و مشتری بر رابطه مثبت بین محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری تأثیر می‌گذارد.

رودریگرز و نیکل[20] (۲۰۱۵) در پژوهشی بـه بررسی تأثیر سوگیری تجمعی در برآوردهای محافظه‌کاری شرطی با استفاده از مدل بال، کوتاری و نیکلاوی پرداختنـد. نتایج پـژوهش آن‌ها نشان داد برآوردهای محافظه‌کاری شرطی مبتنی بر رگرسیون سود غیرمنتظره و بازده غیرمنتظره به‌وسیله‌ی سوگیری تجمعی تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری و اعتماد بیش‌ازحد مدیریت پرداخته و به این نتیجه رسیدند که بین هر دو نوع محافظه‌کاری (شرطی و غیرشرطی) و اعتماد بیش‌ازحد مدیریت، رابطه منفی وجود دارد. آن‌ها همچنین به این نتیجه رسیدند که مکانیزم‌های کنترلی خارجی منجر به کاهش تأثیر منفی اعتماد بیش‌ازحد 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 مالی و مدیریت ریسک تجاری 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

[17] *Kang et al*
[18] *Lin & Chou*
[19] *Dai & Yang*
[20] *Rodriguez & Nickel*

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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 نشئت‌گرفته از حذف متغیر و سوگیری نشئت‌گرفته از نمونهٔ ناقص طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۴ اجرا شد، نتایج حاکی از آن بود که برآوردهای محافظه‌کاری شرطی مبتنی بر مدل بال، کوتاری و نیکلاوی، 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، درنتیجه 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 مهلبانی (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 تجزیه‌وتحلیل 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 ازلحاظ روش تحقیق، از نوع توصیفی- همبستگی می‌باشد؛ به‌عبارت‌دیگر، در این تحقیق به بررسی وجود رابطه و همبستگی بین متغیرها از طریق رگرسیون می‌پردازیم. روش‌شناسی تحقیق نیز از نوع پس رویدادی 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 هرکدام از شرکتها ویژگی‌های ذیل را داشته باشند به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده اند. در غیر این صورت از نمونه آماری حذف شده اند. 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 هرسال 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 به‌طور مداوم در بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته باشد و توقف معاملاتی بیش از سه ماه در مورد سهام یادشده اتفاق نیفتاده باشد.

به‌این‌ترتیب 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 پرداختنی تجاری تقسیم بر جمع کل دارایی‌ها

متغیر مستقل: محافظه کاری (*conservatism*)

گیولی و هین[۲۱] (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 هاین ($C\text{-}Score$) استفاده می‌شود، سطح محافظه‌کاری بر اساس مدل گیولی و هاین 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 قضات 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 اندازه گیری 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 اندازه گیری شده است.

[21] *Guillain & Hain*

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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 ایجادشده 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

به‌منظور 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	*conservatism*	۷۶۲	-۰,۰۰۰۰۹	۰,۱۴۹	-۰,۴۲	۰,۴۱۲
اعتبار تجاری	*TC*	۷۶۲	۰,۴۰۸	۰,۲۳۱	۰,۰۱۱	۰,۹۱۵
انحراف معیار سود واقعی هرسهم	*Manage1*	۷۶۲	۰,۱۱۳	۰,۱۲	۰,۰۰۴	۰,۷۵۳
انحراف معیار سود پیش‌بینی شده	*Manage 2*	۷۶۲	۰,۱۵۱	۰,۱۵	۰,۰۱	۰,۸۳۴
توانایی ایجاد مبالغ نقد	*CFO*	۷۶۲	۰,۱۱۸	۰,۱۲۵	-۰,۱۹۳	۰,۵۲۴
نسبت نقدینگی	*LIQ*	۷۶۲	۰,۶۵۷	۰,۱۸۹	۰,۱۹۶	۰,۹۴۹
عمر شرکت	*Lnage*	۷۶۲	۳,۵۱۵	۰,۴۳۱	۲,۱۹۷	۴,۰۹۴
اندازه شرکت	*Size*	۷۶۲	۱۴,۴۱۴	۱,۵۲۲	۱۱,۴۲۸	۱۹,۰۵
سودآوری	*EBIT*	۷۶۲	۰,۱۷	۰,۱۴۳	-۰,۲۰۷	۰,۵۶۶
توانایی رشد	*GROWTH*	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 می دهد که توزیع‌ها از میانگین فاصله زیادی دارند و

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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 می‌باشد که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می‌دهد. به‌عنوان‌مثال بزرگ‌ترین مقدار اندازه شرکت برابر با ۱۹,۰۵ است. توانایی ایجاد مبالغ نقد نیز میزان ورود(خروج) جریان نقد عملیاتی را نشان می‌دهد که کمینه توانایی ایجاد مبالغ نقد برابر با (۰,۱۹۳-) می باشد و بیشینه آن برابر با (۰,۵۲۴) می باشد

آزمون نرمال بودن داده‌ها

نرمال بودن متغیرها، شرط اولیه انجام کلیه آزمون‌های پارامتریک می‌باشد. 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 پیش‌بینی 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 معنی‌داری طبق آزمون تشخیص توزیع نرمال جارکوبرا برای متغیرها کمتر از ۵ درصد می‌باشد. 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 می‌شود که سطح معنی‌داری متغیر وابسته اعتبار تجاری قبل از انجام آزمون تبدیلات جانسون برابر با ۰/۰۰۰ می‌باشد که کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر نرمال نبودن متغیر وابسته قبل از عملیات نرمال سازی جانسون می‌باشد. در صورتیکه سطح معنی‌داری متغیر پس از انجام آزمون تبدیلات جانسون برابر با ۰/۲۲۱ می‌باشد که بیش از ۵ درصد بوده و بیانگر نرمال بودن توزیع متغیر وابسته پس از عملیات نرمال سازی جانسون می‌باشد.

آزمون مانایی متغیرها

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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

جدول (٤): آزمون مانایی (هاریس) برای تمامی متغیرهای پژوهش

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

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 هم جمعی برای مانایی باقیمانده نشان می دهد 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)

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

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

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

درصورتی‌که میزان معناداری آماره‌ی چاو (*prob*) کمتر از سطح ۰,۰۵ باشد ساختار داده‌ای *panel* انتخاب می‌شود. در این حالت برای تشخیص اثرات ثابت یا تصادفی باید آزمون هاسمن نیز انجام شود.

جدول (٦): 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 اخلال استفاده‌شده است.

جدول (۷): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
فرضیه اول	۲,۲e+۰۵	۰,۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
فرضیه دوم	۱,۷e+۰۵	۰,۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
فرضیه سوم	۱,۷e+۰۵	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 اخلال 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).

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

همان‌طور که در نتایج آزمون هم خطی در جدول ۹ قابل‌مشاهده است، مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می‌باشد.

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: 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 آماره‌های 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 می‌گیرد. متغیر کنترلی سودآوری، اندازه شرکت دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است ازاین‌رو 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 ازاین‌رو رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۷۰ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۷۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۱۶۸۷٫۴۷ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتیجه آزمون فرضیه دوم

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری
متغیر وابسته: اعتبار تجاری شرکت‌ها					
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
محافظه‌کاری * 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 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 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 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 ازاین‌رو رابطه مثبت و

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

معناداری با متغیر وابسته دارد اما متغیر کنترلی توانایی رشد دارای سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد است ازاین‌رو رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارد. ضریب تعیین برابر با ۷۱ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۷۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۸۴۰۷٫۶۲ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتیجه آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم بیان می‌دارد: انحراف معیار سود پیش‌بینی 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	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
متغیر وابسته: اعتبار تجاری شرکت‌ها					
محافظه کاری	*conservatism*	۰٫۶۸۵	۰٫۰۱۱	۵۷٫۷۷	۰٫۰۰۰
انحراف معیار سود پیش‌بینی شده	*Manage2*	−۰٫۰۱۹	۰٫۰۱۲	−۱٫۵۴	۰٫۱۲۳
محافظه‌کاری * انحراف معیار سود پیش‌بینی 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 آماره‌های اطلاعاتی					
ضریب تعیین		۷۱ درصد			
ضریب تعیین تعدیل شده		۷۱ درصد			
آماره فیشر		۸۳۶۵٫۸۳			
سطح معناداری		۰٫۰۰۰۰			

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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 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) 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 پیش‌بینی 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 ازاین‌رو رابطه مثبت و معناداری با متغیر وابسته دارد اما متغیر کنترلی توانایی رشد دارای سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد است ازاین‌رو رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارد. ضریب تعیین برابر با ۷۱ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۷۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۸۳۶۵٫۸۳ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتایج آزمون جارکو برا برای جملات اخلال مدل‌ها

جدول (۱۳): نتایج آزمون جارکوبرا

فرضیه (مدل)	آماره آزمون	معناداری جارکوبرا	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 جارکوبرا برای جملات اخلال مدل‌ها در جدول ۱۳، چون سطح معناداری آزمون برای هر ۳ مدل پژوهش بیشتر از ۵ درصد می باشد بنابراین بیانگر نرمال بودن جملات اخلال می باشد.

نتایج آزمون هم جمعی (هم انباشتگی) برای جملات اخلال مدل‌ها

جدول (۱٤): 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 مدل‌های رگرسیونی به صورت هم جمعی، مانا هستند.

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

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 محافظه کاری رابطه مستقیم و معناداری با اعتبار تجاری شرکت‌ها دارد. یعنی با افزایش محافظه کاری مدیران، اعتبار تجاری شرکت‌ها نیز افزایش می یابد. بدین معنی که مدیران هر چقدر محافظه کارانه‌تر عمل کنند اعتبار تجاری شرکت بیشتر می شود. 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 محافظه کاری با ضریب (۰٫۶۷۸) و سطح معنی داری (۰٫۰۰۰) رابطه مستقیم و معناداری با اعتبار تجاری شرکت‌ها دارد. یعنی با افزایش محافظه کاری مدیران، اعتبار تجاری شرکت‌ها نیز افزایش می یابد. بدین معنی که مدیران هر چقدر محافظه کارانه‌تر عمل کنند اعتبار تجاری شرکت بیشتر می شود. 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) 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 سود واقعی هرسهم) به ۰٫۲۳ کاهش پیدا کرد. یعنی سوگیری مدیران ارتباط بین محافظه کاری و اعتبار تجاری شرکتها را تعدیل کرده و رابطه آنها را تضعیف می‌کند. طبق آزمون فرضیه سوم می‌توان گفت که متغیر محافظه کاری با ضریب (۰٫۶۸۵) و سطح معنی داری (۰٫۰۰۰) رابطه مستقیم و معناداری با اعتبار تجاری شرکت‌ها دارد. یعنی با افزایش محافظه کاری مدیران، اعتبار تجاری شرکت‌ها نیز افزایش می یابد. بدین معنی که مدیران هر چقدر محافظه کارانه‌تر عمل کنند اعتبار تجاری شرکت بیشتر می شود. متغیر محافظه‌کاری * انحراف معیار سود 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) 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 پیش‌بینی شده) به ۰٫۱۲۵ کاهش پیدا کرد. یعنی سوگیری مدیران ارتباط بین محافظه کاری و اعتبار تجاری شرکتها را تعدیل کرده و رابطه آنها را تضعیف می‌کند.

به تحلیل‌گران پیشنهاد می‌گردد که در تحلیل‌ها و پیش‌بینی‌های خود، تاثیر 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 کارانه تر عمل میکنند زیرا این عوامل باعث می‌شود که شرکت‌ها اعتبار تجاری بالایی دارند.

به سازمان بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می شود قوانینی اتخاذ کنند که اجرای آنها منجر به افزایش اعتبار تجاری شرکت‌ها شده و سرمایه گذاران با اطمینان خاطر بیشتری سرمایه گذاری کنند.

منابع

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

- ✓ احمدی، محمدرمضان، آرمن، سیدعزیز، مظاهری، اسماعیل، (۱۳۹۶)، بررسی اثر سوگیری تجمعی در برآوردهای محافظه‌کاری شرطی با استفاده از مدل بال، کوتاری و نیکولایو، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۴، شماره ۱، ۱-۱۸.
- ✓ اسدی، غلامحسین، نیک‌روش، مهدی، نجف‌پورکردی، علیرضا، (۱۳۹۲)، تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران، پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال سوم، شماره ۱۰، صص ۸۹-۱۰۷.
- ✓ بنی مهد، بهمن، عربی، مهدی، حسن‌پور، شیوا، (۱۳۹۵)، اشتباهات رایج در پژوهش‌های تحربی حسابداری، دانش حسابداری مالی، مقاله ۲، شماره ۱، صص ۲۱-۴۵.
- ✓ حاجی‌هاشمی ورنوسفادرانی، منصوره، عبدلی، محمدرضا، (۱۳۹۷)، تأثیر بیش اطمینانی مدیران بر سیاست‌های ریسکی شرکت‌ها، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره سی و چهارم، صص ۱۰۵-۱۱۹.
- ✓ سوری، علی، (۱۳۹۰)، اقتصاد سنجی: همراه با کاربرد نرم افزار *Eviews۷*، 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.
- ✓ عزیزی‌نژاد، بهاره، نیکفر، نجمه، (۱۳۹۷)، بررسی روابط بین رجحان‌های ارزشی و سبک‌های پنج‌گانه تصمیم‌گیری مدیران تربیت‌بدنی، پژوهش‌های کاربردی در مدیریت ورزشی، سال هفتم، شماره ۶ (۲۵)، صص ۴۵-۵۶.
- ✓ فاطمی، نادر، حلاج، محمد، (۱۳۹۵)، بررسی رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری، اعتبار تجاری و سیاست پولی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، چهارمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.
- ✓ کامیابی، یحیی، گرجیان مهلبانی، رضا، (۱۳۹۵)، تئوری‌های اعتبار تجاری، کنفرانس بین‌المللی مدیریت و حسابداری، تهران، موسسه آموزش عالی نیکان.
- ✓ میرزائی‌نودهی، سروش، بیگلر، کیومرث، شعبان‌زاده، مهدی، (۱۳۹۶)، تأثیر سیاست‌های پولی انقباضی بر رابطه محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات مدیریت و حسابداری، دوره ۲، شماره ۳، صص ۲۷۷-۲۸۷.
- ✓ نیک‌روش، مهدی، (۱۳۹۶)، بیش اطمینانی مدیریت و محافظه‌کاری حسابداری، سومین همایش بین‌المللی مدیریت و حسابداری.
- ✓ هاشمی، سیدعباس، امیری، هادی، احمدی، میلاد، (۱۳۹۳)، تأثیر احتیاط مدیریتی بر عملکرد عملیاتی و محافظه‌کاری حسابداری، بررسی‌های 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 associatioa between outsideors. iustitution investors and properties of management earnings forecasts. Joumal 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 Acconting 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.*