فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۶، شماره ۸۶، پاییز ۱۴۰۲(جلد سوم)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره ششم)
شماره ۸۶ / پاییز۱۴۰۲ (جلد سوم)/ صص ۵۲-۶۶

تاثیر حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود

علیرضا خیراللهی
کارشناسی ارشد حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران. (نویسنده مسئول).
Alireza.kh76@yahoo.com
دکتر رسول عبدی
دانشیار گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران.
abdi_rasool@yahoo.com
زهرا خیراللهی
دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.
Zahrakh1375e@gmail.com

چکیده
هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود است. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از بعد روش شناسی همبستگی از نوع علّی (پس رویدادی) می باشد. جامعه آماری پژوهش شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از روش نمونه گیری حذف سیستماتیک، ۱۲۵ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده در دوره‌ی زمانی ۵ ساله بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار گرفتند. روش مورد استفاده جهت جمع آوری اطلاعات، کتابخانه‌ای بوده و داده‌های مربوط برای اندازه‌گیری متغیرها از سایت کدال و صورتهای مالی شرکت‌ها جمع آوری شده و در اکسل محاسبات اولیه صورت گرفته سپس برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم افزار استاتا استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه ها نشان داد حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر معکوس داشته در نهایت تاثیر معکوس حق الزحمه حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص اثبات شد.

واژگان کلیدی: حق الزحمه حسابرسی، بی قاعدگی پایداری سود، بورس اوراق بهادار تهران.

مقدمه
پیش بینی‌هایی که مدیران درباره سودآوری دورهٔ آینده شرکت‌ها انجام میدهند، دربردارنده توانمندی‌های ارزشمندی است که به سرمایه‌گذاران در اتخاذ تصمیم‌های بهینه کمک می‌کند. همانند سایر اطلاعات، ارزش این پیش‌بینی‌ها به دقت آنها وابسته است (حاجیها و چناری بوکت، ۱۳۹۴). برخی ویژگی‌های قابل مشاهده شرکت‌ها می‌توانند به پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از اطلاعات حسابداری در قالب متغیرهای مختلفی مانند نسبت سود هر سهم به قیمت سهام، اقلام تعهدی، رشد فروش و ... پرداخته شده است (ژو، ۲۰۱۴).
از طرفی، قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی، از موضوع‌های موردعلاقه بسیاری از محققان حوزه حسابرسی است. برای بسیاری از صاحب‌کاران، هزینه حسابرسی رقمی درخور توجه است؛ اگرچه ممکن است در شرکت‌های بزرگ با حجم فروش و نقدینگی بالا و یا برخی شرکت‌های دولتی، توانایی پرداخت این هزینه به‌راحتی میسر باشد، ولی برای اکثر شرکت‌های تجاری کوچک یا آن‌هایی که از وضعیت مالی مناسبی برخوردار نیستند، این رقم هزینه می‌تواند بسیار بااهمیت و سنگین باشد؛ هزینه‌ای که در بیشتر مواقع ناگزیرند آن را پرداخت کنند؛ بنابراین، از منظر صاحب‌کار، با شناخت عوامل مؤثر بر میزان حق‌الزحمه حسابرسی و با کنترل این عوامل در داخل سازمان، می‌توان موجبات کاهش چنین

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

هزینه‌ای را فراهم آورد. حسابرسان نیز با دانستن این عوامل می‌توانند خدمات خود را به شکل مناسبی قیمت‌گذاری کنند (محسنی، ۱۳۹۳).

وجود یک نظام حاکمیت شرکتی منسجم و راهبردی باعث همگرایی و هم‌افزایی نیروهای سازمانی می‌گردد. نتیجه این عمل شرکتی است دارای اهداف معین و روشن، ساختار داخلی مناسب و سیستم‌های اطلاعاتی کارآمد. وجود سیستم‌های اطلاعاتی و حسابداری کارآمد و بروز موجب شناخت کافی و بهتر حسابرس از محیط شرکت می‌شود. این امر نیز زمینه کاهش هزینه حسابرسی را فراهم می‌آورد (اکبرزاده، ۱۳۹۴). در شرایط رقابتی این تئوری وجود دارد که حق الزحمه حسابرسی هزینه مورد انتظار از کیفیت پایین سود را در خود لحاظ می کند. حسابرسان معمولاً از عملیات شرکت، نحوه انعکاس این عملیات و شیوه تهیه صورت های مالی آگاهی دارند (هنینگر و ویلیام، ۲۰۱۰). با توجه به مطابق فوق پژوهش حاضر درصدد پاسخ گویی به این سوال است که تاثیر حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود چگونه است؟

تعریف واژگان کلیدی تحقیق

حق الزحمه حسابرسی

حق الزحمهٔ حسابرسی وابسته به نرخ هر ساعت کار حسابرسی و تعداد ساعات کار حسابرسی است که بسته به نظر حسابرس دربارهٔ پیش بینی ریسک خطا و اشتباه در صورت های مالی، متغیر است. وجود کنترل‌های قوی در شرکت، حسن شهرت مدیران، اندازهٔ شرکت مورد رسیدگی و تعداد شرکت‌های فرعی، بر پیش بینی حسابرس از ریسک و ساعات موردنیاز برای حسابرسی تاثیر می‌گذارد. درنهایت، حسابرس به برآورد ریسکی می‌پردازد که از تمرکز مدیریت، شدت وجود مسئلهٔ نمایندگی و سایر عوامل نشات می‌گیرد و با توجه به آن، کار حسابرسی را برنامه‌ریزی کرده و حق-الزحمهٔ خود را تعیین می‌کند (بن علی و لسیج، ۲۰۱۲).

پایداری سود

پایداری سود از جمله ویژگی های کیفیت سود مبتنی بر اطلاعات حسابداری است و شاخصی به شمار می رود که به سرمایه گذاران در پیش بینی سودهای آتی و جریان های نقدی شرکت کمک می کند. پایداری سود به معنای تکرارپذیری سود جاری است. هر چه پایداری سود بیشتر باشد، یعنی شرکت توان بیشتری برای حفظ سودهای جاری دارد و فرض می شود کیفیت سود شرکت بیشتر است (بیات و همکاران، ۱۳۹۴).

پیشینهٔ پژوهش

رحمتی (۱۳۹۶) نتیجه گرفتند که متغیر تخصص مالی تاثیر منفی و معنادار و نسبتا زیاد بر تاخیر گزارش حسابرسی دارد. از نتایج این آزمون می‌توان نتیجه گرفت که اگر کمیته حسابرسی دارای اعضایی با تخصص مالی باشد تأخیر گزارش حسابرسی کاهش می‌یابد. متغیر جنسیت نیز تاثیر مثبت و معنادار و نسبتا زیاد بر تاخیر گزارش حسابرسی دارد. که بر این اساس استفاده بانوان در کمیته حسابرسی پیشنهاد نمی‌شود.

فروغی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی پایداری سود و اجزای تشکیل دهنده آن در سطح صنعت و شرکت پرداختند. یافته‌های پژوهش آنهاحاکی از آن است که پایداری سود خاص صنعت نسبت به سود خاص شرکت بیشتر است و پایدارترین جزء در بین سایر اجزا، جزء نقدی سود خاص صنعت و ناپایدارترین جزء، جزء تعهدی سود خاص شرکت است. از دیگر یافته‌های این پژوهش، عدم درک پایداری متفاوت اجزای سود توسط سرمایه‌گذاران است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

کردستانی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تفاوت در پایداری سود صنعت و سود خاص شرکت پرداختند. نتایج پژوهش آنها حاکی از پایدارتر بودن سود صنعت و اجزای آن نسبت به سود خاص شرکت و اجزای آن است همچنین نتایج نشان داد که شوک‌های تجاری عاملی موثر در کاهش پایداری سود هستند و اقلام تعهدی صنعت نسبت به اقلام تعهدی خاص شرکت پایدارتر است. اما اخبار بد نمی تواند اثر معناداری بر پایداری سود داشته باشد.

بورگین و لیزارزویو (۲۰۲۰) به بررسی پایداری سود و بازده سهام پرداختند. نشان دادند با وجود نسبت های ارزشیابی بالاتر، اندازه بزرگتر و نیازهای سرمایه گذاری بالاتری، شرکت های سودآور در بازده های خام و تعدیل ریسک، از شرکت های غیر انتفاعی در آمریکای لاتین پیروی می کنند. سودآوری شرکت بر بازده سهام تاثیر مثبت دارد. یک مدل پنج عاملی که شامل بازار، اندازه، پریشانی، سودآوری و فاکتورهای سرمایه گذاری می شود اوراق بهادار سودآوری را بهتر از سایر مدل های عاملی محبوب می کند. تأکید پنج عامل پرتفوی سودآوری، از نظر فردی و جمعی، از نظر آماری پایین تر و کمتر از لحاظ آماری معنی دار است.

انگلبرگ و همکاران (۲۰۱۶) در تحقیقی باعنوان بی‌قاعدگیها و اخبار نشان دادند بین سرمایه‌گذارانی انتظارات بیش ازحد خوش بینانه نسبت به جریانهای نقدی برخی از واحدهای تجاری و انتظارات بیش ازحد بدبینانه نسبت به جریانهای نقدی سایر واحدهای تجاری دارند، همبستگی وجود دارد. آنان دریافتند که بازده‌های بیقاعده نتیجه انتظارات جانبدارانه است که با اخبار ورودی حداقل همبستگی را دارند.

هوی و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهش خود به بررسی پایداری اجزای تشکیل دهنده سود پرداختند. نتایج پژوهش، حاکی از آن است که سود خاص صنعت پایداری بیشتری در سود دارد که به طور کامل در قیمت سهام منعکس نمی‌شود، همچنین آنها نشان دادند جزء نقدی سود خاص صنعت پایدارترین جزء سود است در حالی که جزء تعهدی سود خاص شرکت ناپایدارترین است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف بنیادی تجربی واز لحاظ ماهیت توصیفی همبستگی است؛ زیرا در این پژوهش محقق به ارزیابی اثر یک متغیر بر متغیر دیگر پرداخته است. از سوی دیگر پژوهش حاضر از نوع پس رویدادی (نیمه تجربی) است،یعنی بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته و تاریخی (صورت های مالی شرکت ها) انجام گرفته است.

در این پژوهش برای جمع های میانی نظری و ادبیات موضوع پژوهش از روش کتابخانه ای استفاده خواهد شد. بدین منظور از طریق مطالعه کتاب‌ها و نشریه های مربوطه و مراجعه به سایت‌های تخصصی، اطلاعات لازم جمع آوری می‌شود. همچنین برای گردآوری داده های مورد نیاز از روش اسناد کاوی استفاده خواهد شد. داده های مورد نیاز و اطلاعات مالی، از صورت های مالی شرکت ها، پایگاه اینترنتی سازمان بورس اوراق بهادار (کدال)، پایگاه اینترنتی مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار و بانک‌های اطلاعاتی نظیر ره‌آوردنوین جمع‌آوری و مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

فرضیه های تحقیق

فرضیه ۱: حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد.

فرضیه ۲: حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد.

فرضیه ۳: حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد.

فرضیه ۴: حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مدل رگرسیون چندمتغیره جهت آزمون فرضیه

فرضیه ۱: حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد.

$$\rho Cash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Audit\ Fee_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 OWN_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

فرضیه ۲: حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد.

$$\rho Roe_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Audit\ Fee_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 OWN_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

فرضیه ۳: حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد.

$$\rho Roa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Audit\ Fee_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 OWN_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

فرضیه ۴: حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد.

$$\rho Income_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Audit\ Fee_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 OWN_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نحوه اندازه گیری متغیرها

متغیر وابسته: بی قاعدگی سود (lrEarn)

معیار بی‌قاعدگی سودآوری که در رابطه ۱ تا ۴ استفاده خواهد شد، بر گرفته از تحقیق هو و همکاران (۲۰۱۵) است. سایر معیارهای پایداری سودآوری در رابطه های ۲، ۳ و ۴ نیز بر اساس مدل های یاد شده محاسبه می شوند.

$\rho Income_{f,t}$؛ پایداری سود ناخالص واحد تجاری f در سال t است که از رابطه زیر و بر مبنای مدل پنمن و ژانگ (۲۰۰۲) و فرانسیس، لافوند، اولسون و اسچیپر (۲۰۰۲) به دست می‌آید.

رابطه (۱):

$$Income_{f,t} = \alpha + \rho Income_{f,t} \times Income_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$

$Income_{f,t}$، سود ناخالص (تفاوت بین درآمدها و بهای تمام شده فروش) در پایان سال t؛ $Income_{f,t-1}$، سود ناخالص در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی مانده مدل رگرسیون است.

$\rho Roe_{f,t}$، پایداری بازده سرمایه واحد تجاری در سال است که از رابطه ۲ به دست می آید.

رابطه (۲):

$$Roe_{f,t} = \alpha + \rho Roe_{f,t} \times Roe_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$

$Roe_{f,t}$، بازده سرمایه (سود قبل بهره و مالیات تقسیم بر سرمایه سهام عادی دفتری) در پایان سال t، $Roe_{f,t-1}$، بازده سرمایه در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی مانده مدل رگرسیونی است.

$\rho Roa_{f,t}$، پایداری بازده دارایی های واحد تجاری f در سال t است که از رابطه ۳ به دست می آید.

رابطه (۳):

$$Roa_{f,t} = \alpha + \rho Roa_{f,t} \times Roa_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

$Roa_{f,t}$، بازده دارایی ها (سود قبل بهره و مالیات تقسیم بر کل داراییها) در پایان سال t، $Roa_{f,t-1}$ بازده دارایی ها در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی مانده مدل رگرسیونی است.

$\rho Cash_{f,t}$: پایداری جریان نقد عملیاتی واحد تجاری f در سال t است که از رابطه ۴ به دست می آید.

رابطه (۴):

$$Cash_{f,t} = \alpha + \rho Cash_{f,t} \times Cash_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$

$Cash_{f,t}$ خالص جریان های نقدی عملیاتی در پایان سال t، (مجموع خالص جریان های نقدی عملیاتی، خالص جریان نقدی فعالیت های بازده سرمایه گذاری ها و سود تأمین مالی و خالص جریان های نقدی مالیات طبق استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران)؛ $Cash_{f,t-1}$، خالص جریان های نقدی عملیاتی در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی مانده مدل رگرسیونی است.

متغیر مستقل: حق الزحمه حسابرسی (Audit Fee)

بیانگر لگاریتم حق الزحمه حسابرسی می باشد که از یادداشت های همراه صورت های مالی می توان استخراج نمود.

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت با نماد (SIZE): برابر با لگاریتم طبیعی دارایی های شرکت (خداداده شاملو و نهندی، ۱۳۹۶) .

سرمایه گذاران نهادی (OWN): مطابق با تعریف بوش (۱۹۹۸)، سرمایه گذاران نهادی، سرمایه گذاران بزرگ نظیر بانک ها، شرکت های بیمه، شرکتهای سرمایه گذاری هستند که حجم بزرگی از عملیات آنها به معامله سهامشان بر میگردد. علاوه بر این مطابق با تعریف بند ۲۷ ماده یک قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران، از سرمایه گذاران نهادی، هر شخص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد و یا بیش از ۵ میلیارد ریال از ارزش اسمی اوراق بهادار در دست انتشار را خریداری کند نیز جزو این گروه از سرمایه گذاران محسوب میشوند. با بررسی یادداشتهای همراه صورتهای مالی، درصد مالکیت این سرمایه گذاران از سهام شرکت مشخص می‌گردد (علی نژاد و بحرینی، ۱۳۹۲؛ کامیابی و پرهیزگار، ۱۳۹۵). در این پژوهش از مجموع درصد سهام شرکت‌ها و اشخاصی که درصد سهام آنها بیش از پنج درصد بوده به عنوان مالکیت نهادی استفاده شده است.

نوع حسابرس (Type): اگر حسابرسی صورتهای مالی توسط سازمان حسابرسی و مفید راهبر حسابرسی شده باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر خواهد بود (نهندی و تقی زاده، ۱۳۹۲).

اهرم مالی (Lev): از طریق نسبت کل بدهی ها بر کل دارایی ها اندازه گیری خواهد شد (خداداده شاملو و نهندی، ۱۳۹۶).

جامعه آماری

برای اجرای هر پژوهش لازم است جامعه آماری مشخص و معین شود. برای انتخاب جامعه آماری به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رجوع شده است، چراکه؛ اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران توسط حسابداران رسمی، حسابرسی می‌شود، لذا نسبت به اطلاعات سایر شرکت‌ها از قابلیت اتکاء بالاتری برخوردار است. و دسترسی به این اطلاعات نسبت به سایر شرکت‌ها راحت‌تر است. به منظور انجام تحقیق، در هر سال از

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷، اطلاعات شرکتهای پذیرفته شده دربورس اوراق بهادار، که دارای ویژگیهای زیر می‌باشند جمع-آوری می‌گردد:

جدول (۱): انتخاب نمونه آماری با اعمال محدودیت ها و شرایط جامعه

محدودیت ها و شرایط	شرکت
کل شرکتهای موجود در پایان سال ۱۳۹۷	۵۳۰
حذف شرکتهای قبل از سال ۱۳۹۲	۱۲۷
حذف شرکتهای غیر از دوره منتهی به تاریخ ۲۹ اسفند ماه و خارج شده از بورس، شرکتهایی که دوره مالی خود را تغییر داده‌اند	۸۶
حذف شرکتهای هلدینگ، بانکها، بیمه ها و سرمایه‌گذاری	۱۱۴
حذف شرکتهایی که اطلاعات مالی آنها قابل دسترس نیست.	۷۸
تعداد شرکت های موجود در جامعه آماری بعد از اعمال محدودیت ها و شرایط	۱۲۵

لذا شرکت‌هایی که حائز شرایط فوق نباشند از نمونه آماری بشمار نیامدندکه با توجه به شرایط بالا از بین ۵۳۰ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران، تعداد اعضای نمونه آماری تعریف می‌شود. با توجه به رعایت شرایط یاد شده بالا، و با استفاده از روش حذف سیستماتیک از بین شرکتهای واجد شرایط تعداد ۱۲۵ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند.

یافته‌های توصیفی

به‌منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۲)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۲۵ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۵ ساله (۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷) می‌باشد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
پایداری سود ناخالص	pIncime	۶۲۵	۰.۰۶۴	۰.۴۱۶	-۰.۹۷	۰.۸۹۱
پایداری بازده سرمایه	pRoe	۶۲۵	۰.۰۷۷	۰.۴۷۶	-۰.۹۳	۰.۸۸۲
پایداری بازده دارایی ها	pRoa	۶۲۵	۰.۰۳۳	۰.۴۹۲	-۰.۹۸۲	۰.۷۵۱
پایداری جریان نقد عملیاتی	pCash	۶۲۵	۰.۱۹۴	۰.۴۶۵	-۰.۹۲۲	۰.۹۳۲
حق الزحمه حسابرسی	AuditFee	۶۲۵	۶.۷۷۷	۰.۷۳۵	۴.۲۱۹	۹.۳۴۸
اندازه شرکت	size	۶۲۵	۱۴.۴۷۱	۱.۵۲۷	۱۱.۱۱۶	۱۹.۷۷۳
اهرم مالی	Lev	۶۲۵	۰.۵۹۵	۰.۲۷۵	۰.۰۶۱	۴.۰۰۲
سرمایه گذاران نهادی	Own	۶۲۵	۰.۷۳۴	۰.۱۵۹	۰.۲۱	۰.۹۴

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر اهرم مالی برابر با (۰.۵۹) می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای اندازه شرکت برابر با ۱.۵۲۷ و برای تاخیر گزارش حسابرسی برابر است با ۰.۰۶۹ 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 اهرم مالی برابر با ۴.۰۰۲ است. که مربوط به شرکت پتروشیمی

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

فارابی در سال ۱۳۹۶ می باشد که میزان بدهی های آن ۴ برابر دارایی بوده و شرکت زیان انباشته دارد. بیشترین مقدار سرمایه گذاران نهادی برابر با ۹۴ درصد است که مربوط به شرکت خدمات انفورماتیک در سال ۱۳۹۵ می باشد.

جدول (۳): توزیع فراوانی متغیر نوع حسابرس

شرح	فراوانی	درصد فراوانی
شرکت هایی که توسط سازمان حسابرسی و مفید راهبر حسابرسی شده اند.	۱۵۸	۲۵.۲۸
شرکت هایی که توسط سایر موسسات حسابرسی شده اند.	۴۶۷	۷۴.۷۲
جمع کل	۶۲۵	۱۰۰

همان‌طور که در جدول (۳) قابل مشاهده است، جمع کل شرکت- سال‌های مورد بررسی برابر با ۶۲۵ می‌باشد که از بین آن‌ها تعداد ۱۵۸ شرکت- سال یعنی ۲۵.۲۸ درصد شرکت‌ها توسط سازمان حسابرسی و مفید راهبر حسابرسی شده اند و ۴۶۷ شرکت - سال معادل ۷۴.۷۲ درصد شرکت‌ها توسط سایر موسسات.

آمار استنباطی

در این قسمت به تحلیل داده ها با استفاده از آمار استنباطی پرداخته می شود. در این قسمت تحلیل داده ها با استفاده از روش داده های ترکیبی و با رویکرد پنل دیتا صورت می‌گیرد. در این قسمت تحلیل داده‌ها با استفاده از روش داده‌های ترکیبی و با رویکرد رگرسیون لجستیک صورت می‌گیرد.

آزمون اف لیمر (چاو) و هاسمن

به منظور تخمین مدل‌های پژوهش از تکنیک داده‌های تلفیقی استفاده شده است. ضرورت استفاده از این تکنیک که داده‌های سری زمانی و مقطعی را با هم ترکیب می‌کند، بیشتر به خاطر افزایش تعداد مشاهدات، بالا بردن درجه آزادی، کاهش ناهمسانی واریانس و کاهش هم خطی بین متغیرها است. لذا تخمین مدل‌ها با استفاده از داده‌های ترکیبی و برای همه شرکت‌های نمونه در طی سال‌های پژوهش انجام می‌گیرد. آنگاه بر اساس تخمین‌های به دست آمده و به کمک آزمون های آماری F و t احتمال محاسبه شده (p-value) و ضریب تعیین به قضاوت و ارزیابی در مورد هر یک از فرضیه‌های پژوهش پرداخته می‌شود. سوالی که اغلب در مطالعات کاربردی مطرح می‌شود، این است که آیا شواهدی دال بر قابلیت ادغام شدن داده‌ها وجود دارد یا اینکه مدل برای تمام واحدهای مقطعی متفاوت است. لذا باید ابتدا بررسی شود که آیا بین مقاطع، ناهمگنی یا تفاوت‌های فردی وجود دارد یا خیر؟ در صورت وجود ناهمگنی از روش داده‌های تابلویی و درغیر اینصورت، از روش داده‌های تلفیقی با رویکرد حداقل مربعات معمولی (OLS) برای تخمین مدل استفاده می‌گردد. برای این منظور، از آزمون لیمر(چاو) استفاده می‌شود که آزمون فرضیه‌ها به صورت زیر تنظیم می‌شود:

یکسان بودن عرض از مبدا (داده‌های تلفیقی):H_0

ناهمسانی عرض از مبدا (داده‌های تابلویی):H_1

اگر مشخص شد که مقاطع مورد بررسی ناهمگن و دارای تفاوتهای فردی بوده، روش‌های تابلویی(پانل دیتا) مناسب تر هستند، به منظور انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است. درصورتی که داده های آماری به گونه‌ای بودکه مقاطع دارای عکس‌العمل‌های متفاوتی باشند و برای هر مقطع عرض از مبدأ جداگانه ای در نظرگرفته شود، باید منشأخطاهای ناشی از تخمین نیز مشخص شود.

به بیان دیگر، باید مشخص شود که خطای ناشی از تخمین در طی زمان اتفاق افتاده است یا اینکه خطای نام برده شده علاوه براینکه در طی زمان اتفاق افتاده به دلیل تغییر در مقاطع نیز بوده است. در نحوه در نظر گرفتن چنین خطاهای با

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

دو اثر، اثرات ثابت و اثرات تصادفی مواجه می شود. در اثرات ثابت، خطای تخمین ناشی از تغییر مقاطع در عرض از مبدأ منظور می گردد. ولی در مدل اثر تصادفی چنین خطاهایی به طور تصادفی در نظرگرفته می شود. هاسمن (۱۹۷۸)،آزمونی را برای تشخیص روش برآورد ارائه نموده است؛ بر اساس این آزمون، فرضیه صفر دال بر این است که روش اثرات تصادفی کارا و سازگار است. و فرضیه مقابل مبتنی بر این است که روش اثرات ثابت کارا و سازگاراست.

روش اثرات تصادفی کارا و سازگاراست:H_0

روش اثرات ثابت کارا و سازگار است:H_1

جدول (۴): نتایج آزمون اف لیمر (چاو)

مدل آزمون / فرضیه	آزمون اف لیمر		نتیجه آزمون
	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	
فرضیه (مدل) ۱	۰.۹۹	۰.۵۲۱۸	پذیرش داده‌های تلفیقی
فرضیه (مدل) ۲	۰.۹۵	۰.۶۱۸۴	پذیرش داده‌های تلفیقی
فرضیه (مدل) ۳	۰.۹۲	۰.۷۱۹۹	پذیرش داده‌های تلفیقی
فرضیه (مدل) ۴	۱.۵۸	۰.۰۰۰۴	پذیرش داده‌های تابلویی

با توجه به نتایج جدول ۴ سطح معناداری آزمون اف لیمر در مدل‌های چهارم و هشتم پژوهش کمتر از ۵ درصد است، از این رو نوع داده‌ها تابلویی و آزمون هاسمن تعیین کننده نوع رگرسیون خواهد بود. ولی در سایر مدل ها بیشتر از ۵ درصد بوده و روش داده های تلفیقی پذیرفته شده است و نیازی به اجرای آزمون هاسمن نمی باشد.

جدول (۵): نتایج هاسمن

مدل آزمون / فرضیه	آزمون هاسمن		نتیجه آزمون
	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	
فرضیه (مدل) ۴	۱۸.۳۵	۰.۰۰۲۵	اثرات ثابت عرض از مبدأ

با توجه به نتایج جدول ۵ نتایج آزمون هاسمن در مدل های چهارم پژوهش سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است لذا باید از روش پانل دیتا- ثابت استفاده کرد.

آزمون ناهمسانی واریانس

وقتی خطاها ناهمسان باشند، انحراف معیار عرض از مبدأ بسیار بزرگ می‌شود. انحراف معیار ضرایب شیب نیز به شکل ناهمسانی بستگی دارد. برای مثال اگر واریانس خطاها به شکل مثبتی با مجذور یک متغیر توضیحی در ارتباط باشد، انحراف معیار ضریب آن متغیر، بسیار بزرگ خواهد بود (افلاطونی، ۱۳۹۵).

فرض‌های آماری این آزمون به شرح ذیل است.

فرضیه‌ی صفر: واریانس مقادیر خطا همسان است.

فرضیه‌ی مقابل: واریانس مقادیر خطا همسان نیست.

جدول (۶): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه (مدل) ۱	۲.۳e+۰۵	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
فرضیه (مدل) ۲	۶.۲e+۰۷	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
فرضیه (مدل) ۳	۱.۰e+۰۶	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
فرضیه (مدل) ۴	۱۱۴۱۰.۵۹	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نتایج حاصل در جدول ۶ نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری آزمون والد تعدیل شده در مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد که این مشکل در تخمین نهایی مدل ها با اجرای دستور gls رفع شده است.

آزمون خودهمبستگی

یکی از فرض‌های اساسی در تخمین مدل رگرسیون به روش OLS عدم خودهمبستگی بین جملات خطا یا همبستگی سریالی است. چون 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).

فرضیه‌های آماری و پژوهش در آزمون به شرح زیر است:

فرضیه‌ی صفر: عدم وجود خودهمبستگی.

فرضیه‌ی مقابل: وجود خودهمبستگی.

جدول (۷): نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه (مدل) ۱	۰.۵۵	۰.۴۵۶۸	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
فرضیه (مدل) ۲	۰.۵۱۰	۰.۴۷۶۴	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
فرضیه (مدل) ۳	۳.۱۰۵	۰.۰۸۰۵	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
فرضیه (مدل) ۴	۰.۵۵۳	۰.۴۵۸۶	عدم وجود خودهمبستگی سریالی

با توجه به نتایج جدول ۷ مشاهده می‌شود که سطح معناداری آزمون والدریج برای مدل‌ها بیشتر از ۵ درصد بوده و بیانگر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در مدل‌ها می‌باشد.

نتیجه آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می‌دارد: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر ندارد.

فرضیه مقابل: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد.

جدول (۸): نتیجه آزمون فرضیه اول

$$\rho Cash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AuditFee_{i,t} + \beta_2 Type_{i,t} + \beta_3 size_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Own_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری جریان های نقدی عملیاتی

متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
حق الزحمه حسابرسی	AuditFee	۰.۰۱۹۴	۰.۰۹۳۷	۰.۲۱	۰.۸۳۶	۱.۱۸
نوع حسابرس	Type	−۰.۱۲۳	۰.۱۱۰۷	−۱.۱۱	۰.۲۶۶	۱.۲۶
اندازه شرکت	size	۰.۰۱۲۰	۰.۰۱۷۴	۰.۶۹	۰.۴۸۹	۱.۰۹
اهرم مالی	Lev	۰.۳۹۳	۰.۲۶۴۸	۱.۴۹	۰.۱۳۷	۱.۰۴

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

سرمایه گذاران نهادی	Own	-۱.۰۶۱	۰.۵۲۳۴	-۲.۰۳	۰.۰۴۳	۱.۰۴
C		-۰.۰۱۲۲	۰.۵۷۴۰	-۰.۰۲	۰.۹۸۳	---
ضریب تعیین		۲۳ درصد				
آماره والد		۴۶.۵۳				
سطح معناداری		۰.۰۰۰۰				

نتایج جدول ۸، نشان می‌دهد که متغیر حق الزحمه حسابرسی با سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد تاثیر معناداری بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی ندارد و فرضیه پنجم پذیرفته نمی‌شود. متغیر کنترلی سرمایه گذاران نهادی دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو رابطه معکوس و معناداری با متغیر وابسته دارد ولی سایر متغیرهای کنترلی رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۲۳ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۲۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۴۶.۵۳ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می‌باشد.

نتیجه آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می‌دارد: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد.

فرضیه مقابل: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر ندارد.

جدول (۹): نتیجه آزمون فرضیه دوم

$$\rho Roe_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AuditFee_{i,t} + \beta_2 Type_{i,t} + \beta_3 size_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Own_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری بازده سرمایه

متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
حق الزحمه حسابرسی	AuditFee	۱.۶۸۷	۱.۱۵۵	۱.۴۶	۰.۱۴۴	۱.۱۸
نوع حسابرس	Type	۰.۱۴۹	۰.۷۷۶	۰۱۹	۰.۸۴۷	۱.۲۶
اندازه شرکت	size	۰.۱۶۱	۰.۰۹۶	۱.۶۸	۰.۰۹۲	۱.۰۹
اهرم مالی	Lev	-۴.۷۲۰	۳.۵۷۶	-۱.۳۲	۰.۱۸۷	۱.۰۴
سرمایه گذاران نهادی	Own	-۳.۲۶۶	۴.۱۷۸	-۰.۷۸	۰.۴۳۴	۱.۰۴
C		-۹.۲۰۲	۶.۸۱۴	-۱.۳۵	۰.۱۷۷	---
ضریب تعیین		۲۱ درصد				
آماره والد		۱۱۱.۹۰				
سطح معناداری		۰.۰۰۰۰				

نتایج جدول ۹، نشان می‌دهد که متغیر حق الزحمه حسابرسی با سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد تاثیر معناداری بر پایداری بازده سرمایه ندارد و فرضیه ششم پذیرفته نمی‌شود. متغیرهای کنترلی دارای سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد بوده بنابراین، رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۲۱ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۲۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۱۱۱.۹۰ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می‌باشد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نتیجه آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم بیان می‌دارد: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد.

فرضیه مقابل: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر ندارد.

جدول (۱۰): نتیجه آزمون فرضیه سوم

$\rho Roa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AuditFee_{i,t} + \beta_2 Type_{i,t} + \beta_3 size_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Own_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$						
متغیر وابسته: پایداری بازده دارایی ها						
متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
حق الزحمه حسابرسی	AuditFee	−۰.۲۰۴	۰.۰۴۳۵	−۴.۷۰	۰.۰۰۰	۱.۱۸
نوع حسابرس	Type	۰.۲۰۰۵	۰.۰۹۳۹	۲.۱۳	۰.۰۳۳	۱.۲۶
اندازه شرکت	size	۰.۰۷۸۴	۰.۰۲۲۱	۳.۵۴	۰.۰۰۰	۱.۰۹
اهرم مالی	Lev	۰.۰۸۶۸	۰.۱۳۲۵	۰.۶۶	۰.۵۱۲	۱.۰۴
سرمایه گذاران نهادی	Own	۰.۴۴۹	۰.۱۵۷۱	۲.۸۶	۰.۰۰۴	۱.۰۴
C		−۰.۰۹۶	۰.۴۳۶۰	−۰.۲۲	۰.۸۲۵	---
ضریب تعیین		۲۵ درصد				
آماره والد		۱۱۰.۷۴				
سطح معناداری		۰.۰۰۰۰				

نتایج جدول ۱۰، نشان می‌دهد که متغیر حق الزحمه حسابرسی با ضریب منفی (۰.۲۰۴−) و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد (۰.۰۰۰) تاثیر معکوس و معناداری بر پایداری بازده دارایی ها دارد و فرضیه هفتم پذیرفته می‌شود. متغیرهای کنترلی نوع حسابرس، اندازه شرکت و سرمایه گذاران نهادی دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشند ازاین‌رو رابطه مستقیم و معناداری با متغیر وابسته دارند ولی متغیر کنترلی اهرم مالی رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارد. ضریب تعیین برابر با ۲۵ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۲۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۱۱۰.۷۴ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می‌باشد.

نتیجه آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم بیان می‌دارد: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد.

فرضیه مقابل: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر ندارد.

جدول (۱۱): نتیجه آزمون فرضیه هشتم

$\rho Income_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AuditFee_{i,t} + \beta_2 Type_{i,t} + \beta_3 size_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Own_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$						
متغیر وابسته: پایداری سودآوری ناخالص						
متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

حق الزحمه حسابرسی	AuditFee	−۰.۰۵۸۴	۰.۰۲۵۲	−۲.۳۱	۰.۰۲۱	۱.۱۸
نوع حسابرس	Type	۰.۰۹۵۶	۰.۰۴۵۶	۲.۱۰	۰.۰۳۶	۱.۲۶
اندازه شرکت	size	۰.۰۶۴۶	۰.۰۱۱۵	۵.۵۸	۰.۰۰۰	۱.۰۹
اهرم مالی	Lev	−۰.۰۸۴۷	۰.۰۷۶۳	−۱.۱۱	۰.۲۶۷	۱.۰۴
سرمایه گذاران نهادی	Own	۰.۱۶۱۳	۰.۱۱۷	۱.۳۷	۰.۱۶۹	۱.۰۴
C		−۰.۳۲۶۲	۰.۲۴۹	−۱.۳۱	۰.۱۹۱	---
ضریب تعیین		۲۲ درصد				
آماره والد		۲۷.۴۵				
سطح معناداری		۰.۰۰۰۰				

نتایج جدول ۱۱، نشان می‌دهد که متغیر حق الزحمه حسابرسی با ضریب منفی (۰.۰۵۸۴−) و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد (۰.۰۲۱) تاثیر معکوس و معناداری بر پایداری سودآوری ناخالص دارد و فرضیه هشتم پذیرفته می‌شود. متغیر کنترلی نوع حسابرس و اندازه شرکت دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو رابطه مستقیم و معناداری با متغیر وابسته دارند ولی سایر متغیرهای کنترلی رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۲۲ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۲۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۲۷.۴۵ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می‌باشد.

خلاصه نتایج حاصل از آزمون فرضیات

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می دارد: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد.

با توجه به نتایج تخمن نهایی مدل اول مشاهده گردید که متغیر حق الزحمه حسابرسی دارای سطح معناداری بیشتر از پنج درصد بوده بنابراین می‌توان گفت که حق الزحمه حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر معنادار ندارد. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران پرداخت حق الزحمه بیشتر یا کمتر نقش اساسی در پایداری جریان های نقدی عملیاتی ندارد و پایداری یا عدم پایداری جریان نهای نقد عملیاتی اثرپذیری معناداری از میزان حق الزحمه حسابرسی بابت خدمات حسابرسی ندارد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می‌دارد: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد.

با توجه به نتایج تخمن نهایی مدل دوم مشاهده گردید که متغیر حق الزحمه حسابرسی دارای سطح معناداری بیشتر از پنج درصد بوده بنابراین می‌توان گفت که حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر معنادار ندارد. بدین معنی که در شرکتهای فعال در بازار سرمایه ایران میزان حق الزحمه پرداختی بابت خدمات و حسابرسی موسسات حسابرسی منجر به پایداری یا عدم پایداری بازده سرمایه نشده و نوسانات بازده سرمایه معنادار نیست.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم بیان می‌دارد: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

با توجه به نتایج تخمن نهایی مدل سوم مشاهده گردید که متغیر حق الزحمه حسابرسی دارای سطح معناداری کمتر از پنج درصد بوده بنابراین می‌توان گفت که حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد و این تاثیر معکوس و معنادار است. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران، افزایش یا کاهش حق الزحمه حسابرسی منجر به تغییرات بازده دارایی ها شده و با افزایش حق الزحمه حسابرسی، پایداری بازده دارایی ها کاهش می یابد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم بیان می‌دارد: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد.

با توجه به نتایج تخمن نهایی مدل چهارم مشاهده گردید که متغیر حق الزحمه حسابرسی دارای سطح معناداری کمتر از پنج درصد بوده بنابراین می‌توان گفت که حق الزحمه حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد و این تاثیر معکوس و معنادار است. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران، افزایش یا کاهش حق الزحمه حسابرسی منجر به تغییرات سودآوری ناخالص شده و با افزایش حق الزحمه حسابرسی، پایداری سودآوری ناخالص کاهش می یابد.

نتیجه گیری کلی

طبق نتایج فرضیه اول می‌توان گفت که حق الزحمه حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر معنادار ندارد. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران پرداخت حق الزحمه بیشتر یا کمتر نقش اساسی در پایداری جریان های نقدی عملیاتی ندارد و پایداری یا عدم پایداری جریان نهای نقد عملیاتی اثرپذیری معناداری از میزان حق الزحمه حسابرسی بابت خدمات حسابرسی ندارد. با توجه به نتایج فرضیه دوم می‌توان گفت که حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر معنادار ندارد. بدین معنی که در شرکتهای فعال در بازار سرمایه ایران میزان حق الزحمه پرداختی بابت خدمات و حسابرسی موسسات حسابرسی منجر به پایداری یا عدم پایداری بازده سرمایه نشده و نوسانات بازده سرمایه معنادار نیست. یافته های فرضیه سوم نشان داد که حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد و این تاثیر معکوس و معنادار است. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران، افزایش یا کاهش حق الزحمه حسابرسی منجر به تغییرات بازده دارایی ها شده و با افزایش حق الزحمه حسابرسی، پایداری بازده دارایی ها کاهش می یابد و در نهایت با توجه به نتایج فرضیه چهارم می‌توان گفت که حق الزحمه حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد و این تاثیر معکوس و معنادار است. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران، افزایش یا کاهش حق الزحمه حسابرسی منجر به تغییرات سودآوری ناخالص شده و با افزایش حق الزحمه حسابرسی، پایداری سودآوری ناخالص کاهش می یابد.

محدودیت‌ها

محدودیت‌های موجود در این تحقیق عبارت‌اند از:

- محدودیت توقف نماد معاملاتی برخی شرکت‌ها در طی سال‌های مورد بررسی به‌عنوان محدودیتی اساسی در این پژوهش مطرح می‌باشد، که دقت و نتایج پژوهش را تحت تأثیر قرار می‌دهد.
- با توجه به اینکه جامعه آماری این تحقیق، شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران است، لازم است در تعمیم نتایج به شرکت‌های خارج از بورس احتیاط لازم به عمل آید.
- استفاده از بهای تمام شده تاریخی در تهیه صورتهای مالی شرکت‌ها ممکن است موجب شود تا در صورت تعدیل اطلاعات صورتهای مالی بر اساس تورم نتایج پژوهش متفاوت از نتایج فعلی شود.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

پیشنهادهای پژوهشی

- پیشنهاد می‌شود تاثیر حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود با تاکید بر اثربخشی کمیته حسابرسی انجام شود.
- پیشنهاد می‌شود تاثیر حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود با تاکید بر نقش تعدیل کنندگی چرخه عمر شرکت انجام شود.
- پیشنهاد می شود تاثیر حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود به تفکیک صنایع مختلف انجام گیرد و نتایج مقایسه گردد.

منابع

- ✓ بیات، مرتضی، زلقی، حسن، میرحسینی، ایرج، (۱۳۹۴)، بررسی تاثیر پایداری سود بر ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری، بررسی های حسابداری و حسابرسی، سال ۲۲، شماره ۱، صص ۴۱-۵۸.
- ✓ بادآورنهندی، یونس، تقی زاده خانقاه، وحید، (۱۳۹۳)، بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و مدیریت فعالیتهای واقعی در شرکتهای دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، حسابداری سلامت، دوره ۳، شماره ۲۱، صص ۴۱-۲۰.
- ✓ حاجیها، زهرا، چناری بوکت، حسن، (۱۳۹۴)، ارتباط دقت پیش بینی سود مدیریت و چرخش مدیران ارشد، مجله دانش حسابداری، دانش حسابداری، دوره ۶ ، شماره ۲۰، صص ۱۴۷-۱۶۹.
- ✓ رحمتی، محمد، (۱۳۹۶)، بررسی تأثیر ویژگی‌های ترکیبی کمیته حسابرسی بر تأخیرگزارش حسابرسی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شرق- قیام دشت، دانشکده ادبیات و علوم انسانی.
- ✓ کردستانی، غلامرضا، رحیم پور، محمد، قربانی، رامین، (۱۳۹۶)، تفاوت در پایداری سود صنعت و سود خاص شرکت، مجله دانش حسابداری، دوره ۸، شماره ۳، صص ۳۵-۵۱.
- ✓ فروغی، داریوش، امیری، هادی، ابراهیمیان، آزیتا، (۱۳۹۶)، پایداری سود و اجزای تشکیل دهنده آن در سطح صنعت و شرکت، پیشرفت‌های حسابداری، دوره ۹، شماره ۲، صص ۶۳-۹۲.
- ✓ محسنی، سهیلا، (۱۳۹۳)، بررسی ارتباط بین بیش ارزشیابی سهام و حق‌الزحمه حسابرسی با تأکید بر نقش مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز.
- ✓ Bryan, D., & Mason, T. (2020)."Earnings Volatility and Audit Rport Lag". Advances in Accounting. 51, 100496.
- ✓ Ashton, Willingham,(1987)," An Empirical Analysis of Audit Delay", Journal of Accounting Research. , 25(2),PP. 275-292.
- ✓ Barinov, A. (2015). Profitability Anomaly and Aggregate Volatility Risk. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2696195.
- ✓ Bouchaud, J.P., Krueger, P., Landier, Thesmar, D. (2017). Sticky Expectations and the Profitability Anomaly. Available in: file:///C:/Users/q/Downloads/StickyExpectations AndTheProfitabilit _preview.pdf.
- ✓ Bushman,R.M., Smith,A.J.(2001) Financial Accounting Information and corporate governance. Journal of Accounting Economics 31,237- 333.
- ✓ Engelberg, J., Mclean, Pontiff, J., (2016). Anomalies and News, Working Paper, University of California San Diego, Boston College, and University of Alberta.

- ✓ Hou, K., Xue, C. & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: an investment approach. Review of Financial Studies, 28, 650-705.
- ✓ Ng, P.P.H. & Tai, B.Y.K. (1994). An empirical examination of the determinants of audit eeaaynnnnnnnnnnng Bssssssss ciiiii ii RRiii e ————————————————
- ✓ Penman, S. & Zhang, X. (2002). Accounting conservatism, the Quality of Earnings and Stock Returns. The Accounting Review, 77(2), 237-264.
- ✓ Zhu, J. (2014). Accounting Anomalies, Risk and Return. The Accounting Review, 89(5).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی