

## تأثیر 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 تأثیر حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود است. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از بعد روش شناسی همبستگی از نوع علی (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 فرضیه‌ها نشان داد حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده دارایی‌ها تأثیر معکوس داشته در نهایت تأثیر 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 دوره 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، ارقام 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 به راحتی 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 حق الزحمه حسابرسی و با کنترل این عوامل در داخل سازمان، می‌توان موجبات کاهش چنین

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 حسابداری را فراهم می‌آورد (اکبرزاده، ۱۳۹۴). در شرایط رقابتی این تئوری وجود دارد که حق الزحمه حسابداری هزینه مورد انتظار از کیفیت پایین سود را در خود لحاظ می‌کند. حسابرسان معمولاً از عملیات شرکت، نحوه انعکاس این عملیات و شیوه تهیه صورت‌های مالی آگاهی دارند (هنینگ و ویلیام، ۲۰۱۰). با توجه به مطابق فوق پژوهش حاضر درصدد پاسخ‌گویی به این سوال است که تاثیر حق الزحمه حسابداری بر بی‌قاعدگی پایداری سود چگونه است؟

## تعریف واژگان کلیدی تحقیق

### حق الزحمه حسابداری

حق الزحمه حسابداری وابسته به نرخ هر ساعت کار حسابداری و تعداد ساعات کار حسابداری است که بسته به نظر حسابرس درباره پیش‌بینی ریسک خطا و اشتباه در صورت‌های مالی، متغیر است. وجود کنترل‌های قوی در شرکت، حسن شهرت مدیران، اندازه شرکت مورد رسیدگی و تعداد شرکت‌های فرعی، بر پیش‌بینی حسابرس از ریسک و ساعات موردنیاز برای حسابداری تاثیر می‌گذارد. درنهایت، حسابرس به برآورد ریسکی می‌پردازد که از تمرکز مدیریت، شدت وجود مسئله نمایندگی و سایر عوامل نشأت می‌گیرد و با توجه به آن، کار حسابداری را برنامه‌ریزی کرده و حق-الزحمه خود را تعیین می‌کند (بن‌علی و لسیچ، ۲۰۱۲).

### پایداری سود

پایداری سود از جمله ویژگی‌های کیفیت سود مبتنی بر اطلاعات حسابداری است و شاخصی به شمار می‌رود که به سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی سودهای آتی و جریان‌های نقدی شرکت کمک می‌کند. 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 می‌شود کیفیت سود شرکت بیشتر است (بیات و همکاران، ۱۳۹۴).

### پیشینه پژوهش

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

فروغی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی پایداری سود و اجزای تشکیل‌دهنده آن در سطح صنعت و شرکت پرداختند. یافته‌های پژوهش آنها حاکی از آن است که پایداری سود خاص صنعت نسبت به سود خاص شرکت بیشتر است و پایدارترین جزء در بین سایر اجزاء، 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.

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 ارقام تعهدی صنعت نسبت به ارقام 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، پرباشی، سودآوری و فاکتورهای سرمایه گذاری می شود اوراق بهادار سودآوری را بهتر از سایر مدل های عاملی محبوب می کند. تاکید پنج عامل پرتفوی سودآوری، از نظر فردی و جمعی، از نظر آماری پایین تر و کمتر از لحاظ آماری معنی دار است.

انگلیبرگ و همکاران (۲۰۱۶) در تحقیقی باعنوان بی قاعدگیها و اخبار نشان دادند بین سرمایه گذارانی انتظارات بیش از حد خوش بینانه نسبت به جریانهای نقدی برخی از واحدهای تجاری و انتظارات بیش از حد بدبینانه نسبت به جریانهای نقدی سایر واحدهای تجاری دارند، همبستگی وجود دارد. آنان دریافتند که بازده های 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 نمی شود، همچنین آنها نشان دادند جزء نقدی سود خاص صنعت پایدارترین جزء سود است در حالی که جزء تعهدی سود خاص شرکت ناپایدارترین است.

### روش شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف بنیادی تجربی و از 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 کتاب ها و نشریه های مربوطه و مراجعه به سایت های تخصصی، اطلاعات لازم جمع آوری می شود. 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 بانک های اطلاعاتی نظیر ره آوردنوبین جمع آوری 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.

### مدل رگرسیون چندمتغیره جهت آزمون فرضیه

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

$$\rho\text{Cash}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\text{Audit Fee}_{i,t} + \beta_2\text{SIZE}_{i,t} + \beta_3\text{OWN}_{i,t} + \beta_4\text{Type}_{i,t} + \beta_5\text{Lev}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

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

$$\rho\text{Roe}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\text{Audit Fee}_{i,t} + \beta_2\text{SIZE}_{i,t} + \beta_3\text{OWN}_{i,t} + \beta_4\text{Type}_{i,t} + \beta_5\text{Lev}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

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

$$\rho\text{Roa}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\text{Audit Fee}_{i,t} + \beta_2\text{SIZE}_{i,t} + \beta_3\text{OWN}_{i,t} + \beta_4\text{Type}_{i,t} + \beta_5\text{Lev}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

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

$$\rho\text{Income}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\text{Audit Fee}_{i,t} + \beta_2\text{SIZE}_{i,t} + \beta_3\text{OWN}_{i,t} + \beta_4\text{Type}_{i,t} + \beta_5\text{Lev}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

### نحوه اندازه گیری متغیرها

#### متغیر وابسته: بی قاعدگی سود (IrEarn)

معیار بی قاعدگی 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.  $\rho\text{Income}_{f,t}$ : 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 اسپچیر (۲۰۰۲) به دست می آید.  
رابطه (۱):

$$\text{Income}_{f,t} = \alpha + \rho\text{Income}_{f,t} \times \text{Income}_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$

$\text{Income}_{f,t}$ : سود ناخالص (تفاوت بین درآمدها و بهای تمام شده فروش) در پایان سال  $t$ ؛  $\text{Income}_{f,t-1}$ : سود ناخالص در پایان سال  $t-1$  و  $\varepsilon_{f,t}$  نیز خطای باقی مانده مدل رگرسیون است.  
 $\rho\text{Roe}_{f,t}$ : پایداری بازده سرمایه واحد تجاری در سال  $t$  است که از رابطه ۲ به دست می آید.  
رابطه (۲):

$$\text{Roe}_{f,t} = \alpha + \rho\text{Roe}_{f,t} \times \text{Roe}_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$

$\text{Roe}_{f,t}$ : بازده سرمایه (سود قبل بهره و مالیات تقسیم بر سرمایه سهام عادی دفتری) در پایان سال  $t$ ؛  $\text{Roe}_{f,t-1}$ : بازده سرمایه در پایان سال  $t-1$  و  $\varepsilon_{f,t}$  نیز خطای باقی مانده مدل رگرسیونی است.  
 $\rho\text{Roa}_{f,t}$ : پایداری بازده دارایی های واحد تجاری  $f$  در سال  $t$  است که از رابطه ۳ به دست می آید.  
رابطه (۳):

$$\text{Roa}_{f,t} = \alpha + \rho\text{Roa}_{f,t} \times \text{Roa}_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$

$Roaf_{f,t}$ ، بازده دارایی ها (سود قبل بهره و مالیات تقسیم بر کل داراییها) در پایان سال  $t$ ،  $Roaf_{f,t-1}$  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 می گردد (علی نژاد و بحرینی، ۱۳۹۲؛ کامیابی و پرهیزگار، ۱۳۹۵). در این پژوهش از مجموع درصد سهام شرکت ها 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 شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رجوع شده است، چراکه؛ اطلاعات شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران توسط حسابداران رسمی، حسابرسی می شود، لذا نسبت به اطلاعات سایر شرکت ها از قابلیت اتکاء بالاتری برخوردار است. و دسترسی به این اطلاعات نسبت به سایر شرکت ها راحت تر است. به منظور انجام تحقیق، در هر سال از

سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷، اطلاعات شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، که دارای ویژگیهای زیر می باشند جمع- آوری می گردد:

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

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

لذا شرکتهایی که حائز شرایط فوق نباشند از نمونه آماری بشمار نیامدند که با توجه به شرایط بالا از بین ۵۳۰ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران، تعداد اعضای نمونه آماری تعریف می شود. 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.

**یافته های توصیفی**

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

**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

اصلی ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر اهرم مالی برابر با (۰.۵۹) می باشد که نشان می دهد بیشتر داده ها حول این نقطه تمرکز یافته اند. به طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از مهم ترین 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 می باشد که نشان می دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می دهد. به عنوان مثال بزرگ ترین مقدار اهرم مالی برابر با ۴.۰۰۲ است. که مربوط به شرکت پتروشیمی

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 حسابرسی

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

همان طور که در جدول (۳) قابل مشاهده است، جمع کل شرکت- سال های مورد بررسی برابر با ۶۲۵ می باشد که از بین آن ها تعداد ۱۵۸ شرکت- سال یعنی ۲۵.۲۸ درصد شرکت ها توسط سازمان حسابرسی و مفید راهبر حسابرسی شده اند و ۴۶۷ شرکت - سال معادل ۷۴.۷۲ درصد شرکت ها 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 می گیرد. در این قسمت تحلیل داده ها با استفاده از روش داده های ترکیبی و با رویکرد رگرسیون لجستیک صورت می گیرد.

### آزمون اف لیمر (چاو) و هاسمن

به منظور تخمین مدل های پژوهش از تکنیک داده های تلفیقی استفاده شده است. ضرورت استفاده از این تکنیک که داده های سری زمانی و مقطعی را با هم ترکیب می کند، بیشتر به خاطر افزایش تعداد مشاهدات، بالا بردن درجه آزادی، کاهش ناهمسانی واریانس و کاهش هم خطی بین متغیرها است. لذا تخمین مدل ها با استفاده از داده های ترکیبی و برای همه شرکت های نمونه در طی سال های پژوهش انجام می گیرد. آنگاه بر اساس تخمین های 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 فرضیه های پژوهش پرداخته می شود. سوالی که اغلب در مطالعات کاربردی مطرح می شود، این است که آیا شواهدی دال بر قابلیت ادغام شدن داده ها وجود دارد یا اینکه مدل برای تمام واحدهای مقطعی متفاوت است. لذا باید ابتدا بررسی شود که آیا بین مقاطع، ناهمگنی یا تفاوت های فردی وجود دارد یا خیر؟ در صورت وجود ناهمگنی از روش داده های تابلویی و در غیر این صورت، از روش داده های تلفیقی با رویکرد حداقل مربعات معمولی (OLS) برای تخمین مدل استفاده می گردد. برای این منظور، از آزمون لیمر (چاو) استفاده می شود که آزمون فرضیه ها به صورت زیر تنظیم می شود:

یکسان بودن عرض از مبدا (داده های تلفیقی):  $H_0$

ناهمسانی عرض از مبدا (داده های تابلویی):  $H_1$

اگر مشخص شد که مقاطع مورد بررسی ناهمگن و دارای تفاوت های فردی بوده، روش های تابلویی (پانل دیتا) مناسب تر هستند، به منظور انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است. در صورتی که داده های آماری به گونه ای بود که مقاطع دارای عکس العمل های متفاوتی باشند و برای هر مقطع عرض از مبدا جداگانه ای در نظر گرفته شود، باید منشأ خطاهای 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 بر اینکه در طی زمان اتفاق افتاده به دلیل تغییر در مقاطع نیز بوده است. در نحوه در نظر گرفتن چنین خطاهای با

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 نظر گرفته 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 سازگار است.

روش اثرات تصادفی کارا و سازگار است:  $H_0$

روش اثرات ثابت کارا و سازگار است:  $H_1$

جدول (۴): نتایج آزمون اف لیمر (چاو)

نتیجه آزمون	آزمون اف لیمر		مدل آزمون فرضیه
	سطح معنی داری	آماره آزمون	
پذیرش داده های تلفیقی	۰.۵۲۱۸	۰.۹۹	فرضیه (مدل) ۱
پذیرش داده های تلفیقی	۰.۶۱۸۴	۰.۹۵	فرضیه (مدل) ۲
پذیرش داده های تلفیقی	۰.۷۱۹۹	۰.۹۲	فرضیه (مدل) ۳
پذیرش داده های تابلویی	۰.۰۰۰۴	۱.۵۸	فرضیه (مدل) ۴

با توجه به نتایج جدول ۴ سطح معناداری آزمون اف لیمر در مدل های چهارم و هشتم پژوهش کمتر از ۵ درصد است، از این رو نوع داده ها 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

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

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 می شود. 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).

فرض های آماری این آزمون به شرح ذیل است.

فرضیه صفر: واریانس مقادیر خطا همسان است.

فرضیه ی مقابل: واریانس مقادیر خطا همسان نیست.

جدول (۶): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

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



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 اخلاقی می‌باشد که این مشکل در تخمین نهایی مدل‌ها 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:

فرضیه ۱ صفر: عدم وجود خودهمبستگی.

فرضیه ۲ 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 والد ریج 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 جریان‌های نقدی عملیاتی تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

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

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

جدول (۸): نتیجه آزمون فرضیه اول

$\rho\text{Cash}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\text{AuditFee}_{i,t} + \beta_2\text{Type}_{i,t} + \beta_3\text{size}_{i,t} + \beta_4\text{Lev}_{i,t} + \beta_5\text{Own}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$						
متغیر وابسته: پایداری جریان‌های 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

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

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 از این رو 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 از این رو 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

$\rho\text{Roe}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\text{AuditFee}_{i,t} + \beta_2\text{Type}_{i,t} + \beta_3\text{size}_{i,t} + \beta_4\text{Lev}_{i,t} + \beta_5\text{Own}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$						
متغیر وابسته: پایداری بازده سرمایه						
هم خطی	سطح معناداری	آماره Z	خطای استاندارد	ضرایب	نماد	متغیرها
۱.۱۸	۰.۱۴۴	۱.۴۶	۱.۱۵۵	۱.۶۸۷	AuditFee	حق الزحمه حسابرسی
۱.۲۶	۰.۸۴۷	۰.۱۹	۰.۷۷۶	۰.۱۴۹	Type	نوع حسابرس
۱.۰۹	۰.۰۹۲	۱.۶۸	۰.۰۹۶	۰.۱۶۱	size	اندازه شرکت
۱.۰۴	۰.۱۸۷	-۱.۳۲	۳.۵۷۶	-۴.۷۲۰	Lev	اهرم مالی
۱.۰۴	۰.۴۳۴	-۰.۷۸	۴.۱۷۸	-۳.۲۶۶	Own	سرمایه گذاران نهادی
---	۰.۱۷۷	-۱.۳۵	۶.۸۱۴	-۹.۲۰۲	C	
۲۱ درصد					ضریب تعیین	
۱۱۱.۹۰					آماره والد	
۰.۰۰۰۰					سطح معناداری	

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 از این رو 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 سوم

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

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

فرضیه مقابل: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده دارایی‌ها 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 دارایی‌ها						
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	۰.۱۳۳۵	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 دارایی‌ها 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 از این رو 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 از این رو 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

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

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 از این رو 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 از این رو 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 می‌دارد: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد. با توجه به نتایج تخمین 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 نهایی 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 تخمین 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.

با توجه به نتایج تخمین 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 دارایی‌ها 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 دارایی‌ها شده و با افزایش حق الزحمه حسابرسی، پایداری بازده دارایی‌ها کاهش می‌یابد.

### نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم بیان می‌دارد: حق الزحمه حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد. با توجه به نتایج تخمین 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 می‌یابد.

### نتیجه گیری کلی

طبق نتایج فرضیه اول می‌توان گفت که حق الزحمه حسابرسی بر پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی تاثیر معنادار ندارد. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران پرداخت حق الزحمه بیشتر یا کمتر نقش اساسی در پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی ندارد و پایداری یا عدم پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی پذیرایی 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. یافته‌های فرضیه سوم نشان داد که حق الزحمه حسابرسی بر پایداری بازده دارایی‌ها 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 دارایی‌ها شده و با افزایش حق الزحمه حسابرسی، پایداری بازده دارایی‌ها کاهش می‌یابد 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 می‌یابد.

### 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.

### 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 می‌شود تاثیر حق الزحمه حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود به تفکیک صنایع مختلف انجام گیرد و نتایج مقایسه گردد.

### منابع

- ✓ بیات، مرتضی، زلّقی، 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.
- ✓ بادآورندهی، یونس، تقی زاده خانقاه، وحید، (۱۳۹۳)، بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرسی و مدیریت فعالیتهای واقعی در شرکتهای دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، حسابداری سلامت، دوره ۳، شماره ۲۱، صص ۲۰-۴۱.
- ✓ 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 تأخیر گزارش 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، آریتا، (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 Report 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/StickyExpectationsAndTheProfitabilit\_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 delay in Hong Kong, *British Accounting Review*, Vol 26, No.1, pp. 43-59.
- ✓ 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).