Quarterly Journal of Public Sector Accounting & Budgeting

حسابداری و بودجه‌ریزی بخش عمومی
سال ششم، شماره ۳ (پیاپی ۲۱)، پاییز ۱۴۰۴، صفحات ۷۶-۴۳

Research Paper

The Impact of tax auditing on earnings persistence irregularity: The role of economic volatility

Mohammadreza Abbasi Astamal[1,*], Mohammad Farsi[2], Maryam Erfan Esfanjani[3]

[1]Assistant Professor, Department of Accounting, Islamic Azad University, Varzaghan Branch, Varzaghan, Iran
[2]M.A. in Accounting, Ahar Branch, Islamic Azad University, Ahar, Iran
[3]M.A. in Accounting, Seraj Institute of Higher Education, Tabriz, Iran

Received: 2025/06/21 Revised: 2025/07/20 Accepted: 2025/08/05

Abstract

The present study aims to examine the impact of tax auditing on the persistence of corporate earnings, considering the role of economic fluctuations. The statistical population consists of 130 companies listed on the Tehran Stock Exchange during the years 2018 to 2023, encompassing a total of 780 observations. To analyze the data and test the hypotheses, a multiple regression method based on panel data was employed. The findings indicate that tax auditing does not have a significant effect on the stability of operating cash flows and cannot be considered a determining factor in the steadiness of these flows. However, this type of auditing exhibits an inverse relationship with the persistence of return on equity, return on assets, and gross profitability. Examination of the role of economic fluctuations also revealed that this variable only has a significant and negative effect on the relationship between tax auditing and the persistence of return on equity, while no significant impact was observed in other relationships, including the persistence of operating cash flows, return on assets, and gross profitability. Overall, the effect of tax auditing on the financial stability of companies depends on the type of indicator and the prevailing economic conditions, and it does not have a uniform nature.

Keywords: Earnings persistence irregularity, Tax auditing, Economic volatility.

* Corresponding author. mr.abbasi58@iau.ac.ir
2717-3135 ©Author(s)
This is an open access article under the CC BY-NC-ND license.
(http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).
https://doi.org/10.22034/PSAB.2025.226544

حسابداری و بودجه‌ریزی بخش عمومی
سال ششم، شماره ۳ (پیاپی ۲۱)، پاییز ۱۴۰۴، صفحات ۷۶-۴۳

Quarterly Journal of Public Sector Accounting & Budgeting

مقاله پژوهشی

تأثیر حسابرسی مالیاتی بر بی‌قاعدگی پایداری سود: نقش نوسانات اقتصادی

محمدرضا عباسی استمال[۱،*]، محمد فارسی[۲]، مریم عرفان اسفنجانی[۳]

[۱]استادیار، گروه حسابداری، واحد ورزقان، دانشگاه آزاد اسلامی، ورزقان، ایران
[۲]کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، واحد اهر، دانشگاه آزاد اسلامی، اهر، ایران
[۳]کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، موسسه آموزش عالی سراج، تبریز، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۳۱ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۴/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۵/۱۴

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر حسابرسی مالیاتی بر بی‌قاعدگی پایداری سود شرکت‌ها با در نظر گرفتن نقش نوسانات اقتصادی است. جامعه آماری شامل ۱۳۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ است که در مجموع ۷۸۰ مشاهده را در بر می‌گیرد. برای تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها، از روش رگرسیون چندگانه مبتنی بر داده‌های ترکیبی استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که حسابرسی مالیاتی تأثیر معناداری بر پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی ندارد و نمی‌توان آن را عامل تعیین‌کننده‌ای در ثبات این جریان‌ها دانست. با این حال، این نوع حسابرسی رابطه‌ای معکوس با پایداری بازده سرمایه، بازده دارایی‌ها و سودآوری ناخالص دارد؛ بررسی نقش متغیر نوسانات اقتصادی نیز نشان داد که این متغیر تنها بر رابطه میان حسابرسی مالیاتی و پایداری بازده سرمایه تأثیر معنادار و معکوس دارد و در سایر روابط مورد بررسی، از جمله پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی، بازده دارایی‌ها و سودآوری ناخالص، تأثیر معناداری مشاهده نشد. در مجموع، اثر حسابرسی مالیاتی بر پایداری مالی شرکت‌ها وابسته به نوع شاخص و شرایط اقتصادی بوده و ماهیتی یکنواخت ندارد.

واژگان کلیدی: بی‌قاعدگی پایداری سود، حسابرسی مالیاتی، نوسانات اقتصادی.

*نویسنده مسئول. mr.abbasi58@iau.ac.ir

۲۷۱۷-۳۱۳۵ © نویسندگان
این یک مقاله با دسترسی آزاد تحت مجوز CC BY-NC-ND است.
(http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

https://doi.org/10.22034/PSAB.2025.226544

۱. مقدمه

پایداری سود به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های کلیدی در تحلیل عملکرد مالی شرکت‌ها نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی ایفا می‌کند و به معنای سودی با ثبات، قابلیت پیش‌بینی و دوام بلندمدت است. با این حال، سود گزارش‌شده تحت تأثیر عواملی مانند مدیریت سود، تفاوت‌های مالیاتی، بی‌قاعدگی پایداری سود و شرایط اقتصادی متغیر قرار دارد. حسابرسی مالیاتی به‌عنوان عاملی مؤثر می‌تواند با افزایش شفافیت مالی، کاهش رفتارهای فرصت‌طلبانه و ارتقای انضباط سازمانی به بهبود پایداری سود کمک کند (راهایو، ۲۰۲۲؛ کاسانووا–ویلالبا و هورتادو–گوئه‌وارا، ۲۰۲۳). با وجود این، مطالعات موجود به‌طور محدود به تعامل نوسانات اقتصادی و حسابرسی مالیاتی در تأثیرگذاری بر بی‌قاعدگی پایداری سود پرداخته‌اند. نوسانات اقتصادی نظیر تغییرات نرخ رشد اقتصادی، نرخ ارز، نرخ بهره و سیاست‌های مالی می‌توانند ساختار درآمدی شرکت‌ها را مختل کرده و فرایند حسابرسی و کیفیت سود را تحت تأثیر قرار دهند که منجر به افزایش بی‌قاعدگی پایداری سود می‌شود (بارانوا و گیزر، ۲۰۲۳؛ گریلیتسکا، ۲۰۲۴). این شرایط ممکن است اثربخشی حسابرسی مالیاتی را کاهش داده و مدیریت سود را تشدید کند. همچنین، افزایش عدم‌اطمینان ناشی از بی‌ثباتی اقتصادی، کیفیت اطلاعات حسابداری را کاهش داده و ضرورت تقویت سازوکارهای نظارتی، به‌ویژه حسابرسی مالیاتی، برای مقابله با بی‌قاعدگی‌های پایداری سود و ارتقای شفافیت مالی را افزایش می‌دهد (بلنپ و همکاران، ۲۰۲۴).

پژوهش درباره تأثیر حسابرسی مالیاتی بر بی‌قاعدگی پایداری سود، به‌ویژه در شرایط نوسانات اقتصادی، اهمیت قابل توجهی دارد. این بررسی، به درک بهتر مکانیزم‌های نظارتی مؤثر منجر می‌شود که حتی در شرایط عدم‌اطمینان اقتصادی نیز توان کاهش بی‌قاعدگی پایداری سود را دارند (آوجی و دمیرجی، ۲۰۲۱). همچنین، حسابرسی مالیاتی نقش مهمی در کاهش ریسک‌های مالیاتی، افزایش انضباط مالی و ارتقای پایداری عملکرد مالی شرکت‌ها ایفا می‌کند. از دیدگاه سیاست‌گذاران، این موضوع امکان تدوین سیاست‌های هدفمند را فراهم می‌سازد که با کاهش تخلفات مالیاتی، منابع درآمدی پایدارتری برای توسعه اقتصادی ایجاد می‌کند؛ به‌ویژه در مواجهه با نوسانات اقتصادی (بزدولنایا و نشچادیموا، ۲۰۲۲). در سطح بنگاه‌ها، شناخت تأثیر متقابل نوسانات اقتصادی و حسابرسی مالیاتی به بهینه‌سازی مدیریت ریسک، ساختار سرمایه و سیستم‌های کنترل داخلی کمک می‌کند تا بی‌قاعدگی‌های پایداری سود به حداقل برسد و ثبات مالی حفظ شود (فؤاد و همکاران، ۲۰۲۳). افزون بر این، نتایج این پژوهش می‌تواند در بازنگری استانداردهای حسابرسی و گزارشگری مالی مؤثر باشد، خصوصاً زمانی که بی‌قاعدگی پایداری سود به‌عنوان شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری در معرض تهدیدهای بیرونی قرار دارد (لی و همکاران، ۲۰۲۴). در نهایت، از منظر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها، حسابرسی مالیاتی مؤثر با ارتقای شفافیت مالی، تقویت اعتماد عمومی و افزایش ثبات بازار سرمایه، زمینه تحقق توسعه پایدار اقتصادی را فراهم می‌آورد، حتی در شرایط بی‌قاعدگی‌های پایداری سود (یون و لی، ۲۰۲۲).

پژوهش‌های متعددی به بررسی رابطه میان حسابرسی مالیاتی و انضباط مالی بنگاه‌ها پرداخته‌اند و نتایج متنوعی در این زمینه ارائه شده است. در چارچوب این مطالعات، شواهد به‌دست‌آمده از چین نشان می‌دهد که حسابرسی‌های دولتی با کاهش مدیریت واقعی سود، به بهبود شفافیت مالی، به‌ویژه در صنایع حساس به مسائل زیست‌محیطی، کمک می‌کنند (لی و همکاران، ۲۰۲۴). همچنین، یافته‌های پژوهشی حاکی از آن است که نوسانات سود، به‌عنوان شاخصی از ریسک ذاتی گزارشگری مالی، می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در تصمیم‌گیری حسابرسان برای پذیرش یا قطع همکاری با مشتریان ایفا کند (برایان و میسون، ۲۰۲۰). این نوسانات نه‌تنها موجب افزایش هزینه‌های حسابرسی می‌شوند، بلکه تلاش مضاعف حسابرسان برای کاهش ریسک گزارشگری را نیز به دنبال دارند (ابرنثی و همکاران، ۲۰۲۱). علاوه بر این، کیفیت حسابرسی نقش بسزایی در میزان اجتناب مالیاتی و پایداری سود ایفا می‌کند. برای مثال، نتایج پژوهش دو و همکاران (۲۰۲۴) نشان داد که ضعف در وضعیت مالی شرکت‌ها به کاهش کیفیت حسابرسی و افزایش بی‌قاعدگی‌های مالی منجر می‌شود. همچنین، استقرار حسابرسی مالیاتی مؤثر در کنار وجود کنترل‌های داخلی کارآمد، می‌تواند موجب افزایش ثبات مالی و کاهش خطاهای گزارشگری شود (گریلیتسکا، ۲۰۲۴). با این حال، نقش نوسانات اقتصادی به‌عنوان یک متغیر مداخله‌گر در رابطه میان حسابرسی و پایداری سود کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در همین زمینه، مطالعات اخیر نشان می‌دهد که در شرایط اقتصادی ناپایدار، اثرگذاری حسابرسی بر کنترل‌های مالی و تداوم درآمدی شرکت‌ها ممکن است دستخوش تغییر گردد (بارانوا و گیزر، ۲۰۲۳).

با وجود حجم قابل توجهی از مطالعات انجام شده پیرامون تأثیر حسابرسی مالیاتی بر کیفیت سود و پایداری آن، هنوز خلأ مهمی در ادبیات پژوهش مشاهده می‌شود. بیشتر پژوهش‌های پیشین به بررسی رابطه مستقیم میان حسابرسی مالیاتی و ثبات سود پرداخته‌اند، در حالی که نقش بی‌قاعدگی‌های پایداری سود، به ویژه ناپایداری‌های غیربازگشتی در سود، و همچنین سازوکارهای اصلاحی ناشی از حسابرسی مالیاتی در کاهش این نوسانات، کمتر مورد توجه قرار گرفته است. علاوه بر این، با وجود شواهدی که نشان‌دهنده تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر رفتار گزارشگری شرکت‌ها هستند، هنوز به‌طور دقیق مشخص نشده است که چگونه نوسانات اقتصادی می‌تواند شدت یا جهت اثر حسابرسی مالیاتی بر بی‌قاعدگی‌های پایداری سود را تعدیل کند. نوآوری این پژوهش در دو جنبه اصلی خلاصه می‌شود؛ نخست، تمرکز ویژه بر بی‌قاعدگی‌های پایداری سود به عنوان شاخصی از انحرافات گزارشگری که پیامد مستقیم حسابرسی مالیاتی است و دوم، بررسی نقش تعدیلی نوسانات اقتصادی مانند نوسان نرخ تورم و رشد اقتصادی در تعیین شرایطی که حسابرسی مالیاتی بیشترین کارایی را در کاهش بی‌قاعدگی‌های پایداری سود دارد. این چارچوب نوآورانه علاوه بر توسعه دانش نظری در زمینه تعامل حسابرسی مالیاتی و کیفیت سود، دیدگاهی کاربردی و راهبردی برای سیاست‌گذاران مالیاتی و نهادهای نظارتی ارائه می‌دهد تا با توجه به شرایط محیط اقتصادی، کارایی فرایندهای کنترل مالیاتی را بهینه نمایند؛ بنابراین هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر

حسابرسی مالیاتی بر بی‌قاعدگی پایداری سود شرکت‌ها با در نظر گرفتن نقش نوسانات اقتصادی است. درنهایت سؤال اصلی پژوهش این است که آیا حسابرسی مالیاتی بر بی‌قاعدگی پایداری سود شرکت‌ها تأثیر دارد و آیا این تأثیر تحت تأثیر نوسانات اقتصادی قرار می‌گیرد؟

در ادامه، ساختار مقاله به ترتیب شامل مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش، روش‌شناسی پژوهش، یافته‌های پژوهش و در نهایت بحث و نتیجه‌گیری تدوین و سازماندهی شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

بی‌قاعدگی در پایداری سود به وضعیتی اشاره دارد که در آن سود شرکت‌ها، برخلاف انتظارات ناشی از نظریه بازار کارا، به‌طور غیرعادی تداوم می‌یابد یا ناپایدار و متغیر است. این پدیده نشان‌دهنده نوعی انحراف در رفتار سود گزارش‌شده بوده و می‌تواند منجر به بروز خطا در تحلیل‌های مالی و تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران شود. عوامل درون‌سازمانی نظیر ساختار مالکیت، سیاست تقسیم سود و استراتژی‌های مدیریت سود و نیز عوامل برون‌سازمانی مانند شدت رقابت، نوسانات اقتصادی و تحولات قانونی از جمله دلایل اصلی این بی‌قاعدگی به‌شمار می‌روند (سوکمونو و ستیاواتی، ۲۰۲۳). در این میان، حسابرسی مالیاتی به‌عنوان فرایندی رسمی، نظام‌مند و مبتنی بر شواهد، ابزار مؤثری برای ارزیابی انطباق فعالیت‌های مالی با قوانین مالیاتی و ارتقای شفافیت مالی محسوب می‌شود. این نوع حسابرسی، چه توسط نهادهای دولتی و چه از سوی حسابرسان مستقل انجام گیرد، نقشی حیاتی در شناسایی تخلفات، کاهش فرار مالیاتی و تضمین عدالت مالی ایفا می‌کند. اثربخشی این فرایند مستلزم بهره‌گیری از دانش تخصصی، سیستم‌های کنترلی کارآمد و رویکردهای تحلیلی پیشرفته است (خارامییو–آرمیخوس و تورس–پالاسیوس، ۲۰۲۴). از سوی دیگر، نوسانات اقتصادی شامل تغییرات در شاخص‌هایی همچون تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره و نرخ تورم است که می‌توانند ناشی از عوامل داخلی مانند سیاست‌های اقتصادی یا عوامل خارجی نظیر بحران‌های جهانی و پاندمی‌ها باشند. این نوسانات، بسته به شدت و مدت‌زمان اثرگذاری، بر ثبات اقتصاد کلان اثرگذار بوده و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی را با چالش‌هایی مواجه می‌سازند. تحلیل این نوسانات برای تدوین سیاست‌های اقتصادی پایدار، امری ضروری تلقی می‌شود (نیتامی و حیاتی، ۲۰۲۱).

در نظام‌های مالی پیشرفته و رقابتی کنونی، بی‌قاعدگی پایداری سود به‌عنوان یکی از چالش‌های اساسی تحلیل مالی و ارزیابی عملکرد واقعی شرکت‌ها شناخته می‌شود. این مفهوم به وضعیتی اطلاق می‌شود که سود شرکت‌ها برخلاف انتظارهای نظریه بازار کارا، یا بیش از حد پایدار باقی می‌ماند یا دچار نوسانات غیرمعمول و نامتعارف می‌شود (گینانجار و همکاران، ۲۰۲۳؛ گومس–لیمون و همکاران، ۲۰۲۳؛ اپستاد و والنتا، ۲۰۲۳). این ناهنجاری‌ها معمولاً ناشی از استفاده از سیاست‌های حسابداری اختیاری و مدیریت سود توسط مدیران است که به دنبال ارائه تصویری مطلوب‌تر و گاه غیرواقعی از عملکرد مالی شرکت هستند. این اقدامات می‌توانند به صورت کوتاه‌مدت اعتماد سرمایه‌گذاران را جلب کنند، اما در بلندمدت منجر به

کاهش شفافیت و اعتبار اطلاعات مالی خواهند شد. از سوی دیگر، پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی، پایداری بازده سرمایه، پایداری بازده دارایی‌ها و همچنین پایداری سودآوری ناخالص، از مهم‌ترین شاخص‌ها برای سنجش کیفیت سود و ثبات عملکرد مالی شرکت‌ها به شمار می‌آیند که تحت تأثیر بی‌قاعدگی‌های سود به شدت آسیب‌پذیر می‌باشند (نیسیم، ۲۰۲۱؛ فؤاد و همکاران، ۲۰۲۳).

نوسانات اقتصادی به عنوان یکی از عوامل بیرونی مهم و تأثیرگذار بر بروز بی‌قاعدگی‌های مالی شناخته می‌شوند که نقش بسزایی در تغییرات غیرمنتظره رفتار سود و بازده مالی ایفا می‌کنند. این نوسانات اقتصادی، به ویژه در شرایط عدم ثبات بازار و تغییرات ناگهانی در پارامترهای مالی، می‌توانند موجب افزایش عدم قطعیت در عملکرد مالی شرکت‌ها شوند و در نتیجه، زمینه مناسبی برای بروز بی‌قاعدگی‌ها فراهم آورند. علاوه بر عوامل بیرونی، ضعف در کنترل‌های داخلی سازمان‌ها نیز یکی از عوامل کلیدی است که نقش مهمی در تسهیل دست‌کاری سود ایفا می‌کند. کیفیت پایین فرایندهای حسابرسی و نظارت ناکافی، به خصوص در محیط‌هایی با ضعف نظارتی، موجب کاهش شفافیت گزارش‌های مالی می‌شود و امکان انطباق نادرست این گزارش‌ها با واقعیت‌های مالی را افزایش می‌دهد. این وضعیت نه‌تنها اعتماد سهامداران و سایر ذی‌نفعان را کاهش می‌دهد، بلکه به‌طور مستقیم بر کیفیت تصمیم‌گیری‌های مالی اثرگذار است. مطالعات اخیر نیز تأکید دارند که وجود کنترل‌های داخلی قوی و بهبود کیفیت حسابرسی، می‌تواند به طور قابل توجهی از بروز بی‌قاعدگی‌ها و دست‌کاری سود جلوگیری کند (السید و شمس، ۲۰۲۴).

حسابرسی مالیاتی به‌عنوان یکی از ابزارهای نظارتی حیاتی در نظام‌های مالی، نقش دوگانه و بسیار مهمی را ایفا می‌کند. نخست، این نوع حسابرسی با هدف کشف خطاها، تخلفات و تقلب‌های مالیاتی فعالیت می‌کند و از این طریق به بهبود انضباط مالی و حفظ سلامت سیستم مالی کمک می‌نماید. دوم، حسابرسی مالیاتی موجب ارتقاء شفافیت و کیفیت اطلاعات مالی گزارش‌شده توسط شرکت‌ها می‌شود که این امر زمینه‌ساز تصمیم‌گیری‌های دقیق‌تر و آگاهانه‌تر برای ذی‌نفعان مختلف است. با به‌کارگیری رویکردهای تحلیلی پیشرفته و نوین، حسابرسی مالیاتی قادر است ناپایداری‌ها و ناهنجاری‌های پنهان در جریان‌های نقدی، فروش و بازدهی سرمایه را شناسایی کند و بدین ترتیب از ارائه تصویر نادرست و گمراه‌کننده‌ای از عملکرد اقتصادی شرکت‌ها جلوگیری به عمل آورد (ملاستیانی و سوکارتا، ۲۰۲۱؛ سردیوک و همکاران، ۲۰۲۴). علاوه بر این، تمرکز حسابرسی مالیاتی بر انطباق دقیق گزارش‌های مالی با قوانین مالیاتی و استانداردهای حسابداری، موجب کاهش فرصت‌طلبی حسابداری، کنترل بهتر مدیریت سود و بهبود دقت و صحت گزارش‌دهی مالی می‌گردد. این عوامل به تقویت اعتماد عمومی به اطلاعات مالی و افزایش کارایی بازارهای مالی کمک شایانی می‌کند (بیرشکیتیه، ۲۰۱۳؛ دمیرجی، ۲۰۲۱؛ گریلیتسکا، ۲۰۲۴؛ کرایوسکی و همکاران، ۲۰۲۴). حسابرسی مالیاتی همچنین از طریق یک فرایند ساختاریافته سه‌مرحله‌ای شامل آمادگی، اجرای عملیات، و تهیه گزارش، ضمن بهره‌برداری بهینه از منابع محدود، می‌تواند داده‌های مالی مؤدیان را به دقت تحلیل کند و نشانه‌های بی‌قاعدگی در پایداری سود و دیگر شاخص‌های مالی را کشف کند (نزاروا

و میخالچیشینا، ۲۰۱۸؛ تروستیانسکا و یارومیچ، ۲۰۲۱؛ برژینا و همکاران، ۲۰۲۱؛ شارما، ۲۰۲۲؛ شایهون و ژوراول، ۲۰۲۲).

از منظر کلان، اجرای مؤثر و دقیق حسابرسی مالیاتی نقش بسزایی در کاهش ریسک گمراهی سرمایه‌گذاران ایفا می‌کند که به نوبه خود باعث کاهش هزینه سرمایه و بهبود کارایی بازارهای مالی می‌شود. این فرایند به واسطه افزایش شفافیت و ارتقاء کیفیت گزارش‌دهی مالی، اطلاعات مالی را به صورت واقعی و بدون تحریف ارائه می‌دهد؛ بدین ترتیب، سرمایه‌گذاران قادر خواهند بود تصمیمات خود را بر پایه داده‌های معتبر و قابل اطمینان اتخاذ کنند. در واقع، حسابرسی مالیاتی دقیق به عنوان یک سازوکار نظارتی عمل کرده و از بروز خطاها و تحریف‌های مالی جلوگیری می‌نماید که این امر موجب افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران به اطلاعات مالی منتشر شده می‌شود. اعتماد بالاتر سرمایه‌گذاران به اطلاعات مالی، هزینه‌های مرتبط با تأمین مالی را کاهش داده و در نتیجه کارایی کلی بازارهای مالی را بهبود می‌بخشد. این موضوع به ویژه در بازارهای پویا و پیچیده امروزی اهمیت ویژه‌ای دارد، چرا که افزایش شفافیت اطلاعات مالی نقش کلیدی در جذب سرمایه‌های داخلی و خارجی ایفا می‌کند. پژوهش‌های اخیر نشان داده‌اند که پیاده‌سازی استانداردهای حسابرسی مالیاتی متناسب با اصول حرفه‌ای و قوانین جاری، به شکل مؤثری باعث کاهش نااطمینانی و ریسک‌های سرمایه‌گذاری می‌شود (کایا، ۲۰۲۲؛ ما و یو، ۲۰۲۲؛ جرمایا و آکپانوکو، ۲۰۲۴).

با این حال، موفقیت فرایند حسابرسی پایداری سود به طور قابل توجهی بستگی به دسترسی به منابع انسانی متخصص، بهره‌مندی از فناوری‌های پیشرفته، و وجود قوانین مالیاتی شفاف و بدون ابهام دارد. منابع انسانی متخصص، با داشتن دانش و مهارت‌های فنی لازم، می‌توانند فرایندهای حسابرسی را به دقت و با کیفیت بالا اجرا کنند، به گونه‌ای که صحت و قابلیت اطمینان اطلاعات مالی شرکت‌ها تضمین شود. علاوه بر این، استفاده از فناوری‌های نوین در این حوزه امکان تسهیل و تسریع تحلیل داده‌ها را فراهم می‌آورد و به کاهش خطاهای انسانی کمک می‌کند. به موازات این موارد، وجود قوانین مالیاتی شفاف و بدون ابهام، چارچوبی قانونمند و قابل اتکا برای انجام حسابرسی فراهم می‌سازد که از تداخل‌ها و سردرگمی‌های احتمالی جلوگیری می‌کند. در مقابل، نبود هر یک از این عوامل می‌تواند بار مالی و اداری قابل توجهی بر دوش شرکت‌ها، به ویژه بنگاه‌های کوچک و متوسط، قرار دهد که ممکن است توان مالی و سازمانی آنها را تحت تأثیر قرار داده و در نهایت اثربخشی حسابرسی در کاهش بی‌قاعدگی‌های پایداری سود را کاهش دهد. این موضوع می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌ها، کاهش انگیزه برای رعایت استانداردهای حسابرسی و به‌تبع آن افزایش ریسک‌های مالی و قانونی گردد (بلنپ و همکاران، ۲۰۲۴؛ کرایوسکی و همکاران، ۲۰۲۴)

حسابرسی مالیاتی به عنوان یکی از ارکان مهم نظام مالی، نقش حیاتی و چندجانبه‌ای در تضمین پایداری مالی ایفا می‌کند که این پایداری شامل ابعاد مختلفی نظیر پایداری سود، جریان‌های نقدی، بازده دارایی‌ها و بازده سرمایه است. این نوع حسابرسی با ایفای نقشی مکمل در کنار حسابرسی مالی، به تحقق عدالت

مالیاتی کمک می‌کند و از این طریق باعث افزایش اعتماد عمومی نسبت به نظام مالی می‌شود. علاوه بر این، حسابرسی مالیاتی با ارتقاء شفافیت در گزارش‌های مالی، موجب بهبود کیفیت اطلاعات ارائه شده به ذی‌نفعان می‌شود؛ امری که زمینه‌ساز تصمیم‌گیری‌های آگاهانه‌تر در حوزه‌های اقتصادی و مالی است. همچنین، این فرایند می‌تواند استانداردهای گزارشگری مالی را ارتقاء داده و انحرافات و تخلفات حسابداری را کاهش دهد که به نوبه خود موجب تقویت سلامت مالی و پایداری شرکت‌ها و در نهایت اقتصاد کلان می‌گردد. به عبارت دیگر، حسابرسی مالیاتی با ایجاد محیطی شفاف و قابل اتکا، زمینه‌ساز توسعه اقتصادی پایدار و کاهش ریسک‌های مالی می‌شود که این موضوع در مطالعات اخیر نیز مورد تأکید قرار گرفته (نیسیم، ۲۰۲۱؛ گینانجار و همکاران، ۲۰۲۳؛ السید و شمس، ۲۰۲۴). با توجه به مباحث مطرح شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر بیان می‌شود:

حسابرسی مالیاتی بر پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی تأثیر دارد.

حسابرسی مالیاتی بر پایداری بازده سرمایه تأثیر دارد.

حسابرسی مالیاتی بر پایداری بازده دارایی‌ها تأثیر دارد.

حسابرسی مالیاتی بر پایداری سودآوری ناخالص تأثیر دارد.

نوسانات اقتصادی بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی تأثیر دارد.

نوسانات اقتصادی بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری بازده سرمایه تأثیر دارد.

نوسانات اقتصادی بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری بازده دارایی‌ها تأثیر دارد.

نوسانات اقتصادی بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری سودآوری ناخالص تأثیر دارد.

در ادامه، به پیشینه‌های مرتبط با موضوع پرداخته شده است. مولائی و همکاران (۱۴۰۳) به این نتیجه رسیدند که پایداری سود تأثیر منفی و معناداری بر حق‌الزحمه غیرعادی حسابرسی دارد؛ به این معنی که شرکت‌هایی با سود پایدارتری، حق‌الزحمه غیرعادی کمتری پرداخت کرده‌اند. خیراللهی و عبدی (۱۴۰۲) در پژوهش خود نشان دادند که تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی تأثیر معکوسی بر پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی دارد. همچنین نتایج حاکی از آن است که این تأخیر، پایداری بازده سرمایه را نیز به‌طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد. خیراللهی و همکاران (۱۴۰۲) نشان دادند که حق‌الزحمه حسابرسی تأثیر معکوسی بر پایداری بازده دارایی‌ها دارد. همچنین، تأثیر منفی این متغیر بر پایداری سودآوری ناخالص نیز به‌طور معناداری تأیید شده است. صراف و روشنی گیلوائی (۱۴۰۱) در مطالعه خود نشان دادند که کیفیت سود رابطه معناداری با جریان نقد آتی دارد. همچنین، عملکرد پایداری و تداوم سود بر رابطه بین کیفیت سود و جریان نقد آتی تأثیر معناداری دارند. جامعی و همکاران (۱۳۹۹) دریافتند که بین مابه‌التفاوت سودهای حسابداری و مالیاتی و کیفیت حسابرسی رابطه‌ای مثبت و معنادار وجود دارد. با این حال، نتایج نشان می‌دهد زمانی که متغیر میانجی کیفیت سود وارد مدل می‌شود، این رابطه معنادار نبوده و به عبارت دیگر، از طریق

متغیر میانجی کیفیت سود، بین مابه‌التفاوت سودهای حسابداری و مالیاتی و کیفیت حسابرسی رابطه معناداری وجود ندارد. مرادی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به این نتیجه دست یافتند که سودآوری شرکت‌های دولتی در مقایسه با شرکت‌های فعال در بخش عمومی، در دوره‌های زمانی بلندمدت، الگوی عملکردی متفاوتی را تجربه می‌کند. همچنین، شرکت‌های غیر دولتی که دارای مدیران با وابستگی‌های سیاسی هستند نیز در بلندمدت، تغییرات عملکردی خاصی را طی می‌کنند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که نوع مالکیت و پیوندهای سیاسی مدیران می‌توانند نقش معناداری در پایداری و الگوی سودآوری شرکت‌ها ایفا کنند. پوسپیتانینگروم (۲۰۲۵) در پژوهش خود نشان داد که نوسان سود تأثیری منفی و معنادار بر تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی دارد؛ به‌عبارت دیگر، هرچه نوسان سود بیشتر باشد، گزارش حسابرسی با تأخیر کمتری ارائه می‌شود. این در حالی است که کیفیت حسابرسی تأثیر معناداری بر تأخیر گزارش حسابرسی ندارد. همچنین، تخصص صنعت حسابرس نقش تعدیلگری در رابطه میان نوسان سود و تأخیر گزارش حسابرسی و نیز در رابطه میان کیفیت حسابرسی و تأخیر گزارش حسابرسی ایفا نمی‌کند. اوریجینتا و همکاران (۲۰۲۵) در پژوهش خود دریافتند که تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی و تعداد دفعات برگزاری جلسات این کمیته، به کاهش نوسان سود منجر می‌شود. با این حال، استقلال کمیته حسابرسی به دلیل به‌کارگیری رویه‌های سخت‌گیرانه‌تر حسابداری توسط اعضای مستقل، موجب افزایش نوسان سود می‌گردد. همچنین، نتایج تحلیل رگرسیون تعدیل‌شده نشان می‌دهد که صدور به‌موقع گزارش حسابرسی، اثر اثربخشی کمیته حسابرسی بر نوسان سود را به‌طور معناداری کاهش می‌دهد. گریلیتسکا (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای نشان داد که آمادگی برای حسابرسی مالیاتی و به‌کارگیری راهبردهایی نظیر تقویت کنترل‌های داخلی، می‌تواند به حفظ پایداری مالی سازمان‌ها در شرایط تغییرات اقتصادی کمک کند. وی همچنین بیان می‌کند که بهینه‌سازی تعهدات مالیاتی از طریق فرایند حسابرسی، ضمن کاهش ریسک‌های ناشی از بررسی‌های مالیاتی، موجب افزایش ثبات مالی شرکت‌ها می‌گردد. سوکمونو و ستیاواتی (۲۰۲۳) نشان دادند که نوسان فروش تأثیر مثبتی بر پایداری سود دارد؛ همچنین، نوسان جریان‌های نقدی عملیاتی نیز به‌طور قابل توجهی بر پایداری سود تأثیر مثبت دارد. هندریانتو و همکاران (۲۰۲۲) بیان نمودند که نوسان جریان‌های نقدی و نوسان فروش هر دو تأثیر قابل توجهی بر پایداری سود دارند، در حالی که حجم تعهدات حسابداری تأثیر معناداری بر پایداری سود نشان نمی‌دهد. همچنین، تفاوت‌های مالیاتی دفتری به‌عنوان یک متغیر تعدیلگر، نقش مهمی در تنظیم رابطه میان نوسان جریان‌های نقدی و پایداری سود ایفا می‌کند. به طور کلی، تفاوت‌های مالیاتی دفتری روابط بین نوسان جریان‌های نقدی، نوسان فروش و حجم تعهدات حسابداری با پایداری سود را تعدیل می‌کند. پروماتاساری و تریسناواتی (۲۰۲۲) در پژوهشی نشان دادند که مالیات‌های جاری، هزینه مالیات تعویقی، بخشودگی مالیاتی و برنامه‌ریزی مالیاتی تأثیر مثبت و معناداری بر مدیریت واقعی سود دارند. علاوه بر این، نتایج پژوهش بیانگر نقش تعدیلگر برنامه‌ریزی مالیاتی در رابطه بین مالیات‌های جاری و هزینه مالیات تعویقی با مدیریت واقعی سود است. کامی و افری‌یانتی (۲۰۲۱) در

پژوهش خود اظهار داشتند که تفاوت مالیاتی دفتری به‌تنهایی تأثیر معناداری بر پایداری سود ندارد. با این حال، در تفسیر نتایج به این نکته اشاره شده است که این تفاوت می‌تواند اثر مثبتی بر پایداری سود داشته باشد. همچنین، نوسان جریان‌های نقدی نیز تأثیر مثبت و معناداری بر پایداری سود دارد. یافته‌ها نشان می‌دهد که ترکیب تفاوت مالیاتی دفتری و نوسان جریان‌های نقدی به‌صورت هم‌زمان، اثر مثبتی بر پایداری سود بر جای می‌گذارد.

۳. روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، در زمرهٔ پژوهش‌های کاربردی و از حیث روش‌شناخت و ماهیت در دسته پژوهش‌های توصیفی- همبستگی و علی- رویدادی قرار دارد. همچنین، با توجه به نوع داده‌ها، این پژوهش کمی است. روش گردآوری اطلاعات این پژوهش به‌صورت کتابخانه‌ای و با استفاده از منابع علمی نظیر کتب، مجلات و مقالات انجام شده است. همچنین، روش گردآوری داده‌ها در این پژوهش، اسنادکاوی بوده و اطلاعات مورد نیاز از منابعی همچون گزارش‌های حسابرسی، فعالیت هیئت مدیره، صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی استخراج شده‌اند. این اطلاعات عمدتاً از آرشیو بورس اوراق بهادار تهران (سایت کدال) و نرم‌افزار ره‌آورد نوین به دست آمده‌اند. پس از گردآوری داده‌ها، محاسبات با استفاده از نرم‌افزار اکسل انجام شد و تحلیل‌ها به روش رگرسیون چندگانه و با بهره‌گیری از نرم‌افزار استاتا صورت گرفت. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ است. برای انتخاب نمونه آماری، ابتدا تمامی شرکت‌های فعال در بازه زمانی مورد نظر بررسی شده و آن دسته از شرکت‌هایی که واجد شرایط مشخصی بودند، به عنوان نمونه انتخاب شدند. شرایط انتخاب این شرکت‌ها به شرح زیر است:

۱-شرکت‌هایی که پیش از سال ۱۳۹۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده‌اند و تا پایان سال ۱۴۰۲ همچنان در فهرست شرکت‌های بورسی قرار دارند.

۲-شرکت‌هایی که جزء شرکت‌های فعال در زمینه سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ، بانک‌ها، بیمه‌ها و لیزینگ‌ها نباشند.

۳-شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها منتهی به اسفند ماه نباشد.

۴-شرکت‌هایی که در بازهٔ زمانی مدنظر، نماد آن‌ها حذف نشده یا توقف فعالیت نداشته‌اند.

۵-شرکت‌هایی که در طول دوره پژوهش، تغییر در سال مالی نداشته‌اند.

در نهایت، ۱۳۰ شرکت واجد شرایط به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند.

۱.۳. مدل‌های رگرسیونی پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، مدل‌های به‌کاررفته از نوع رگرسیون چندگانه هستند. بر این اساس، روابط زیر به عنوان مدل‌های مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌ها در نظر گرفته شده‌اند:

مدل رگرسیونی (۱):

$$\rho\mathrm{Cash}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\mathrm{TaxAudit}_{i,t} + \beta_2\mathrm{Size}_{i,t} + \beta_3\mathrm{OWN}_{i,t} + \beta_4\mathrm{Type}_{i,t} + \beta_5\mathrm{Lev}_{i,t} + \beta_6\mathrm{ADelay}_{i,t} + \beta_7\mathrm{IND}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل رگرسیونی (۲):

$$\rho\mathrm{Roe}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\mathrm{TaxAudit}_{i,t} + \beta_2\mathrm{Size}_{i,t} + \beta_3\mathrm{OWN}_{i,t} + \beta_4\mathrm{Type}_{i,t} + \beta_5\mathrm{Lev}_{i,t} + \beta_6\mathrm{ADelay}_{i,t} + \beta_7\mathrm{IND}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل رگرسیونی (۳):

$$\rho\mathrm{Roa}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\mathrm{TaxAudit}_{i,t} + \beta_2\mathrm{Size}_{i,t} + \beta_3\mathrm{OWN}_{i,t} + \beta_4\mathrm{Type}_{i,t} + \beta_5\mathrm{Lev}_{i,t} + \beta_6\mathrm{ADelay}_{i,t} + \beta_7\mathrm{IND}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل رگرسیونی (۴):

$$\rho\mathrm{Income}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\mathrm{TaxAudit}_{i,t} + \beta_2\mathrm{Size}_{i,t} + \beta_3\mathrm{OWN}_{i,t} + \beta_4\mathrm{Type}_{i,t} + \beta_5\mathrm{Lev}_{i,t} + \beta_6\mathrm{ADelay}_{i,t} + \beta_7\mathrm{IND}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل رگرسیونی (۵):

$$\rho\mathrm{Cash}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\mathrm{TaxAudit}_{i,t} + \beta_2\mathrm{EV}_{i,t} + \beta_3(\mathrm{TaxAudit}_{i,t} \times \mathrm{EV}_{i,t}) + \beta_4\mathrm{Size}_{i,t} + \beta_5\mathrm{OWN}_{i,t} + \beta_6\mathrm{Type}_{i,t} + \beta_7\mathrm{Lev}_{i,t} + \beta_8\mathrm{ADelay}_{i,t} + \beta_9\mathrm{IND}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل رگرسیونی (۶):

$$\rho\mathrm{Roe}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\mathrm{TaxAudit}_{i,t} + \beta_2\mathrm{EV}_{i,t} + \beta_3(\mathrm{TaxAudit}_{i,t} \times \mathrm{EV}_{i,t}) + \beta_4\mathrm{Size}_{i,t} + \beta_5\mathrm{OWN}_{i,t} + \beta_6\mathrm{Type}_{i,t} + \beta_7\mathrm{Lev}_{i,t} + \beta_8\mathrm{ADelay}_{i,t} + \beta_9\mathrm{IND}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل رگرسیونی (۷):

$$\rho\mathrm{Roa}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\mathrm{TaxAudit}_{i,t} + \beta_2\mathrm{EV}_{i,t} + \beta_3(\mathrm{TaxAudit}_{i,t} \times \mathrm{EV}_{i,t}) + \beta_4\mathrm{Size}_{i,t} + \beta_5\mathrm{OWN}_{i,t} + \beta_6\mathrm{Type}_{i,t} + \beta_7\mathrm{Lev}_{i,t} + \beta_8\mathrm{ADelay}_{i,t} + \beta_9\mathrm{IND}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل رگرسیونی (۸):

$$\rho\text{Income}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\text{TaxAudit}_{i,t} + \beta_2\text{EV}_{i,t} + \beta_3(\text{TaxAudit}_{i,t} \times \text{EV}_{i,t}) + \beta_4\text{Size}_{i,t} + \beta_5\text{OWN}_{i,t} + \beta_6\text{Type}_{i,t} + \beta_7\text{Lev}_{i,t} + \beta_8\text{ADelay}_{i,t} + \beta_9\text{IND}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

۲.۳. نحوه اندازه‌گیری و تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

۱.۲.۳. متغیر وابسته

بی‌قاعدگی پایداری سود (lrEarn): معیار بی‌قاعدگی سودآوری مورد استفاده در روابط (۱) تا (۴) برگرفته از پژوهش هو و همکاران (۲۰۱۵) است.

$\rho Income_{f,t}$؛ پایداری سود ناخالص واحد تجاری f در سال t، بر اساس مدل‌های پنمن و ژانگ (۲۰۰۲) و فرانسیس و همکاران (۲۰۰۴)، از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$Income_{f,t} = \alpha + \rho Income_{f,t} \times Income_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t} \quad \text{رابطهٔ (۱)}$$

$Income_{f,t}$، سود ناخالص در پایان سال t (تفاضل درآمدها از بهای تمام‌شده فروش)

$Income_{f,t-1}$، سود ناخالص در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی‌مانده مدل رگرسیون است.

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

$$Roe_{f,t} = \alpha + \rho Roe_{f,t} \times Roe_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t} \quad \text{رابطهٔ (۲)}$$

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

$\rho Roa_{f,t}$، پایداری بازده دارایی‌های واحد تجاری f در سال t است که از رابطه ۳ به‌دست می‌آید.

$$Roa_{f,t} = \alpha + \rho Roa_{f,t} \times Roa_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t} \quad \text{رابطهٔ (۳)}$$

$Roa_{f,t}$، بازده دارایی‌ها (سود قبل از اقلام غیرمترقبه تقسیم بر کل دارایی‌ها) در پایان سال t، $Roa_{f,t-1}$ بازده دارایی‌ها در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی‌مانده مدل رگرسیونی است.

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

$$Cash_{f,t} = \alpha + \rho Cash_{f,t} \times Cash_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t} \quad \text{رابطهٔ (۴)}$$

$Cash_{f,t}$، خالص جریان‌های نقدی عملیاتی در پایان سال t، (مجموع خالص جریان‌های نقدی عملیاتی، خالص جریان نقدی فعالیت‌های بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود تأمین مالی و خالص جریان‌های نقدی مالیات طبق استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران)؛ $Cash_{f,t-1}$، خالص جریان‌های نقدی عملیاتی در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی‌مانده مدل رگرسیونی است.

۲.۲.۳. متغیر مستقل

حسابرسی مالیاتی (TA): سندمو و آلینگام (۱۹۷۲) معتقدند که مالیات‌دهندگان در صورتی سود خود را به درستی گزارش می‌کنند که احتمال حسابرسی دقیق و صحیح افزایش یابد. بنابراین، اگر مالیات‌دهندگان پیش‌بینی کنند که در سال مالی مربوطه حسابرسی دقیق و جامعی انجام خواهد شد، احتمال پرداخت مالیات واقعی توسط آن‌ها افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، هرچه اختلاف بین مالیات اظهار شده و مالیات قطعی کمتر باشد، نشان‌دهنده کیفیت بالاتر حسابرسی مستقل و در نتیجه کیفیت بهتر سود گزارش‌شده شرکت است. برای اندازه‌گیری حسابرسی مالیاتی، از نسبت اختلاف مالیات قطعی و مالیات اظهار شده به فروش شرکت استفاده می‌شود.

۳.۲.۳. متغیر تعدیلگر

نوسانات اقتصادی (EV): در این پژوهش، نوسانات اقتصادی از طریق تغییرات نرخ تورم در پنج سال گذشته مورد سنجش قرار می‌گیرد.

۴.۲.۳. متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت (Size): از طریق لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت به‌دست می‌آید.

سرمایه‌گذاران نهادی (INST): بر اساس تعریف بوش (۱۹۹۸)، سرمایه‌گذاران نهادی شامل نهادهای بزرگ مالی نظیر بانک‌ها، شرکت‌های بیمه و شرکت‌های سرمایه‌گذاری هستند که بخش عمده‌ای از فعالیت‌های آن‌ها به معاملات سهام اختصاص دارد. همچنین مطابق با بند ۲۷ ماده یک قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران، هر شخص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد یا بیش از ۵ میلیارد ریال از ارزش اسمی اوراق بهادار در دست انتشار را خریداری نماید، در زمره سرمایه‌گذاران نهادی محسوب می‌شود. در این پژوهش، سرمایه‌گذاران نهادی بر اساس مجموع درصد سهام اشخاص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد از سهام شرکت را در اختیار دارند، محاسبه شده است. اطلاعات مربوط به این متغیر از طریق بررسی یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی شرکت‌ها استخراج شده است (کامیابی و پرهیزگار، ۱۳۹۵).

نوع حسابرس (Type): اگر حسابرسی صورت‌های مالی توسط سازمان حسابرسی یا شرکت مفید راهبر انجام شده باشد، مقدار این متغیر برابر با یک در نظر گرفته می‌شود؛ در غیر این صورت مقدار آن صفر خواهد بود (قلیچی مقدم و نقش بندی، ۱۳۹۹).

اهرم مالی (Lev): از طریق نسبت کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها به‌دست می‌آید.

تأخیر گزارش حسابرسی (ARD): این متغیر برابر است با نسبت تعداد روزهای سپری شده از پایان سال مالی شرکت تا تاریخ امضای گزارش حسابرسی توسط حسابرس مستقل، تقسیم بر ۳۶۵ روز.

استقلال هیئت مدیره (BI): از نسبت اعضای غیرموظف به کل اعضای هیئت مدیره به‌دست می‌آید.

۴. یافته‌های پژوهش

جداول (۱) و (۲)، آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مدل پژوهش را ارائه می‌دهد. این جدول شامل پارامترهای توصیفی هر متغیر به‌صورت مجزا بوده که شاخص‌های مرکزی مانند بیشینه، کمینه، میانگین و همچنین شاخص‌های پراکندگی مانند انحراف معیار را در بر می‌گیرد. تعداد مشاهدات برای هر یک از متغیرها در این جدول برابر با ۷۸۰ مشاهده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی	PCashit	۷۸۰	۰/۰۱۲	۰/۴۷۵	-۰/۹۶۱	۰/۹۸۷
پایداری بازده سرمایه	PROEit	۷۸۰	۰/۱۹۴	۰/۵۰۵	-۰/۹۴۰	۰/۹۷۳
پایداری بازده دارایی‌ها	PROAit	۷۸۰	۰/۲۵۷	۰/۴۳۷	-۰/۹۷۴	۰/۹۸۰
پایداری سودآوری ناخالص	PIncomit	۷۸۰	۰/۲۰۸	۰/۴۹۷	-۰/۹۸۴	۰/۹۸۸
حسابرسی مالیاتی	TA	۷۸۰	۰/۰۰۷	۰/۰۱۶	۰	۰/۱۶۱
نوسانات اقتصادی	EV	۷۸۰	۰/۱۰۶	۰/۰۲۲	۰/۰۶۵	۰/۱۳۳
اندازه شرکت	Size	۷۸۰	۱۵/۰۵۳	۱/۵۰۵	۱۱/۳۶۱	۲۱/۳۲۷
سرمایه‌گذاران نهادی	INST	۷۸۰	۰/۶۶۶	۰/۱۹۳	۰/۰۶۶	۰/۹۵۴
اهرم مالی	Lev	۷۸۰	۰/۵۳۷	۰/۲۱۷	۰/۰۳۱	۱/۸۲۴
تأخیر گزارش حسابرسی	ARD	۷۸۰	۰/۲۱۶	۰/۰۷۴	۰/۰۵۷	۰/۴۸۷
استقلال هیئت مدیره	BI	۷۸۰	۰/۶۲۰	۰/۱۹۹	۰/۲	۱

در جدول (۱)، از میان شاخص‌های مرکزی، میانگین به‌عنوان مهم‌ترین شاخص شناخته می‌شود؛ زیرا نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع داده‌ها بوده و معیار مناسبی برای نمایش مرکزیت آن‌ها به‌شمار می‌رود. به‌عنوان نمونه، میانگین متغیر اهرم مالی برابر با ۰/۵۳۷ است که بیانگر تمرکز اکثر داده‌های این متغیر پیرامون این مقدار می‌باشد. در ادامه، پارامترهای پراکندگی به‌طور کلی بیانگر میزان پراکندگی داده‌ها نسبت به یکدیگر یا نسبت به میانگین هستند. از جمله مهم‌ترین این پارامترها، انحراف معیار است. برای نمونه، مقدار انحراف معیار متغیر اندازه شرکت برابر با ۱/۵۰۵ و برای متغیر حسابرسی مالیاتی برابر با ۰/۰۱۶ گزارش شده است. این ارقام نشان می‌دهند که در بین متغیرهای پژوهش، نسبت جاری دارای بیشترین و بازده دارایی‌ها دارای کمترین میزان پراکندگی بوده‌اند.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیر کیفی پژوهش

نام متغیر	نماد	شرح	فراوانی	درصد فراوانی
نوع حسابرس	Type	۰	۶۱۳	۵۹/۷۸
		۱	۱۶۷	۴۱/۲۱
		جمع کل	۷۸۰	۱۰۰

همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، جمع کل شرکت–سال‌های مورد بررسی برابر با ۷۸۰ مورد بوده است. از این میان، در ۱۶۷ شرکت–سال یعنی ۴۱/۲۱ درصد، حسابرسی صورت‌های مالی شرکت‌ها توسط سازمان حسابرسی و مفید راهبر انجام شده است.

۱.۴. آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

پیش از برآورد مدل‌های رگرسیونی، بررسی مانایی متغیرها ضروری است؛ زیرا متغیرهای نامانا ممکن است منجر به رگرسیون کاذب و نتایج گمراه‌کننده شوند. متغیر زمانی مانا است که میانگین، واریانس و کوواریانس آن در طول زمان ثابت باشد. در این پژوهش، برای سنجش مانایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو استفاده شد. نتایج نشان داد که مقدار احتمال تمامی متغیرها کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین فرضیه صفر رد و مانایی آن‌ها تأیید شد. این یافته‌ها اعتبار ضرایب رگرسیونی را تضمین کرده و نشان می‌دهد نیازی به آزمون هم‌جمعی نیست. نتایج در جدول (۳) قابل مشاهده است.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیرها	نماد	لوین، لین و چو		نتیجه
		آماره	احتمال	
پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی	PCashit	۳/۶۰۶	۰/۰۰۰	مانا
پایداری بازده سرمایه	PROEit	۴/۴۴۹	۰/۰۰۰	مانا
پایداری بازده دارایی‌ها	PROAit	۳/۲۱۹	۰/۰۰۰	مانا
پایداری سودآوری ناخالص	PIncomit	۴/۱۳۱	۰/۰۰۰	مانا
حسابرسی مالیاتی	TA	۸/۳۲۲	۰/۰۰۰	مانا
نوسانات اقتصادی	EV	۴/۵۶۱	۰/۰۰۰	مانا
اندازه شرکت	Size	۲۲/۵۹۶	۰/۰۰۰	مانا
سرمایه‌گذاران نهادی	INST	۱۴/۵۸۶	۰/۰۰۰	مانا

متغیرها	نماد	لوین، لین و چو		نتیجه
		آماره	احتمال	
اهرم مالی	Lev	۱۳/۱۴۰	۰/۰۰۰	مانا
تأخیر گزارش حسابرسی	ARD	۴/۸۸۵	۰/۰۰۰	مانا
استقلال هیئت مدیره	BI	۳/۹۹۹	۰/۰۰۰	مانا

باتوجه به جدول (۳)، مشاهده می‌شود که سطح معناداری تمامی متغیرها در آزمون مانایی لوین، لین و چو کمتر از ۵ درصد بوده و این امر نشان‌دهنده مانا بودن متغیرها است.

۲.۴. آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

پیش از تخمین مدل‌های پژوهش، انتخاب روش مناسب برآورد (تلفیقی یا تابلویی) امری ضروری است. ابتدا آزمون F لیمر برای مقایسه مدل تابلویی با مدل تلفیقی به‌کار رفت؛ چنانچه مقدار احتمال این آزمون بیش از ۵ درصد باشد، مدل تلفیقی رد نمی‌شود و برگزیده می‌گردد، اما در صورت کمتر بودن آن، مدل تابلویی ترجیح داده می‌شود. سپس، برای تمایز دقیق‌تر میان اثرات ثابت و تصادفی در مدل تابلویی، از آزمون هاسمن استفاده شد. اگر مقدار احتمال این آزمون کمتر از ۵ درصد باشد، مدل اثرات ثابت برتری دارد و در غیر این صورت، مدل اثرات تصادفی مناسب‌تر تشخیص داده می‌شود. بدین ترتیب، با اتکای علمی به نتایج آزمون‌های لیمر و هاسمن، مدل نهایی به‌درستی و متناسب با ساختار پانل انتخاب گردید.

جدول ۴. نتایج حاصل از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

مدل	آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
اول	F لیمر	۳/۴۳	۰/۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۲۴/۱۹	۰/۰۰۱	اثرات ثابت
دوم	F لیمر	۳/۱۳	۰/۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۴/۰۲	۰/۷۷۷	اثرات تصادفی
سوم	F لیمر	۲/۸۲	۰/۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۳/۹۸	۰/۷۸۱	اثرات تصادفی
چهارم	F لیمر	۲/۵۳	۰/۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۳۰/۲۹	۰/۰۰۰	اثرات ثابت
پنجم	F لیمر	۳/۰۷	۰/۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۱۸/۴۶	۰/۰۳۰	اثرات ثابت

مدل	آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
ششم	F لیمر	۲/۶۷	۰/۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۱۴/۹۱	۰/۰۹۳	اثرات تصادفی
هفتم	F لیمر	۲/۸۳	۰/۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۶/۴۵	۰/۶۹۴	اثرات تصادفی
هشتم	F لیمر	۲/۵۸	۰/۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۳۴/۱۲	۰/۰۰۰	اثرات ثابت

همانطور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، مقدار احتمال آزمون F لیمر برای کلیه مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین، مدل‌های پژوهش به‌صورت داده‌های تابلویی تخمین زده می‌شوند. همچنین، با توجه به نتایج آزمون هاسمن، برای تمامی مدل‌ها به جز مدل‌های دوم، سوم، ششم و هفتم که مقدار احتمال آن‌ها بیش از ۵ درصد است، فرضیه صفر رد شده و مدل اثرات ثابت برای تخمین این مدل‌ها انتخاب شده است. برای مدل‌های مذکور نیز که مقدار احتمال آزمون هاسمن بیشتر از ۵ درصد می‌باشد، مدل اثرات تصادفی به‌کار گرفته شده است.

۳.۴. آزمون ناهمسانی واریانس

آزمون ناهمسانی واریانس به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا واریانس خطاها در تمام مقادیر پیش‌بینی‌شده یکسان است یا خیر. به عبارت دیگر، این آزمون بررسی می‌کند که آیا پراکندگی خطاها در طول داده‌ها ثابت است یا خیر. اگر واریانس خطاها تغییر کند یا ناهمسان باشد، می‌تواند مشکلاتی در ارزیابی و پیش‌بینی مدل ایجاد کند. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج حاصل از آزمون ثابت بودن واریانس جزء خطا

مدل	آماره F	احتمال	نتیجه
اول	۸/۷e+۰۵	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس جزء خطا
دوم	۲۹۸۲/۲۰	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس جزء خطا
سوم	۲۱۴۲۸/۲۸	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس جزء خطا
چهارم	۱۴۲۹۷/۴۳	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس جزء خطا
پنجم	۰/۲e+۰۵	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس جزء خطا
ششم	۲۱۹۲/۸۷	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس جزء خطا
هفتم	۶۶۹۳۰/۸۴	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس جزء خطا

مدل	آماره F	احتمال	نتیجه
هشتم	۷۵۶۸/۴۲	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس جزء خطا

نتایج مندرج در جدول (۵) نشان می‌دهد که سطح معناداری آزمون والد تعدیل شده در مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد است که نشان‌دهنده وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد. برای رفع این مشکل و بهبود تخمین مدل‌ها، در تحلیل نهایی از روش GLS استفاده شده است.

۴.۴. آزمون عدم وجود خودهمبستگی

آزمون عدم وجود خودهمبستگی به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا خطاهای مدل با یکدیگر وابستگی دارند یا خیر. در صورتی که خودهمبستگی وجود داشته باشد، به این معنی است که خطاهای یک مشاهده تحت تأثیر خطاهای مشاهدات قبلی قرار دارند و این می‌تواند اعتبار نتایج مدل را تحت تأثیر قرار دهد. نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج حاصل از آزمون عدم وجود خودهمبستگی جزء خطا

مدل	آماره F	احتمال	نتیجه
اول	۲/۲۴۰	۰/۱۳۶	عدم وجود همبستگی جزء خطا
دوم	۱۵/۳۷۰	۰/۰۰۰	وجود همبستگی جزء خطا
سوم	۱۴/۷۸۵	۰/۰۰۰	وجود همبستگی جزء خطا
چهارم	۲۱/۱۵۶	۰/۰۰۰	وجود همبستگی جزء خطا
پنجم	۱/۲۴۶	۰/۲۶۶	عدم وجود همبستگی جزء خطا
ششم	۱۱/۹۵۶	۰/۰۰۰	وجود همبستگی جزء خطا
هفتم	۱۳/۹۹۳	۰/۰۰۰	وجود همبستگی جزء خطا
هشتم	۱۹/۵۹۱	۰/۰۰۰	وجود همبستگی جزء خطا

با توجه به نتایج جدول (۶)، مشاهده می‌شود که سطح معناداری آزمون والد در مدل‌های پژوهش (به جز مدل‌های اول و پنجم) کمتر از ۵ درصد است که نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی سریالی در داده‌ها می‌باشد. برای رفع این مشکل، در تخمین نهایی مدل‌ها از دستور Auto Correlation استفاده شده است.

۵.۴. آزمون فرضیه‌های پژوهش

جدول ۷. آزمون فرضیهٔ اول

$$PCash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 INST_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 ARD_{i,t} + \beta_7 BI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی					
متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره z	احتمال
مقدار ثابت	C	−۰/۵۱۱	۰/۱۱۱	−۴/۵۹	۰/۰۰۰
حسابرسی مالیاتی	TA	۱/۵۰۳	۱/۵۷۰	۰/۹۶	۰/۳۳۸
اندازه شرکت	Size	۰/۰۴۸	۰/۰۱۰	۴/۵۱	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاران نهادی	INST	−۰/۰۹۸	۰/۰۷۴	−۱/۳۲	۰/۱۸۶
نوع حسابرس	Type	−۰/۱۲۸	۰/۰۲۲	−۵/۷۵	۰/۰۰۰
اهرم مالی	Lev	−۰/۰۸۷	۰/۰۶۹	−۱/۲۶	۰/۲۰۶
تأخیر گزارش حسابرسی	ARD	−۰/۶۴۶	۰/۳۰۱	−۲/۱۴	۰/۰۳۲
استقلال هیئت مدیره	BI	۰/۰۶۲	۰/۰۶۸	۰/۹۱	۰/۳۶۵
ضریب تعیین		۰/۰۴۴			
آماره والد		۱۲۲/۷۷			
احتمال (آماره والد)		۰/۰۰۰			

در جدول (۷)، نتایج نشان می‌دهد که مقدار احتمال آزمون F برابر با ۰/۰۰۰ است که کمتر از سطح معناداری ۰/۰۵ می‌باشد؛ بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و مدل به‌صورت معنادار تایید می‌شود. همچنین، ضریب تعیین مدل نشان می‌دهد که تقریباً ۴ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده شده است. در بین متغیرهای کنترلی، سرمایه‌گذاران نهادی، تأخیر گزارش حسابرسی و استقلال هیئت مدیره با پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی ارتباط معناداری ندارند. متغیر اندازه شرکت دارای ضریب مثبت و معناداری کمتر از ۵ درصد بوده و بنابراین رابطه مستقیم و معناداری با متغیر وابسته دارد. همچنین، متغیرهای نوع حسابرس و تأخیر گزارش حسابرسی دارای ضریب منفی و معناداری کمتر از ۵ درصد هستند که بیانگر رابطه معکوس و معنادار با پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی می‌باشد. در نهایت، ضریب متغیر حسابرسی مالیاتی برابر با ۱/۵۰۳ و سطح معناداری ۰/۳۳۸ (بیشتر از ۵ درصد) است که نشان می‌دهد حسابرسی مالیاتی تأثیر معناداری بر پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی ندارد. بر اساس این نتایج، می‌توان فرضیه اول پژوهش را در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمود.

جدول ۸. آزمون فرضیهٔ دوم

$$PROE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 INST_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 ARD_{i,t} + \beta_7 BI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری بازده سرمایه					
متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره z	احتمال
مقدار ثابت	C	۰/۰۸۸	۰/۲۳۸	۰/۳۷	۰/۷۱۲
حسابرسی مالیاتی	TA	-۶/۷۱	۰/۹۹۹	-۶/۷۱	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	Size	۰/۰۰۹	۰/۰۱۹	۰/۴۹	۰/۶۲۷
سرمایه‌گذاران نهادی	INST	-۰/۰۲۳	۰/۰۹۶	-۰/۲۵	۰/۸۰۶
نوع حسابرس	Type	-۰/۰۷۵	۰/۰۶۸	-۱/۱۰	۰/۲۷۳
اهرم مالی	Lev	-۰/۰۰۷	۰/۱۰۴	-۰/۰۷	۰/۹۴۶
تأخیر گزارش حسابرسی	ARD	-۰/۲۰۰۳	۰/۲۲۸	-۰/۸۸	۰/۳۸۱
استقلال هیئت مدیره	BI	۰/۱۳۷	۰/۰۹۹	۱/۳۸	۰/۱۶۹
ضریب تعیین		۰/۰۵۱			
آماره والد		۵۵/۳۲			
احتمال (آماره والد)		۰/۰۰۰			

در جدول (۸)، نتایج حاصل نشان می‌دهد که مقدار احتمال آزمون F برابر با ۰/۰۰۰ است که با توجه به کمتر بودن این مقدار از سطح معناداری ۵ درصد، فرضیه صفر رد شده و مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار ارزیابی می‌شود. همچنین ضریب تعیین مدل نشان می‌دهد که حدود ۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی تبیین می‌شود. با این حال، اغلب متغیرهای موجود در مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارای معناداری آماری نیستند. در میان متغیرهای کنترلی، متغیرهایی نظیر اندازه شرکت، سرمایه‌گذاران نهادی، نوع حسابرس، اهرم مالی، تأخیر در گزارش حسابرسی و استقلال هیئت مدیره تأثیر معناداری بر پایداری بازده سرمایه ندارند. در این میان، متغیر حسابرسی مالیاتی دارای ضریب ۶/۷۱- و سطح احتمال ۰/۰۰۰ است که از نظر آماری معنادار بوده و نشان می‌دهد که حسابرسی مالیاتی تأثیر معکوسی بر پایداری بازده سرمایه دارد. بنابراین، می‌توان گفت که فرضیه دوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

جدول ۹. آزمون فرضیهٔ سوم

$$PROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 INST_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 ARD_{i,t} + \beta_7 BI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری بازده دارایی‌ها					
متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره z	احتمال
مقدار ثابت	C	۰/۱۷۵	۰/۲۷۲	۰/۶۵	۰/۵۱۹
حسابرسی مالیاتی	TA	−۳/۰۰۷	۰/۸۴۴	−۳/۵۶	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	Size	۰/۰۱۴	۰/۰۱۷	۰/۸۸	۰/۳۷۹
سرمایه‌گذاران نهادی	INST	۰/۱۰۷	۰/۱۱۵	۰/۹۴	۰/۳۴۹
نوع حسابرس	Type	−۰/۰۹۸	۰/۰۳۱	−۳/۰۷	۰/۰۰۲
اهرم مالی	Lev	−۰/۱۲۲	۰/۰۷۵	−۱/۶۱	۰/۱۰۶
تأخیر گزارش حسابرسی	ARD	−۰/۵۱۳	۰/۱۸۳	−۲/۸۰	۰/۰۰۵
استقلال هیئت مدیره	BI	۰/۰۳۴	۰/۰۸۱	۰/۴۳	۰/۶۶۷
ضریب تعیین		۰/۰۷۷			
آماره والد		۵۹/۱۰			
احتمال (آماره والد)		۰/۰۰۰			

در جدول (۹)، نتایج نشان می‌دهد که مقدار احتمال آزمون والد برابر با ۰/۰۰۰ است که با توجه به کمتر بودن این مقدار از سطح معناداری ۵ درصد، فرضیه صفر رد شده و مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار ارزیابی می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز نشان می‌دهد که حدود ۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته (پایداری بازده دارایی‌ها) توسط متغیرهای مستقل و کنترلی تبیین می‌شود. در بین متغیرهای مدل، تنها متغیرهای کنترلی نوع حسابرس و تأخیر در گزارش حسابرسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده و دارای ضریب منفی هستند که نشان‌دهنده رابطه معکوس و معنادار آن‌ها با پایداری بازده دارایی‌هاست. سایر متغیرهای کنترلی از جمله اندازه شرکت، سرمایه‌گذاران نهادی، اهرم مالی و استقلال هیئت مدیره، ارتباط معناداری با متغیر وابسته ندارند. از سوی دیگر، متغیر اصلی حسابرسی مالیاتی دارای ضریب ۳/۰۰۷− و سطح معناداری ۰/۰۰۰ است که بیانگر رابطه معکوس و معنادار این متغیر با پایداری بازده دارایی‌ها می‌باشد. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه سوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۱۰. آزمون فرضیهٔ چهارم

$$PIncome_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 INST_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 ARD_{i,t} + \beta_7 BI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری سودآوری ناخالص

متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره z	احتمال
مقدار ثابت	C	۰/۴۹۸	۰/۳۴۶	۱/۴۴	۰/۱۵۰
حسابرسی مالیاتی	TA	−۳/۱۷۳	۰/۹۶۵	−۳/۲۹	۰/۰۰۱
اندازه شرکت	Size	−۰/۰۱۳	۰/۰۲۱	−۰/۶۴	۰/۵۱۹
سرمایه‌گذاران نهادی	INST	−۰/۰۳۴	۰/۱۱۲	−۰/۳۰	۰/۷۶۱
نوع حسابرس	Type	−۰/۱۱۶	۰/۰۴۴	−۲/۵۹	۰/۰۱۰
اهرم مالی	Lev	−۰/۰۴۵	۰/۰۶۹	−۰/۶۶	۰/۵۰۷
تأخیر گزارش حسابرسی	ARD	−۰/۲۳۰	۰/۳۴۶	−۰/۶۷	۰/۵۰۶
استقلال هیئت مدیره	BI	۰/۰۸۵	۰/۰۶۹	۱/۲۳	۰/۲۱۹
ضریب تعیین	۰/۰۵۶۵				
آماره والد	۲۲/۸۱				
احتمال (آماره والد)	۰/۰۰۱۸				

در جدول (۱۰)، نتایج حاکی از آن است که مقدار احتمال آزمون والد برابر با ۰/۰۰۱ بوده و با توجه به کمتر بودن این مقدار از سطح معناداری ۵ درصد، فرضیه صفر رد شده و مدل از نظر آماری معنادار است. ضریب تعیین مدل نشان می‌دهد که حدود ۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته (پایداری سودآوری ناخالص) توسط متغیرهای مستقل و کنترلی تبیین می‌شود. در بررسی متغیرها، مشخص شد که به جز متغیر کنترلی نوع حسابرس، سایر متغیرهای موجود در مدل از جمله اندازه شرکت، سرمایه‌گذاران نهادی، اهرم مالی، تأخیر گزارش حسابرسی و استقلال هیئت مدیره در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیستند. متغیر نوع حسابرس دارای ضریب منفی و معناداری کمتر از ۵ درصد بوده و در نتیجه رابطه معکوس و معناداری با پایداری سودآوری ناخالص دارد. همچنین، متغیر اصلی حسابرسی مالیاتی نیز با ضریب ۳/۱۷۳− و سطح معناداری ۰/۰۰۱، تأثیری معکوس و معنادار بر پایداری سودآوری ناخالص دارد. با این حال، فرضیه چهارم پژوهش با وجود معناداری متغیر اصلی، در سطح اطمینان ۹۵ درصد قابل تأیید می‌باشد.

جدول ۱۱. آزمون فرضیهٔ پنجم

$$PCash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t} + \beta_2 EV_{i,t} + \beta_3 (TA_{i,t} \times EV_{i,t}) + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 INST_{i,t} + \beta_6 Type_{i,t} + \beta_7 Lev_{i,t} + \beta_8 ARD_{i,t} + \beta_9 BI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی

متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره z	احتمال
مقدار ثابت	C	-۰/۵۶۶	۰/۱۴۶	-۳/۸۸	۰/۰۰۰
حسابرسی مالیاتی	TA	-۰/۸۵۵	۱/۵۵۰	-۰/۵۵	۰/۵۸۱
نوسانات اقتصادی	EU	۰/۵۱۵	۰/۶۶۱	۰/۷۸	۰/۴۳۵
حسابرسی مالیاتی* نوسانات اقتصادی	TA *EV	۱/۲۷۷	۵/۹۲۴	۰/۲۲	۰/۸۲۹
اندازه شرکت	Size	۰/۰۵۶	۰/۰۰۹	۵/۸۸	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاران نهادی	INST	-۰/۱۸۱	۰/۰۸۳	-۲/۱۷	۰/۰۳۰
نوع حسابرس	Type	-۰/۱۱۵	۰/۰۳۰۳	-۳/۷۶	۰/۰۰۰
اهرم مالی	Lev	-۰/۰۸۶	۰/۰۶۴	-۱/۳۳	۰/۱۸۲
تأخیر گزارش حسابرسی	ARD	-۰/۸۲۱	۰/۲۸۵	-۲/۸۸	۰/۰۰۴
استقلال هیئت مدیره	BI	۰/۰۶۷	۰/۰۶۲	۱/۰۸	۰/۲۷۸
ضریب تعیین			۰/۰۵۸۸		
آماره والد			۱۵۷/۰۲		
احتمال (آماره والد)			۰/۰۰۰۰		

در جدول (۱۱)، نتایج بیانگر آن است که مقدار احتمال آزمون والد برابر با ۰/۰۰۰ بوده و با توجه به کمتر بودن این مقدار از سطح معناداری ۵ درصد، فرض صفر رد شده و مدل از نظر آماری معنادار ارزیابی می‌شود. ضریب تعیین مدل نشان می‌دهد که حدود ۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته (پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی) توسط متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل تبیین می‌گردد. بررسی متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که اهرم مالی و استقلال هیئت مدیره با متغیر وابسته ارتباط معناداری ندارند. در مقابل، اندازه شرکت دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است که نشان‌دهنده رابطه مستقیم و معنادار با پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی می‌باشد. همچنین متغیرهای سرمایه‌گذاران نهادی، نوع حسابرس و تأخیر گزارش حسابرسی، همگی با ضرایب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد، رابطه‌ای معکوس و معنادار با متغیر وابسته دارند. با این حال، متغیر تعاملی حسابرسی مالیاتی و نوسانات اقتصادی دارای ضریب ۱/۲۷۷ و سطح معناداری ۰/۸۲۹ می‌باشد که بیش از ۵ درصد است، لذا این متغیر معنادار نبوده و نشان

می‌دهد نوسانات اقتصادی تأثیر معناداری بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی ندارد. بر این اساس، فرضیه پنجم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید نمی‌شود.

جدول ۱۲. آزمون فرضیهٔ ششم

$$PROE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t} + \beta_2 EV_{i,t} + \beta_3 (TA_{i,t} \times EV_{i,t}) + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 INST_{i,t} + \beta_6 Type_{i,t} + \beta_7 Lev_{i,t} + \beta_8 ARD_{i,t} + \beta_9 BI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری بازده سرمایه

متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره z	احتمال
مقدار ثابت	C	-۰/۶۵۹	۰/۱۶۲	-۴/۰۷	۰/۰۰۰
حسابرسی مالیاتی	TA	-۰/۰۸۱	۱/۰۷۶	-۰/۰۸	۰/۹۴۰
نوسانات اقتصادی	EV	۱/۰۷۹	۰/۵۴۵	۱/۹۸	۰/۰۴۸
حسابرسی مالیاتی* نوسانات اقتصادی	TA *EV	-۹/۳۱۵	۳/۹۲۱	-۲/۳۸	۰/۰۱۸
اندازه شرکت	Size	۰/۰۴۵	۰/۰۱۰	۴/۵۰	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاران نهادی	INST	-۰/۱۴۶	۰/۰۸۲	-۱/۷۸	۰/۰۷۵
نوع حسابرس	Type	-۰/۱۵۴	۰/۰۳۸	-۳/۹۸	۰/۰۰۰
اهرم مالی	Lev	۰/۰۲۴	۰/۰۸۴	۰/۳۳	۰/۷۴۴
تأخیر گزارش حسابرسی	ARD	-۰/۵۵۹	۰/۲۱۰	-۲/۶۶	۰/۰۰۸
استقلال هیئت مدیره	BI	۰/۱۰۸	۰/۰۶۴	۱/۶۸	۰/۰۹۴
ضریب تعیین		۰/۰۴۷			
آماره والد		۵۵/۲۴			
احتمال (آماره والد)		۰/۰۰۰			

در جدول (۱۲)، نتایج نشان می‌دهد که مقدار احتمال آزمون والد برابر با ۰/۰۰۰ است که کمتر از سطح معناداری ۵ درصد می‌باشد؛ بنابراین فرض صفر رد شده و مدل از نظر آماری معنادار تلقی می‌گردد. همچنین ضریب تعیین مدل حاکی از آن است که حدود ۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته (پایداری بازده سرمایه) توسط متغیرهای مستقل و کنترلی مدل تبیین می‌شود. بررسی متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران نهادی، تأخیر گزارش حسابرسی و استقلال هیئت مدیره با متغیر وابسته رابطه معناداری ندارند. در مقابل، متغیر اندازه شرکت دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است که بیانگر رابطه مستقیم و معنادار با پایداری بازده سرمایه می‌باشد. همچنین متغیرهای کنترلی نوع حسابرس و تأخیر

گزارش حسابرسی دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد هستند، از این‌رو رابطه‌ای معکوس و معنادار با متغیر وابسته دارند. در نهایت، متغیر تعاملی حسابرسی مالیاتی و نوسانات اقتصادی با ضریب ۹/۳۱۵- و سطح معناداری ۰/۰۱۸ (کمتر از ۵ درصد) نشان می‌دهد که نوسانات اقتصادی تأثیر معکوس و معناداری بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری بازده سرمایه دارد. بنابراین، با توجه به سطح معناداری متغیر تعاملی، فرضیه ششم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید نمی‌شود.

جدول ۱۳. آزمون فرضیهٔ هفتم

$$PROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t} + \beta_2 EV_{i,t} + \beta_3 (TA_{i,t} \times EV_{i,t}) + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 INST_{i,t} + \beta_6 Type_{i,t} + \beta_7 Lev_{i,t} + \beta_8 ARD_{i,t} + \beta_9 BI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری بازده دارایی‌ها

متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره z	احتمال
مقدار ثابت	C	۰/۰۷۴	۰/۲۳۴	۰/۳۲	۰/۷۵۳
حسابرسی مالیاتی	TA	-۲/۲۱۴	۱/۰۵۲	-۲/۱۰	۰/۰۳۵
نوسانات اقتصادی	EV	۱/۷۸۵	۰/۵۸۴	۳/۰۵	۰/۰۰۲
حسابرسی مالیاتی* نوسانات اقتصادی	TA *EV	۰/۳۴۴	۳/۳۹۹	۰/۱۰	۰/۹۱۹
اندازه شرکت	Size	۰/۰۰۸	۰/۰۱۳	۰/۶۲	۰/۵۳۶
سرمایه‌گذاران نهادی	INST	۰/۱۴۲	۰/۱۰۲	۱/۳۹	۰/۱۶۳
نوع حسابرس	Type	-۰/۰۹۹	۰/۰۴۳	-۲/۲۷	۰/۰۲۳
اهرم مالی	Lev	-۰/۱۱۷	۰/۰۷۹	-۱/۴۹	۰/۱۳۷
تأخیر گزارش حسابرسی	ARD	-۰/۵۹۴	۰/۲۲۴	-۲/۶۵	۰/۰۰۸
استقلال هیئت مدیره	BI	۰/۰۲۵	۰/۰۷۰	۰/۳۶	۰/۷۱۹
ضریب تعیین	۰/۰۹۳۵				
آماره والد	۳۹/۴۶				
احتمال (آماره والد)	۰/۰۰۰				

در جدول (۱۳)، نتایج نشان می‌دهد که مقدار احتمال آزمون والد برابر با ۰/۰۰۰ است که کمتر از سطح معناداری ۵ درصد می‌باشد؛ بنابراین فرض صفر رد شده و مدل از نظر آماری معنادار ارزیابی می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز بیانگر آن است که حدود ۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته (پایداری بازده دارایی‌ها) توسط متغیرهای مستقل و کنترلی مدل تبیین می‌گردد. بررسی ضرایب متغیرهای مدل نشان می‌دهد که به جز

متغیرهای کنترلی نوع حسابرس و تأخیر در گزارش حسابرسی، سایر متغیرها از جمله متغیرهای اصلی مدل دارای سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد بوده و بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیستند. متغیرهای کنترلی نوع حسابرس و تأخیر گزارش حسابرسی دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشند و نشان‌دهنده رابطه معکوس و معنادار با پایداری بازده دارایی‌ها هستند. همچنین ضریب متغیر تعاملی حسابرسی مالیاتی و نوسانات اقتصادی برابر با ۰/۳۴۴ و سطح معناداری آن ۰/۹۱۹ است که بزرگ‌تر از ۵ درصد می‌باشد؛ بنابراین این متغیر معنادار نبوده و نشان می‌دهد نوسانات اقتصادی تأثیر معناداری بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری بازده دارایی‌ها ندارد. در نتیجه، فرضیه هفتم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید نمی‌شود.

جدول ۱۴. آزمون فرضیهٔ هشتم

$$PIncome_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TA_{i,t} + \beta_2 EV_{i,t} + \beta_3 (TA_{i,t} \times EV_{i,t}) + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 INST_{i,t} + \beta_6 Type_{i,t} + \beta_7 Lev_{i,t} + \beta_8 ARD_{i,t} + \beta_9 BI_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری سودآوری ناخالص

متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره z	احتمال
مقدار ثابت	C	۰/۳۷۹	۰/۳۵۱	۱/۰۸	۰/۲۸۰
حسابرسی مالیاتی	TA	−۲/۴۸۳	۰/۹۶۱	−۲/۵۸	۰/۰۱۰
نوسانات اقتصادی	EV	۱/۸۳۳	۰/۹۳۶	۱/۹۶	۰/۰۵۰
حسابرسی مالیاتی* نوسانات اقتصادی	TA *EV	−۰/۷۵۹	۳/۳۹۸	−۰/۲۲	۰/۸۲۳
اندازه شرکت	Size	−۰/۰۲۰	۰/۰۲۰	−۰/۹۵	۰/۳۴۰
سرمایه‌گذاران نهادی	INST	−۰/۰۰۴	۰/۱۱۵	−۰/۰۴	۰/۹۷۲
نوع حسابرس	Type	−۰/۱۱۳	۰/۰۴۴	−۲/۵۷	۰/۰۱۰
اهرم مالی	Lev	−۰/۰۳۷	۰/۰۶۶	−۰/۵۷	۰/۵۶۶
تأخیر گزارش حسابرسی	ARD	−۰/۲۹۲	۰/۳۴۸	−۰/۸۴	۰/۴۰۲
استقلال هیئت مدیره	BI	۰/۰۸۰	۰/۰۷۳	۱/۱۰	۰/۲۷۰
ضریب تعیین		۰/۰۶۵۵			
آماره والد		۲۵/۵۰			
احتمال (آماره والد)		۰/۰۰۲۵			

در جدول (۱۴)، نتایج حاکی از آن است که مقدار احتمال آزمون والد برابر با ۰/۰۰۲ بوده که کمتر از سطح خطای ۵ درصد است؛ بنابراین فرض صفر رد می‌شود و مدل از نظر آماری معنادار ارزیابی می‌گردد. ضریب تعیین مدل نیز نشان می‌دهد که حدود ۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته (پایداری سودآوری ناخالص) توسط متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توضیح داده می‌شود. نتایج ضرایب نشان می‌دهد که در میان متغیرهای مدل، تنها متغیر کنترلی نوع حسابرس دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است و در نتیجه رابطه‌ای معکوس و معنادار با پایداری سودآوری ناخالص دارد. سایر متغیرهای کنترلی از جمله اندازه شرکت، سرمایه‌گذاران نهادی، اهرم مالی، تأخیر گزارش حسابرسی و استقلال هیئت مدیره در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نبوده‌اند. همچنین ضریب متغیر تعاملی "حسابرسی مالیاتی" ضرب در "نوسانات اقتصادی" برابر با ۰/۷۵۹- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۸۲۳ است که بیش از ۵ درصد می‌باشد؛ بنابراین این متغیر فاقد تأثیر معنادار است و نوسانات اقتصادی تأثیر معناداری بر رابطه میان حسابرسی مالیاتی و پایداری سودآوری ناخالص ندارد. در نتیجه، فرضیه هشتم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید نمی‌شود.

۵. نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر که پیش‌تر بیان شد، هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر حسابرسی مالیاتی بر بی‌قاعدگی پایداری سود شرکت‌ها با در نظر گرفتن نقش نوسانات اقتصادی است. برای دستیابی به اهداف پژوهش، هشت فرضیه تدوین و مورد بررسی قرار گرفت.

حسابرسی مالیات بر ارزش افزوده دارای ماهیتی متفاوت از حسابرسی مالیات بر درآمد است، به‌طوری‌که در حسابرسی مالیات بر ارزش افزوده، تمرکز بر بازدیدهای میدانی کوتاه‌مدت به‌منظور شناسایی فرارهای مالیاتی است، در حالی‌که حسابرسی مالیات بر درآمد بیشتر به بررسی جامع و تحلیلی اسناد و صورت‌های مالی می‌پردازد. از سوی دیگر، سودهای حسابداری پایدار نشان‌دهنده ارزش مورد انتظار سودهای آتی هستند که در هر مقطع زمانی به‌صورت برداری از سودهای آینده مدل‌سازی می‌شوند و از اهمیت بالایی در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران برخوردارند. نتایج نشان داد که متغیر مستقل یعنی حسابرسی مالیاتی تأثیر معناداری بر پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی ندارد و فرضیه اول پژوهش تأیید نمی‌شود. به عبارت دیگر، در شرکت‌هایی که حسابرسی مالیاتی آن‌ها بیشتر است، تغییری در پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی مشاهده نمی‌شود و این عامل، نقش تعیین‌کننده‌ای در ثبات جریان‌های نقدی ندارد. نتایج این فرضیه با یافته پژوهش‌های گریلیتسکا (۲۰۲۴)، پروماتاساری و تریسناواتی (۲۰۲۲) و صراف و روشنی گیلوائی (۱۴۰۱) در تضاد است.

پایداری بازده سرمایه یکی از اصول اساسی برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود و همواره مورد توجه سرمایه‌گذاران فعلی و بالقوه قرار دارد. این شاخص به‌عنوان معیاری از ثبات عملکرد شرکت،

نقش مهمی در ارزیابی‌های مالی و سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند. در سوی دیگر، در فرایند حسابرسی مالیات بر ارزش افزوده، حسابرسان موظف‌اند اصول عمومی حسابرسی را در تمامی فعالیت‌های خود رعایت نمایند؛ با این حال، این نوع حسابرسی معمولاً دارای رویه‌هایی متفاوت از سایر حوزه‌های حسابرسی، از جمله مالیات بر درآمد، بوده و تمرکز آن بیشتر بر شناسایی تخلفات و انحرافات مالیاتی از طریق بررسی‌های میدانی است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که حسابرسی مالیاتی بر پایداری بازده سرمایه تأثیر منفی و معنادار دارد و فرضیه دوم پژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد. به بیان دیگر، در شرکت‌هایی که سطح حسابرسی مالیاتی بالاتری دارند، پایداری بازده سرمایه کاهش می‌یابد؛ این موضوع می‌تواند ناشی از فشارهای مالیاتی، افزایش هزینه‌های تطبیق‌پذیری، یا کاهش انگیزه برای سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت باشد. نتایج این فرضیه با یافته پژوهش خیراللهی و عبدی (۱۴۰۲) مطابقت دارد، ولی با پژوهش گریلیتسکا (۲۰۲۴) در تضاد است.

بر اساس نتایج حاصل از فرضیهٔ سوم پژوهش، مشخص گردید که حسابرسی مالیاتی تأثیر معناداری بر پایداری بازده دارایی‌ها دارد و این تأثیر، در جهت معکوس است. بنابراین، فرضیه سوم پژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد. به‌عبارت‌دیگر، در شرکت‌هایی که شدت یا فراوانی حسابرسی مالیاتی بالاتر است، پایداری بازده دارایی‌ها کاهش می‌یابد. این نتیجه می‌تواند ناشی از آثار نظارتی و محدودکننده حسابرسی مالیاتی بر روی فعالیت‌های عملیاتی یا استراتژیک شرکت‌ها باشد، که منجر به نوسانات بیشتر در عملکرد دارایی‌ها می‌گردد. نتایج این فرضیه با یافته پژوهش خیراللهی و عبدی (۱۴۰۲) مطابقت دارد.

بر اساس نتایج حاصل از فرضیهٔ چهارم پژوهش، مشخص شد که حسابرسی مالیاتی تأثیر معناداری بر پایداری سودآوری ناخالص دارد و این تأثیر، در جهت منفی است. بنابراین، فرضیه چهارم پژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد. به بیان دیگر، در شرکت‌هایی که سطح حسابرسی مالیاتی بالاتری دارند، پایداری سودآوری ناخالص کاهش می‌یابد. این نتیجه ممکن است ناشی از تأثیر محدودکننده حسابرسی مالیاتی بر تصمیمات مربوط به هزینه‌ها، درآمدها یا روش‌های گزارشگری مالی باشد که در نهایت موجب بی‌ثباتی در سودآوری عملیاتی شرکت‌ها می‌شود. نتایج این فرضیه با یافته پژوهش خیراللهی و عبدی (۱۴۰۲) مطابقت دارد.

بر اساس نتایج فرضیهٔ پنجم پژوهش مشاهده شد که نوسانات اقتصادی تأثیری بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی ندارد و در نتیجه فرضیه پنجم پژوهش رد می‌شود. به عبارت دیگر، در سال‌هایی که نوسانات اقتصادی افزایش یافته است، در شرکت‌هایی که میزان حسابرسی مالیاتی بیشتری دارند، این موضوع تأثیری بر پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی ندارد. نتایج این فرضیه با یافته پژوهش‌های خیراللهی و عبدی (۱۴۰۲) و پوسپیتانینگروم (۲۰۲۵) مطابقت دارد.

بر اساس نتایج فرضیهٔ ششم پژوهش، نوسانات اقتصادی بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری بازده سرمایه تأثیرگذار است و این تأثیر به صورت معکوس می‌باشد. از این رو، فرضیه ششم پژوهش مورد

پذیرش قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، در سال‌هایی که نوسانات اقتصادی افزایش یافته، در شرکت‌هایی که حسابرسی مالیاتی بیشتری دارند، پایداری بازده سرمایه عملیاتی کاهش می‌یابد. نتایج این فرضیه با یافته پژوهش گریلیتسکا (۲۰۲۴) مطابقت دارد. ولی با یافته پژوهش هندریانتو و همکاران (۲۰۲۲) در تضاد است.

با توجه به نتایج فرضیهٔ هفتم پژوهش، مشاهده شد که نوسانات اقتصادی تأثیری بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری بازده دارایی‌ها ندارد و فرضیه هفتم پژوهش رد می‌شود. به عبارت دیگر، در سال‌هایی که نوسانات اقتصادی افزایش یافته است، در شرکت‌هایی که حسابرسی مالیاتی بیشتری دارند، تأثیری بر پایداری بازده دارایی‌ها مشاهده نمی‌شود نتایج این فرضیه با یافته پژوهش خیراللهی و همکاران (۱۴۰۲) مطابقت دارد، ولی با یافته پژوهش‌های پوسپیتانینگروم (۲۰۲۵)، گریلیتسکا (۲۰۲۴) و اوریجینتا و همکاران (۲۰۲۵) در تضاد است.

براساس نتایج فرضیهٔ هشتم پژوهش ، مشاهده شد که نوسانات اقتصادی تأثیری بر رابطه بین حسابرسی مالیاتی و پایداری سودآوری ناخالص ندارد و فرضیه هشتم پژوهش رد می‌شود. به عبارت دیگر، در سال‌هایی که نوسانات اقتصادی افزایش یافته است، شرکت‌هایی که حسابرسی مالیاتی بیشتری دارند، تغییر معناداری در پایداری سودآوری ناخالص خود تجربه نمی‌کنند. نتایج این فرضیه با یافته پژوهش گریلیتسکا (۲۰۲۴) در تضاد است.

در ادامه، پیشنهادهای کاربردی به شرح زیر ارئه می‌شود:

- با توجه به نتایج پژوهش، توصیه می‌شود تحلیلگران در تحلیل‌های مالی خود به نقش حسابرسی مالیاتی و رابطه آن با ناپایداری پایداری سود توجه ویژه داشته باشند، چرا که افزایش حسابرسی مالیاتی منجر به کاهش بی‌قاعدگی در پایداری سود واحدهای اقتصادی می‌شود. شناخت این ویژگی‌ها نقش مهمی در ارزیابی ارزش شرکت دارد.
- به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که حسابرسی مالیاتی پایین‌تری دارند، زیرا در این شرکت‌ها، وجود حسابرسی مالیاتی کمتر و اختلاف پایین بین مالیات ابرازی و مالیات قطعی، موجب افزایش شاخص‌های پایداری سود می‌شود.
- با توجه به نتایج پژوهش، به مشاوران مالی و مدیران شرکت‌ها توصیه می‌شود در تحلیل‌های خود به حسابرسی مالیاتی و ارتباط آن با قابلیت پیش‌بینی سود توجه کنند، چرا که افزایش حسابرسی مالیاتی و شکاف عمیق بین مالیات ابرازی و مالیات قطعی، امکان پیش‌بینی دقیق سود را کاهش داده و منجر به کاهش پایداری سود می‌شود.
- به بنگاه‌های اقتصادی پیشنهاد می‌شود برای جلب اعتماد بیشتر سرمایه‌گذاران و سهامداران و حفظ ارزش شرکت، تلاش کنند شفافیت مالی خود را افزایش دهند تا حسابرسی مالیاتی آن‌ها کاهش یافته و شاخص‌های پایداری سود بهبود یابد.

پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی به شرح زیر است:

- پیشنهاد می‌شود بررسی ارتباط بین حسابرسی مالیاتی و بی‌قاعدگی پایداری سود با تمرکز بر نوسانات اقتصادی به تفکیک صنایع مختلف انجام شده و نتایج مقایسه گردد.
- پیشنهاد می‌شود مطالعه ارتباط بین حسابرسی مالیاتی و بی‌قاعدگی پایداری سود با تاکید بر کیفیت حاکمیت شرکتی صورت گیرد.
- پیشنهاد می‌شود تحلیل ارتباط بین حسابرسی مالیاتی و بی‌قاعدگی پایداری سود با در نظر گرفتن چرخه عمر شرکت انجام شود.
- پیشنهاد می‌شود بررسی ارتباط بین حسابرسی مالیاتی و بی‌قاعدگی پایداری سود با تمرکز بر استراتژی‌های مدیریتی صورت گیرد.
- پیشنهاد می‌شود نقش تعدیل‌کننده کمیته حسابرسی در ارتباط بین حسابرسی مالیاتی و بی‌قاعدگی پایداری سود مورد مطالعه قرار گیرد.

منابع

جامعی، رضا؛ نظری نامبانی، علی؛ اسماعیلی، محمد. (۱۳۹۹). بررسی نقش میانجی کیفیت سود در رابطه بین مابه‌التفاوت (سودهای حسابداری و مالیاتی) و کیفیت حسابرسی. دانش حسابرسی، ۲۰(۸۱)، ۱-۱۹.

خیراللهی، علیرضا؛ عبدی، رسول. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر تأخیر در گزارش حسابرسی بر بی‌قاعدگی پایداری سود. چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، ۶(۸۳)، ۳۱۴-۳۲۵.

خیراللهی، علیرضا؛ عبدی، رسول؛ خیرالهی، زهرا. (۱۴۰۲). تأثیر حق‌الزحمه حسابرسی بر بی‌قاعدگی پایداری سود. چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، ۶(۸۶)، ۵۲-۶۶.

رازمنش، فاطمه. (۱۴۰۰). تأثیر مدیریت سود واقعی بر پایداری و آگاهی بخشی سود. چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، ۴(۴۹)، ۱-۱۸.

صراف، فاطمه؛ روشنی گیلوائی، محمدرضا. (۱۴۰۱). عملکرد پایداری شرکت و تداوم سود بر ارتباط بین کیفیت سود و جریان نقد آتی. چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، ۵(۷۱)، ۱۸-۳۳.

قلیچی مقدم، هدا؛ نقش بندی، نادر. (۱۳۹۹). بررسی نقش تعدیل‌کنندگی شهرت حسابرس بر رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت و انتخاب حسابرس در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار. پژوهش‌های معاصر در علوم مدیریت و حسابداری، ۲(۶)، ۱-۲۳.

کامیابی، یحیی؛ پرهیزگار، بتول. (۱۳۹۵). بررسی رابطهٔ بین سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش سرمایه‌گذاری، ۵(۱۷)، ۱۶۵-۱۸۶.

مرادی، مجید؛ خوشکار، فرزین؛ سام کن، ذکریا. (۱۳۹۹). ارتباطات دولتی و پایداری سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، ۳(۲۶)، ۷۵-۹۱.

مولائی، اعظم؛ حیدری، محمد؛ قدیری، عاطفه. (۱۴۰۳). تأثیر پایداری سود بر حق‌الزحمه غیرعادی حسابرسی. دهمین همایش بین‌المللی مدیریت و حسابداری ایران، همدان.

Abernathy, J. L., Finley, A. R., Rapley, E. T., & Stekelberg, J. (2021). External auditor responses to tax risk. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 36(3), 489-516.

Baranova, L., & Geyser, A. (2023). The Role of Tax Control and Audit in the Conditions of Forming an Economy of Sustainable Development. Ekonomika I Upravlenie: Problemy, Resheniya, 12/2(141), 129-135.

Belnap, A., Hoopes, J. L., Maydew, E. L., & Turk, A. (2024). Real effects of tax audits. Review of Accounting Studies, 29(1), 665-700.

Bezdolnaya, T., & Neshchadimova, T. (2022). Problems and Prospects of The Development of Tax Audit as A Means of Reducing Tax Risks. Research of Economic and Financial Problems, 3, 1-11.

Birskyte, L. (2013). Effects of tax auditing: Does the deterrent deter?. Research Journal of Economics, Business and ICT, 8(2), 1-8.

Brezina, P., Eberhartinger, E., & Zieser, M. (2021). The Future of Tax Audits?: The Acceptance of Online-based, Automated Tax Audits and Their Effects on Trust and Power. WU Vienna University of Economics and Business, 1-57.

Bryan, D. B., & Mason, T. W. (2020). Earnings volatility and auditor risk assessments: Evidence from auditor resignations. Accounting Horizons, 34(4), 33-56.

Bushee, B. J. (1998). The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior. Accounting review, 73(3), 305-333.

Camille, E. I., & Effriyanti, E. (2021). The Impact of Book-Tax Differences and Cash Flow Volatility on Earnings Persistence. EkoPreneur, 2(1), 28-44.

Casanova-Villalba, C. I., & Hurtado-Guevara, R. F. (2023). Auditoría fiscal y evasión tributaria mediante un enfoque sustentado en evidencia empírica reciente. Multidisciplinary Collaborative Journal, 1(1), 39-51.

Demirci, O. A., & Z. (2021). Advantages of Tax Audit. In S. Grima & E. Boztepe (Eds.), Contemporary Issues in Public Sector Accounting and Auditing (Vol. 105, p. 131-141). Emerald Publishing Limited. https://doi.org/10.1108/S1569-375920200000105009

Du, Z., Zhao, G., & Peng, Y. (2024). Audit Quality Control and Financial Risk Prevention Strategies for CPAs under Multi-Objective Optimization Calculation Considering Sustainable Development Strategy. Applied Mathematics and Nonlinear Sciences, 9(10), 1-20.

El-Sayed, N. H. Y., & Shemes, M. A. A. A. (2024). Catalysts of Financial Stability: Analyzing the Nexus between Audit Quality and Earnings Persistence; Egx 30 Tr Index; An Empirical Study. Journal of Accounting Research, 11(3), 1-27.

Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. M., & Schipper, K. (2004). Costs of equity and earnings attributes. The accounting review, 79(4), 967-1010.

Fuad, M., Jaori, J., Apriwenni, P., Rosalina, S., & Sari, E. (2023). Earnings Persistence: The Effect of Book Tax Differences, Tax Retention Rate, and Deferred Tax Expense. JPPI (Jurnal Penelitian Pendidikan Indonesia), 9(3), 1316-1325.

Ginanjar, Y., Risdayanti, R., & Alnazar, M. A. (2023). Identification the Factors that Influence Profit Persistence. Proceeding International Pelita Bangsa, 1(01), 98-106.

Gómez-Limón, J. A., Sánchez-Cañizares, S., Hidalgo-Fernández, A., & Castillo-Canalejo, A. M. (2023). Profit and viability persistence: Evidence from the Spanish agricultural sector. Agribusiness, 39(4), 1300-1332.

Grylitska, A. (2024). Tax Audit and Preparation for the Tax Audit: Maintaining the Financial Stability of the Orgnaization. J. Int'l Legal Commc'n, 12, 48.

Hendrianto, S., Dara, N., & Pratikto, D. F. (2022). Analisis Volatilitas Arus Kas, Volatilitas Penjualan, Besaran Akrual dan Pengaruhnya Terhadap Persistensi Laba Dengan Book Tax Differences Sebagai Variabel Moderating Pada Perusahaan Industri Barang Konsumsi Yang Terdaftar di Bursa Efek Indonesia. Jurnal Multidisiplin Madani, 2(4), 1929-1946.

Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. The Review of Financial Studies, 28(3), 650-705.

Jaramillo-Armijos, J., & Torres-Palacios, M. (2024). Tax compliance auditing as a tool for detecting and preventing tax risks for the detection and prevention of tax risks. Revista Metropolitana de Ciencias Aplicadas, 7(2), 110-119.

Jeremiah, O., & Akpanuko, E. (2024). The Influence of Earnings Persistence on Financial Sustainability of Commercial Banks in Nigeria. AKSU Journal of Administration and Corporate Governance, 4(2), 29-39.

Kaya, E. (2022). Cash Flow and Accrual Anomalies: Evidence from Borsa Istanbul. The Indonesian Capital Market Review, 14(1), 1-18.

Kraievskyi, V., Savchenko, A., & Skoryk, M. (2024). Methodological Approaches to Tax Audit: The Imperative of Analysis Under the Condition of Uncertainty of the Term. Ukrainian Economic Journal, (6), 26-30.

Lei, X., Wang, H., Deng, F., Li, S., & Chang, W. (2024). Sustainability Through Scrutiny: Enhancing Transparency in Chinese Corporations via Environmental Audits. Journal of the Knowledge Economy, 1-70.

Ma, H. Y., & Yoo, J. Y. (2022). A study on the impact of sustainable management on earnings persistence and market pricing: evidence from Korea. Journal of Business Economics and Management, 23(4), 818-836.

Melastiani, N. P., & Sukartha, I. M. (2021). The Effect of Cash Flow Volatility, Sales Volatility, and the Operating Cycle on Earnings Persistence. American Journal of Humanities and Social Sciences Research (AJHSSR). 5(4), 288-296.

Nazarova, K. O., & Mykhalchyshyna, L. H. (2018). Tax Audit: Contents, Invariance of Approaches and Perspective of Development. Accounting and Finance, (4), 102-107.

Nissim, D. (2021). Earnings quality (SSRN Scholarly Paper No. 3794378). SSRN. https://doi.org/10.2139/ssrn.3794378

Nitami, S. A., & Hayati, B. (2021). Relationship between crude oil price fluctuations, economic growth, inflation, and exchange rate in Indonesia 1967-2019. AFEBI Economic and Finance Review, 6(2), 83-97.

Opstad, L. T., & Valenta, R. (2023). Profit Rate and Profit Persistence in the Norwegian Construction Industry-A Sector With Different Segments, Strong Competition and Many Small Companies, Eurasian Journal of Economics and Finance, 11(2), 52-61.

Orijinta, H., Otiedhe, G., & Udoezika, D. (2025). Moderating Effect of Audit Report Timeliness on Audit Committee Attributes and Earnings Volatility of Quoted Oil and Gas Firms in Nigeria. International Journal of Multidisciplinary Approach Research and Science, 3(1), 14–26.

Penman, S. H., & Zhang, X. J. (2002). Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns. The accounting review, 77(2), 237-264.

Permatasari, M., & Trisnawati, E. (2022). Deferred tax on real profit management with tax planning as moderating. Jurnal Akuntansi, 26(2), 280-305.

Puspitaningrum, D. (2025). Analyzing the Determinants of Audit Report Lag: The Role of Earning Volatility, Audit Quality, and Auditor Industry Specialization. Socio-Economic and Humanistic Aspects for Township and Industry, 3(1), 193–198.

Rahayu, S. K. (2022). Tax Audit Effectiveness: Detection of Tax Sheltering Through Implication Book Tax Differences on Earnings Management. In Proceeding of International Conference on Business, Economics, Social Sciences, and Humanities (Vol. 5, pp. 247-256).

Rincón, B. (2023). The tax audit. SCT Proceedings in Interdisciplinary Insights and Innovations.

Serdyuk, V., Golovinov, O., & Ponomarenko, N. (2024). Tax audits of customs payments. Proceedings of Voronezh State University. Series: Economics and Management, (2), 13–29. https://doi.org/10.17308/econ.2024.2/11828

Sharma, S. (2022). Risk-Based Tax Audits in India and Evolution to Risk Management. International Journal for Research in Applied Science and Engineering Technology. https://doi.org/10.22214/ijraset.2022.47871

Shyhun, M., & Zhuravel, A. (2022). Tax Audit and Tax Control: Interaction Model and Legislative Regulation. Accounting and Finance, 97, 46-55.

Sukmono, M., & Setiyawati, H. (2022, September). Analysis of Factors Affecting Profit Persistency. In 3rd Asia Pacific International Conference on Industrial Engineering and Operations Management. https://doi.org/10.46254/AP03.20220665

Trostianska, K., & Yaromych, L. (2021). Organization of Payroll Tax Audit. Herald of Khmelnytskyi National University, 1(6), 261-265.

Yoon, Y., & Lee, H. (2022). The Effect of Family Business Succession and its Types on the Earnings Management and Tax Avoidance of Firms. The Academic Society of Global Business Administration, 19(4), 22-41.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی