Journal of Capital Market Analysis

Volume 4 Issue 4 Online ISSN: 2783-3488

Page: 139-167 https://jcma.aliabad.iau.ir

The Mediating Role of Profit Stability in the Relationship Between Comparability of Financial Statements and Predictability of Profit and Pricing Efficiency of Accruals

Hamzeh Anbari
Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

Masood Fooladi (Corresponding Author)
Department of Accounting, Shahin Shahr Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

foladim57@gmail.com

Maryam Farhadi
Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

Leila Safdarian
Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 22 Jun 2024
Accepted: 16 Sep 2024

Keywords:
Financial statement comparability, Pricing Efficiency of Accruals, Earnings Predictability, Earnings Persistence.

Abstract

Corporations consistently seek to maximize their profits, and achieving this objective necessitates the provision of high-quality financial reports in which cash flows and accruals are accurately recognized, enabling investors to forecast corporate earnings effectively. In this regard, earnings persistence, along with financial statement comparability, can enhance investors' accuracy in assessing firms' financial performance and strengthen their confidence in profitability and investment returns. Accordingly, the present study examines the mediating role of earnings persistence in the relationship between financial statement comparability, earnings predictability, and accrual pricing efficiency. To this end, data from 105 firms listed on the Tehran Stock Exchange during the period 2014–2022 were analyzed using a systematic elimination approach. The study employed a multiple regression model with panel data to test the research hypotheses. The findings indicate that earnings persistence serves as a mediating variable in the relationship between comparability and accrual pricing efficiency. Additionally, this mediating variable influences the relationship between comparability and earnings predictability. The results of hypothesis testing suggest that financial statement comparability has a significant impact on earnings predictability and accrual pricing efficiency, ultimately improving accrual pricing efficiency and enhancing earnings predictability.

© The Author(s). Publisher: Islamic Azad Univercity of Aliabad Katoul Branch.

فصلنامه تحلیل بازار سرمایه

شاپا الکترونیک: ۲۷۸۳-۳۴۸۸ سال ۴ شماره ۴

https://jcma.aliabad.iau.ir صفحه: ۱۶۷-۱۳۹

نقش میانجی پایداری سود در رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و قابلیت پیش‌بینی سود و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی

حمزه عنبری

گروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

مسعود فولادی (نویسنده مسئول)

گروه حسابداری، واحد شاهین‌شهر، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

foladim57@gmail.com

مریم فرهادی

گروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

لیلا صفدریان

گروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخچه مقاله:

تاریخ دریافت: ۰۲ تیرماه ۱۴۰۳

تاریخ پذیرش: ۱۶ شهریور ماه ۱۴۰۳

واژگان کلیدی:

قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی، قابلیت پیش‌بینی سود، پایداری سود.

چکیده

شرکت‌ها همواره در پی حداکثرسازی سود خود هستند و تحقق این هدف مستلزم ارائه گزارش‌های مالی باکیفیت است که در آن‌ها وجوه نقد و اقلام تعهدی به‌درستی شناسایی شده و امکان پیش‌بینی سود شرکت برای سرمایه‌گذاران فراهم شود. در این میان، پایداری سود، همراه با قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، می‌تواند دقت سرمایه‌گذاران را در ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها افزایش داده و اطمینان آن‌ها را نسبت به سودآوری و بازده سرمایه‌گذاری تقویت کند. بنابراین هدف پژوهش حاضر، بررسی نقش میانجی پایداری سود در رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و قابلیت پیش‌بینی سود و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی است. بدین منظور، اطلاعات ۱۰۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۴۰۱ با استفاده از روش حذف سامانمند بررسی شدند. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از مدل رگرسیون چندگانه با داده‌های تابلویی بهره گرفته شد. یافته‌ها نشان دادند که پایداری سود نقش میانجی در رابطه بین قابلیت مقایسه و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی دارد. همچنین، این متغیر میانجی در رابطه بین قابلیت مقایسه و قابلیت پیش‌بینی سود نیز تأثیرگذار است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها بیانگر آن است که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر معناداری بر قابلیت پیش‌بینی سود و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی داشته و باعث بهبود کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی و افزایش قابلیت پیش‌بینی سود می‌شود.

ناشر: دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی آباد کتول.

©نویسندگان.

CC BY NC ND

۱. مقدمه

قابلیت مقایسه یکی از ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی است که استفاده‌کنندگان را قادر می‌سازد تا شباهت‌ها و تفاوت‌های بین اقلام صورت‌های مالی را بررسی، و ارزیابی منطقی‌تری از فرصت‌های گوناگون سرمایه‌گذاری یا اعطای اعتبار به عمل‌آورند (وی چن[1] و همکاران، ۲۰۲۰). مطالعات اخیر عمدتاً بر پیامدهای قابلیت مقایسه اطلاعات مالی برای کاربران تمرکز داشته‌اند (دی فرانکو و همکاران[2] ۲۰۱۱؛ چن و گانگ[3] ۲۰۱۹)، اما بررسی تأثیر آن بر مدیران و سایر استفاده‌کنندگان بصورت محدود مورد مطالعه قرار گرفته است. علاوه بر این، تأثیر قابلیت مقایسه بر کاربران صورت‌های مالی نیز به‌طور کامل بررسی نشده است. افزایش قابلیت مقایسه اطلاعات، نوسانات قیمت سهام را کاهش داده و پیش‌بینی سودهای آتی را بهبود می‌بخشد. مدیران با ارائه گزارش پیش‌بینی سود، رفتار سرمایه‌گذاران و در نتیجه بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهند (بوتسکا و ریگایگ[4] ۲۰۱۹). انتظار می‌رود جهت استمرار قابلیت مقایسه در شرکت، مدیریت با بهره‌گیری از رویه‌های ثابت، افشای به‌موقع اطلاعات و قیمت گذاری صحیح اقلام تعهدی، اعتماد استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی را جلب نماید. تحقیقاتی مانند (خدامی پور و امیری، ۲۰۲۰) به این نتیجه رسیده‌اند که بازار تمایل دارد پایداری اقلام تعهدی را بالاتر در نظر بگیرد و این موضوع منجر به تغییرات معناداری در قیمت سهام می‌گردد و سرمایه‌گذاران غیر مطلع با هزینه‌های معاملاتی ناشی از تأثیر قیمت سهام مواجه شده و اقلام تعهدی را به‌طور نادرست قیمت‌گذاری و موردبررسی قرار دهند. قیمت‌گذاری نادرست درآمدهای تعهدی اختیاری، قیمت سهام را افزایش داده و به رفتار نامتقارن بازار منجر می‌شود، بااین‌حال، تحقیقات کمی علت این موضوع را بررسی کرده‌اند که چه عاملی باعث می‌گردد سرمایه‌گذاران تغییرات مقطعی اقلام تعهدی را این‌گونه درک و قیمت‌گذاری کنند. همچنین، پژوهشگران راجع به این مسئله نیز دچار اختلاف‌نظر هستند که آیا تعبیر نادرست سرمایه‌گذاران باعث قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی می‌شود یا خیر؟ لذا، باتوجه‌به شکاف‌های موجود در ادبیات تحقیق، جهت رفع ناهماهنگی دیدگاه‌ها و پوشش خلأهای

[1] Wei Chen et al.
[2] DeFranco
[3] Chen & Gong
4 Bouteska & Regaieg.

موجود در ادبیات این موضوع و تأثیری که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر پایداری سود، کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی و درنهایت بر پیش‌بینی سود دارد و همچنین تأثیراتی که این متغیرها می‌توانند بر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی، سهام‌داران، سرمایه‌گذاران، مدیران و شرکت‌های رقیب داشته باشند، در این پژوهش به بررسی نقش میانجی پایداری سود در رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و قابلیت پیش‌بینی سود و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی می‌پردازیم.

۲. مروری بر پیشینه تحقیق

دو و همکاران[5](۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان آیا سود عملیاتی مبتنی بر نقد، ناهنجاری اقلام تعهدی را توضیح می‌دهد؟" نسبت به بررسی شرکت در بازارهای ایالات‌متحده و چین طی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۸ پرداختند. آن‌ها نشان دادند که سود حاصل از عملیات نقدی، قادر است در بازار ایالات‌متحده، بازدهی مرتبط با اقلام تعهدی و سود عملیاتی را پیش‌بینی نماید.

چن و گانگ (۲۰۱۹) در پژوهش خود با عنوان تأثیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر کیفیت گزارشگری مالی، کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی که با استفاده ۱۸۴۰۶۶ مشاهده برای دوره زمانی بین سال‌های ۱۹۸۸ تا ۲۰۱۷ مستخرج از داده‌های پایگاه‌داده‌ی اطلاعات مالی و مرکز تحقیقات قیمت امنیتی انجام شد، به این نتیجه رسیدند که قابلیت مقایسه دوره قبل رابطه معنادار بالایی باکیفیت گزارشگری مالی دوره کنونی دارد. همچنین قابلیت مقایسه رابطه مثبتی با صحت و دقت پیش‌بینی مدیریت دارد و قابلیت مقایسه می‌تواند باعث بهبود توانایی مدیران در پیش‌بینی عملکرد آینده شرکت شود.

آبیار و دادبه (۱۴۰۰) به بررسی تأثیر قابلیت مقایسه حسابداری بر کیفیت گزارشگری مالی و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی اختیاری در بازار بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۶ پرداختند و از بین جامعه موجود تعداد ۱۰۱ مورد به‌عنوان نمونه انتخاب گردید. نتایج نشان داد قابلیت مقایسه حسابداری بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر معنادار دارد، به‌علاوه قابلیت مقایسه حسابداری بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی اختیاری تأثیر معنادار دارد.

[5] Du et al

فلاح و مرادیان (۱۴۰۰) در مقاله خود با عنوان بررسی رابطه بین قابلیت مقایسه صورتهای مالی با کیفیت گزارشگری مالی و قیمت گذاری اقلام تعهدی اختیاری به بررسی اطلاعات مالی ۱۲۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۸ تا ۱۳۹۴ پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که بین قابلیت مقایسه صورت های مالی و کیفیت گزارشگری مالی ارتباط مثبت و معنادار وجود دارد و بین قابلیت مقایسه صورت های مالی و قیمت گذاری اقلام تعهدی اختیاری ارتباط معنادار وجود ندارد.

رشدی بناب (۱۴۰۰) در پژوهش خود با عنوان بررسی تاثیر قابلیت مقایسه حسابداری بر کیفیت گزارشگری مالی و قیمت گذاری اقلام تعهدی به بررسی ۱۰۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ پرداخت و یافته های پژوهش نشان داد که بین قابلیت مقایسه حسابداری بر کیفیت گزارشگری مالی تاثیر معنی داری به لحاظ آماری وجود ندارد. بین قابلیت مقایسه حسابداری بر قیمت گذاری اقلام تعهدی تاثیر معنی داری به لحاظ آماری وجود ندارد.

مهربان پور و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله خود با عنوان نقش میانجی کیفیت گزارشگری مالی در رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نگهداشت وجه نقد که با استفاده از داده‌های ۱۱۰ شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ انجام گردید، به این نتیجه رسیدند که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی به طور چشمگیری نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها را کاهش می‌دهد. از سویی دیگر، کیفیت گزارشگری مالی میانجی رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نگهداشت وجه نقد نیست. همچنین کیفیت گزارشگری مالی بالا تأثیری بر عدم تقارن اطلاعاتی و سیستم تأمین مالی ندارد.

تکه و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله خود با عنوان بررسی قیاس‌پذیری حسابداری، کیفیت گزارشگری مالی و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران با بررسی ۹۳ شرکت در طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ به این نتیجه رسیدند که بین قیاس‌پذیری حسابداری و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود ندارد و همچنین بین کیفیت گزارشگری مالی و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

۳. مبانی نظری تحقیق

گزارش‌های مالی باکیفیت، گزارش‌هایی کامل، بی‌طرفانه و عاری از خطا هستند که اطلاعات مفیدی برای پیش‌بینی موقعیت اقتصادی و عملکرد شرکت ارائه می‌دهند. اگرچه کیفیت گزارشگری مالی به‌طور مستقیم قابل‌مقایسه نیست، مفسران آن را به‌عنوان عاملی اصلی در بازار سرمایه مهم می‌دانند، زیرا پیش‌شرطی اساسی برای عملکرد درست بازار سرمایه و اقتصاد و منبعی ضروری برای سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه محسوب می‌شود. کیفیت پایین اقلام تعهدی، نزدیکی سود به جریان نقدی را کاهش داده و می‌تواند احساس ریسک سرمایه‌گذاران را افزایش دهد. افزایش قابلیت مقایسه، کیفیت اقلام تعهدی را بهبود می‌بخشد. مدیریت با استفاده از رویه‌های ثابت و افشای به‌موقع و صادقانه اطلاعات، اعتماد استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی را جلب کرده و از قیمت‌گذاری بیش از حد سهام جلوگیری می‌کند. چن و گانگ (۲۰۱۹) نشان دادند که قابلیت مقایسه بر کیفیت گزارشگری مالی و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی تأثیر دارد. در مقابل، تکه و استاد رحیمی (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای بر روی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، رابطه‌ای معنادار بین قیاس‌پذیری حسابداری و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی نیافتند، اما رابطه کیفیت گزارشگری مالی و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی را تأیید کردند. ویلمتنز و همکاران[6] (۲۰۲۰) نشان دادند که قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی در مواجهه با پیشنهادهای سرمایه‌گذاری پیچیده بیشتر است، زیرا سرمایه‌گذاران پایداری اقلام تعهدی را به‌طور کامل درک نمی‌کنند. در مقابل، قابلیت مقایسه بالاتر صورت‌های مالی به بازده قیمت‌گذاری وابسته بوده که با اقلام تعهدی اختیاری مرتبط است. با توجه به ناهماهنگی دیدگاه‌ها و پوشش خلأهای موجود در ادبیات این موضوع، تحقیق حاضر به بررسی تأثیر قابلیت مقایسه حسابداری بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی و قابلیت پیش‌بینی سود با نقش میانجی کیفیت گزارشگری مالی می‌پردازد.

۴. فرضیه‌های تحقیق

تحقیقات اخیر نشان می‌دهند شرکت‌هایی با پایداری سود بالاتر، کیفیت گزارش‌دهی مالی بهتری دارند (الشائر، ۲۰۲۰). پایداری سود موجب می‌شود اطلاعات مالی دقیق‌تر تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد،

[6] Wil Martens, Yapa & Safari

این موضوع اهمیت قابلیت مقایسه را تقویت می‌کند (لی و چوی[7] ۲۰۲۱). شرکت‌های با پایداری سود بیشتر، معمولاً نوسانات کمتری در درآمد نشان می‌دهند. مدیران این شرکت‌ها بیشتر تابع دستورالعمل‌های مراجع قانونی بوده و در ارائه اطلاعات مالی و اقلام تعهدی دقت بیشتری دارند. این موضوع نشان‌دهنده وجود رابطه مستقیم بین پایداری سود و کیفیت اقلام تعهدی می‌باشد. هر چه کیفیت اقلام تعهدی بالاتر باشد، پایداری سود نیز افزایش می‌یابد. هوانگ و لی[8](۲۰۲۰) دریافتند پایداری سود به شفافیت اطلاعات مالی منجر می‌شود، که امکان ارزیابی دقیق‌تر عملکرد مالی شرکت‌ها را برای سهامداران و تحلیلگران فراهم کرده و قابلیت مقایسه را افزایش می‌دهد. براساس مطالب ارائه‌شده فرضیات تحقیق به‌صورت زیر ارائه‌شده است:

فرضیه اول: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر مثبت و معناداری بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی دارد.

فرضیه دوم: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر مثبت و معناداری بر قابلیت پیش‌بینی سود دارد.

فرضیه سوم: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر مثبت و معناداری بر پایداری سود دارد.

فرضیه چهارم: پایداری سود نقش میانجی بر رابطه بین قابلیت مقایسه و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی دارد.

فرضیه پنجم: پایداری سود نقش میانجی بر رابطه بین قابلیت مقایسه و قابلیت پیش‌بینی سود دارد.

۵. روش‌شناسی تحقیق

۵-۱. ابزار و روش تحقیق

این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر شیوه اجرا توصیفی- علی با استفاده از داده‌های کتابخانه‌ای است. روش تحقیق مقطعی و طرح پژوهش نیمه تجربی با رویکرد پس‌رویدادی (استفاده از اطلاعات گذشته) می‌باشد. در بخش آمار استنباطی، از آزمون‌های همبستگی، تی و رگرسیون خطی چندگانه استفاده شده است. ضریب همبستگی جهت بررسی رابطه و نوع ارتباط (مثبت یا منفی) بین متغیرهای مستقل و وابسته به کار رفته است.

---

7 Lee & Choi.

8 Huang, X., & Liu, H.

برای بررسی اثر میانجی یک متغیر در رابطه بین دو متغیر دیگر، روش های متداولی مانند سوبل[9]، آروین[10] و گودمن[11]، رویکرد بارون و کنی[12] و روش بوت‌استرپینگ[13] مورد استفاده قرار می‌گیرند. در مقاله حاضر به پیروی از مهربان پور و همکاران (۱۳۹۹) از رویکرد پیشنهادی بارون و کنی (۱۹۸۶) که یک روش سلسله‌مراتبی برای بررسی میانجی‌گری است به همراه شاخص شمول واریانس برای ارزیابی اثر میانجی استفاده شده است.

۲-۵. جامعه آماری و انتخاب نمونه

جامعه آماری این پژوهش را تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۴۰۱ تشکیل می‌دهد. در این پژوهش از روش حذف سامانمند استفاده‌شده است. این شرایط شامل شرکت‌هایی است که دوره مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد، قبل از سال ۱۳۹۳ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشند، در تمامی سال‌های ۱۳۹۳-۱۴۰۱ داده‌های آن‌ها در دسترس باشد، جزء شرکت‌های فعال واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و بیمه نباشد و سهام آن‌ها حداقل هر شش ماه یک‌بار مورد معامله قرارگرفته باشد. بر اساس این معیارها ۱۰۵ شرکت به‌عنوان نمونه آماری نهایی انتخاب گردیده است.

۳-۵. متغیرهای پژوهش، تعریف آن‌ها و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها

پایداری سود: پایداری سود به توانایی یک شرکت در حفظ و استمرار درآمدهای پایدار در طول زمان اشاره دارد. برای اندازه‌گیری پایداری سود به پیروی از رستمی (۱۳۹۰) از مدل (۱)، بهره می‌گیریم.

مدل (۱) $E_{i,t+1}= \alpha+ \beta E_{i,t} + e_{i,t}$

$E_{i,t+1}$: سود قبل از اقلام غیرعادی در سال $t+1$ $E_{i,t}$: سود قبل از اقلام غیرعادی در سال تمام متغیرهای مدل (۱) با استفاده از کل دارایی‌های دوره قبل تعدیل‌شده‌اند. مدل فوق نشان می‌دهد که سود دوره جاری چه مقـدار در دوره آتی پایدار می‌باشد. این مدل براساس اطلاعات ۸ سال گذشته

[9] Sobel
[10] Aroian
[11] Goodman
12 Baron, R. M., and D. A. Kenny
[13] Bootstrapping

و با استفاده از داده‌های شش‌ماهه ۱۶ دوره قبل برای هرسال – شرکت، برازش می‌شود و ضریب متغیر مستقل یعنی β به‌عنوان پایداری سود در نظر گرفته می‌شود (رستمی، ۱۳۹۰).

قابلیت مقایسه گزارشگری مالی: قابلیت مقایسه گزارشگری مالی به معنای امکان مقایسه اطلاعات مالی شرکت‌ها با یکدیگر و در دوره‌های مختلف زمانی است. این ویژگی باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران و سایر ذینفعان بتوانند تصمیمات دقیق‌تر و آگاهانه‌تری در مورد عملکرد شرکت‌ها اتخاذ کنند. در این پژوهش، با بهره‌گیری از مطالعات قبلی، مانند سون[14] (۲۰۱۶) برای اندازه‌گیری قابلیت مقایسه از روش دی فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) استفاده می‌گردد. در روش مذکور برای اندازه‌گیری قابلیت مقایسه در هر ۶ ماه، در ابتدا مدل شماره (۲) برای هرسال شرکت i با استفاده از اطلاعات واقعی شانزده دوره گذشته شش‌ماهه تخمین زده می‌شود:

$$Earnings_{it} = \propto_i + \beta_i Return_{it} + e_{it}$$ مدل (۲)

$Earnings_{it}$: سود خالص شش‌ماهه شرکت تقسیم‌بر ارزش بازار سهام شرکت در ابتدای دوره

$Return_{it}$: بازده شش‌ماهه شرکت i i: نماد شرکت. t: نماد سال.

با استفاده از مدل (۲)، پارامترهای $\propto$ و β برای هر شرکت موردنظر i بر اساس اطلاعات سود و بازده ۱۶ دوره شش‌ماهه گذشته محاسبه می‌شود. این پارامترها، شاخصی برای سیستم حسابداری شرکت i هستند. همین فرایند برای شرکت‌های دیگر j هم اجرا می‌شود. در ادامه، طبق رابطه زیر، سود شرکت موردنظر i با استفاده از $\propto$ و β تخمین زده‌شده برای شرکت i در مدل ۵ و بازده واقعی شرکت i محاسبه می‌شود. سپس، طبق رابطه (۱)، با فرض اینکه بازده شرکت‌ها برابر است، درآمد شرکت‌های دیگر صنعت (j) با استفاده از بازده واقعی شرکت موردنظر i ولی $\propto$ و β تخمین زده‌شده شرکت j محاسبه می‌گردد.

$$E(Earnings)_{iit} = \widehat{\propto_i} + \widehat{\beta_i} Return_{it}$$ رابطه (۱)

$$E(Earnings)_{ijt} = \widehat{\propto_j} + \widehat{\beta_j} Return_{it}$$ رابطه (۲)

$E(Earnings)_{it}$: سود پیش‌بینی‌شده شرکت موردنظر i با استفاده از $\propto$ و β و بازده شرکت i در شش‌ماهه t.

[14] Sohn

$E(Earnings)_{ijt}$: سود پیش‌بینی‌شده شرکت j با استفاده از ∝ و β شرکت j ولی بازده شرکت موردنظر i در شش‌ماهه t.

سپس قابلیت مقایسه (AcctCompijt) بین دو شرکت i و j از طریق زیر محاسبه می‌شود.

رابطه (۳) $AcctComp_{ijt} = -\frac{1}{16} * \sum_{t-15}^{t} |E(Earnings_{iit}) - E(Earnings_{ijt})|$

در رابطه (۳)، مقادیر بیشتر برای $AcctComp_{ijt}$ نشان‌دهنده قابلیت مقایسه بیشتر بین دو شرکت است (اعداد به‌دست‌آمده چون در منفی ضرب شده‌اند، پس بزرگ‌ترین نشانه مثبت‌ترین است. مثلاً عدد ۴- از ۱۰- بزرگ‌تر است و قابلیت مقایسه بیشتری را در بردارد). به طریق مشابه برای هر دوره شش‌ماهه و هر جفت شرکت موردنظر i با شرکت‌های j عضو یک صنعت، معیار ACCtComp محاسبه می‌شود. قابلیت مقایسه، برای تمام جفت شرکت‌های موردنظر i و سایر شرکت‌ها j محاسبه و بر اساس مقدار به‌دست‌آمده، مرتب می‌شوند. سپس، میانگین ۴ عدد بزرگ‌تر محاسبه‌شده و به‌عنوان معیار قابلیت مقایسه خاص شرکت i تعریف می‌شود (برزگر، ۱۴۰۰).

کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی: کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی به معنای توانایی بازار در ارزش‌گذاری صحیح و دقیق این اقلام در گزارش‌های مالی است. به‌بیان‌دیگر، زمانی که قیمت‌گذاری اقلام تعهدی به شکل کارآمد انجام شود، ارزش بازار شرکت‌ها به‌درستی اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری را منعکس می‌کند. در پژوهش حاضر به پیروی از علی احمدی و فدایی (۱۳۹۴) به‌منظور تفکیک اقلام تعهدی به اجزای اختیاری و غیر اختیاری از مدل تعدیل‌شده جونز مدل (۳) استفاده می‌گردد.

مدل (۳) $ACC_{it}/AT_{it-1} = \propto_1 + \propto_2 (1/AT_{it-1}) + \propto_3 ((\Delta SAL_{it} - \Delta AR_{it})/AT_{it-1}) + \propto_4 (PPE_{it}/AT_{it-1}) + e_{i,t}$

ACC (کل اقلام تعهدی): از تفاوت سود عملیاتی با جریان نقد عملیاتی محاسبه می‌گردد.

AT_{it-1}: نشان‌دهنده جمع کل دارایی‌های ابتدای سال می‌باشد.

ΔSAL_{it}: بیانگر تغییرات فروش.

ΔAR_{it}: نشان‌دهنده تغییرات در حساب‌های دریافتنی.

ΔPPE_{it}: نشان‌دهنده ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات است.

مدل فوق در هرسال به‌صورت مقطعی برآورد می‌گردد. ازآنجاکه مجموع سه عبارت اول این رابطه بیانگر اقلام تعهدی غیر اختیاری است، جزء باقیمانده آن ($e_{i,t}$) اقلام تعهدی اختیاری را نشان می‌دهد (احمدی و فدایی، ۱۳۹۴). پس از تفکیک اقلام تعهدی به اجزای اختیاری و غیر اختیاری با استفاده از مدل فوق، برای اندازه‌گیری کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی به پیروی از پژوهش هاشمی و مطلبیان (۱۳۹۳)، همانند پژوهش پاپانستاسپولس و همکاران[15] (۲۰۱۱) و رحمانی و سعیدی (۱۳۸۷) به شرح زیر عمل می‌گردد. همچنین باتوجه‌به اینکه شرکت‌ها موظف هستند حداکثر تا چهار ماه بعد از پایان سال مالی، صورت‌های مالی خود را منتشر کنند، دوره محاسبه بازده یک دوره ۱۲ ماهه از ماه پنجم سال جاری (ماه بعد از تحویل و انتشار صورت‌های مالی) تا چهارماهه سال بعد است؛ لذا بازده تعدیل‌شده بر اساس اندازه طی مراحل زیر محاسبه می‌شود:

ابتدا شرکت‌های نمونه بر اساس ارزش بازار در پایان ۳۱ تیرماه (ماه چهارم پس از سال مالی) از کوچک به بزرگ مرتب می‌شوند. ارزش بازار از طریق حاصل‌ضرب تعداد سهام در قیمت بازار هر سهم محاسبه می‌شود. سپس بازده ماهیانه شرکت‌ها از بانک‌های اطلاعاتی تدبیر پرداز و ره‌آورد نوین استخراج می‌گردد. در ادامه برای تشکیل پرتفوی، شرکت‌ها دسته‌بندی می‌شوند. تعیین چارک هر شرکت بامحاسبه ردیف چارک و از طریق رابطه (۴) انجام می‌شود. ردیف چارک مشخص‌کننده نقطه تفکیک هر چارک از چارک بعدی است؛ بنابراین سه‌نقطه تفکیکی وجود خواهد داشت.

رابطه (۴)
$$C_{Qa} = \frac{an}{4} + \frac{1}{2} \qquad (a = 1.2.3)$$

n: تعداد شرکت‌های موردمطالعه Q: نقطه تفکیک هر چارک از چارک بعد a: دوره

پس از تعیین چارک‌ها (پرتفوی‌ها) و مشخص کردن تعداد و بازده ماهیانه شرکت‌های هر چارک، میانگین هندسی بازده سهام هر شرکت در هر چارک نیز برای یک دوره ۱۲ ماهه از طریق رابطه (۵) محاسبه می‌گردد.

رابطه (۵)
$$R_{G(i.t)} = \prod_{m=1}^{12}(1 + R_{i.m}) - 1$$

$R_{i.m}$:بازده ماهیانه سهام شرکت i در ماه m

$R_{G(i.t)}$: میانگین هندسی بازده سهام شرکت برای یک دوره ۱۲ ماهه

15 Papanastasopoulos et al

سپس بازده ماهیانه موزون هر پرتفوی (چارک) نیز از طریق رابطه (۶) محاسبه می‌شود.

رابطه (۶) $$R_{p.m} = \sum_{i=0}^{n} X_i R_{i.m}$$

$R_{p.m}$: بازده ماهیانه موزون پرتفوی

X_i : درصد ارزش بازار هر شرکت در هر پرتفوی نسبت به‌کل ارزش بازار شرکت‌ها در همان پرتفوی.

$R_{i.m}$: بازده ماهیانه سهام هر شرکت.

سپس میانگین هندسی بازده موزون هر پرتفوی (چارک) برای یک دوره ۱۲ ماهه از طریق رابطه (۷) محاسبه می‌شود.

رابطه (۷) $$R_{G(p.t)} = \prod_{m=1}^{12} (1 + R_{p.m}) - 1$$

$R_{p.m}$: بازده ماهیانه موزون شده برحسب اندازه برای هر پرتفوی.

$R_{G(p.t)}$: میانگین هندسی بازده موزون پرتفوی برای یک دوره ۱۲ماهه.

درنهایت به‌منظور کنترل اثر اندازه بر روی بازده سهام هر شرکت، بازده تعدیل‌شده بر اساس اندازه از طریق رابطه (۸) محاسبه می‌شود.

رابطه (۸) $$R_{i.t}^{Size-adj} = R_{G(i.t)} - R_{G(p.t)} \rightarrow SAR = \prod_{m=1}^{12} (1 + R_{i.m}) - \prod_{m=1}^{12} (1 + R_{p.m})$$

SAR: بازده تعدیل‌شده بر اساس اندازه

$R_{G(i.t)}$: میانگین هندسی بازده سهام شرکت i برای یک دوره ۱۲ ماهه.

$R_{G(p.t)}$: میانگین هندسی بازده موزون پرتفوی برای یک دوره ۱۲ ماهه.

$R_{i.m}$: بازده ماهیانه سهام شرکت i.

$R_{p.m}$: بازده ماهیانه موزون پرتفوی.

قابلیت پیش‌بینی سود: قابلیت پیش‌بینی سود به ظرفیت تحلیل و تخمین سودآوری آینده‌ی یک شرکت با استفاده از داده‌های مالی و عملیاتی موجود اشاره دارد. در این پژوهش به پیروی از کردستانی و طایفه (۱۳۹۲) از مدل سود به شرح ذیل استفاده‌شده است.

مدل (۴) $$NIBE_{j,t} = \alpha + \beta NIBE_{j,t-1} + e_{j,t}$$

$NIBE_{j,t}$: سود بعد از اقلام عادی (عملیاتی و غیرعملیاتی) شرکت j در سال t که برای استاندارد شدن بـر ارزش بازار سهام ابتدای دوره همان شرکت تقسیم‌شده است.

$NIBE_{j,t-1}$: سود بعد از اقلام عادی (عملیاتی و غیرعملیاتی) شرکت j در سال t-۱ که برای استاندارد شـدن بـر ارزش دفتری دارایی‌های ابتدای دوره همان شرکت تقسیم‌شده است.

ضریب تعیین مدل (۴) که با استفاده از داده‌های شش‌ماهه ۱۶ دوره قبل برای هرسال – شرکت، برازش می‌شود، بیانگر قابلیت پیش‌بینی سود است (کردستانی و طایفه، ۱۳۹۲). بنا به تعریف ضریب تعیین و ازآنجایی‌که ضریب تعیین همواره بین صفر و یک است، هرچه ضریب تعیین به عدد یک نزدیک‌تر باشد، بیانگر این است که رگرسیون بیشتر توانسته تغییرات سود سال جاری را به تغییرات سود سال قبل آن نسبت دهد، یعنی قابلیت پیش‌بینی سود بالاتر است.

متغیرهای کنترلی:

اندازه شرکت: در پژوهش حاضر، برای محاسبه اندازه شرکت از لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت استفاده‌شده است.

اهرم مالی: از تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی محاسبه می‌شود.

فرصت‌های رشد: از طریق تقسیم ارزش بازار شرکت (حاصل‌ضرب قیمت سهام در پایان دوره در تعداد سهام منتشرشده و در دست سهام‌داران) بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در آن دوره اندازه‌گیری می‌شود (برزگر، ۱۴۰۰).

چرخه عملیاتی شرکت: دوره خرید و فروش کالا و سپس وصول وجه نقد را چرخه عملیاتی می‌گویند. به پیروی از رضایی و بافهم مهربانی (۱۳۹۲) و طرخوانی و همکاران (۱۳۹۹) از مدل (گانگ و همکاران[16]، ۲۰۰۹) استفاده می‌گردد.

در این پژوهش چرخه عملیاتی شامل دو نسبت فعالیت: ۱- دوره گردش موجودی کالا ۲- دوره وصول مطالبات می‌باشد و از جمع این دو نسبت چرخه عملیاتی به دست می‌آید. این نسبت‌های فعالیت، تعیین می‌کنند که تا چه حد شرکت منابع خود را به نحوی مؤثر بکار می‌گیرد. برای محاسبه چرخه عملیاتی به روش زیر عمل می‌شود:

16 Gong

رابطه (۹) $OPCYCLE = INVT + RECT$

INVT : دوره گردش موجودی کالا RECT : دوره وصول مطالبات

مالکیت نهادی: مالکیت نهادی برابر درصد سهام نگهداری شده توسط سهامداران نهادی از کل سهام سرمایه می‌باشد. برای محاسبه میزان مالکیت نهادی، مجموع سهام در اختیار بانک‌ها و بیمه‌ها، هلدینگ، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های سرمایه‌گذاری، سازمان‌ها و نهادهای دولتی و شرکت‌های دولتی بر کل سهام منتشره شرکت تقسیم‌شده و درصد مالکیت نهادی به دست می‌آید (روبین[17]، ۲۰۰۷).

اندازه موسسه حسابرسی: یک متغیر مجازی است به‌طوری‌که اگر حسابرس شرکت، سازمان حسابرسی باشد برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر می‌باشد.

تغییرات درآمد فروش: نشان‌دهنده تغییرات درآمد فروش می‌باشد. که از طریق نسبت فروش در سال جاری منهای فروش در سال قبل به فروش سال قبل به دست می‌آید (برزگر، ۱۴۰۰).

۶. یافته‌های پژوهش:

۶-۱. آمار توصیفی و بررسی‌های استاندارد

آمار توصیفی متغیرهای تحقیق، شامل تعداد مشاهدات، میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر، با استفاده از داده‌های ۱۰۵ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۳-۱۴۰۱ (۹ سال) محاسبه شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	نماد	تعداد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
پایداری سود	E_{it-1}	۹۴۵	۰/۵۱۷	۰/۵۷۶	۰/۹۸۱	۰/۳۸۴	۰/۱۱۴
کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی	ACC_{it}	۹۴۵	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۹	۰/۰۸۳	-۰/۰۱۸	۰/۰۴۸
قابلیت پیش‌بینی سود	$NIBE_{it}$	۹۴۵	۰/۴۸۲	۰/۵۷۴	۰/۸۳۹	۰/۲۱۹	۰/۲۷۶
قابلیت مقایسه	$AcctComp_{it}$	۹۴۵	-۰/۲۴۵	-۰/۲۱۹	۰/۰۹۲	-۰/۴۲۸	۰/۱۲۷
اندازه شرکت	$Size_{it}$	۹۴۵	۱۷/۰۶۷	۱۶/۳۸۴	۲۹/۴۱۸	۱۲/۷۴۱	۲/۷۶۸
اهرم مالی	Lev_{it}	۹۴۵	۰/۴۱۲	۰/۳۶۱	۰/۶۱۹	۰/۱۲۲	۰/۲۵۶
فرصت رشد	MTB_{it}	۹۴۵	۱/۶۶۲	۱/۳۲۸	۳/۶۱۷	۰/۱۸۳	۰/۱۲۹

17 Rubin A.

چرخه عملیاتی شرکت	$Opcycle_{it}$	۹۴۵	۰/۳۸۱	۰/۴۲۱	۰/۹۵۳	۰/۲۱۳	۰/۱۲۶
مالکیت نهادی	$Institit_{it}$	۹۴۵	۰/۴۸۷	۰/۵۱۷	۰/۷۸۲	۰/۳۹۵	۰/۱۶۲
اندازه موسسه حسابرسی	$Bign_{it}$	۹۴۵	۰/۳۳۸	۱	۱	۰	۱/۳۱۷
تغییرات درآمد فروش	ΔRev_{it}	۹۴۵	۰/۴۳۹	۰/۴۷۱	۰,۷۶۲	-۰/۱۳۷	۱/۱۹۳

منبع: نتایج پژوهش

تعیین نوع داده‌ها:

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون اف لیمر و آزمون هاسمن

مدل	آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
اول	اف لیمر	۸/۵۴۸	۰/۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۱۵/۶۸۰	۰/۰۰۸	الگوی اثرات ثابت
دوم	اف لیمر	۲/۱۹۵۲	۰/۰۲۹	روش تابلویی
	هاسمن	۳/۲۵۴۷	۰/۰۴۱	الگوی اثرات ثابت
سوم	اف لیمر	۹/۳۴۸	۰/۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۱۱/۴۵۳	۰/۰۰۷	الگوی اثرات ثابت
چهارم	اف لیمر	۳/۹۱۲	۰/۰۱۸	روش تابلویی
	هاسمن	۴/۴۲۸	۰/۰۳۲	الگوی اثرات ثابت
پنجم	اف لیمر	۴/۰۱۸	۰/۰۲۱	روش تابلویی
	هاسمن	۴/۳۳۶	۰/۰۳۳	الگوی اثرات ثابت

همان‌طور که در جدول (۲) نشان داده شده، احتمال اف لیمر و آزمون هاسمن برای کلیه مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد است. بنابراین، از روش تابلویی با الگوی اثرات ثابت برای تخمین مدل‌ها استفاده می‌شود.

۲-۶. آزمون‌های پیش‌فرض مدل‌های تحقیق

آزمون ناهمسانی واریانس مدل‌های رگرسیونی: برای بررسی همسانی واریانس مدل‌های رگرسیونی، از آزمون‌های بروش گادفری، بروش پاگان گادفری و جارک و برا استفاده شد. نتایج نشان داد در سطح خطای ۵ درصد، مقدار آماره اف آزمون بروش پاگان گادفری بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است و چون مقادیر آماره اف مدل‌ها از مقادیر جدول کوچک‌تر است، فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس جملات خطا رد نشد. بنابراین، مدل‌های رگرسیونی تحقیق فاقد ناهمسانی واریانس هستند.

جدول ۳. آزمون ناهمسانی واریانس مدل‌های رگرسیونی

مدل‌های تحقیق	آزمون	آماره	سطح معنی‌داری	وضعیت
مدل اول	بروش گادفری	۶۹/۸۱۹	۰/۱۲۹	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
	بروش پاکان گادفری	۵۷/۱۸۶	۰/۱۳۷	همسانی واریانس
	جارک و برا	۳/۱۵۹	۰/۳۳۶	توزیع نرمال جملات خطا
مدل دوم	بروش گادفری	۵۵/۴۱۴	۰/۱۴۷	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
	بروش پاکان گادفری	۴۸/۲۰۱	۰/۱۶۶	همسانی واریانس
	جارک و برا	۳/۳۳۳	۰/۳۴۵	توزیع نرمال جملات خطا
مدل سوم	بروش گادفری	۷۳/۲۱۹	۰/۱۰۸	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
	بروش پاکان گادفری	۶۱/۳۳۹	۰/۱۲۸	همسانی واریانس
	جارک و برا	۳/۴۴۸	۰/۳۰۸	توزیع نرمال جملات خطا
مدل چهارم	بروش گادفری	۵۹/۳۷۴	۰/۱۳۲	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
	بروش پاکان گادفری	۵۵/۵۵۸	۰/۱۴۶	همسانی واریانس
	جارک و برا	۳/۸۷۱	۰/۳۷۶	توزیع نرمال جملات خطا
مدل پنجم	بروش گادفری	۶۹/۸۷۵	۰/۱۲۷	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
	بروش پاکان گادفری	۵۹/۱۱۱	۰/۱۴۰	همسانی واریانس
	جارک و برا	۳/۶۸۷	۰/۳۵۱	توزیع نرمال جملات خطا

بررسی مانایی متغیرهای پژوهش: نتایج مانایی متغیرهای پژوهش در جدول (۴) ارائه‌شده است. برای تعیین مانایی متغیرهای پژوهش از آزمون دیکی فولر استفاده‌شده است. با توجه به نتایج آزمون مانایی چون مقدار P برای متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است، درنتیجه این متغیرهای پژوهش در طی دوره پژوهش در سطح مانا بوده‌اند.

جدول ۴. آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیرها	نماد	مقدار آماره مانایی	احتمال آماره مانایی
پایداری سود	E_{it-1}	۲۹/۵۰۹	۰/۰۰۰
کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی	ACC_{it}	۳۶/۸۳۶	۰/۰۰۰
قابلیت پیش‌بینی سود	$NIBE_{it}$	۴۴/۸۶۸	۰/۰۰۰
قابلیت مقایسه	$AcctComp_{it}$	۲۷/۱۹۵	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	$Size_{it}$	۲۵/۹۱۴	۰/۰۰۰
اهرم مالی	Lev_{it}	۳۸/۵۱۸	۰/۰۰۰
فرصت رشد	MTB_{it}	۴۰/۱۹۴	۰/۰۰۰

چرخه عملیاتی شرکت	$Opcycle_{it}$	۳۷/۸۱۵	۰/۰۰۰
مالکیت نهادی	$Instit_{it}$	۳۹/۸۱۴	۰/۰۰۰
اندازه موسسه حسابرسی	$Bign_{it}$	۳۱/۵۱۸	۰/۰۰۰
تغییرات درآمد فروش	ΔRev_{it}	۲۹/۷۱۴	۰/۰۰۰

پس از بررسی فروض کلاسیک رگرسیون، مانایی متغیرها و تعیین روش تخمین مدل، مدل بر اساس نتایج آزمون‌های اف لیمر و هاسمن برآورد و برای تشخیص رابطه بین متغیرها از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۹ استفاده شد.

۳-۶. آزمون فرضیه‌ها

فرضیه اول: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر مثبت و معناداری بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی دارد.

$$ACC_{it} = \beta_0 + \beta_1\, AcctComp_{it} + \beta_2\, Size_{it} + \beta_3\, Lev_{it} + \beta_4\, MTB_{it} + \beta_5\, Opcycle_{it} + \beta_6\, Instit_{it} + \beta_7\, Bign_{it} + \beta_8\, \Delta Rev_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه اول

متغیرها	ضرایب	مقدار آماره تی	احتمال آماره تی
مقدار ثابت	۱/۳۹۱	۳/۴۶۷	۰/۰۰۰
قابلیت مقایسه	۰/۱۹۴	۲/۱۵۴	۰/۰۰۴
اندازه شرکت	۰/۳۱۲	۳/۰۴۵	۰/۰۰۱
اهرم مالی	-۰/۴۸۰	-۲/۹۶۴	۰/۰۰۳
فرصت‌های رشد	۰/۸۷۱	۴/۸۴۶	۰/۰۰۰
چرخه عملیاتی	۰/۲۵۶	۱/۶۰۱	۰/۱۰۳
مالکیت نهادی	-۰/۱۸۴	-۲/۸۷۱	۰/۰۰۳
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۲۲۳	۲/۲۳۷	۰/۰۰۴
تغییرات درآمد فروش	۰/۳۲۴۱	۳/۰۱۱	۰/۰۰۲
ضریب تعیین	ضریب تعین تعدیل‌شده	مقدار آماره اف فیشر	احتمال آماره اف فیشر
۰/۴۰۵	۰/۳۹۳	۵۴/۱۹۶	۰/۰۰۰

منبع: نتایج پژوهش

نتایج حاصل از تخمین مدل (۱) که در جدول (۵) آمده است، نشان می‌دهد آماره اف فیشر (۵۴/۱۹۶) در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنی‌دار است، که بیانگر معنی‌داری مدل پژوهش می‌باشد. ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد که ۳۹ درصد از تغییرات کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی

توسط متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده می‌شود. ضریب قابلیت مقایسه مثبت (۰/۱۹۴) و معنی‌دار (سطح احتمال ۰/۰۰۴) است، که تأثیر مثبت و معنی‌دار این متغیر بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی را نشان می‌دهد. همچنین، اندازه شرکت، فرصت‌های رشد، تغییرات درآمد فروش و اندازه موسسه حسابرسی تأثیر مثبت و معنی‌دار، و در مقابل اهرم مالی، مالکیت نهادی تأثیر منفی و معنی‌داری بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی دارد ولی چرخه عملیاتی تأثیر معنی‌داری بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی ندارد. با توجه به مثبت و معنی‌دار بودن تأثیر قابلیت مقایسه بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی، فرضیه اول مورد تائید واقع می‌شود.

فرضیه دوم: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر مثبت و معناداری بر قابلیت پیش‌بینی سود دارد.

$$NIBE_{it} = \beta_0 + \beta_1\ AccttComp_{it} + \beta_2\ Size_{it} + \beta_3\ Lev_{it} + \beta_4\ MTB_{it} + \beta_5\ Opcycle_{it} + \beta_6\ Instit_{it} + \beta_7\ Bign_{it} + \beta_8\ \Delta Rev_{it} + \varepsilon_{it}$$

بخش اول خروجی بلوک (۱) نتایج آزمون اوم‌نی‌بوس را نشان می‌دهد که به ارزیابی قدرت تبیین و کارایی مدل رگرسیون لجستیک می‌پردازد. نتایج آزمون نشان می‌دهد برازش مدل قابل‌قبول و در سطح خطای کمتر از ۰/۰۱ معنی‌دار است.

جدول ۶. آزمون اوم نی بوس

		کای دو	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
مرحله اول	مرحله	۱۸/۵۳۹	۱	۰/۰۰۰
	بلوک	۷۳/۲۰۴	۲	۰/۰۰۰
	مدل	۷۳/۲۰۴	۲	۰/۰۰۰

جدول (۷) نتایج مربوط به آماره‌های لگاریتم درست‌نمایی و ضریب تعیین پسودو (شامل ضریب تعیین کاکس و نل و ضریب تعیین کرک) را نشان می‌دهد. مقادیر ضریب تعیین پسودو (۰/۰۷۹ و ۰/۱۰۶) پایین است، که نشان می‌دهد متغیر مستقل قابلیت مقایسه صورت‌های مالی قدرت تبیین کمی در واریانس و تغییرات متغیر وابسته قابلیت پیش‌بینی سود دارد. این متغیر توانسته است تنها بین ۷/۹ تا ۱۰/۶ درصد از تغییرات قابلیت پیش‌بینی سود را تبیین کند.

جدول ۷. آزمون لگاریتم درست نمایی و ضریب تعیین پسودو

ضریب تعیین کرک	ضریب تعیین کاکس و نل	لگاریتم درست نمائی	مرحله
۰/۱۰۶	۰/۰۷۹	۱۱۵۷/۸۲۶	۱

در رگرسیون لجستیک، برای ارزیابی برازش مدل از آماره نیکویی برازش هاسمر ـ لم شو[۱۸] استفاده می‌کنیم. نتیجه آزمون هاسمر ـ لم‌شو (۱۱/۳۴۶) نشان می‌دهد برازش مدل در سطح خطای کمتر از ۰/۰۱ معنی‌دار است. این نتیجه بیانگر مناسب‌بودن مدل و توانایی نسبتاً بالای متغیر مستقل (قابلیت مقایسه صورت‌های مالی) در پیش‌بینی تغییرات متغیر وابسته (قابلیت پیش‌بینی سود) می‌باشد.

جدول ۸. آزمون هوسمر ـ لمشو

سطح معنی‌داری	درجه آزادی	کای اسکوئر	مرحله
۰/۱۸۳	۸	۱۱/۳۴۶	۱

جدول (۹) عملکرد پیش‌بینی مدل را ارزیابی می‌کند. با ورود متغیر مستقل (قابلیت مقایسه صورت‌های مالی)، صحت طبقه‌بندی به ۶۳/۹ درصد افزایش یافت. این نشان می‌دهد با اطمینان ۶۳/۹ درصد می‌توان تغییرات متغیر وابسته (قابلیت پیش‌بینی سود) را با متغیر مستقل تبیین کرد. ضمن آن‌که در این مرحله، اشتباه طبقه‌بندی بدین‌صورت بوده است که ۲۱۶ داده از قابلیت پیش‌بینی سود قوی به‌اشتباه در گروه ضعیف و ۱۰۵ داده از قابلیت پیش‌بینی سود ضعیف به‌اشتباه در گروه قوی قرار گرفتند. همچنین، ۲۲۸ داده از قابلیت پیش‌بینی سود ضعیف و ۳۳۹ داده از قابلیت پیش‌بینی سود قوی به‌درستی تفکیک شده‌اند.

جدول ۹. جدول طبقه‌بندی

مرحله	مشاهده‌شده		پیش‌بینی‌شده		
			قابلیت پیش‌بینی سود		درصد صحیح
			ضعیف	قوی	
اول	قابلیت پیش‌بینی سود	ضعیف	۲۲۸	۲۱۶	۵۱/۴
		قوی	۱۰۵	۳۳۹	۷۶/۴
	درصد کل				۶۳/۹

18 Hosmer-Lemeshow

جدول (۱۰) نقش هر متغیر در مدل را خلاصه کرده و نشان می‌دهد آیا متغیر پس از اجرای رگرسیون لجستیک در مدل باقی می‌ماند. این جدول برای تفسیر معنی‌داری و تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته کلیدی است. نتایج جدول (۱۰) نشان می‌دهد متغیر مستقل قابلیت مقایسه صورت‌های مالی توانایی پیش‌بینی تغییرات متغیر وابسته (قابلیت پیش‌بینی سود) را دارد و این توانایی در سطح خطای کمتر از ۰/۰۱ معنی‌دار است.

جدول ۱۰. متغیرهای مدل

		ضریب استاندارد نشده	خطای استاندارد	آماره والد	درجه آزادی	سطح معنی‌داری	نسبت بخت‌ها
مرحله اول	قابلیت مقایسه صورت‌های مالی	-۱۰۸۹/۵۱۶	۱۶۱/۰۱۹	۴۵/۷۸۴	۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	ضریب ثابت	۰/۷۶۸	۰/۱۲۰	۴۱/۱۱۴	۱	۰/۰۰۰	۲/۱۵۵

فرضیه سوم: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر مثبت و معناداری بر پایداری سود دارد.

$$E_{it-1} = \beta_0 + \beta_1\ AcctComp_{it} + \beta_2\ Size_{it} + \beta_3\ Lev_{it} + \beta_4\ MTB_{it} + \beta_5\ Opcycle_{it} + \beta_6\ Instit_{it} + \beta_7\ Bign_{it} + \beta_8\ \Delta Rev_{it} + \varepsilon_{it}$$

بخش اول خروجی بلوک (۱) نتایج آزمون اُم نیبوس[19] را نشان می‌دهد که به ارزیابی قدرت تبیین و کارایی مدل رگرسیون لجستیک می‌پردازد. نتایج آزمون بیانگر قابل‌قبول‌بودن برازش مدل و معنی‌داری آن در سطح خطای کمتر از ۰/۰۱ است.

جدول ۱۱. آزمون اُم نیبوس

		کای دو	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
مرحله اول	مرحله	۵۴/۶۶۵	۱	۰/۰۰۰
	بلوک	۵۴/۶۶۵	۱	۰/۰۰۰
	مدل	۵۴/۶۶۵	۱	۰/۰۰۰

جدول (۱۲) نتایج مربوط به آماره‌های لگاریتم درست‌نمایی و ضریب تعیین پسودو (شامل ضریب تعیین کاکس و نل و ضریب تعیین کرک) را نشان می‌دهد. مقادیر ضریب تعیین پسودو (۰/۰۶۰ و ۰/۰۸۰) پایین است، که نشان می‌دهد متغیر مستقل قابلیت مقایسه صورت‌های مالی

19 Test O

قدرت تبیین کمی در واریانس و تغییرات متغیر وابسته پایداری سود شرکت دارد. این متغیر توانسته است تنها بین ۶ تا ۸ درصد از تغییرات پایداری سود شرکت را تبیین کند.

جدول ۱۲. آزمون لگاریتم درست نمایی و ضریب تعیین پسودو

ضریب تعیین کرک	ضریب تعیین کاکس و نل	لگاریتم درست نمائی	مرحله
۰/۰۸۰	۰/۰۶۰	۱۱۷۶/۳۶۴	۱

در رگرسیون لجستیک، برای ارزیابی برازش مدل از آماره نیکویی برازش هوسمر ـ لم‌شو استفاده می‌شود. نتیجه حاصل از آزمون هوسمر ـ لم‌شو (۶/۳۴۵) نشان می‌دهد برازش مدل در سطح خطای کمتر از ۰/۰۱ معنی‌دار است. این نتیجه بیانگر مناسب‌بودن مدل و توانایی متغیر مستقل قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در پیش‌بینی بخش قابل‌توجهی از تغییرات متغیر وابسته (پایداری سود شرکت) می‌باشد.

جدول ۱۳. آزمون هوسمر ـ لمشو

سطح معنی‌داری	درجه آزادی	کای اسکوئر	مرحله
.۶۰۹	۸	۶,۳۴۵	۱

جدول (۱۴) عملکرد پیش‌بینی مدل را ارزیابی می‌کند. با ورود متغیر مستقل (قابلیت مقایسه صورت‌های مالی)، صحت طبقه‌بندی به ۶۰/۲ درصد افزایش یافت. این نشان می‌دهد با اطمینان ۶۰/۲ درصد می‌توان تغییرات متغیر وابسته (پایداری سود شرکت) را با متغیر مستقل تبیین کرد. ضمن آن‌که در این مرحله، اشتباه طبقه‌بندی بدین‌صورت بوده است که ۲۴۳ داده از پایداری سود قوی به‌اشتباه در گروه ضعیف و ۱۱۰ داده از پایداری سود ضعیف به‌اشتباه در گروه قوی قرار گرفتند. همچنین، ۲۰۱ داده از پایداری سود ضعیف و ۳۳۴ داده از پایداری سود قوی به‌درستی تفکیک‌شده‌اند.

جدول ۱۴. جدول طبقه‌بندی

	مشاهده‌شده		پیش‌بینی‌شده		
			پایداری سود		درصد صحیح
			ضعیف	قوی	
مرحله اول	پایداری سود	ضعیف	۲۰۱	۲۴۳	۴۵/۳
		قوی	۱۱۰	۳۳۴	۷۵/۲
	درصد کل				۶۰/۲

جدول (۱۵) نقش هر متغیر در مدل را خلاصه کرده و نشان می‌دهد آیا متغیر پس از اجرای رگرسیون لجستیک در مدل باقی می‌ماند. این جدول برای تفسیر معنی‌داری و تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته کلیدی است. نتایج جدول (۱۵) نشان می‌دهد متغیر مستقل (قابلیت مقایسه صورت‌های مالی) قادر به پیش‌بینی تغییرات متغیر وابسته (پایداری سود شرکت) بوده و توانایی پیش‌بینی آن در سطح خطای کوچک‌تر از ۰/۰۱ معنی‌دار می‌باشد.

جدول ۱۵. متغیرهای مدل

		ضریب استاندارد نشده	خطای استاندارد	آماره والد	درجه آزادی	سطح معنی‌داری	نسبت بخت‌ها
مرحله اول	قابلیت مقایسه صورت‌های مالی	-۱۰۱۷/۷۵۹	۱۵۷/۴۳۱	۴۱/۷۹۳	۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	ضریب ثابت	۰/۵۶۶	۰/۱۰۷	۲۷/۹۸۴	۱	۰/۰۰۰	۱/۷۶۲

فرضیه چهارم: پایداری سود نقش میانجی بر رابطه بین قابلیت مقایسه و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی دارد.

برای آزمون اثرات میانجی از روش بارون و کنی (۱۹۸۶) استفاده می‌شود. بر اساس این روش، یک متغیر در صورتی دارای اثرات میانجی است که شروط زیر برقرار باشد:

۱- وجود ارتباط معنی‌دار بین متغیر مستقل (قابلیت مقایسه) و وابسته (کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی).

۲- وجود ارتباط معنی‌دار بین متغیر مستقل (قابلیت مقایسه) و میانجی (پایداری سود)

۳- وجود ارتباط معنی‌دار بین متغیر میانجی با متغیر وابسته، زمانی که متغیر مستقل و میانجی به‌طور هم‌زمان برای پیش‌بینی متغیر وابسته در معادله رگرسیون وارد می‌گردد.

بر این اساس، برای آزمون فرضیه سوم، سه مدل رگرسیون زیر برازش می‌گردد:

۱- شرط اول- وجود ارتباط معنی‌دار بین قابلیت مقایسه (متغیر مستقل) و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی (متغیر وابسته)

$$ACC_{it} = \beta_0 + \beta_1\ AcctComp_{it} + \beta_2\ Size_{it} + \beta_3\ Lev_{it} + \beta_4\ MTB_{it} + \beta_5\ Opcycle_{it} + \beta_6\ Instit_{it} + \beta_7\ Bign_{it} + \beta_8\ \Delta Rev_{it} + \varepsilon_{it}$$

۲- شرط دوم- وجود ارتباط معنی‌دار بین قابلیت مقایسه (متغیر مستقل) و پایداری سود (متغیر میانجی)

$$E_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 AcctComp_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \beta_5 Opcycle_{it} + \beta_6 Instit_{it} + \beta_7 Bign_{it} + \beta_8 \Delta Rev_{it} + \varepsilon_{it}$$

۳- شرط سوم- وجود ارتباط معنی‌دار بین پایداری سود (متغیر میانجی) و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی (متغیر وابسته)، زمانی که متغیر مستقل (قابلیت مقایسه) و میانجی به‌طور هم‌زمان وارد مدل رگرسیون گردند.

$$ACC_{it} = \beta_0 + \beta_1 AcctComp_{it} + \beta_2 E_{it-1} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 MTB_{it} + \beta_6 Opcycle_{it} + \beta_7 Instit_{it} + \beta_8 Bign_{it} + \beta_9 \Delta Rev_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول ۱۶. نتایج تخمین فرضیه برای شرط سوم فرضیه چهارم

متغیر	ضریب برآوردی	آماره تی	احتمال
مقدار ثابت	۰/۱۰۸	۲/۶۹۵	۰/۰۰۳
قابلیت مقایسه	۰/۱۸۵	۲/۰۱۶	۰/۰۰۴
پایداری سود	۰/۱۶۰	۳/۸۹۸	۰/۰۰۰
چرخه عملیات	۰/۱۳۲	۴/۵۱۱	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۸۷۴	۲/۹۴۲	۰/۰۰۲
اهرم مالی	-۰/۲۹۴	-۱/۶۵۱	۰/۰۹۸
فرصت رشد	۰/۱۷۰	۳/۷۴۱	۰/۰۰۰
مالکیت نهادی	-۰/۲۱۶	-۲/۵۱۱	۰/۰۰۷
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۱۶	۴/۶۲۹	۰/۰۰۰
تغییرات درآمد فروش	-۰/۲۳۴	-۳/۱۶۶	۰/۰۰۱
ضریب تعیین	۰/۳۷۵		
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۳۶۱		
آماره اف	۳۱۹/۴۱۵		
احتمال آماره اف	۰/۰۰۰		

منبع: نتایج پژوهش

نتایج آزمون فرضیه چهارم در جدول (۱۶) نشان می‌دهد سطح معنی‌داری آماره اف کمتر از ۰/۰۵ است، که بیانگر معناداری مدل رگرسیونی است. ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل (۰/۳۶۱) نشان می‌دهد حدود ۳۶ درصد از تغییرات کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی توسط متغیرهای مستقل، میانجی و کنترلی تبیین می‌شود. برای آزمون شرط سوم فرضیه چهارم، احتمال آماره تی متغیر مستقل قابلیت مقایسه (۰/۰۰۴) کمتر از ۰/۰۵ است، که نشان‌دهنده معناداری ضریب این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ است. بنابراین، قابلیت مقایسه بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی

تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. همچنین، احتمال آماره تی متغیر میانجی پایداری سود (۰/۰۰۰) کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان ادعا کرد که ضریب این متغیر معنادار است؛ لذا، بین پایداری سود و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی رابطه وجود دارد. مثبت بودن ضریب این متغیر بیانگر آن است که پایداری سود بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. اگر در آزمون فرضیه چهارم (شرط سوم)، ضریب قابلیت مقایسه معنی‌دار نباشد ولی ضریب پایداری سود معنی‌دار باشد، میانجی‌گری کلی تأیید می‌شود. اگر ضریب قابلیت مقایسه معنی‌دار باشد ولی مقدار آن پس از ورود متغیر میانجی کاهش یابد، میانجی‌گری جزئی است. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵٪، ضریب متغیر مستقل (قابلیت مقایسه) پس از ورود متغیر میانجی (پایداری سود) همچنان معنادار است و ضریب متغیر میانجی نیز معنادار است. ورود متغیر میانجی باعث کاهش ضریب قابلیت مقایسه از ۰/۱۹۴ به ۰/۱۸۵ شده است، اما این متغیر همچنان معنادار است. برای تعیین اثر غیرمستقیم، از آماره شمول واریانس استفاده می‌شود که مقداری بین ۰ و ۱ دارد. هر چه این مقدار به ۱ نزدیک‌تر باشد، تأثیر متغیر میانجی قوی‌تر است. این آماره نسبت اثر غیرمستقیم به اثر کل را می‌سنجد (داوری و رضازاده، ۱۳۹۳). اگر اثر غیرمستقیم معنادار باشد، اما هیچ اثری از متغیر مستقل بر متغیر درون‌زا را جذب نکند، شمول واریانس نسبتاً پایین است. این‌زمانی روی می‌دهد که اثر مستقیم بالا باشد و بعد از تحلیل متغیر میانجی با اثر غیرمستقیم معنادار، مقدار اندکی کاهش یابد. در این وضعیت، مقدار شمول واریانس شمول واریانس کمتر از ۲۰٪ خواهد بود و می‌توان نتیجه گرفت که میانجی‌گری صورت نگرفته است. در مقابل وقتی مقدار شمول واریانس خیلی بزرگ و بالاتر از ۸۰٪ باشد، می‌توان ادعای میانجی‌گری کامل کرد. وضعیتی که در آن شمول واریانس بین ۲۰٪ تا ۸۰٪ باید، به‌عنوان میانجی‌گری جزئی تشریح می‌شود (حبیبی، ۱۳۹۵). بنابراین، متغیر میانجی از نوع میانجی گر جزئی است و فرضیه تحقیق تائید می‌شود.

روش محاسبه فرمول شمول واریانس

$$\mathrm{VAF} = \frac{a * b}{(a * b) + c}$$

a: مقدار ضریب مسیر میان متغیر مستقل و میانجی

b: مقدار ضریب مسیر میان متغیر میانجی و وابسته

C: مقدار ضریب مسیر میان متغیر مستقل و وابسته

جدول ۱۷. آزمون شمول واریانس

متغیر پیش‌بین	متغیر ملاک	ضریب مسیر	VAF
قابلیت مقایسه	پایداری سود	۰/۱۹۴	-
پایداری سود	کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی	۰/۱۶۰	-
قابلیت مقایسه	کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی	۰/۱۸۵	۰/۱۴۴۱

$$VAF = \frac{۰.۱۹۴۷ \times ۰.۱۶۰}{(۰.۱۹۴۷ \times ۰.۱۶۰) + ۰.۱۸۵} = ۰.۱۴۴۱۲۰۸۰۴$$

نتایج جدول (۱۷) نشان می‌دهد آماره شمول واریانس برابر با ۰/۱۴۴۱ است، که بیانگر نقش میانجی پایداری سود در رابطه بین قابلیت مقایسه و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی است. ۱۴/۴۱ درصد از اثر کل قابلیت مقایسه بر کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی از طریق متغیر میانجی پایداری سود تبیین می‌شود. بنابراین، متغیر میانجی از نوع میانجی‌گر جزئی است و فرضیه تحقیق تأیید می‌شود.

فرضیه پنجم: پایداری سود نقش میانجی بر رابطه بین قابلیت مقایسه و قابلیت پیش‌بینی سود دارد.

$$NIBE_{it} = \beta_0 + \beta_1\ AcctComp_{it} + \beta_2\ E_{it-1} + \beta_3\ AcctComp_{it} * E_{it-1} + \beta_4\ Size_{it} + \beta_5\ Lev_{it} + \beta_6\ MTB_{it} + \beta_7\ Opcycle_{it} + \beta_8\ Instit_{it} + \beta_9\ Bign_{it} + \beta_{10}\ \Delta Rev_{it} + \varepsilon_{it}$$

۱- شرط اول- وجود ارتباط معنی‌دار بین قابلیت مقایسه (متغیر مستقل) و قابلیت پیش‌بینی سود (متغیر وابسته)

$$NIBE_{it} = \beta_0 + \beta_1\ AccttComp_{it} + \beta_2\ Size_{it} + \beta_3\ Lev_{it} + \beta_4\ MTB_{it} + \beta_5\ Opcycle_{it} + \beta_6\ Instit_{it} + \beta_7\ Bign_{it} + \beta_8\ \Delta Rev_{it} + \varepsilon_{it}$$

۲- شرط دوم- وجود ارتباط معنی‌دار بین قابلیت مقایسه (متغیر مستقل) و پایداری سود (متغیر میانجی)

$$E_{it-1} = \beta_0 + \beta_1\ AcctComp_{it} + \beta_2\ Size_{it} + \beta_3\ Lev_{it} + \beta_4\ MTB_{it} + \beta_5\ Opcycle_{it} + \beta_6\ Instit_{it} + \beta_7\ Bign_{it} + \beta_8\ \Delta Rev_{it} + \varepsilon_{it}$$

۳- شرط سوم- وجود ارتباط معنی‌دار بین پایداری سود (متغیر میانجی) و قابلیت پیش‌بینی سود (متغیر وابسته)، زمانی که متغیر مستقل (قابلیت مقایسه) و میانجی به‌طور هم‌زمان وارد مدل رگرسیون گردند.

$$NIBE_{it} = \beta_0 + \beta_1\ AcctComp_{it} + \beta_2\ E_{it-1} + \beta_3\ Size_{it} + \beta_4\ Lev_{it} + \beta_5\ MTB_{it} + \beta_6\ Opcycle_{it} + \beta_7\ Instit_{it} + \beta_8\ Bign_{it} + \beta_9\ \Delta Rev_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول ۱۸. نتایج تخمین فرضیه برای شرط سوم فرضیه پنجم

متغیر	ضریب برآوردی	آماره تی	احتمال
مقدار ثابت	۰/۰۶۶	۲/۵۹	۰/۰۴۳
قابلیت مقایسه	۰/۱۲۶	۲/۸۷	۰/۰۳۶
پایداری سود	۰/۱۳۴	۲/۶۴	۰/۰۳۹
چرخه عملیات	۰/۰۷۷	۱/۶۷	۰/۰۵۵
اندازه شرکت	۰/۱۰۵	۱/۳۱	۰/۰۸۶
اهرم مالی	-۰/۵۰۰	-۳/۰۳	۰/۰۲۵
فرصت رشد	۰/۰۶۴	۲/۷۵	۰/۰۴۱
مالکیت نهادی	۰/۱۱۷	۱/۰۸	۰/۰۹۲
اندازه موسسه حسابرسی	-۰/۰۸۵	-۱/۴۱	۰/۰۶۴
تغییرات درآمد فروش	۰/۰۴۲	۳/۱۷	۰/۰۱۸
ضریب تعیین	۰/۳۲۱		
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۲۹۸		
آماره اف	۰/۲۹۴		
احتمال آماره اف	۰/۰۰۰		

منبع: نتایج پژوهش

نتایج آزمون فرضیه پنجم در جدول (۱۸) نشان می‌دهد سطح معنی‌داری آماره اف کمتر از ۰/۰۵ است، که بیانگر معناداری مدل رگرسیونی است. ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل (۰/۲۹۸) نشان می‌دهد حدود ۳۰ درصد از تغییرات قابلیت پیش‌بینی سود توسط متغیرهای مستقل، میانجی و کنترلی تبیین می‌شود. برای آزمون شرط سوم فرضیه پنجم، احتمال آماره تی متغیر مستقل قابلیت مقایسه (۰/۰۳۶) و متغیر میانجی پایداری سود (۰/۰۳۹) کمتر از ۰/۰۵ است، که نشان‌دهنده معناداری ضریب این متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ است. بنابراین، قابلیت مقایسه و پایداری سود بر قابلیت پیش‌بینی سود تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند. اگر ضریب قابلیت مقایسه معنی‌دار نباشد ولی ضریب پایداری سود معنی‌دار باشد، میانجی‌گری تأیید می‌شود. اگر ضریب قابلیت مقایسه معنی‌دار باشد ولی مقدار آن پس از ورود متغیر میانجی کاهش یابد، میانجی‌گری جزئی است. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵٪، ضریب متغیر مستقل (قابلیت مقایسه) پس از ورود متغیر میانجی (پایداری سود) همچنان معنادار است و ضریب متغیر میانجی نیز معنادار است.

ورود متغیر میانجی باعث کاهش ضریب قابلیت مقایسه از ۰/۳۴۵ به ۰/۱۲۶ شده است، اما این متغیر همچنان معنادار است. بنابراین، متغیر میانجی از نوع میانجی‌گر جزئی است و فرضیه تحقیق تأیید می‌شود.

جدول ۱۸. آزمون شمول واریانس

متغیر پیش‌بین	متغیر ملاک	ضریب مسیر	VAF
قابلیت مقایسه	پایداری سود	۰/۳۴۵	-
پایداری سود	قابلیت پیش‌بینی سود	۰/۱۳۴	-
قابلیت مقایسه	قابلیت پیش‌بینی سود	۰/۱۲۶	۰/۲۶۸۴

$$VAF = \frac{۰.۳۴۵ \times ۰.۱۳۴}{(۰.۳۴۵ \times ۰.۱۳۴) + ۰.۱۲۶} = ۰.۲۶۸۴۲۰۱۳۶$$

نتایج جدول (۱۸) نشان می‌دهد که آماره شمول واریانس برابر با ۰/۲۶۸۴ می‌باشد. این بدان معناست که ۲۶/۸۴ درصد از اثر کل قابلیت مقایسه باقابلیت پیش‌بینی سود از طریق متغیر میانجی پایداری سود تبیین می‌شود که مقدار قابل‌توجهی است.

۷. نتیجه‌گیری

قابلیت مقایسه صورت‌های مالی می‌تواند محیط اطلاعاتی شرکت را بهبود بخشیده و کیفیت و کمیت اطلاعات درباره شرکت و همتایان آن را افزایش دهد. گزارش‌های مالی قابل‌مقایسه‌تر، معیار بهتری برای ارزیابی بوده و اطلاعات دقیق‌تر و پردازش‌شده‌تری ارائه می‌دهند. تحقیقات قبلی نشان می‌دهند صورت‌های مالی شرکت‌های همکار منبع مهمی برای مدیران هستند. قابلیت مقایسه بالاتر، مدیران را از رقبا، روند صنعت، شرایط اقتصادی و تأثیر آن‌ها بر شرکت آگاه‌تر می‌کند. این قابلیت عدم اطمینان را کاهش داده و به مدیران در ارائه گزارش‌های باکیفیت‌تر و پیش‌بینی دقیق‌تر کمک می‌کند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر مثبت و معناداری بر قابلیت پیش‌بینی سود و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی دارد. هرچه صورت‌های مالی شرکت‌ها قابل‌مقایسه‌تر باشند، تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران بهتر می‌توانند سودآوری آینده شرکت‌ها را پیش‌بینی کرده و ارزش اقلام تعهدی را با دقت بیشتری برآورد کنند. این نتیجه با یافته‌های چن و

گانگ (۲۰۱۹) و آبیار و دادبه (۱۴۰۰) همسو بوده، اما با تحقیق رشدی بناب (۱۴۰۰) مطابقت ندارد. همچنین، پایداری سود نقش میانجی در رابطه بین قابلیت مقایسه و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی، و نیز بین قابلیت مقایسه و قابلیت پیش‌بینی سود دارد. نتایج بدست آمده از این پژوهش راهنمایی مفید برای نهادهای تنظیم‌کننده استانداردهای حسابداری و حسابرسی فراهم می‌آورد تا سیاست‌ها و رویه‌هایی را تدوین کنند که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را تقویت کنند و از این طریق شفافیت و اعتماد در گزارشگری مالی را افزایش دهند. همچنین این یافته‌ها می‌تواند راهنمای سرمایه‌گذاران وتحلیل‌گران مالی در جهت اتخاذ تصمیمات بهتر در سرمایه‌گذاری باشد.

پیشنهادات

برای استفاده هر چه بیشتر از نتایج پژوهش و تبیین رابطه میانجی پایداری سود در رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و قابلیت پیش‌بینی سود و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی لازم است به موضوعات زیر توجه شود: ۱) پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاران هنگام سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها علاوه بر توجه به سایر شاخص‌های موجود در بازار، به پایداری سود و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی نیز توجه نمایند. ۲) بر اساس نتایج تحقیق، بهبود کیفیت اقلام تعهدی می‌تواند به افزایش پایداری سود کمک کند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که شرکت‌ها و نهادهای نظارتی استانداردهایی را برای بهبود شفافیت و دقت در گزارشگری اقلام تعهدی تدوین کنند. ۳) پژوهش‌های آتی می‌توانند به بررسی تأثیر کیفیت سود و اقلام تعهدی در صنایع مختلف بپردازند. به‌ویژه، مقایسه میان صنایع با ویژگی‌های متفاوت می‌تواند به شناسایی عواملی که بر پایداری سود تأثیر دارند، کمک کند. ۴) پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی، تأثیرات بلندمدت کیفیت سود و اقلام تعهدی بر عملکرد مالی شرکت‌ها و بازار سرمایه بررسی شود. این تحقیق می‌تواند به تحلیل جامع‌تری از ارتباط این عوامل با موفقیت مالی شرکت‌ها منجر شود.

منابع

آبیار، معصومه؛ دادبه، فاطمه. (۱۴۰۰). تأثیر قابلیت مقایسه حسابداری بر کیفیت گزارشگری مالی و کارایی قیمت‌گذاری اقلام تعهدی اختیاری. فصلنامه پژوهش‌های معاصر در علوم مدیریت و حسابداری، ۳(۶): ۴۴-۵۸.

برزگر، معصومه. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر قابلیت مقایسه حسابداری بر کیفیت گزارشگری مالی و اقلام تعهدی اختیاری. *فصلنامه چشم‌انداز حسابداری و مدیریت*، ۴(۴۴)، ۴۷-۳۴.

تکه، عطا؛ استاد رحیمی، محمدجواد. (۱۳۹۹). بررسی قیاس پذیری حسابداری، کیفیت گزارشگری مالی و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های جدید در مدیریت و حسابداری*، ۵ (۴۰)، ۲۵۳-۲۲۵.

رحمانی، علی؛ سعیدی، فرشته. (۱۳۸۷). ارزیابی عملکرد مدل‌های لاجیت در پیش‌بینی بازده سهام. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱(۲)، ۸۵-۴۳.

رستمی، مریم. (۱۳۹۰). تأثیر مدیریت سود بر کیفیت گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی*، چاپ‌نشده.

رشدی بناب، مینا. (۱۴۰۰). بررسی تاثیر قابلیت مقایسه حسابداری بر کیفیت گزارشگری مالی و قیمت گذاری اقلام تعهدی. *پژوهش‌های جدید در مدیریت و حسابداری*، ۴۷، ۷۵-۶۰.

رضایی، فرزین؛ بافهم مهربانی، سمیه. (۱۳۹۲). تأثیر چرخه‌های عملیاتی و ساختار مالکیت بر سطح محافظه‌کاری شرکت‌ها C-Score. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۲(۷): ۸۱-۷۵.

طرخوانی، علی؛ محمدی، سید موسی؛ عسکری، میثم. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادر تهران. *فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری*، ۸(۳۴)، ۶۹-۸۴.

علی احمدی، سعید؛ فدایی، زهرا. (۱۳۹۴). ارزیابی نقش محیط اطلاعاتی و رشد شرکت در قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳(۲۵): ۱۰۴-۹۱.

فلاح، رضا؛ مرادیان، حمید. (۱۴۰۰). بررسی رابطه بین قابلیت مقایسه صورتهای مالی با کیفیت گزارشگری مالی و قیمت گذاری اقلام تعهدی اختیاری، *اولین کنفرانس بین المللی جهش علوم مدیریت، اقتصاد و حسابداری*، ساری.

کردستانی، غلامرضا؛ طایفه، سیامک. (۱۳۹۲). ویژگی‌های کیفیِ سود و هزینه سرمایه سهام عادی. *تحقیقات مالی*، (۱)۱۵، ۹۴-۷۵.

مهربان پور، محمدرضا؛ فرجی، امید؛ سجادپور، رضا. (۱۳۹۹). نقش میانجی کیفیت گزارشگری مالی در رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نگهداشت وجه نقد. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۷(۱)، ۱۳۲-۱۵۳.

هاشمی، سید عباس؛ مطلبیان چالش تری، مجتبی. (۱۳۹۳). بررسی محتوای اطلاعاتی خالص دارایی‌های عملیاتی منتظره و غیرمنتظره در پیش‌بینی بازده سهام تعدیل‌شده بر اساس اندازه شرکت. *دانش حسابداری مالی*، ۱(۲)، ۷-۲۲.

Al- Shaer, H. (2020). Sustainability reporting quality and post- audit financial reporting quality: Empirical evidence from the UK. *Business Strategy and the Environment*, 29(6), 2355-2373.

Baron, R. M., and D. A. Kenny. (1986). The Moderator–Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(1).

Boubakri Fatma (2012). The Relationship between Accruals Quality, Earnings Persistence and Accruals Anomaly in the Canadian Context. *International Journal of Economics and Finance*, 4(6): 51-62.

Bouteska, A., & Regaieg, B. (2019). Earnings forecast revisions and securities prices evolution in the Tunisian stock market. *Review of Behavioral Finance*, 11(2), 165-187.

Chen, A., & Gong, J. J. (2019). Accounting comparability, financial reporting quality, and the pricing of accruals. *Advances in accounting*, 45.

DeFranco, G., Kothari, S. P., & Verdi, R. (2011). The benefits of financial statement comparability. *Journal of Accounting Research*, 49 (4), 895–931

Du, Q., Wang, Y., & Wei, K. C. J. (2020). Does cash-based operating profitability explain the accruals anomaly in China? *Pacific Basin Finance Journal*, 61.

Papanastasopoulos, Georgios, Thomakos, Dimitrios, Wang, Tao (2011). Information in Balance Sheets for Future Stock Returns: *Evidencefrom Net Operating Assets. International Review of Financial Analysis*, 5(20): 269-282.

Khodamipour, Ahmad, Amiri, Esmaeil. (2020). An Analysis of the Stock Price Impact on the TSE and Accrual Management. *Iranian Journal of Management Studies*, 13(1), 1-21.

Kim Junwoo, Kim Robert, Kim Sangwan (2020). Does financial statement comparability mitigate delayed trading volume before earnings announcements. *Journal of Business Research*, 107, 62-75.

Rubin A (2007). Ownership level, ownership concentration and liquidity. *Journal of Financial Markets*, 10(3): 219–248.

Sohn, B.C. (2016). The effect of accounting comparability on the accrual-based and real earnings management. *Journal of Accounting Public Policy* 35: 513–539.

Wil Martens, Prem W. S. Yapa and Maryam Safari (2020). The Impact of Financial Statement Comparability on Earnings Management: Evidence from Frontier Markets. *International Journal of Financial Studies*, 4.