

بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرِس و محافظه کاری 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 حسابرِس و محافظه کاری حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران است. جامعه آماری پژوهش شرکت های پذیرفته 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 مدل های گیولی و هین، و مدل خان و واتز استفاده شده است. برای آزمون فرضیه پژوهش از روش رگرسیون داده های ترکیبی استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش نشان می دهد که بین دوره تصدی حسابرِس و محافظه کاری حسابداری در کلیه شرکت های مورد مطالعه رابطه مثبت معنی داری وجود دارد.

واژه های کلیدی: کیفیت حسابرِس، دوره تصدی حسابرِس، محافظه کاری.

طبقه بندی موضوعی: M41, M42

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

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

مقدمه

انتشار گزارشات مالی در راستای ادای وظیفه پاسخگویی مدیران در برابر استفاده کنندگان 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. حسابرِس صورت‌های مالی 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 رسوایی‌های مالی 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 حسابرِس نشانه رفته است. در ایران نیز پس از کشف تقلب بانکی سال ۱۳۹۰، برخی کارشناسان ادعای شکست حسابرِس را مطرح کردند (حساس یگانه و غلام زاده لداری، ۱۳۹۱). استدلال می‌شود که رابطه دراز مدت حسابرِس - صاحبکار می‌تواند باعث سهل‌انگاری و قصور حسابرِس در انجام نقش اعتبار دهی خود شود (دان لی، ۲۰۱۰).

با توجه به رسوایی‌های مالی ذکر شده و همچنین به منظور افزایش نقش اعتباردهی حسابرِس، از یک طرف، سیاست‌گذاران بار دیگر بر روی اهمیت حسابرِس موثر و کارآمد به عنوان یکی از مولفه‌های کلیدی بازارهای سرمایه کارا تمرکز نمودند و تلاش‌هایی را برای شناسایی محرک‌های کلیدی کیفیت حسابرِس انجام دادند. برای مثال، شورای گزارشگری مالی انگلستان در سال ۲۰۰۸ گزارشی را تحت عنوان "چارچوب کیفیت حسابرِس" منتشر کرد. همچنین خزانه‌داری استرالیا گزارشی "کیفیت حسابرِس در استرالیا - یک مرور راهبری" را در سال ۲۰۱۰ منتشر نمود (حساس یگانه و غلام زاده لداری، ۱۳۹۱). از طرف دیگر مقررات‌گذاران 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 استدلال‌های از 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 آقای 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 تصدی‌گری بالاست، 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 استدلال‌های فوق پدیده تصدی حسابرس را به عنوان یکی از شاخص‌های کیفیت حسابرسی با متغیرهای متعددی 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 سال‌های ابتدایی 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 فعالیت‌های صاحبکار پدید آید رویه‌های محافظه کارانه تری از سوی صاحبکاران خود درخواست کنند. اما با گسترش روابط و احتمالاً کاهش استقلال، تمایلی برای مقاومت در برابر خواسته‌های مدیریت صاحبکار ندارند و به این ترتیب مدیران به گونه‌ای خوش بینانه به گزارش پردازند. یافته‌ها همیلتون و همکاران (۲۰۰۵) و کریشان (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 های محافظه کارانه توسط صاحبکار می شود. به اعتقاد طرفداران این دیدگاه، از آنجا که حسابرسان جدید معمولاً فاقد دانش کافی درباره فعالیت های تجاری و سیستم های کنترل 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 های فرصت طلبانه ی مدیران موافقت کنند. این امر می تواند منجر به کاهش استفاده از رویه های محافظه کارانه شود. اما با افزایش دوره تصدی و به دست آوردن شناخت بیشتر، هوشیاری آنها نسبت به کار بیشتر می شود و از هر گونه ریسک حسابرسی بالقوه اجتناب می کنند. مثلاً درخواست استفاده از رویه های محافظه کارانه تری را از مدیریت خواهند داشت (کرمی و بذرافشان، ۱۳۸۸). حسابرسان از محافظه کاری به عنوان یک راهبرد مدیریت ریسک، بهره می گیرند. شناسایی سریع تر اخبار بد درباره جریان های نقدی آینده نسبت به اخبار خوب (محافظه کاری) می تواند 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 محافظه کاری 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 روش های رسیدگی خود را افزایش می دهد و روش های حسابداری محافظه کارانه تری را از صاحبکار می پذیرد 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 و منان، ۱۹۸۵).

جنکینز و ولوری (۲۰۰۸) در تحقیقی به بررسی ارتباط بین دوره تصدی حسابرسی و محافظه کاری در گزارش سود پرداختند. نتایج تحقیق آنان نشان می‌دهد که با تغییر از دوره تصدی کوتاه حسابرسی به دوره تصدی متوسط حسابرسی، محافظه کاری 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 سال‌های اولیه پذیرش کار حسابرسی جدید، نسبتاً پایین است (جنکینز و ولوری، ۲۰۰۸).

دان لی (۲۰۰۷) در تحقیقی به این نتیجه رسید که افشاء دعاوی 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 حسابرسان و ارتباط آن با گزار شگری محافظه کارانه به این نتیجه رسید که در شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های که از سوی حسابرسان کنترل و مراقبت می‌شوند رابطه مثبت بین دوره تصدی حسابرسان و گزار شگری محافظه کارانه 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 بذرافشان (۱۳۸۸) در تحقیقی با استفاده از مدل باسو که مبتنی بر شناسایی و انعکاس سریع تر اخبار بد مربوط به جریان‌های نقد آتی مورد انتظار نسبت به اخبار خوب در سود است، نتیجه گیری نمودند که بین محافظه کاری حسابداری در ارتباط با گزار شگری سود و دوره ارتباط صاحبکار - حسابرسان رابطه مثبت وجود دارد (کرمی و بذرافشان، ۱۳۸۸).

نمازی و همکاران (۱۳۹۰) در تحقیقی به بررسی رابطه بین اندازه حسابرسی و دوره تصدی حسابرسان و مدیریت سود پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد در بررسی جداگانه متغیرهای مستقل (اندازه حسابرسی و دوره تصدی حسابرسان) با مدیریت سود، محققین رابطه مثبت و معنی داری بین مدیریت سود و دوره تصدی حسابرسان 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 حسابرِس و محافظه کاری حسابداری رابطه معنی داری وجود دارد.

تعریف عملیاتی متغیر های پژوهش

محافظه کاری: برای اندازه گیری محافظه کاری که در پژوهش حاضر به عنوان متغیر وابسته است، از مدل های گیولی 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:

$$* \text{CON}_{i,t} = (\text{OP}_{i,t} + \text{DEP}_{i,t} - \text{CFO}_{i,t}) / \text{TA}_{t-1}$$

OP: سود عملیاتی

DEP: هزینه استهلاک

CFO: جریان نقد حاصل از عملیات

TA: جمع دارایی های اول دوره

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

گیولی و هین (۲۰۰۷) بر اساس یک تعریف خاص، اقلام تعهدی غیراختیاری را برای اندازه گیری محافظه کاری به کار گرفتند. بر اساس 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 استفاده کردند که از یک سو، حسابداری تعهدی، مجرای برای اعمال محافظه کاری است و از سوی دیگر، اعمال اختیار از جانب مدیران در شرایط نبود اطمینان، زمینه پیدایش محافظه کاری را فراهم می‌آورد (گیولی و هین، ۲۰۰۷). به عقیده گیولی و هین (۲۰۰۰) رشد اقلام تعهدی می‌تواند شاخصی از تغییر در درجه محافظه کاری حسابداری در

طول یک دوره بلند مدت باشد. به بیانی دیگر اگر ارقام تعهدی افزایش یابد، در آن صورت محافظه کاری کاهش می‌یابد و بالعکس، از این رو برای تعیین جهت تغییرات محافظه کاری ارقام 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 بر اساس 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.

$$EARN_{it} = \beta_{1,t} + \beta_{2,t} NEG_{i,t} + RET_{i,t} (\mu_{1,t} + \mu_{2,t} SIZE_{i,t} + \mu_{3,t} MTB_{i,t} + \mu_{4,t} LEV_{i,t}) + NEG_{i,t} * RET_{i,t} (\lambda_{1,t} + \lambda_{2,t} SIZE_{i,t} + \lambda_{3,t} MTB_{i,t} + \lambda_{4,t} LEV_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

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 - شرکت از طریق معادله زیر استفاده گردید:

$$C-Score_{i,t} = \lambda_{1,t} + \lambda_{2,t} SIZE_{i,t} + \lambda_{3,t} MTB_{i,t} + \lambda_{4,t} LEV_{i,t}$$

هر چه C-Score بیشتر باشد نشان می‌دهد آن شرکت در گزارشگری مالی اش محافظه کارتر بوده است (خان و واتز، ۲۰۰۷). متغیرهای مدل‌های فوق شامل:

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

RET: بازده سالانه سهام

NEG: اگر بازده سالانه سهام صفر یا منفی باشد مقدار آن برابر یک و در غیر این صورت 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 حسابرِس: تصدی حسابرِس در این پژوهش به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است. اگر دوره تصدی حسابرِس 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 بدهی‌های شرکت به دارایی‌های شرکت استفاده می‌گردد.

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. داده‌های مورد نیاز برای آزمون مدل از سایت اینترنتی مرکز مدیریت پژوهش و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری گردید.

آمار توصیفی

آمار توصیفی داده‌های جمع‌آوری شده در نگاره (۱) ارائه شده است. برای آزمون نرمال بودن داده‌ها، از آزمون جارک-برا استفاده شد. نتایج نشان داد متغیر وابسته با استفاده از این آزمون دارای توزیع نرمال است. به منظور بررسی استقلال متغیرهای پژوهش 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 داده‌های شرکت‌ها با سال‌های مالی 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 سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی و بانک‌ها نباشد (چرا که استفاده از شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری 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 های سال-شرکتی، شرکت های که سال مالی خود را تغییر 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 می‌کند که عرض از مبدأ جداگانه برای هر یک از شرکت‌ها وجود دارد یا خیر. آماره آزمون F لیمر به شرح زیر است:

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

که در آماره فوق؛

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

R_{POOL}^2 : ضریب تعیین مدل رگرسیونی تلفیقی (عرض از مبدأ مشترک)

n : تعداد مشاهدات مقطعی

t : تعداد دوره‌های زمانی پژوهش (تعداد سال‌ها)،

nt : تعداد کل مشاهدات،

k : تعداد متغیرهای مستقل (توضیحی) مدل است

نتایج آزمون F 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 تأیید 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 تأیید 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 می گردد. به عبارت دیگر روش داده‌های پانلی مناسب تر است. حال می بایست 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 متغیرهای توضیحی وجود دارد؟ اگر چنین همبستگی وجود نداشته باشد، پس مدل اثرات تصادفی می تواند قوی تر باشد. اگر این همبستگی وجود داشته باشد، مدل اثرات ثابت انتخاب می شود. آماره آزمون هاسمن در زیر ارائه شده است:

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

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 χ^2	P-Value	نتیجه	روش تأیید شده
۷/۹۲	۰/۰۰۰	رد H ₀	روش اثرات ثابت

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

مقدار آماره χ^2	P-Value	نتیجه	روش تأیید 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 های پژوهش

برای آزمون فرضیه پژوهش ۲ مدل بطور جداگانه مورد آزمون قرار گرفت. در مدل اول برای سنجش متغیر محافظه کاری (متغیر وابسته) از مدل گویولی و هین استفاده گردید و در مدل دوم برای سنجش متغیر محافظه کاری از مدل خان و واتر 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 گویولی 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	معیار Akaike		-۰/۴۴۵
جمع مربعات	۸/۸۱۹	معیار Schwarz		-۰/۳۸۸
لگاریتم احتمال	۵۸/۱۱۶	آماره-F		۵/۳۰۶
دوربین واتسون	۱/۶۴۲	سطح معناداری (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	معیار Akaike		-۰/۷۱۸
جمع مربعات	۹/۱۰۱	معیار Schwarz		-۰/۴۵۱
لگاریتم احتمال	۶۹/۱۲۷	آماره-F		۷/۱۱۳
دوربین واتسون	۱/۸۹	سطح معناداری (آماره-F)		۰/۰۰۰

در نگاره های ۶ 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 می شود یعنی هر دو مدل معنی دار 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 باقیمانده های مدل وجود ندارد به عبارت دیگر می توانیم استقلال باقیمانده ها را بپذیریم. سطح معنی داری تصدی حسابر س بر اساس معیار گیولی و هین برابر با ۰/۰۰۲ و آماره t آن نیز ۳/۰۸ می باشد همچنین بر اساس مدل خان و واتز برابر با ۰/۰۰۱ و آماره t آن نیز ۴/۱۱ می باشد لذا می توان بیان کرد بر اساس هر دو مدل بین دوره تصدی حسابر س 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 می باشد

همچنین بر اساس مدل خان و واتز برابر با ۰/۰۰۲ و آماره t آن نیز ۳/۱۰۲ می باشد لذا می توان 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 می باشد.

نتیجه گیری

در این پژوهش رابطه بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت. ادعا می شود 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 می بخشد و موجب اثر بخشی بیش تر فرایند حسابرسی می شود. پژوهش حاضر با توجه به مبانی نظری مطرح در ادبیات حسابداری به دنبال آزمون این رابطه در شرایط محیطی ایران می باشد. 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 می دهد 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 های جنکینز 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 می دهد 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 می یابد که این دانش بیشتر عدم تقارن اطلاعاتی بین حسابرس و صاحبکار را کاهش می دهد در نتیجه حسابرس درخواست استفاده از رویه های محافظه کارانه تری را از مدیریت خواهد داشت. با توجه به نتایج حاصل از فرضیه تحقیق به استفاده کنندگان از صورت های مالی پیشنهاد می شود

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

پیشنهاد برای تحقیقات آتی

- ۱) بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابر س با کیفیت حسابر سی، استقلال حسابر س و هزینه های حسابر سی.
- ۲) در این پژوهش برای سنجش محافظه کاری از معیارهای گیولی و هین و خان و واتر استفاده شد. پیشنهاد می گردد همین پژوهش با معیارهای دیگر سنجش محافظه کاری صورت گیرد و نتایج مقایسه گردد.

منابع

- آراد، حامد؛ آقایی دانشور، بهنوش. (۱۳۹۱). کیفیت حسابر سی. *مجله حسابداری*، (۲۴۲).
- حساس یگانه، یحیی؛ غلام زاده لداری، مسعود. (۱۳۹۱). ارزیابی جامع کیفیت حسابر سی در ایران: فرصت های تحقیقاتی. *دومین همایش حسابداری، دانشگاه الزهرا*.
- سجادی، سید حسین؛ دلفی، مهدی. (۱۳۹۰). چرخش اجباری حسابر سان: پی آمدهای متفاوت در شرکت های کوچک و بزرگ. *مجله حسابداری رسمی*، (۱۳).
- کریمی، غلامرضا؛ بذرافشان، آمنه. (۱۳۸۸). بررسی رابطه دوره تصدی حسابر س 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 حسابر سی و مدیریت سود شرکت های پذیرفته 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 Earning, 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.