پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال چهارم، شماره ۱۳، پاییز ۱۳۹۳، صص ۲۰۹ - ۲۱۵

بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و محافظه‌کاری حسابداری در ایران

حمید رضا وکیلی فرد*، مهدی مران جوری**

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۲۴

تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۳/۳۱

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر آزمون رابطه بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران است. جامعه آماری پژوهش شرکت های‌پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده، که بر اساس شرایط در نظر گرفته شده برای انتخاب نمونه، ۴۹ شرکت طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ انتخاب گردید. برای اندازه گیری محافظه کاری از مدل‌های گیولی و هین، و مدل خان و واتز استفاده شده است. برای آزمون فرضیه پژوهش از روش رگرسیون داده های‌ترکیبی استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش نشان می‌دهد که بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری حسابداری در کلیه شرکت‌های مورد مطالعه رابطه مثبت معنی داری وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت حسابرسی، دوره تصدی حسابرس، محافظه کاری.

طبقه بندی موضوعی: M41, M42

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

پرتال جامع علوم انسانی

* دانشیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، (vakilifard. phd@gmail. com)

** دانشجوی دکترای حسابداری و عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی چالوس، (نویسنده مسئول)، (Mr. maranjory@gmail. com)

مقدمه

انتشار گزارشات مالی در راستای ادای وظیفه پاسخگویی مدیران در برابر استفاده‌کنندگان و ذینفعان شرکتی است و بالتبع شفافیت در گزارشات مالی، بر فرآیند تصمیم‌گیری و کاهش مخاطرات مربوط اثر گذار است. اما با توجه به شکاف ناشی از تضاد نمایندگی بین مدیریت و مالکیت از کجا می‌توان اطمینان یافت که اطلاعات گزارش شده گویای واقعیت و پاسخگویی منصفانه مدیریت است. به عنوان یک راه حل در چنین شرایطی برای اجتناب یا حداقل کردن چنین تضادی، مالک می‌تواند به سیستم نظارتی متوسل شود. حسابرسی صورت های‌مالی یک ساز و کار نظارتی کاهش اطلاعات نامتقارن است. حسابرسان مستقل به دلیل اعتبار بخشیدن به صورت‌های مالی منتشر شده توسط شرکت‌های سهامی عام و در نتیجه کاهش ریسک اطلاعات، نقش با ارزش در بازار سرمایه ایفا می‌کنند. اما به دنبال رسوایی های‌مالی شرکتی و بحران مالی طی دو دهه اخیر که منجر به فروپاشی شرکت‌های بزرگ مثل انرون، آدلفی و وردکام شد، انگشت اتهام تا حدودی به سمت حسابرسان و کیفیت حسابرسی نشانه رفته است. در ایران نیز پس از کشف تقلب بانکی سال ۱۳۹۰، برخی کارشناسان ادعای شکست حسابرسی را مطرح کردند (حساس یگانه و غلام زاده لداری، ۱۳۹۱). استدلال می‌شود که رابطه دراز مدت حسابرس - صاحبکار می‌تواند باعث سهل انگاری و قصور حسابرس در انجام نقش اعتبار دهی خود شود (دان لی، ۲۰۱۰).

با توجه به رسوایی های مالی ذکر شده و همچنین به منظور افزایش نقش اعتباردهی حسابرسی، از یک طرف، سیاست گذاران بار دیگر بر روی اهمیت حسابرسی موثر و کارآمد به عنوان یکی از مولفه های‌کلیدی بازارهای سرمایه کارا تمرکز نمودند و تلاش هایی را برای شناسایی محرک های‌کلیدی کیفیت حسابرسی انجام دادند. برای مثال، شورای گزارشگری مالی انگلستان در سال ۲۰۰۸ گزارشی را تحت عنوان "چارچوب کیفیت حسابرسی" منتشر کرد. همچنین خزانه‌داری استرالیا گزارش "کیفیت حسابرسی در استرالیا- یک مرور راهبری" را در سال ۲۰۱۰ منتشر نمود (حساس یگانه و غلام زاده لداری، ۱۳۹۱). از طرف دیگر مقررات گذاران تغییراتی را در دستور کار قرار دادند. برای مثال در کنگره ایالات متحده قوانین جدیدی نظیر قانون ساربینز آکسلی به تصویب رسید (المیر و سبوی، ۲۰۰۸). بخش ۲۰۳ این

قانون موسسات حسابرسی را ملزم می‌کند شرکاء و مدیران خود را بعد از هر ۵ سال متوالی کار حسابرسی روی یک صاحبکار واحد تغییر دهند.

پدیده تغییر حسابرس باعث مطرح شدن استدلال های‌از سوی مخالفان و موافقان این پدیده گردید. مخالفان تغییر، استدلال می‌کنند بعد از اینکه حسابرس صاحبکار جدید را پذیرفت، گاهی اوقات لازم است که از صاحبکار شناخت بدست آورد، که اغلب شامل سطوحی است که حسابرس را مستعد از دست دادن تحریف‌های عمده می‌نماید. وقتی دوره تصدی افزایش یابد، حسابرس اطلاعات کاملتری از ریسک‌های صاحبکار و چگونگی عملکرد سیستم‌های وی بدست می‌آورد و همچنین حسابرس می‌تواند رویه‌ها و فرآیندهای حسابرسی را جهت کشف تحریف‌ها تعدیل نماید (آراد و آقایی دانشور، ۱۳۹۱). همچنین معتقدند که دوره تصدی کمتر باعث افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین حسابرس و صاحبکار و کاهش کیفیت حسابرسی می‌شود (سجادی و دلفی، ۱۳۹۰). از سوی دیگر موافقان تغییر حسابرس تاکیدشان بر جنبه استقلال حسابرس است. آنها می‌گویند اگر حسابرس بیش از حد عرف با صاحبکار رابطه صمیمانه داشته باشد، ممکن است تحت این شرایط که عمدتاً ناشی از دوره تصدی گری بالا ست، در برابر تغییرات تجاری و ریسک مرتبط هیچ نوع تعدیلی اعمال نکند. در این موارد حسابرس در گردآوری شواهد کمتر به تردید حرفه‌ای متکی خواهد بود و تلاش کمتری را مبذول خواهد داشت. محققان در جهت تجزیه و تحلیل استدلال های‌فوق پدیده تصدی حسابرس را به عنوان یکی از شاخص‌های کیفیت حسابرسی با متغیر های‌متعددی مانند محافظه کاری مورد مطالعه قرار دادند (جنکینز و ولوری، ۲۰۰۸). در ارتباط با رابطه بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری حسابداری دو دیدگاه مطرح است. دیدگاه اول بیان می‌کند که در سال های‌ابتدایی کار حسابرسان با صاحبکاران جدید، حسابرسان ممکن است به دلیل ترس از طرح دعاوی حقوقی علیه آنها که ممکن است در پی عدم شناخت کافی از فعالیت های‌صاحبکار پدید آید رویه های‌محافظه کارانه تری از سوی صاحبکاران خود درخواست کنند. اما با گسترش روابط و احتمالاً کاهش استقلال، تمایلی برای مقاومت در برابر خواسته های مدیریت صاحبکار ندارند و به این ترتیب مدیران به گونه‌ای خوش بینانه به گزارش بپردازند. یافته‌ها همیلتون و همکاران (۲۰۰۵) و کریشنان (۲۰۰۷) تاکید کننده این دیدگاه است (کرمی و بذرافشان، ۱۳۸۸).

دیدگاه دوم این است که ارتباط طولانی مدت حسابرس و صاحبکار منجر به افزایش به کارگیری رویه های‌محافظه کارانه توسط صاحبکار می‌شود. به اعتقاد طرفداران این دیدگاه، از آنجا که حسابرسان جدید معمولاً فاقد دانش کافی درباره فعالیت های‌تجاری و سیستم های‌کنترل داخلی صاحبکار هستند مجبور می شوند بیشتر روی تصمیمات مدیران در رابطه با گزارش مالی اتکا کنند و در نتیجه احتمال بیشتری وجود دارد که با رویه های‌فرصت طلبانه ی مدیران موافقت کنند. این امر می‌تواند منجر به کاهش استفاده از رویه های‌محافظه کارانه شود. اما با افزایش دوره تصدی و به دست آوردن شناخت بیشتر، هوشیاری آنها نسبت به کار بیشتر می‌شود و از هرگونه ریسک حسابرسی بالقوه اجتناب می‌کنند. مثلاً درخواست استفاده از رویه های‌محافظه کارانه تری را از مدیریت خواهند داشت (کرمی و بذرافشان، ۱۳۸۸). حسابرسان از محافظه کاری به عنوان یک راهبرد مدیریت ریسک، بهره می‌گیرند. شناسایی سریع تر اخبار بد درباره جریان های‌نقدی آینده نسبت به اخبار خوب (محافظه کاری) می‌تواند به عنوان اولین ابزار حفاظتی در برابر طرح دعاوی حقوقی بالقوه علیه حسابرسان مطرح شود. نتایج تحقیق جنگینز و لوری (۲۰۰۶) موید این دیدگاه است. اما نتایج تحقیقات در کشورهای مختلف متفاوت بوده است. با توجه به متفاوت بودن شرایط اقتصادی، اجتماعی و قانونی کشور ما محققین قصد دارند پدیده تصدی حسابرس را مورد مطالعه قرار داده و به تجزیه و تحلیل رابطه آن با محافظه‌کاری حسابداری بپردازند.

پیشینه تجربی پژوهش

شوارتز و منان (۱۹۸۵) معتقدند که هر چه آشفتگی وضعیت مالی، ریسک اقتصادی و حسابرسی یک واحد مورد رسیدگی بیشتر باشد، حسابرسی جدید در شرایط عادی روش‌های رسیدگی خود را افزایش می‌دهد و روش های‌حسابداری محافظه‌کارانه تری را از صاحبکار می‌پذیرد حتی در شرایطی که ریسک حسابرسی خیلی زیاد باشد، ممکن است استعفا دهد. از سوی دیگر واحدهای اقتصادی که وضعیت مالی مناسبی ندارند ممکن است به امید دریافت گزارش حسابرسی مورد نظر خود اقدام به تعویض حسابرس فعلی نمایند (شوارتز ومنان، ۱۹۸۵).

جنکینز و ولوری (۲۰۰۸) در تحقیقی به بررسی ارتباط بین دوره تصدی حسابرسی و محافظه‌کاری در گزارش سود پرداختند. نتایج تحقیق آنان نشان می‌دهد که با تغییر از دوره تصدی کوتاه حسابرسی به دوره تصدی متوسط حسابرسی، محافظه‌کاری حسابداری افزایش می‌یابد. اما چنین افزایش از دوره تصدی متوسط به دوره تصدی بلند مدت مشاهده نگردید. همچنین نتایج تحقیق آنان نشان می‌دهد که محافظه کاری در گزارشگری سود در سال های‌اولیه پذیرش کار حسابرسی جدید، نسبتاً پایین است (جنکینز و ولوری، ۲۰۰۸).

دان لی (۲۰۰۷) در تحقیقی به این نتیجه رسید که افشاء دعوای حقوقی حسابرسان اثر معکوسی تصدی طولانی تر حسابرسی بر محافظه کاری حسابداری را کاهش می‌دهد. شواهد نشان داد که مقدار محافظه کاری کاهش یافته به همراه تصدی حسابرسی در طی دوره دعاوی حقوقی طولانی تری کاهش می‌یابد (دان لی، ۲۰۰۷).

دان لی (۲۰۱۰) با انجام تحقیقی دیگر در رابطه با دوره تصدی حسابرس و ارتباط آن با گزار شگری محافظه‌کارانه به این نتیجه ر سید که در شرکت های‌بزرگ و شرکت های‌که از سوی حسابرس کنترل و مراقبت می‌شوند رابطه مثبت بین دوره تصدی حسابرس و گزارشگری محافظه‌کارانه وجود دارد اما در مورد شرکت‌های کوچک و شرکت‌هایی که از سوی حسابرسان مراقبت شدید نمی‌شوند این ارتباط منفی است (دان لی، ۲۰۱۰).

کرمی و بذر افشان (۱۳۸۸) در تحقیقی با استفاده از مدل باسو که مبتنی بر شناسایی و انعکاس سریع تر اخبار بد مربوط به جریان های‌نقد آتی مورد انتظار نسبت به اخبار خوب در سود است، نتیجه گیری نمودند که بین محافظه‌کاری حسابداری در ارتباط با گزارشگری سود و دوره ارتباط صاحبکار – حسابرس رابطه مثبت وجود دارد (کرمی و بذر افشان، ۱۳۸۸).

نمازی و همکاران (۱۳۹۰) در تحقیقی به بررسی رابطه بین اندازه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس و مدیریت سود پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می دهد در بررسی جداگانه متغیرهای مستقل (اندازه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس) با مدیریت سود، محققین رابطه مثبت و معنی داری بین مدیریت سود و دوره تصدی حسابرس را نتیجه گیری نمودند (نمازی، بایزیدی و جبارزاده، ۱۳۹۰).

فرضیه پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش فرضیه پژوهش به شرح زیر تدوین می‌گردد:

بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری حسابداری رابطه معنی داری وجود دارد.

تعریف عملیاتی متغیر های‌پژوهش

محافظه‌کاری: برای اندازه گیری محافظه کاری که در پژوهش حا ضر به عنوان متغیر وابسته است، از مدل های‌گیولی و هین (۲۰۰۰) و مدل خان و واتز (۲۰۰۷) استفاده شده است. در مدل گیولی و هین شاخص محافظه کاری به شرح زیر بدست می‌آید:

$$CON_{i,t} = (OP_{i,t} + DEP_{i,t} - CFO_{i,t}) / TA_{t-1} * (-1)$$

OP: سود عملیاتی

DEP: هزینه استهلاک

CFO: جریان نقد حاصل از عملیات

TA: جمع دارایی های‌اول دوره

هر چه این نسبت بزرگتر باشد، محافظه کاری بیشتر است (گیولی و هین، ۲۰۰۰).

گیولی و هین (۲۰۰۷) بر اســـاس یک تعریف خاص، اقلام تعهدی غیراختیاری را برای اندازه‌گیری محافظه کاری به کار گرفتند. بر اســـاس تعریف فوق، محافظه کاری زمانی در شناسایی و گزارش رویدادهای مالی اعمال می‌شود که نخست، مدیریت با ابهام و نبود اطمینان مواجه بوده و ناگزیر از گزینش یک گزینه از بین دو یا چند گزینه باشد و دوم، روشی انتخاب و اجرا شود که به کم‌ترین مقدار ممکن برای سود انباشته منجر شود. آن‌ها به این دلیل از اقلام تعهدی و اختیاری اســـتفاده کردند که از یک ســـو، حســـابداری تعهدی، مجرایی برای اعمال محافظه‌کاری اســـت و از ســـوی دیگر، اعمال اختیار از جانب مدیران در شـــرایط نبود اطمینان، زمینه پیدایش محافظه‌کاری را فراهم می‌آورد (گیولی و هین، ۲۰۰۷). به عقیده گیولی و هین (۲۰۰۰) رشد اقلام تعهدی می‌تواند شاخصی از تغییر در درجه محافظه‌کاری حسابداری در

طول یک دوره بلند مدت باشد. به بیانی دیگر اگر اقلام تعهدی افزایش یابد، در آن صورت محافظه‌کاری کاهش می‌یابد و بالعکس، از این رو برای تعیین جهت تغییرات محافظه‌کاری اقلام تعهدی در عدد منفی یک ضرب می‌شود (مران جوری و علی خانی، ۱۳۸۹)

معیار دوم برای سنجش محافظه کاری، مدل خان و واتز (۲۰۰۷) است. معیار اندازه‌گیری محافظه کاری که توسط خان و واتز براساس مدل عدم تقارن زمانی با سو ابداع شد مشتمل بر دو مرحله است (خان و واتز، ۲۰۰۷)

۱- ابتدا معادله زیر از طریق رگرسیون مقطعی سالانه تخمین زده می‌شود.

$$EARN_{it} = {}_{1,t} + {}_{2,t} NEG_{i,t} + RET_{i,t} ({}_{1,t} + {}_{2,t} SIZE_{i,t} + {}_{3,t} MTB_{i,t} + {}_{4,t} LEV_{i,t}) + NEG_{i,t}* RET_{i,t} ({}_{1,t} + {}_{2,t} SIZE_{i,t} + {}_{3,t} MTB_{i,t} + {}_{4,t} LEV_{i,t}) + {}_{i,t}$$

i نشان دهنده شرکت و t نشان دهنده سال است.

۲- ضریب λ که از معادله بالا تخمین زده شد برای محاسبه C-Score هر سال $^{\circ}$ شرکت از طریق معادله زیر استفاده گردید:

$$C\text{-}SCORE_{i,t} = {}_{1,t} + {}_{2,t} SIZE_{i,t} + {}_{3,t} MTB_{i,t} + {}_{4,t} LEV_{i,t}$$

هر چه C-Score بیشتر باشد نشان می‌دهد آن شرکت در گزارشگری مالی‌اش محافظه‌کارتر بوده است (خان و واتز، ۲۰۰۷). متغیر های‌مدل های‌فوق شامل:

EARN: سود قبل از اقلام غیر مترقبه تقسیم بر ارزش بازار سرمایه در ابتدای سال

RET: بازده سالانه سهام

NEG: اگر بازده سالانه سهام صفر یا منفی با شد مقدار آن برابر یک و در غیر این‌صورت صفر خواهد بود.

SIZE: لگاریتم طبیعی ارزش بازار سرمایه

MTB: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

LEV: بدهی‌های بلند مدت و کوتاه مدت تقسیم بر ارزش بازار سرمایه در ابتدای سال

تصدی حسابرس: تصدی حسابرس در این پژوهش به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است. اگر دوره تصدی حسابرس ۵ سال و یا بیشتر باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر را می‌پذیرد.

دان لی (۲۰۰۷) از متغیرهای اندازه و اهرم به عنوان متغیرهای کنترلی در پژوهش خود استفاده کرد. بر این اساس در این پژوهش نیز از متغیرهای فوق به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده می‌شود. برای اندازه گیری اندازه شرکت از لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های و برای اندازه گیری اهرم از تقسیم بدهی های‌شرکت به دارایی‌های شرکت استفاده می گردد.

روش پژوهش

روش این تحقیق، توصیفی از نوع همبستگی بوده و با توجه به اطلاعات به دست آمده از نظر تعداد و نوع، تحلیل تجمعی داده‌ها انجام گرفته است. داده‌های جمع‌آوری شده به وسیله نرم‌افزار Eviews 6 مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. داده های‌مورد نیاز برای آزمون مدل از سایت اینترنتی مرکز مدیریت پژوهش و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار تهران جمع آوری گردید.

آمار توصیفی

آمار توصیفی داده های‌جمع آوری شده در نگاره (۱) ارائه شده است. برای آزمون نرمال بودن داده ها، از آزمون جارک- برا استفاده شد. نتایج نشان داد متغیر وابسته با استفاده از این آزمون دارای توزیع نرمال است. به منظور بررسی استقلال متغیر های‌پژوهش از یکدیگر از ماتریس همبستگی استفاده شد که ضرایب همبستگی نشان داد که هم خطی میان متغیرها شدت ندارد. جهت بررسی همسانی واریانس از نمودار باقیمانده در مقابل مقادیر برآورد شده استفاده گردید که نداشتن الگو در این نمودار نشان دهنده همسانی واریانس است.

نگاره (۱): آمار توصیفی

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
C-SCORE	۴/۱۵۲۴	۵/۳۴/۹۵	۹/۶۲۷۹	۱/۰۲۱۵
EARN	۱۵/۲۱۴۹	۱۲/۲۳۷۸	۱۲/۲۳۴۱	۲/۲۹۸۳
RET	۸/۶۲۳۱	۹/۹۸۲۳	۲۱/۳۲۸۱	۱۲/۶۳۰۷
NEG	۳/۰۰۲	۴/۲۱۹۷	۵/۲۳۴۷	۱/۲۰۱۴
SIZE	۹/۲۳۴۸	۱۰/۰۳۷۱	۱۵/۳۲۵۷	۶/۰۲۷۶
MTB	۳/۲۰۱۶	۵/۰۰۸۱	۳/۹۵۳۱	۱/۲۱۷۴
LEV	۵/۳۱۷۴	۶/۱۹۳۰	۷/۹۷۶۱	۳/۴۵۶۱
CON	۶/۲۱۷۸	۹/۲۳۱۷	۱۳/۲۱۴۵	۶/۲۵۸۴
OP	۲/۰۰۵۵	۸/۱۲۹۴	۲۹/۷۸۴۳	۱/۰۰۲۷
DEP	۰/۰۴۰	۱/۰۴۶	۳/۰۰۱۴	۰/۰۰
CFO	۲/۰۱۲۵	۴/۷۴۳۱	۱۸/۲۰۱۷	-۲/۱۴۶۷
TA	۱۲/۱۳۸۱	۱۵/۰۲۱۷	۲۵/۱۴۶۷	۵/۳۹۷۵

جامعه و نمونه آماری

کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، جامعه آماری پژوهش حاضر می‌باشد. نمونه‌گیری به روش حذفی و با توجه به معیارهای زیر انتخاب شده است:

۱- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آنها منتهی به اسفند ماه باشد (چرا که استفاده از داده های‌شرکت‌ها با سال های‌مالی متفاوت تفسیر نتایج تحقیق را با مشکل مواجه خواهد کرد).

۲- شرکت قبل از سال ۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد و نام آن تا پایان سال ۱۳۸۹ از فهرست شرکت‌های یاد شده حذف نشده باشد .

۳- به دلیل ماهیت خاص فعالیت، جزء شرکت‌های سرمایه گذاری، واسطه گری مالی و بانک‌ها نباشد (چرا که استفاده از شرکت های سرمایه گذاری، واسطه گری مالی و بانک‌ها به دلیل ماهیت خاص فعالیت در کنار سایر شرکت‌ها اعتبار قابلیت مقایسه را کاهش می‌دهد).

۴- شرکت‌ها نباید توقف فعالیت بیش از ۳ ماه داشته و زیان ده باشند و دوره مالی خود را در طی سال‌های مذکور تغییر داده باشند (به دلیل استفاده از نمونه های‌سال- شرکتی، شرکت های‌که سال مالی خود را تغیر داده باشند، نمونه آماری را تخریب خواهند کرد).

۵- اطلاعات مورد نیاز متغیرهای تحقیق در دسترس باشد.

با توجه به شرایط ذکر شده، تعداد ۴۹ شرکت در دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۸۵ لغایت پایان سال ۱۳۸۹ به عنوان نمونه آماری انتخاب گردید.

آزمون F لیمر

برای اینکه مشخص کنیم که آیا استفاده از روش داده‌های پانلی در برآورد مدل مناسب است یا داده‌های یکپارچه، از آماره F لیمر استفاده شده است. آماره این آزمون تعیین می کند که عرض از مبدأ جداگانه برای هر یک از شرکت‌ها وجود دارد یا خیر. آماره آزمونF لیمر به شرح زیر است:

$$F = \frac{(R^2_{FE} - R^2_{POOL})/(n-1)}{(1-R^2_{FE})/(nt-n-k)}$$

که در آماره فوق؛

R^2_{FE}: ضریب تعیین رگرسیون با اثرات ثابت،

R^2_{POOL}: ضریب تعیین مدل رگرسیونی تلفیقی (عرض از مبدا مشترک)

n: تعداد مشاهدات مقطعی

t: تعداد دوره‌های زمانی پژوهش (تعداد سال‌ها)،

nt: تعداد کل مشاهدات،

k: تعداد متغیرهای مستقل (توضیحی) مدل است

نتایج آزمونF لیمر به شرح نگاره زیر است:

نگاره (۲): نتایج آزمون F لیمر (معیار محافظه کاری گیولی و هین)

مقدار آماره F	P-Value	نتیجه	روش تأئید شده
۳/۰۱۶	۰/۰۰۲	رد H_0	روش داده‌های پانل

نگاره (۳) نتایج آزمون F لیمر (معیار محافظه کاری خان و واتز)

مقدار آماره F	P-Value	نتیجه	روش تأئید شده
۴/۸۹	۰/۰۰۳	رد H_0	روش داده‌های پانل

با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون F لیمر فرضیه صفر رد می شود و فرضیه مقابل تأیید می‌گردد. به عبارت دیگر روش داده‌های پانلی مناسب تر است. حال می‌بایست مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی آزمون گردد. برای این کار از آزمون هاسمن استفاده می شود. سوال اصلی این آزمون این است، آیا یک همبستگی معنی دار بین اثرات تصادفی مشاهده نشده اعضاء و متغیر های توضیحی وجود دارد؟ اگر چنین همبستگی وجود نداشته باشد، پس مدل اثرات تصادفی می‌تواند قوی تر باشد. اگر این همبستگی وجود داشته باشد، مدا اثرات ثابت انتخاب می‌شود. آماره آزمون هاسمن در زیر ارائه شده است:

$$\chi^2 = (b-B)'.[(VAR(b)-VAR(B))^{-1}].(b-B)$$

b: ضرایب برآوردی تحت روش FE

B: ضرایب برآوردی تحت روش RE است.

نتایج آزمون هاسمن به شرح نگاره زیر می باشد.

نگاره (۴): نتایج آزمون هاسمن (معیار محافظه کاری گیولی و هین)

مقدار آماره ^{2}	P-Value	نتیجه	روش تأئید شده
۷/۹۲	۰/۰۰۰	رد H_0	روش اثرات ثابت

نگاره (۵) نتایج آزمون هاسمن (معیار محافظه کاری خان و واتز)

مقدار آماره ^{2}	P-Value	نتیجه	روش تأئید شده
۸/۴۶	۰/۰۰۲	رد H_0	روش اثرات ثابت

با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون هاسمن، روش اثرات ثابت انتخاب می‌گردد.

یافته های‌پژوهش

برای آزمون فرضـــیه پژوهش ۲ مدل بطور جداگانه مورد آزمون قرار گرفت. در مدل اول برای سنجش متغیر محافظه کاری (متغیر وابسته) از مدل گیولی و هین استفاده گردید و در مدل دوم برای سنجش متغیر محافظه کاری از مدل خان و واتز استفاده گردید. ۲ مدل بطور جداگانه آزمون شد و نتایج به شرح نگاره ۶ و ۷ است.

نگاره (۶): نتایج تحلیل پانلی

متغیر وابسته: محافظه کاری بر اساس مدل گیولی و هین $CON_{i,t} = \beta + \beta_1 TENURE_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \varepsilon_{i.t}$				
متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره-t	سطح معناداری
C	-۰/۲۵۳	۰/۱۱۴	-۲/۲۲۴	۰/۰۲۷
تصدی	۰/۰۷۷	۰/۰۲۵	۳/۰۷۸	۰/۰۰۲
اندازه	۰/۰۱۵	۰/۰۰۶	۲/۵۲۷	۰/۰۱۲
اهرم	۰/۰۲۹	۰/۰۸۰	۰/۳۶۳	۰/۷۱۷
ضریب تعیین	۰/۰۶۲	میانگین متغیر وابسته		-۰/۰۱۱۴
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۵۱	انحراف معیار متغیر وابسته		۰/۱۹۷
خطای استاندارد رگرسیون	۰/۱۹۲	Akaike معیار		-۰/۴۴۵
جمع مربعات	۸/۸۱۹	Schwarz معیار		-۰/۳۸۸
لگاریتم احتمال	۵۸/۱۱۶	آماره-F		۵/۳۰۶
دوربین واتسون	۱/۶۴۲	سطح معنا داری (آماره-F)		۰/۰۰۱

نگاره (۷): نتایج تحلیل پانلی

متغیر وابسته: محافظه کاری بر اساس مدل خان و واتز

$$C-SCORE_{i,t} = \beta + \beta_1 TENURE_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \varepsilon_{i.t}$$

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره-t	سطح معناداری
C	-۰/۳۳۲	۰/۲۱۲	-۱/۹۲۱	۰/۰۱۸
تصدی	۰/۱۱۱	۰/۰۴۸	۴/۱۱۲	۰/۰۰۱
اندازه	۰/۰۴۱	۰/۰۱۱	۳/۱۰۲	۰/۰۰۲
اهرم	۰/۰۳۹	۰/۰۷۸	۰/۵۹۱	۰/۴۵۱
ضریب تعیین	۰/۱۱۵	میانگین متغیر وابسته		-۰/۰۱۲۱
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۵۲	انحراف معیار متغیر وابسته		۰/۲۳۲
خطای استاندارد رگرسیون	۰/۲۱۸	Akaike معیار		-۰/۷۱۸
جمع مربعات	۹/۱۰۱	Schwarz معیار		-۰/۴۵۱
لگاریتم احتمال	۶۹/۱۲۷	آماره-F		۷/۱۱۳
دوربین واتسون	۱/۸۹	سطح معنا داری (آماره-F)		۰/۰۰۰

در نگاره های۶ و ۷ به ترتیب نتایج حاصل از برازش مدل رگرسیونی بر اساس معیار محافظه کاری (گیولی هین و خان واتز) ارائه گردید.

مقدار سطح معنی داری (آماره F) برای مدل اول (نگاره ۶) برابر با ۰/۰۰۱ و در مدل دوم (نگاره ۷) برابر با ۰/۰۰۰ است. چون این مقادیر از ۰/۰۵ کمتر است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود یعنی هر دو مدل معنی‌دار است. مقدار آماره دوربین واتسون برای مدل اول برابر با ۱/۶۴ است و برای مدل دوم برابر ۱/۸۹ است که نشان می دهد مشکل خود همبستگی بین باقیمانده‌های مدل وجود ندارد به عبارت دیگر می‌توانیم استقلال باقیمانده‌ها را بپذیریم. سطح معنی داری تصدی حسابرس بر اساس معیار گیولی و هین برابر با ۰/۰۰۲ و آماره t آن نیز ۳/۰۸ می‌باشد همچنین بر اساس مدل خان و واتز برابر با ۰۰۱/ و آماره t آن نیز ۴/۱۱ می‌باشد لذا می‌توان بیان کرد بر اساس هر دو مدل بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری حسابداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه معنادار مثبت وجود دارد. سطح معنی داری اندازه بر اساس معیار گیولی و هین برابر با ۰/۰۱۲ و آماره t آن نیز ۲/۵۳ می‌باشد

همچنین بر اساس مدل خان و واتز برابر با ۰/۰۰۲ و آماره t آن نیز ۳/۱۰۲ می‌باشد لذا می‌توان بیان کرد متغیر کنترلی اندازه با محافظه کاری حسابداری رابطه معنادار مثبت دارد. اما سطح معنی داری برای اهرم مالی شرکت برای هر دو مدل نشان دهنده عدم رابطه معنی داری با محافظه کاری می‌باشد.

نتیجه گیری

در این پژوهش رابطه بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت. ادعا می‌شود رابطه بلندمدت حسابرس و صاحبکار از یک سو منجر به ایجاد روابط خاص، کاهش اعتماد عمومی و کاهش استقلال می شود و از سوی دیگر شناخت حسابرس را از ساختار کنترل داخلی صاحبکار و عملیات آن عمق بیشتری می‌بخشد و موجب اثر بخشی بیش تر فرایند حسابرسی می‌شود. پژوهش حاضر با توجه به مبانی نظری مطرح در ادبیات حسابداری به دنبال آزمون این رابطه در شرایط محیطی ایران می‌باشد. فرضیه پژوهش با استفاده از اطلاعات مربوط به ۴۹ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ مورد آزمون قرار گرفت.

شواهد حاصل از آزمون فرضیه نشان می‌دهد بین محافظه کاری بر اساس هر دو معیار محافظه کاری (گیولی هین و خان واتز) و تصدی حسابرس در سطح اطمینان ۹۵ درصد در طی سال های ۸۵ تا ۸۹ رابطه معنی داری مثبت وجود دارد. نتایج این پژوهش، با پژوهش های‌جنکینز و لوری (۲۰۰۸)، دان لی (۲۰۱۰) و کرمی و بذرافشان (۱۳۸۸) که تایید کننده رابطه مثبت بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری است، سازگار است. قابل ذکر است که کرمی و بذرافشان (۱۳۸۸) در مطالعه خود تنها از یک مدل محافظه کاری و آن هم مدل با سو برای سنجش محافظه کاری استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد رابطه طولانی مدت بین حسابرس و صاحبکار (تصدی بیشتر) باعث آگاهی و شناخت بیشتر حسابرس از فعالیت های سازمان می شود. به عبارتی دیگر دانش حسابرس نسبت به صاحبکار افزایش می‌یابد که این دانش بیشتر عدم تقارن اطلاعاتی بین حسابرس و صاحبکار را کاهش می‌دهد در نتیجه حسابرس درخواست استفاده از رویه های‌محافظه کارانه تری را از مدیریت خواهد داشت. با توجه به نتایج حاصل از فرضیه تحقیق به استفاده کنندگان از صورت های‌مالی پیشنهاد می‌شود

به رابطه مثبت بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری توجه داشته باشند چرا که دوره تصدی بالاتر باعث استفاده از رویه های‌محافظه کارانه تری از سوی مدیریت است. با توجه به این که محافظه کاری بوا سطه الزام قابلیت اثبات و تایید خود، رفتار فر صت طلبانه و جانبدارانه مدیران را محدود می کند، لذا استفاده کنندگان از صورت های‌مالی می توانند برای کنترل کردن رفتار فرصت طلبانه مدیریت به دوره تصدی حسابرس توجه داشته باشند.

پیشنهاد برای تحقیقات آتی

۱) بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس با کیفیت حسابرسی، استقلال حسابرس و هزینه های‌حسابرسی.

۲) در این پژوهش برای سنجش محافظه کاری از معیارهای گیولی و هین و خان و واتز استفاده شد. پیشنهاد می گردد همین پژوهش با معیارهای دیگر سنجش محافظه‌کاری صورت گیرد و نتایج مقایسه گردد.

منابع

آراد، حامد؛ آقایی دانشور, بهنوش. (۱۳۹۱). کیفیت حسابرسی. *مجله حسابدار، (۲۴۲)*.

حساس یگانه، یحیی؛ غلام زاده لداری, مسعود. (۱۳۹۱). ارزیابی جامع کیفیت حسابرسی در ایران: فرصت‌های تحقیقاتی. *دهمین همایش حسابداری*، دانشگاه الزهرا.

سجادی، سید حسین؛ دلفی, مهدی. (۱۳۹۰). چرخش اجباری حسابرسان: پی آمدهای متفاوت در شرکت های‌کوچک و بزرگ. *مجله حسابدار رسمی، (۱۳)*

کرمی، غلامرضا؛ بذرافشان, آمنه. (۱۳۸۸). بررسی رابطه دوره تصدی حسابرس و گزارشگری سودهای محافظه کارانه در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۲ (۷)*.

مران جوری، مهدی؛ علی خانی, راضیه. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین محافظه کاری و فرضیه قرارداد بدهی در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله حسابداری مالی، ۲ (۸)*.

نمازی، محمد؛ بایزیدی، انور؛ جبارزاده کنگرلویی, سعید. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و مدیریت سود شرکت های‌پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله تحقیقات حسابداری، ۳ (۹)*.

Elmir, A. & Seboui, S. (2008). Corporate governance and the relationship between EVA and created shareholder value, Corporate governance, No 8, pp 46-58.

Givoly, D. & Hayn, C. (2000). The Changing Time ˚ series Properties of Earing, cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservatism?, Journal of Accounting and Economics, 29 (3) , pp 287-320.

Givoly, D. , Hayn, C. K. , & Natarajan, A. (2007). Measuring Reporting Conservatism, Accounting Review, Vol. 82, 65-106.

Jenkins, D. S. & velury, U. (2008). Does auditor tenure influence the reporting of conseratism earnings?, Journal of Accounting and public policy, No 27, pp 115-132.

Khan, M. , Watts, R. L. , (2007). Estimation and validation of a firm-year measure of Conservatism. working Paper, MIT Sloan school of management.

Li, D. (2007). Auditor tenure and accounting conservatism, working paper, Georgia Institute of Technology, august.

Li, D. (2010). Does auditor tenure affect accounting conservatism? Further evidence. J. Account. Public Policy, No 29, pp 226-241.

Schwartz, K. B. & Menon, K. (1985). Auditor switches by failing firms, Accounting Review, 60, pp 248-261.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی