فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در
مدیریت و حسابداری
سال پنجم، شماره ۷۲، تابستان ۱۴۰۰- جلد یازدهم، ص ۱۳۶-۱۱۹

Journal of New Research Approaches
in Management and Accounting
ISSN: 2588-4573
http://www.majournal.ir

بررسی نقش متغیرهای کیفیت حسابرسی و دوره ی تصدی حسابرس در تأثیر گذاری مدیریت سود بر عملکرد شرکت در بورس اوراق بهادار تهران

آسو امین عشایری *[1]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۰۱ تاریخ چاپ: ۱۴۰۰/۰۶/۱۴

چکیده

کیفیت حسابرسی و میزان تصدی حسابرس میتواند شاخص های مناسبی در جهت درک عملکرد شرکت باشد. چرا که از طریق کیفیت حسابرسی و میزان تصدی حسابرس مدیریت سود بر عملکرد شرکت در بورس اوراق بهادار تهران، تاثیر گذار خواهد بود. در این پژوهش با بررسی داده های آماری مربوط به بورس واراق بهادار تهران در بازه ی ۹ ساله ی اخیر به بررسی نقش متغیرهای کیفیت حسابرسی و دوره ی تصدی حسابرس در تاثیر گذاری مدیریت سود بر عملکرد شرکت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش اقتصاد سنجی پانل دیتا و برازش مدل های رگرسیونی پرداخته شد. در نهایت مشخص شد که متغیرهای کیفیت حسابرسی و دوره ی تصدی حسابرس با ضرایب معنی دار آماری در تاثیر گذاری مدیریت سود بر عملکرد شرکت در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر گذار میباشد. همچنین دوره تصدی حسابرس بر عدم تقارن اطلاعاتی و شاخص عملکردی شرکت تاثیر دارد.

کلید واژگان

کیفیت حسابرسی، دوره تصدی حسابرس، مدیریت سود، عملکرد شرکت

۱. دانشجوی کارشناس ارشد حسابداری بخش عمومی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (aso.aminashayeri@gmail.com)

مقدمه

مدیریت سود یکی از ابعاد مهم کیفیت گزارش مالی و موضوع اصلی در میان تمامی سهامداران شرکت می باشد از آنجا که میزان سود یکی از معیارهای مهم ارزیابی عملکرد محسوب می شود، بنابراین هر گونه دخالتی که سبب شود صحت گزارش ها خدشه دار گردد می تواند بر نحوهٔ تصمیم گیری کاربران گزارش های مالی تأثیر گذار باشد (زنگین و اوزکان[1]،۲۰۱۰). پس می توان گفت سرمایه گذاران به ابعاد کمی و کیفی سود اهمیت زیادی قائل هستند عناصر کمی سود را می توان اندازه اقلام تعهدی اختیاری در نظر گرفت، به این ترتیب که هر چه اقلام تعهدی اختیاری در سود بالا باشد نشان دهنده این است که امکان مدیریت سود بیشتر می شود (بولو و طالبی،۱۳۸۹).

نگرانی ناشی از آثار روابط درازمدت حسابرس و صاحبکار بر استقلال حسابرس و کیفیت حسابرسی موجب تدوین مقرراتی مانند تغییر اجباری حسابرسان برای محدود کردن این روابط شده است؛ اما در موردافزایش روابط درازمدت و رفتارهای مدیریتی، نتایج متناقضی وجود دارد (فلاح نژاد و بشکوه، ۱۳۹۵).

موضوع مدیریت سود به ویژه در رابطه با حاکمیت شرکتی به عنوان یک مکانیزم نظارت داخلی و خارجی برای اطمینان از کیفیت گزارشگری مالی، به یک نگرانی تبدیل شده است. شرکت های اندونزی مدیریت درآمد بالایی دارند و مقررات جدیدی در خصوص ویژگی های کمیته حسابرسی به ویژه، مدت تصدی کمیته حسابرسی و دوگانگی کمیته حسابرسی دارند (سورباکتی و همکاران[2]، ۲۰۲۱).

با مرتبط بودن اطلاعات بازیابی شده از صورتهای مالی به صورت علمی، قابلیت اطمینان و اعتبار اهمیت بیشتری پیدا کرد .این اعتبار و قابلیت اطمینان با حسابرسی ارائه می شود .هدف حسابرسی انجام حسابرسی صورتهای مالی به گونه ای است که صورتها عاری از تحریف با اهمیت به دلیل خطا یا تقلب باشد .این امر با استفاده از مراقبت های حرفه ای و به دست آوردن شواهد حسابرسی کافی (PCAOB، ۲۰۱۰) انجام می شود .حسابرسی از این طریق اعتبار را افزایش می دهد تا اطمینان حاصل شود که صورتهای مالی عاری از تحریف است. دی آنجلو[3] (۱۹۸۱) استدلال می کند که کیفیت حسابرسی به احتمال مشترک بستگی دارد که حسابرس نقصی را در سیستم مشتری کشف کرده و نقض را گزارش دهد .از این رو، احتمال کشف و گزارش این تحریف های نادرست به کیفیت حسابرسی بستگی دارد.

پیشینه پژوهش

فلاح نژاد و بشکوه (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان تاثیر تخصص و دوره تصدی حسابرس بر مدیریت سود واقعی و حسابداری، بیان داشتند که این پژوهش به دنبال بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی با مدیریت سود حسابداری و مدیریت فعالیت های واقعی در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای اندازه گیری مدیریت فعالیتهای واقعی از سه شاخص اضافه تولید، کاهش هزینه های اختیاری و دستکاری فروش استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و نمونه آماری شامل ۱۵۳ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی 1385-1394است. هم چنین، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی و روش آن از نوع همبستگی و پسرویدادی است. برای آزمون فرضیه های پژوهش از الگوی داده های ترکیبی استفاده شده است. یافته های پژوهش نشان میدهد که بین تخصص حسابرس با مدیریت سود حسابداری رابطه منفی ومعنادار و بین دوره تصدی حسابرس با مدیریت سود حسابداری رابطه مشاهده نشد. همچنین نتایج نشان داد

[1] - Zengin and Ozkan
[2] Lidya Primta Surbakti, Hendrik Elisa Sutejo Samosir.
[3] DeAngelo

بین مدیریت سود واقعی از طریق هر سه شاخص با تخصص حسابرس رابطه منفی و معناداری وجود دارد. وبین دوره تصدی حسابرس بامدیریت سود واقعی از طریق تولید بیش از حد و کاهش هزینه های اختیاری منفی و معناداری وجود دارد و بین دوره تصدی حسابرس با مدیریت سود از طریق کاهش فروش رابطه معناداری مشاهده نشد.

بادآور نهندی و تقی زاده (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و مدیریت فعالیت های واقعی در شرکت های دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، اظهار داشتند که تفسیر یافته ها بیانگر آن است که روابط درازمدت بین حسابرس و صاحبکار موجب ایجاد یک رابطه دوستی بین آن ها شده و استقلال حسابرس را کاهش می دهد. هم چنین، به نظر می رسد شدت این رابطه در شرکت هایی که از طریق اضافه تولید، فعالیت های خود را مدیریت می کنند نسبت به شرکت هایی که هزینه های اختیاری خود را مدیریت می کنند، بیشتر است.

سورباکتی و همکاران[۴] (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان اثرات کمیته حسابرسی و نقش دوگانگی بر مدیریت سود در اندونزی، به بررسی اثر تعدیل کننده کیفیت حسابرسی خارجی پرداخته شد. ایشان بیان داشتند که هدف از این مطالعه بررسی رابطه بین دوره تصدی کمیته حسابرسی و نقش دوگانگی کمیته حسابرسی و مدیریت و تعدیل سود است. تأثیر کیفیت حسابرسی خارجی بین دوگانگی رابطه و کمیته حسابرسی تصدی گری و مدیریت سود بر اساس نظریه نمایندگی. رابطه بین تصدی کمیته حسابرسی و نقش دوگانگی کمیته حسابرسی و مدیریت سود و تأثیر تعدیل کننده کیفیت حسابرسی خارجی بر بین دوگانگی رابطه و کمیته حسابرسی تصدی و کیفیت سود مورد بررسی قرار می گیرد. داده های ۲۱۶ شرکت غیر مالی فهرست شده در بورس اوراق بهادار اندونزی برای سالهای ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۶ استفاده شده است. از مدلهای مدیریت سود واقعی برای اندازه گیری مدیریت سود استفاده شد. ارتباط معنی داری بین مدت تصدی کمیته حسابرسی و مدیریت سود مشاهده شد. علاوه بر این، تأثیر تعدیل کننده رابطه کیفیت حسابرسی خارجی بین دوگانگی کمیته حسابرسی و مدیریت سود معنی دار است. با این حال، هیچ رابطه معناداری بین دوگانگی کمیته حسابرسی و مدیریت سود یافت نشد. مناسب بودن تصدی کمیته حسابرسی سیاست ممکن است توسط سیاست گذاران در نظر گرفته شود.

زیمون و همکاران[۵] (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان مدیریت سود، معاملات افراد مرتبط و عملکرد شرکتی: نقش تعدیل کننده کنترل داخلی، بیان داشتند که هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیرات مدیریت سود (EM) و معاملات با اشخاص وابسته (RPT) بر عملکرد مالی شرکتها در بازارهای نوظهور، ایران است. این مقاله همچنین به بررسی نقش تعدیل کننده ضعف کنترل داخلی (ICW)در رابطه بین آنها می پردازد. نمونه مطالعه شامل ۱۰۸ شرکت تولیدی ایرانی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (TSE)بین سال های ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۸ است و داده های تابلویی با اثرات تصادفی برای آزمون فرضیه ها استفاده می شود. هنگامی که یک معیار حسابداری به نام ROA به عنوان نماینده عملکرد شرکت تعریف می شود، نتایج نشان می دهد که بین مدیریت سود واقعی (REM) و وضعیت مالی شرکت رابطه منفی وجود دارد، در حالی که مدیریت سود مبتنی بر تعهدی (AEM) و ارزش شرکت همبستگی مثبت دارند با این حال، وقتی شاخص Q توبین به عنوان نماینده عملکرد شرکت تعریف می شود، هیچ ارتباط معنی داری بین آنها پیدا نمی کنیم. مطابق با فرضیه تونل زنی یا نظریه نمایندگی، یافته های ما تأیید می کند که RPT ها به ارزش شرکت ها ROA) و (Tobin's Q آسیب می رسانند، زیرا مدیران احتمالاً آن را مکانیسم بهره برداری از منابع شرکت به دلیل منافع متضاد موجود می دانند. علاوه بر این، معاملات طرف های مرتبط با خرید منجر به کاهش ROA می شود، در حالی که

[4] Lidya Primta Surbakti, Hendrik Elisa Sutejo Samosir.
[5] Zimon G, Appolloni A, Tarighi H, Shahmohammadi S, Daneshpou E.

معاملات مربوط به طرف فروش و Q Tobin با یکدیگر رابطه منفی دارند. علاوه بر این، کنترل داخلی ضعیف تأثیر مثبت تعدیل کننده ای بر ارتباط بین AEM و شاخص Q توبین دارد. در نهایت، ما شواهد محکمی ارائه می دهیم که ارتباط مثبتی بین رشد فروش و مالکان نهادی با ROA و Tobin's Q وجود دارد، اگرچه اهرم مالی و ادغام و تملک (M&A) تأثیر مخربی بر ارزش شرکت دارد.

اولتوف[۶] (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان تأثیر کیفیت حسابرسی بر مدیریت سود، به بررسی شواهدی از هلند پرداخته و بیان داشت که هدف اصلی این پایان نامه کارشناسی ارشد بررسی این است که آیا کیفیت حسابرسی تأثیر قابل توجهی بر سطح مدیریت سود دارد یا خیر. ادبیات قبلی نشان می دهد که کیفیت حسابرسی به ویژگی های متعددی بستگی دارد. در این مطالعه از ویژگی های اندازه حسابرس، استقلال حسابرس و مدت تصدی حسابرس برای اندازه گیری کیفیت حسابرسی استفاده شده است. سطح مدیریت سود با استفاده از روش برآورد اقلام تعهدی اختیاری اندازه گیری می شود: مدل اصلاح شده جونز که توسط دیچو[۷] و همکاران معرفی شده است. (۱۹۹۵). انتظار می رود تأثیر کیفیت حسابرسی بر مدیریت سود منفی باشد، زیرا انتظار می رود یک حسابرسی کیفی خوب مدیریت سود را محدود کند. این اثر با استفاده از یک مدل رگرسیون چندگانه برای اندازه شرکت، اهرم شرکت، رشد فروش و صنعت، با استفاده از نمونه ای از ۵۲ شرکت فهرست شده هلندی در سال ۲۰۱۶ مورد بررسی قرار می گیرد. نتایج نشان می دهد که در زمینه هلندی، سطح مدیریت سود به طور مستقیم تحت تأثیر کیفیت حسابرسی قرار نمی گیرد. این می تواند به این معنی باشد که شرکتهای حسابرسی باید عملکرد خود را بهبود بخشند و سازمانهای نظارتی باید نظارت خود را به منظور افزایش کیفیت حسابرسی و محدود کردن مدیریت سود بهبود بخشند.

تجزیه و تحلیل

جامعه آماری این پژوهش را کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می دهند که تعداد نمونه آماری این پژوهش ۳۲۴ شرکت میباشد. در این فصل با استفاده از دادههای جمعآوری شده از آمار های ارائه شده توسط نرم افزارهایی همچون ره آورد نوین برای شاخص های مختلف مورد بررسی در دوره زمانی 1390 الی ۱۳۹۸ به صورت سالیانه به بررسی فروض پرداخته میشود.

روش آزمون فرضیه های این تحقیق به روش اقتصادسنجی پانل دیتا[۸] و با بهرهگیری از نرمافزار Eviews۹ انجام شده است.

برای بررسی فرضیه اصلی پژوهش ابتدا مدل رگرسیونی معرفی میشود:

مدل اول:

$$\textbf{Log (DA)}=\beta_0+\beta_1\textbf{turnover}+\beta_2\textbf{darito}+\beta_3\textbf{curr}+\beta_4\textbf{quickratio}+\beta_5\textbf{roa}+\beta_6\textbf{roa*loss}+\beta_7\textbf{tenure}+\beta_8\textbf{age}+\beta_9\textbf{age*age}+\beta_{10}\textbf{mkvalf}+\beta_{11}\textbf{ind-growth}+\beta_{12}\textbf{export}+\beta_{13}\textbf{litigation}+\beta_{14}\textbf{industrydum}+\beta_{15}\textbf{yeardum}+\varepsilon$$

[6] Olthof, H. (2017)
[7] Dechow
[8] Panel Data

متغیرهای مورد بررسی در جدول ذیل خلاصه شده اند:

جدول ۱: متغیر های مدل اول

نام متغیر	نماد	نوع متغیر
وقفه ارزش تعهدات اختیاری (شاخص عملکردی شرکت)	LAG (DA)	مستقل
دوره تصدی (بیش از ده سال برابر یک و در غیر اینصورت برابر صفر)	TENURE	مجازی مستقل
گردش دارایی (فروش تقسیم بر کل دارایی)	turnover	مستقل
نسبت بدهی به دارایی (بدهی بلند مدت به کل دارایی ها)	Daratio	مستقل
نسبت جاری (دارایی جاری تقسیم بر کل دارایی)	Curr	مستقل
نسبت آنی (دارایی های فعلی منهای موجودی تقسیم بر بدهی های فعلی)	Quickratio	مستقل
بازده دارایی ها	ROA	مستقل
زیان (در صورت زیان ده بودن عدد یک در غیر این صورت عدد صفر)	LOSS	مستقل/ مجازی
کیفیت حسابرسی	Mkvalf	مستقل
رشد صنعت	Ind_growth	مستقل
برای شرکت های دارای صادرات یک و در غیر اینصورت یک	EXPORT	مستقل/ مجازی
صنایع با دادخواهی بالا برابر یک در غیر اینصورت صفر	Litigation	مستقل/ مجازی
مجازی نوع صنعت	Industrydum	مستقل/ مجازی
مجازی سال	yeardum	مستقل/ مجازی

مدل دوم:

$$Eq=a+b_1autenure+ b_2size+ b_3size^2+ b_4age+ b_5ind\text{-}growth+ b_6cashflow+ b_7segmentbus+ b_8industry+ b_9year+\varepsilon$$

متغیرهای مورد بررسی در جدول ذیل خلاصه شده اند:

جدول ۲: متغیر های مدل دوم

نام متغیر	نماد	نوع متغیر
شاخص مدیریت سود.	EQ	وابسته
دوره تصدی حسابرس	AUTENURE	مستقل
اندازه شرکت	SIZE	مستقل
اندازه شرکت به توان دو	SIZE2	مستقل
جریان نقد	CASH FLOW	مستقل
تعداد بخش های تجاری شرکت	SEGMENTBUS	مستقل

سایر متغیرها در مدل قبل معرفی شده اند.

مدل سوم:

$$Eq=a+b_1autenure*IA+ b_2autenure+ b_3 IA+ b_4autenure*specialist+ b_5specialist + b_6size+ b_7size^2+ b_8age+ b_9ind\text{-}growth+ b_{10}cashflow+ b_{11}segmentbus+ b_{12}industry+ b_{13}year+\varepsilon$$

متغیر ها در معادلات قبل معرفی گردیدند.

به منظور بررسی فرض نرمال بودن توزیع پسماندها از آزمون جارک- برا[9] استفاده شده است؛ در این آزمون، فرض صفر بیانگر نرمال بودن توزیع مشاهدات است و در صورت بیشتر از ۰/۰۵ بودن سطح معناداری این آزمون متغیر دارای توزیع نرمال خواهد بود. برای تشخیص اینکه استفاده از روش پانل[10] در برآورد مدل کارآمدتر است یا روش پول[11]، از آزمون چاو[12] (F مقید) استفاده شده است؛ در این آزمون، فرض صفر بیانگر یکسان بودن عرض از مبدأها بوده و در صورت پذیرفته شدن آن (بیشتر از ۰/۰۵ بودن سطح معناداری آزمون چاو)، استفاده از مدل پول ارجحیت دارد و در صورت رد آن (کمتر از ۰/۰۵ بودن سطح معناداری آزمون چاو)، استفاده از مدل پانل ارجحیت دارد. همچنین توسط آزمون هاسمن[13] استفاده از مدل اثرات ثابت را در مقابل استفاده از مدل اثرات تصادفی آزمون مینماییم تا روش مناسب جهت برآورد مدل را معین نماییم. در این آزمون، فرض صفر بیانگر وجود اثرات تصادفی بوده و در صورت پذیرفته شدن آن (بیشتر از ۰/۰۵ بودن سطح معناداری آزمون هاسمن)، استفاده از مدل اثرات ثابت ارجحیت دارد و در صورت رد آن (کمتر از ۰/۰۵ بودن سطح معناداری آزمون هاسمن)، استفاده از مدل اثرات تصادفی ارجحیت دارد. پس از اجرای آزمونهای اخیر و مشخص شدن مسیر تخمین مدل، فرضیههای پژوهش توسط برآورد مدل مذکور، مورد ارزیابی قرار میگیرند.

آزمون های مانایی و ایستایی

سادهترین روش برای تعیین ایستایی یک متغیر، مشاهده نمودار آن متغیر است؛ اما با توجه به این که این روش از دقت کافی برخوردار نیست، بایستی ایستایی متغیر سری زمانی را مورد آزمون قرار داد، آزمون ریشه واحد، از معمولترین آزمونهایی است که برای تشخیص ایستایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار میگیرد.

نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل بر اساس آزمون فیلیپس پرون در جدول ۳ گزارش شده است. نتایج نشان می دهد متغیرهای مدل بر اساس آزمون فیلیپس پرون پایا هستند.

جدول ۳: نتیجه آزمون مانایی فیلیپس پرون

متغیر	آماره	معنی داری	نتیجه
گردش دارایی (فروش تقسیم بر کل دارایی)	۱/۲۴	۰/۰۰۰	مانا
نسبت بدهی به دارایی (بدهی بلند مدت به کل دارایی ها)	-۶/۲۱	۰/۰۰۰	مانا
نسبت جاری (دارایی جاری تقسیم بر کل دارایی)	۱/۲۴	۰/۰۰۰	مانا
نسبت آنی (دارایی های فعلی منهای موجودی تقسیم بر بدهی های فعلی)	-۸/۶۵	۰/۰۰۰	مانا
بازده دارایی ها	-۱۱/۵۸	۰/۰۰۰	مانا

فرض صفر در آزمون فیلیپس پرون بر عدم مانایی متغیرهای مورد بررسی استوار است و فروض را میتوان چنین نوشت:

[9] Jarcque-Bera
[10] Panel
[11] Pool
[12] Chaw
[13] Hausman

H0: متغیر مورد بررسی نامانا میباشد.

H1: متغیر مورد بررسی مانا میباشد.

برای رد فرض صفر کافیست سطح معنی داری از ۰/۰۵ کمتر باشد. همانگونه که در جدول بالا ملاحظه میگردد سطح معنی داری در تمام موارد کمتر از ۰/۰۵ میباشد؛ بنابراین مانا بودن کلیه متغیرهای مورد بررسی، مورد تایید است.

با توجه به مانا بودن تمام متغیر مورد بررسی میتوان تخمین مدل رگرسیونی را انجام داد.

آزمون عدم همخطی بین متغیرها

ضریب همبستگی پیرسون: ضریب همبستگی پیرسون که به نام های ضریب همبستگی گشتاوری و یا ضریب همبستگی مرتبه ی صفر نیز نامیده می شود، توسط سرکارل پیرسون معرفی شده است. این ضریب به منظور تعیین میزان رابطه، نوع و جهت رابطه ی بین دو متغیر فاصله ای یا نسبی و یا یک متغیر فاصله ای و یک متغیر نسبی به کار برده می شود. در واقع این ضریب، متناظر پارامتری ضریب همبستگی اسپیرمن می باشد. چندین روش محاسباتی معادل می توان برای محاسبه ی این ضریب تعریف نمود. در این تحقیق از فرمول زیر استفاده می گردد:

$$r = \frac{n\left(\sum xy\right) - \sum x \sum y}{\sqrt{[n(\sum x^2) - (\sum x)^2][(\sum y^2) - (\sum y)^2]}}$$

ضریب همبستگی پیرسون بین ۱- و ۱ تغییر می کند. اگر r = ۱بیانگر رابطه ی مستقیم کامل بین دو متغیر است؛ رابطه ی مستقیم یا مثبت به این معناست که اگر یکی از متغیرها افزایش (کاهش) یابد، دیگری نیز افزایش (کاهش) می یابد.

r = ۱- نیز وجود یک رابطه ی معکوس کامل بین دو متغیر را نشان می دهد. رابطه ی معکوس یا منفی نشان می دهد که اگر یک متغیر افزایش یابد متغیردیگر کاهش می یابد و بالعکس.

قبل از تخمین مدل نمودار همبستگی متغیرهای مدل میتواند بسیار مناسب باشد. همبستگی نمایانگر همخطی اجزای مدل میباشد، همبستگی پیرسون اگر بیش از ۰/۷ و معنی دار باشد آنگاه احتمال وجود همخطی در مدل وجود دارد. در جداول ذیل همبستگی متغیرهای مورد بررسی از روش همبستگی پیرسون آورده شده است.

جدول ۴: همبستگی بین متغیرهای مدل

Correlation Probability	CASHF	CUR	DRATIO	EQ	EUTENURE	EXPORT	INDGROWTH	LITIGATION	MKV	ROA	SIZE	TENURE	TURNOVER
CASHF	1.000000 -----												
CUR	-0.036063 0.1124	1.000000 -----											
DRATIO	-0.001020 0.9642	0.007321 0.7473	1.000000 -----										
EQ	-0.015180 0.5041	0.828550 0.0000	0.241408 0.0000	1.000000 -----									
EUTENURE	0.999324 0.0000	-0.035992 0.1131	-0.001739 0.9390	-0.013264 0.5594	1.000000 -----								
EXPORT	0.014060 0.5361	-0.004483 0.8436	0.003479 0.8783	0.003695 0.8708	0.014518 0.5229	1.000000 -----							
INDGROWTH	-0.014045 0.5365	0.446387 0.0000	0.798565 0.0000	0.693264 0.0000	-0.014478 0.5240	0.003110 0.8911	1.000000 -----						
LITIGATION	-0.060291 0.0079	0.022945 0.3126	0.001869 0.9344	0.011685 0.6071	-0.060309 0.0079	-0.004598 0.8396	0.016426 0.4697	1.000000 -----					
MKV	0.999377 0.0000	-0.048095 0.0342	-0.002523 0.9116	-0.027024 0.2343	0.999762 0.0000	0.014521 0.5228	-0.021918 0.3347	-0.060593 0.0076	1.000000 -----				
ROA	-0.040120 0.0774	0.539298 0.0000	0.790161 0.0000	0.735939 0.0000	-0.041230 0.0695	0.004858 0.8307	0.939065 0.0000	0.019456 0.3919	-0.049698 0.0286	1.000000 -----			
SIZE	0.991920 0.0000	-0.005921 0.7944	0.002340 0.9180	0.013989 0.5381	0.987297 0.0000	0.011821 0.6029	0.005950 0.7935	-0.058916 0.0095	0.986872 0.0000	-0.015340 0.4996	1.000000 -----		
TENURE	-0.017527 0.4405	-0.034582 0.1279	0.347332 0.0000	0.053522 0.0184	-0.018379 0.4186	-0.001775 0.9377	0.365997 0.0000	0.035598 0.1171	-0.018019 0.4278	0.401592 0.0000	-0.015298 0.5008	1.000000 -----	
TURNOVER	-0.036063 0.1124	1.000000 0.0000	0.007321 0.7473	0.828550 0.0000	-0.035992 0.1131	-0.004483 0.8436	0.446387 0.0000	0.022945 0.3126	-0.048095 0.0342	0.539298 0.0000	-0.005921 0.7944	-0.034582 0.1279	1.000000 -----

فرض صفر در آزمون همبستگی بر عدم همبستگی معنی دار بین متغیرهای مورد بررسی استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: بین متغیرهای مورد بررسی همبستگی معنی دار وجود ندارد.

H1: بین متغیرهای مورد بررسی همبستگی معنی دار وجود دارد.

برای رد فرضیه صفر و تایید معنی دار بودن همبستگی میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

در جدول بالا میزان همبستگی در سطر اول و معنی داری همبستگی در سطر دوم نوشته شده است. در صورتی که معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد همبستگی مورد نظر از نظر آماری معنی دار است. همانگونه که ملاحظه میشود در برخی موارد همبستگی ها معنی دار میباشند اما شدت همبستگی ها بین متغیرهای مستقل کمتر از مقداری است که احتمال وجود همخطی در مدل وجود داشته باشد.

بررسی مدل پژوهش

آزمون فرضیه های پژوهش از طریق تخمین مدل رگرسیونی انجام میشود. در ادامه مدل رگرسیونی مورد برازش قرار میگیرد و سپس فرضیه ها مورد بررسی قرار خواهند گرفت.

مدل رگرسیونی بازنویسی میشود.

$$\textbf{Log (DA)}=\beta_0+\beta_1\textbf{turnover}+\beta_2\textbf{darito}+\beta_3\textbf{curr}+\beta_4\textbf{quickratio}+\beta_5\textbf{roa}+\beta_6\textbf{roa*loss}+\beta_7\textbf{tenure}+\beta_8\textbf{age}+\beta_9\textbf{age*age}+\beta_{10}\textbf{mkvalf}+\beta_{11}\textbf{ind-growth}+\beta_{12}\textbf{export}+\beta_{13}\textbf{litigation}+\beta_{14}\textbf{industrydum}+\beta_{15}\textbf{yeardum}+\varepsilon$$

در ابتدا برای تشخیص اینکه استفاده از روش پانل در برآورد مدل کارآمدتر است یا روش داده های تلفیقی، از آزمون چاو استفاده میشود.

جدول ۵: نتایج آزمون چاو برای مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
(۱-۴)	۱/۹۵	(۳۲۳ ،۱۶۱۵)	۰/۰۰۰	استفاده از مدل پانل دیتا

فرض صفر در آزمون چاو (اف لیمر) بر عدم استفاده از پانل دیتا (یعنی استفاده از داده های تلفیقی) استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: نمیتوان در تخمین از روش پانل دیتا استفاده کرد (باید از روش داده های تلفیقی استفاده کرد)

H1: میتوان در تخمین از روش پانل دیتا استفاده کرد.

برای رد فرضیه صفر و تایید استفاده از پانل دیتا میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

همانطورکه در جدول ۵ ملاحظه میشود سطح معناداری آزمون چاو بیش از α=۰/۰۵ محاسبه شده لذا با اطمینان ۹۵٪ امکان برآورد مدل با استفاده از روش پانل تأیید میشود. با توجه به اینکه فرض صفر آزمون چاو مبنی بر برابری عرض از مبدأها رد شد، در ادامه به منظور تشخیص وجود اثرات ثابت یا وجود اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده میشود.

جدول ۵-۱. نتایج آزمون هاسمن مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
(۱-۴)	۰/۰۰۰	۵	۱/۰۰۰	نا مشخص

فرض صفر در آزمون هاسمن بر عدم استفاده از روش اثرات ثابت (یعنی استفاده روش اثرات تصادفی) استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: نمیتوان در تخمین از مدل اثرات ثابت در روش پانل دیتا استفاده کرد (باید از مدل اثرات تصادفی در روش پانل دیتا استفاده کرد)

H1: میتوان در تخمین از مدل اثرات ثابت در روش پانل دیتا استفاده کرد.

برای رد فرضیه صفر و تایید استفاده از اثرات ثابت میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد؛ اما اگر سطح معنی داری آزمون هاسمن ***prob***=۱/۰۰۰ محاسبه شود آزمون هاسمن توانایی تشخیص بین اثرات ثابت و تصادفی را ندارد؛ بنابراین باید از معیار دیگری برای انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی استفاده کرد.

همانطورکه در جدول ۵-۱ ملاحظه میشود سطح معناداری آزمون هاسمن ***prob***=۱/۰۰۰ محاسبه شده لذا آزمون هاسمن توانایی تشخیص بین اثرات ثابت و تصادفی را ندارد. در جدول ذیل توانایی اثرات تصادفی در تبیین مدل خلاصه شده است:

جدول ۵-۲ توانایی اثرات تصادفی در تبیین مدل پانل دیتا

مقدار توانایی اثرات تصادفی	مقدار ناتوانی اثرات تصادفی	نتیجه
۰/۰۳	۰/۹۷	استفاده از اثرات ثابت

با توجه به اینکه مطابق جدول بالا اثرات تصادفی کمتر از ۳ درصد از تغییرات را قادر به توضیح دادن است، بنابراین در تخمین از اثرات ثابت استفاده میشود.

نتایج تخمین مدل به روش پانل و با استفاده از اثرات ثابت (پانل دیتا) در جدول ۶ ارائه شده است.

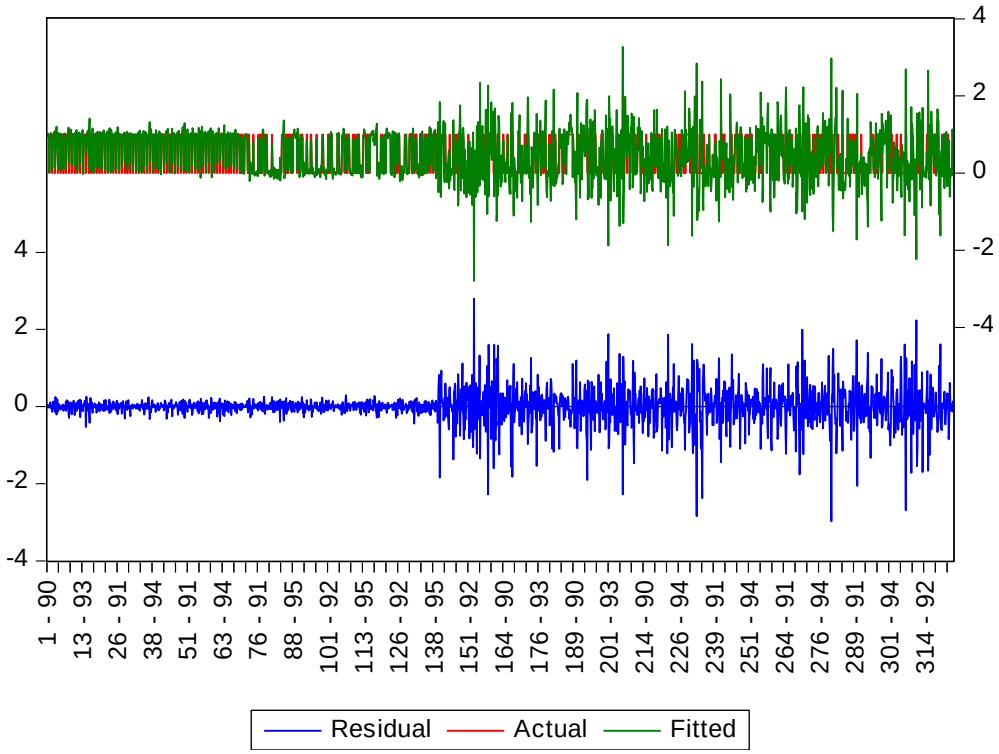
جدول ۶. نتایج برازش مدل رگرسیونی اول

متغیر پاسخ = **شاخص عملکردی شرکت**			
متغیرهای مستقل	ضرایب رگرسیونی	آماره آزمون t	سطح معناداری
ثابت معادله (α)	-0.06499	-3.02837	0.0025
گردش دارایی	-2.50876	-113.201	0.000
نسبت بدهی به دارایی	-0.87008	-60.8524	0.000
نسبت جاری	-0.00631	-0.89579	0.3705
نسبت آنی	-1.30449	-28.2992	0.000
بازده دارایی ها	8.060542	142.6414	0.000
زیان * بازده دارایی ها	0.042232	3.529685	0.0004
دوره تصدی	-1.55319	-56.3603	0.000
کیفیت حسابرسی	2.62E-05	0.662306	0.5079
رشد صنعت	-0.08157	-2.63848	0.0084
صادرات	-0.00386	-0.66502	0.5061
صنایع با دادخواهی بالا	0.005383	0.963667	0.3354
مجازی سال	-0.00062	-1.10331	0.2701
آماره آزمون F = ۱۱۶/۹۶ سطح معناداری = ۰/۰۰۰			
آماره دوربین واتسون: ۱/۹۵ ضریب تعیین = ۰/۹۶			

در برازش مدل اول مشاهده میشود که دوره تصدی حسابرس بر شاخص عملکردی شرکت تاثیر دارد؛ و تاثیر دوره تصدی حسابرس بر شاخص عملکردی شرکت منفی و معنی دار میباشد.

در نمودار ۱ نمودار خطی پسماند مدل رگرسیونی ارائه شده است.

نمودار ۱. نمودار خطی پسماند مدل رگرسیونی



همانطور که در نمودار ۱ ملاحظه میشود پسماند مدل رگرسیونی شکل مشخصی ندارد و این موضوع نیز مبین مناسب بودن مدل برازش یافته میباشد.

در ادامه برای اطلاع از وضعیت نرمالیتی پسماندهای مدل برازش یافته از آزمون جارک- برا و نمودار هیستوگرام[14] استفاده میشود. آماره جارک برا آماره ای با توزیع خی دو و درجه آزادی دو میباشد اگر این آماره از ۵/۷ کوچکتر باشد، میتوان نتیجه گرفت که توزیع آماری مورد نظر با توجه به جدول خی دو، نرمال میباشد.

جارک برا از فرمول ذیل برای بررسی نرمال بودن استفاده میکند:

$$JB = n\left\{\frac{(Skew)^{۲}}{۶} + \frac{(Kurt - ۳)^{۲}}{۲۴}\right\}$$

که در آن:

SKEW: ضریب چولگی

KURT: ضریب کشیدگی

N: درجه آزادی

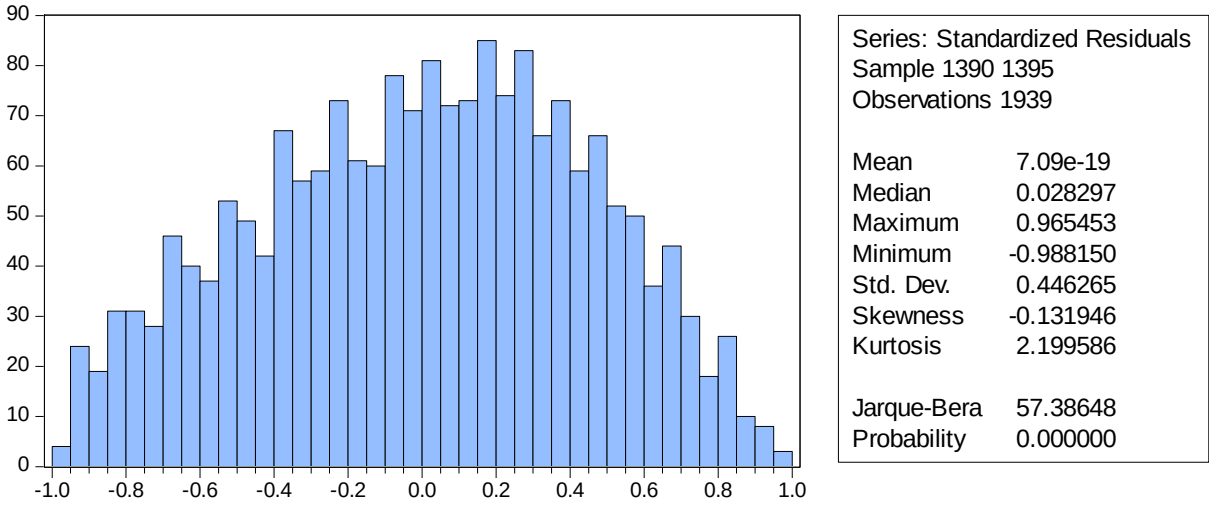
[14] Histogram

جدول ۷. نتایج آزمون جارک برا برای مدل

پسماند مدل رگرسیونی	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
	۵۷/۳۸	۰/۰۰۰	نرمال نبودن توزیع پسماند مدل

همانطورکه در جدول ۷ ملاحظه میشود سطح معناداری آزمون جارک برا کمتر از α=۰/۰۵ محاسبه شده لذا با اطمینان ۹۵٪ توزیع پسماندها نرمال نمیباشد. در نمودار ۲ هیستوگرام پسماند مدل رگرسیونی اول ارائه شده است.

نمودار ۲. هیستوگرام پسماند مدل رگرسیونی



همانطور که در نمودار ۲ ملاحظه میشود پسماند مدل رگرسیونی متقارن و زنگولهای شکل است و این موضوع مبین این نکته میباشد که هر چند نرمال بودن توزیع پسماند مدل رگرسیونی نمیباشد؛ اما کاملا متقارن بوده و مدل فاقد مشکلات آماری میباشد.

برای بررسی فرضیه اصلی پژوهش از مناسب بودن مدل رگرسیونی از طریق آزمون اف استفاده میشود.

همچنین برای بررسی اثر معنی دار متغیرها بر متغیر وابسته از آزمون تی استفاده میشود.

مدل رگرسیونی ۲ در ادامه باز نویسی میشود:

$$Eq=a+b_1autenure+ b_2size+ b_3size^2+ b_4age+ b_5ind\text{-}growth+ b_6cashflow+ b_7segmentbus+ b_8industry+ b_9year+\varepsilon$$

در ابتدا برای تشخیص اینکه استفاده از روش پانل در برآورد مدل کارآمدتر است یا روش داده های تلفیقی، از آزمون چاو استفاده میشود.

جدول ۸. نتایج آزمون چاو برای مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی (۲-۴)	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
	۱/۸۰	(۳۲۳ ،۱۶۱۶)	۰/۰۰۰	استفاده از مدل پانل دیتا

فرض صفر در آزمون چاو (اف لیمر) بر عدم استفاده از پانل دیتا (یعنی استفاده از داده های تلفیقی) استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: نمیتوان در تخمین از روش پانل دیتا استفاده کرد (باید از روش داده های تلفیقی استفاده کرد)

H1: میتوان در تخمین از روش پانل دیتا استفاده کرد.

برای رد فرضیه صفر و تایید استفاده از پانل دیتا میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

همانطورکه در جدول ۵ ملاحظه میشود سطح معناداری آزمون چاو بیش از α=۰/۰۵ محاسبه شده لذا با اطمینان ۹۵٪ امکان برآورد مدل با استفاده از روش پانل تأیید میشود. با توجه به اینکه فرض صفر آزمون چاو مبنی بر برابری عرض از مبدأها رد شد، در ادامه به منظور تشخیص وجود اثرات ثابت یا وجود اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده میشود.

جدول ۸-۱. نتایج آزمون هاسمن مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
(۴-۲)	۳۸/۰۰۶	۴	۰/۰۰۰	اثرات ثابت

فرض صفر در آزمون هاسمن بر عدم استفاده از روش اثرات ثابت (یعنی استفاده روش اثرات تصادفی) استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: نمیتوان در تخمین از مدل اثرات ثابت در روش پانل دیتا استفاده کرد (باید از مدل اثرات تصادفی در روش پانل دیتا استفاده کرد)

H1: میتوان در تخمین از مدل اثرات ثابت در روش پانل دیتا استفاده کرد.

برای رد فرضیه صفر و تایید استفاده از اثرات ثابت میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

با توجه به توضیحات داده شده در مدل دوم نیز از اثرات ثابت استفاده میشود.

جدول ۹. نتایج برازش مدل رگرسیونی دوم

متغیر پاسخ = مدیریت سود			
متغیرهای مستقل	ضرایب رگرسیونی	آماره آزمون t	سطح معناداری
ثابت معادله (α)	-0.11078	-5.7005	۰/۰۰۰
دوره تصدی حسابرس	0.107255	13.26453	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	0.084044	18.94687	۰/۰۰۰
اندازه شرکت به توان دو	-6.11E-05	-13.528	۰/۰۰۰
رشد صنعت	1.263612	44.71444	۰/۰۰۰
جریان نقد	-0.14569	-14.2549	۰/۰۰۰
تعداد بخش های تجاری شرکت	0.001431	3.941385	۰/۰۰۰
سال ها	0.000405	1.410745	۰/۱۵
آماره آزمون F = ۴۵/۶۷ سطح معناداری = ۰/۰۰۰ آماره دوربین واتسون: ۲/۱۴ ضریب تعیین = ۰/۹۰			

در نهایت معادله سوم در ذیل بازنویسی شده است:

$$Eq=a+b_1autenure*IA+ b_2autenure+ b_3 IA+ b_4autenure*specialist+ b_5specialist + b_6size+ b_7size^2+ b_8age+ b_9ind\text{-}growth+ b_{10}cashflow+ b_{11}segmentbus+ b_{12}industry+ b_{13}year+\varepsilon$$

تخمین نهایی مدل سوم در جدول ذیل خلاصه شده است:

جدول ۱۰. نتایج برازش مدل رگرسیونی سوم

متغیر پاسخ = مدیریت سود			
متغیرهای مستقل	ضرایب رگرسیونی	آماره آزمون t	سطح معناداری
ثابت معادله (α)	-0.09455	-5.42955	0.000
دوره تصدی حسابرس* عدم تقارن اطلاعاتی	-0.00115	-1.29943	0.194
دوره تصدی حسابرس	0.108101	14.89892	0.000
عدم تقارن اطلاعاتی	-0.01122	-1.85497	0.0638
اندازه شرکت	0.086203	18.30744	0.000
اندازه شرکت به توان دو	5.20E-05	0.593899	0.5527
رشد صنعت	1.254714	56.95673	0.000
جریان نقد	-0.14627	-16.3078	0.000
تعداد بخش های تجاری شرکت	0.001481	4.663686	0.000
سال ها	0.000259	0.607984	0.5433
آماره آزمون F = 43/10 سطح معناداری = ۰/۰۰۰			
آماره دوربین واتسون: ۲/13 ضریب تعیین = ۰/89			

در معادله بالا مشاهده میشود که دوره تصدی حسابرس بر عدم تقارن اطلاعاتی تاثیر دارد؛ و ضریب تاثیر دوره تصدی حسابرس بر عدم تقارن اطلاعاتی مثبت میباشد.

نتیجه گیری

با توجه به برازش مدل های رگرسیونی در جدول ذیل فرضیه های پژوهش مورد بررسی قرار گرفته اند:

جدول ۱۱. بررسی فرضیه های پژوهش

ردیف	فرضیه	نتیجه
۱	دوره تصدی حسابرس بر عدم تقارن اطلاعاتی تاثیر دارد.	تایید
۲	دوره تصدی حسابرس بر شاخص عملکردی شرکت تاثیر دارد.	تایید
۳	متغیرهای کیفیت حسابرسی و دوره ی تصدی حسابرس در تاثیر گذاری مدیریت سود بر عملکرد شرکت در بورس اوراق بهادار تهران	تایید

بنابراین در این پژوهش مشخص شد که متغیرهای کیفیت حسابرسی و دوره ی تصدی حسابرس در تاثیر گذاری مدیریت سود بر عملکرد شرکت در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر گذار میباشد. همچنین دوره تصدی حسابرس بر عدم تقارن اطلاعاتی و شاخص عملکردی شرکت تاثیر دارد.

در این پژوهش مشخص شد که تصدی حسابرسی بر اقلام تعهدی اختیاری تاثیر دارد این امر نشان می دهد که در شرکت صاحبکار که یک موسسه حسابرسی به مدت چند سال کار حسابرسی آن شرکت را انجام می دهد میزان اقلام تعهدی اختیاری کمتر است، نسبت به شرکت هایی که حسابرس آنها دوره تصدی کمتر از ۴ سال داشته اند، علت این موضوع می تواند ناشی از

این باشد که با توجه به اینکه اقلام تعهدی خود جزءای از سود شرکت می باشد و بیشتر شدن آن حسابرسان را به این قضیه حساس می کند بنابراین دوره تصدی حسابرسی باعث این می شود که مدیریت با حسابرس در مورد چگونگی ارائه گزارش حسابرسی به توافق برسد.

پیشنهاد می‌شود با توجه به نتایج حاصل از تحقیق همواره استفاده کنندگان صورتهای مالی هنگام تجزیه تحلیل برای خرید سهام شرکت ها به متغیرهای همچون ارزش ایجاد شده برای سهامداران مثل دوره تصدی موسسه حسابرسی توجه داشته باشند.

منابع

فلاح نژاد، لیلا و بشکوه، مهدی،۱۳۹۷،تاثیر تخصص و دوره تصدی حسابرس بر مدیریت سود واقعی و حسابداری،اولین همایش ملی مدیریت و اقتصاد با رویکرد اقتصاد مقاومتی،مشهد،،،https://civilica.com/doc/۸۱۹۴۳۲

بادآورنهندی، ی.، و تقی زاده خانقاه، و. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و مدیریت فعالیت های واقعی در شرکت های دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. حسابداری سلامت, ۳(۱ (پیاپی ۷)), ۲۰-۴۱.

بولو،قاسم. طالبی،میثم. (۱۳۸۹).«معیارها و مدل های اندازه گیری کیفیت سود».ماهنامه اقتصادی بورس.شماره ۹۲.صص ۱۸-۱۰.

Olthof, H. (2017) The effect of audit quality on earnings management: evidence from the Netherlands. University of Twente Student Theses

Zimon G, Appolloni A, Tarighi H, Shahmohammadi S, Daneshpou E. Earnings Management, Related Party Transactions and Corporate Performance: The Moderating Role of Internal Control. Risks. 2021; 9(8):146. https://doi.org/10.3390/risks9080146

Lidya Primta Surbakti, Hendrik Elisa Sutejo Samosir. The Effects of Audit Committee Tenure and Duality Role on Earnings Management in Indonesia: The Moderating Effect of External Audit Quality. EEO. 2021; 20(5): 4342-4350. doi:10.17051/ilkonline.2021.05.477

DeAngelo, L.E. (1981). Auditor size and audit quality. Journal of Accounting and Economics, 3(3), p. 183-199.

Zengin, Yasemin. Serdar,Ozkan. (2010).“ audit quality and earnings management in interim financial reports”. www.SSRN.com

Investigating the role of audit quality variables and auditor tenure in the impact of earnings management on the company's performance in the Tehran Stock Exchange

Aso Amin Ashayeri

Date of Receipt: 2021/07/23 Date of Issue: 2021/09/05

Abstract

Audit quality and auditor tenure can be good indicators for understanding the company's performance. Because through the quality of the audit and the amount of tenure of the profit management auditor, it will affect the company's performance in the Tehran Stock Exchange. In this study, by examining the statistical data related to Tehran Stock Exchange in the last 9 years, the role of audit quality variables and the auditor's tenure in the impact of earnings management on the performance of the company in Tehran Stock Exchange using the economics method Data panel measurement and fitting of regression models were performed. Finally, it was found that the variables of audit quality and auditor tenure with statistically significant coefficients in the impact of earnings management on the performance of the company in the Tehran Stock Exchange. The auditor's tenure also affects the information asymmetry and the company's performance index.

Keywords

Audit quality, auditor tenure, profit management, company performance

1. Master student of Public Sector Accounting, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. (aso.aminashayeri@gmail.com)

ضمیمه

مدل اول

آزمون اف لیمر (چاو)

Equation: EQ01 Workfile: T2::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: EQ01
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	4.850769	(20,93)	0.0000

آزمون هاسمن

Equation: EQ01 Workfile: T2::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: EQ01
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	11	1.0000

* Cross-section test variance is invalid. Hausman statistic set to zero.
** WARNING: robust standard errors may not be consistent with
assumptions of Hausman test variance calculation.
** WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

توانایی اثرات تصادفی در تبیین مدل پانل دیتا

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.000000	0.0000
Idiosyncratic random	0.107079	1.0000

تخمین نهایی با استفاده از اثرات ثابت

Dependent Variable: TENURE
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
Date: 02/14/18 Time: 11:40
Sample: 1390 1395
Periods included: 6
Cross-sections included: 212
Total panel (unbalanced) observations: 1269
Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.045776	0.068164	0.671553	0.5020
TURNOVER	-1.763100	0.040593	-43.43405	0.0000
DRATIO	-0.720083	0.035464	-20.30482	0.0000
CUR	0.018832	0.018862	0.998399	0.3183
QUICKRATIO	-1.870445	0.090764	-20.60785	0.0000
ROA	6.745667	0.131517	51.29116	0.0000
ROA*LOSS	0.118612	0.023754	4.993332	0.0000
LOGDA	-0.974070	0.048032	-20.27963	0.0000
MKV	-0.000439	0.000108	-4.073415	0.0000
INDGROWTH	0.005376	0.072826	0.073817	0.9412
EXPORT	-0.021782	0.011413	-1.908626	0.0566
LITIGATION	0.003397	0.011452	0.296618	0.7668
YEAR	-0.000443	0.001130	-0.391692	0.6954

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

R-squared	0.887174	Mean dependent var	0.735518
Adjusted R-squared	0.863097	S.D. dependent var	0.773792
S.E. of regression	0.269719	Sum squared resid	76.02214
F-statistic	36.84762	Durbin-Watson stat	2.017308
Prob(F-statistic)	0.000000		

\

مدل دوم

آزمون اف لیمر (چاو)

Equation: EQ02 Workfile: NAHA::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Redundant Fixed Effects Tests
Equation: EQ02
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	16.805777	(211,1053)	0.0000

تخمین نهایی مدل دوم با استفاده از داده های تلفیقی

Equation: EQ02 Workfile: NAHA::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: EQ
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
Date: 02/14/18 Time: 11:51
Sample: 1390 1395
Periods included: 6
Cross-sections included: 212
Total panel (balanced) observations: 1272
Linear estimation after one-step weighting matrix
White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)
WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.173675	0.022893	-7.586225	0.0000
EUTENURE	0.112374	0.008353	13.45267	0.0000
SIZE	0.088313	0.006835	12.92067	0.0000
SIZE^2	-6.46E-05	1.18E-05	-5.474808	0.0000
INDGROWTH	1.248607	0.025750	48.48993	0.0000
CASHF	-0.152836	0.010842	-14.09638	0.0000
SEGENTBUS	0.002467	0.000298	8.272589	0.0000
YEAR	0.000405	0.000238	1.701989	0.0891

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

R-squared	0.910351	Mean dependent var	1.109460
Adjusted R-squared	0.891791	S.D. dependent var	0.616155
S.E. of regression	0.152427	Sum squared resid	24.46526
F-statistic	49.04969	Durbin-Watson stat	2.197269
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics