Journal of Accounting Knowledge
Shahid Bahonar University of Kerman
Iranian Accounting Association
Print ISSN 2008-8914
Online ISSN 476-292X

Journal of Accounting Knowledge/ Vol. 10/ No. 4/ Winter 2019/Ser.39

Role of Management Earnings Forecast Error in Stock Market Efficiency with Emphasis on Earnings and Operation Earnings Components

Shamsi Vahedi[*]
Saied Ali Ahmadi (Ph.D)[**]

Abstract

Objective: The purpose of this research was to investigate the role of management earnings forecast errors in stock market efficiency with emphasis on operation earnings and their components in the Tehran Stock Exchange from 2009 to 2017.

Method: Data was collected using document mining method, and the data analysis method was inferential. Panel data model and multivariate regression method were used to test the research hypotheses, using the Pethnoster test. In this study, the dependent variables are the abnormal stock returns and the first error of management forecast adjustment, and the independent variables are free cash flow and accruals.

Results: The findings of this study showed that operating earnings and their components have positive effects on future abnormal returns. Also, the persistence of operating earnings and their components have negative impacts on the first adjusted management earnings forecast errors. Other results suggested that adding management earnings forecast errors to the earnings persistence model and its components have no effect on future abnormal returns. In addition, it was found that adding abnormal returns to the earnings persistence model and its components affect the error of the first adjusted management earnings forecast errors.

Conclusion: In sum, the results of this study show that participants in the capital market do not consider the persistence of operating earnings and their components to be effective in their expectations, and take their effects less than real. Also, the current information from management earnings forecast errors has not changed market inefficiencies.

Keywords: *Management Earnings Forecast Errors, The First Adjusted Management Earnings Forecast Errors, Market Efficiency, Operation Earnings and its Components*.

Citition: Vahedi, Sh., Ali Ahmadi, S. (2019). Role of management earnings forecast error in stock market efficiency with emphasis on earnings and operation earnings components. *Journal of Accounting Knowledge*, 10(4), 1-27.

[*] M.A. of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.
[**] Assistant Professor of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.
Corresponding Author: Saeid Ali Ahmadi (Email :saeidaliahmadi@yahoo.com).
Submitted: 9 November 2018 Accepted: 4 August 2019
DOI: 10.22103/jak.2019.13005.2840

مجله دانش حسابداری
شاپا چاپی ۲۰۰۸-۸۹۱۴
شاپا الکترونیکی ۲۴۷۶-۲۹۲X
دانشگاه شهید باهنر کرمان
انجمن حسابداری ایران

دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان
انجمن حسابداری ایران
مجلهٔ دانش حسابداری
دورهٔ دهم، شمارهٔ ۴
زمستان ۱۳۹۸، پیاپی ۳۹
صص. ۱ تا ۲۷

نقش خطای سود پیش‌بینی شده مدیریت بر کارایی بازار سهام با تأکید بر سود و اجزای سود عملیاتی

شمسی واحدی *
دکتر سعید علی احمدی **

چکیده

هدف: این پژوهش با هدف بررسی نقش خطای سود پیش‌بینی شدهٔ مدیریت بر کارایی بازار سهام، با در نظر گرفتن سود سالانه و اجزای سود عملیاتی برای دوره ۹ ساله (۱۳۸۸-۱۳۹۶) انجام شده است.

روش: روش گردآوری داده‌ها، روش اسناد کاوی و روش تحلیل داده‌ها از نوع استنباطی می‌باشد. در این پژوهش با به کارگیری الگوی داده‌های ترکیبی و روش رگرسیون چند متغیره و با استفاده از آزمون پتنوستر، فرضیه‌های پژوهش آزمون شد. متغیرهای وابسته پژوهش، شامل دو متغیر بازده غیرعادی سهام و خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت و متغیرهای مستقل شامل جریان نقد آزاد و اقلام تعهدی است.

یافته‌ها: نتایج پژوهش نشان می‌دهد که پایداری سود عملیاتی و اجزای سود عملیاتی بر بازده غیر عادی آتی، تأثیر مثبت دارد. همچنین، نتایج پژوهش نشان داد که پایداری سود عملیاتی و پایداری اجزای سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی تأثیر منفی دارد. سایر نتایج حاکی از این است که اضافه

* کارشناس ارشد گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.
** استادیار گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.
نویسندهٔ مسئول مقاله: سعید علی‌احمدی (رایانامه: saeidaliahmadi@yahoo.com)

تاریخ دریافت: ۹۷/۸/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۸/۵/۱۳

DOI: 10.22103/jak.2019.13005.2840

نمودن خطای پیش‌بینی سود مدیریت به الگوی پایداری سود عملیاتی و الگوی پایداری اجزای سود عملیاتی بر بازده غیر عادی آتی تاثیری ندارد. همچنین، مشخص شد که اضافه نمودن بازده غیرعادی سهام به الگوی پایداری سود عملیاتی و الگوی پایداری اجزای سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی، تاثیری ندارد.

نتیجه‌گیری: در کل، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مشارکت کنندگان در بازار سرمایه پایداری سود عملیاتی و اجزای سود عملیاتی را به صورت کارا در انتظارات خود لحاظ نمی‌کنند و اثرات آنها را کمتر از حد در نظر می‌گیرند. همچنین، اطلاعات موجود در خطای پیش‌بینی سود مدیریت، عدم کارایی موجود در بازار را تغییر نداده است.

واژه‌های کلیدی: *خطای سود پیش‌بینی شده مدیریت، خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت، کارایی بازار، سود عملیاتی، اجزای سود عملیاتی.*

استناد: واحدی، شمسی؛ علی‌احمدی، سعید. (۱۳۹۸). نقش خطای سود پیش‌بینی شده مدیریت بر کارایی بازار سهام با تأکید بر سود و اجزای سود عملیاتی، *دانش حسابداری*، ۱۰(۴)، ۲۷-۱.

مقدمه

فرضیهٔ بازار کارا، پایه و اساس پژوهش‌های صورت گرفته در مالی مدرن است و پژوهش‌های بسیاری بر اساس این فرض که بازار، کارا است، انجام شده است. اگر بازار سرمایه کارایی بالایی داشته باشد، قیمت سهام به طور صحیحی اطلاعات موجود را در قیمت منعکس می‌کند. از این رو، در قیمت گذاری سهام خطا رخ نمی‌دهد و سرمایه گذاران نمی‌توانند با تشکیل سبدهای سرمایه گذاری بر اساس اطلاعات بازار، بازده‌های بیشتری را در آینده کسب نمایند. در مقابل، اگر بازار سرمایه کارا نباشد، ارزش‌گذاری سهام به صورت نادرست، انجام می‌شود و سرمایه گذاران می‌توانند از فرصت ایجاد شده به منظور کسب بازده مازاد استفاده کنند. یکی از مهم‌ترین منابع اطلاعاتی سرمایه گذاران برای قیمت گذاری سهام، اطلاعات حسابداری است (شایو و همکاران[1]، ۲۰۱۲) و حسابداری تعهدی می‌تواند به سرمایه گذاران برای رسیدن به این هدف کمک کند. دیچو و دچو[2] (۲۰۰۲) حسابداری تعهدی را به عنوان

تعدیلات موقتی تعریف می‌کنند که مشکل زمان بندی جریان‌های نقدی شرکت را رفع کرده است. بر این اساس، اجزای سود حسابداری می‌تواند شامل جزء تعهدی و نقدی باشد. از آنجایی که حسابداری تعهدی به منظور ارزیابی عملکرد مدیران مورد استفاده قرار می‌گیرد، می‌تواند شامل بهترین برآوردهای حسابداری باشد. بهترین برآوردهای حسابداری دربرگیرنده خطاهایی است که موجب کاهش کیفیت سود می‌شود. از این رو، انتظار می‌رود که در هنگام پیش‌بینی سود آتی، جزء تعهدی از پایداری کمتری برخوردار باشد (نیسکانن[۳]، ۲۰۱۶).

اسلوان[۴](۱۹۹۶) با بررسی نقش اقلام تعهدی در بازار سرمایه کارا نشان داد که در قیمت گذاری سهام بر اساس اطلاعات حسابداری، ناهنجاری اقلام تعهدی[۵] وجود دارد. اسلوان (۱۹۹۶) تفاوت بین اجزای نقدی و تعهدی سود را برای پیش‌بینی تداوم فعالیت آینده شرکت مورد توجه قرار داد. نتایج پژوهش وی نشان داد که جزء تعهدی سود در مقایسه با جزء نقدی سود از پایداری کمتری برخوردار است. بنابراین، سرمایه گذاران، پایداری کمتر اقلام تعهدی را به درستی تشخیص نمی‌دهند و اقلام تعهدی را بیش از حد قیمت گذاری می‌کنند. در پژوهش‌های بعدی از جمله دفوند و پارک[۶] (۲۰۰۱)، الگرز و همکاران[۷] (۲۰۰۳) تفاوت درک سرمایه گذاران حرفه‌ای (مانند تحلیل گران مالی) در مقایسه با سرمایه گذاران غیر حرفه‌ای از پایداری کمتر اقلام تعهدی در سودهای آتی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج دفوند و پارک (۲۰۰۱) نشان داد که تحلیل گران مالی اثر معکوس ناهنجاری اقلام تعهدی را در پیش‌بینی‌های خود در نظر می‌گیرند. نتایج پژوهش الگرز و همکاران (۲۰۰۳) نشان داد که میزان اقلام تعهدی در سود پیش‌بینی شده تحلیل گران در مقایسه با سرمایه گذاران کمتر است. در خصوص درک مدیران شرکت از اثر پایداری اقلام تعهدی بر سود آتی شرکت پژوهش‌های اندکی صورت گرفته است. مدیران شرکت تصمیم گیری‌های مرتبط با اقلام تعهدی را در واکنش به عملیات تجاری شرکت می‌گیرند و احتمالاً درباره عوامل مؤثر بر پایداری اقلام تعهدی از اطلاعات کامل‌تری برخوردار هستند. بنابراین، انتظار بر این است که در پیش‌بینی‌های سود مدیریت اثرات معکوس اقلام تعهدی در نظر بگیرند (زو[۸]، ۲۰۱۰).

نتایج پژوهش زو (۲۰۱۰) و برادشاو و همکاران[۹] (۲۰۰۱) حاکی از این است که بین اقلام تعهدی و خطای پیش‌بینی مدیریت رابطه منفی وجود دارد. به عبارت دیگر، مدیران پایداری اقلام تعهدی را در پیش‌بینی‌هایشان بیش از حد برآورد می‌کنند. هولی و همکاران[۱۰] (۲۰۱۷) با در نظر گرفتن خطای پیش‌بینی سود تحلیل گران مالی اقدام به بررسی کارایی بازار سرمایه کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که تحلیل گران مالی پایداری اقلام تعهدی را کمتر از حد برآورد می‌کنند. از این رو، هدف پژوهش حاضر، بررسی نقش خطای سود پیش‌بینی شده مدیریت بر کارایی بازار سهام با در نظر گرفتن سود سالانه و اجزای سود نقدی و تعهدی است. انجام این پژوهش می‌تواند غنای ادبیات حسابداری دربارهٔ کارایی بازار سرمایه را بیشتر کند و نقش خطای پیش‌بینی سود مدیریت را در بازار سرمایه ایران آشکار نماید.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

کارایی اطلاعات بازار سرمایه برای تدوین کنندگان استانداردهای حسابداری و سیاست گذاران بازار سرمایه یک مسئلهٔ مهم و بنیادی است. حسابداری، اطلاعات مالی دربارهٔ شرکت را فراهم می‌آورد که توسط استفاده کنندگان زیادی در بازار سرمایه مورد استفاده قرار می‌گیرد. در بازار سرمایه، تخصیص کارای منابع در بین شرکت‌های رقیب موضوع اساسی است. در شرایطی که بازار کارا نباشد، ارزیابی عواملی که می‌تواند میزان عدم کارایی را کاهش یا افزایش دهد، سودمند است (الگرز و همکاران، ۲۰۰۳). یکی از عوامل مؤثر بر عدم کارایی بازار سرمایه، ناهنجاری اقلام تعهدی است که توسط اسلوان(۱۹۹۶) معرفی گردید. نتایج پژوهش اسلوان (۱۹۹۶) حاکی از این است که جریان نقد عملیاتی در مقایسه با اقلام تعهدی از پایداری بالاتری برخوردار است. این در حالی است که سرمایه گذاران در بازار سرمایه پایداری اقلام تعهدی را بیشتر از جریان نقد عملیاتی در نظر می‌گیرند. سرمایه گذاران، در هنگام ارزش‌گذاری شرکت‌ها، اطلاعات حسابداری را مورد استفاده قرار می‌دهند. سود حسابداری به عنوان منبع اطلاعاتی مهم قابل تفکیک به جزء تعهدی و جزء نقدی است.

سابرامانیام[۱۱] (۱۹۹۶) قابلیت پیش‌بینی سودهای خالص را با بهره گیری از جریان‌های نقدی مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که سود خالص در میان سایر شاخص‌های سوددهی

از بالاترین توانایی برای پیش‌بینی سود خالص آتی برخوردار است. نتایج پژوهش اسلوان (۱۹۹۶) نشان داد که سرمایه گذارن عملکرد شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا را در مقایسه با شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین بیش از حد مورد ارزیابی قرار می‌دهند (پینکوس[۱۲]، ۲۰۰۷). بنابراین، اگر انتظارات سرمایه گذاران غیر حرفه‌ای بر قیمت سهام تأثیر گذار باشد، به طور غیرمنطقی انتظار می‌رود که شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا ارزش بیشتری نسبت به شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین داشته باشند (هولی و همکاران، ۲۰۱۷).

پیش‌بینی سود مدیریت به صورت افشای داوطلبانه و اجباری صورت می‌گیرد و اطلاعاتی را درباره سود مورد انتظار و اجزای آن فراهم می‌کند. پیش‌بینی سود مدیریت می‌تواند قیمت سهام، پیش‌بینی تحلیل گران و عدم تقارن اطلاعاتی را تحت تأثیر قرار دهد (هیرست و همکاران[۱۳]، ۲۰۰۸). کاهش در عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه می‌تواند موجب بهبود کارایی بازار سرمایه شده، تخصیص بهینه منابع را به وجود آورد. افشای پیش‌بینی سود مدیریت می‌تواند علاوه بر کاهش اثرات پیش‌بینی‌های تحلیل گران مالی، واکنش بازار سرمایه به افشای اخبار بد را نیز کاهش دهد (وانگ و همکاران[۱۴]، ۲۰۱۵). اهمیت سود پیش‌بینی شده به میزان انحراف آن از مقدار واقعی سود وابسته است. هر چه میزان این انحراف کمتر باشد، پیش‌بینی از دقت بیشتری برخوردار است. ریس و سیواراماکریشنان[۱۵] (۲۰۰۷) نشان دادند که بازار برای برآورده شدن انتظارات سود هر سهم ارزش زیادی در نظر می‌گیرد و نسبت به عدم تحقق آن نیز واکنش نشان می‌دهد.

نتایج پژوهش‌های قبلی از جمله لنوکس و پارک[۱۶](۲۰۰۶) و لی و همکاران[۱۷](۲۰۱۲) حاکی از این است که پیش‌بینی‌ها و برآوردهای مدیریت از سود اطلاعات کلیدی و مهم را به بازار سرمایه مخابره می‌کند. احمد و همکاران[۱۸] (۲۰۰۶) با بررسی رفتار تحلیل گران در ارتباط با ناهنجاری‌های اقلام تعهدی و نقدی سود، نشان دادند که تحلیل گران مالی پایداری جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی بلند مدت را کمتر از حد و پایداری اقلام تعهدی جاری را بیشتر از حد برآورد می‌کنند. نتایج پژوهش دارک و مایرز[۱۹] (۲۰۱۱) نیز نشان داد که تحلیل گران پایداری اقلام تعهدی را بیش از حد در نظر می‌گیرند. در کل، نتایج این پژوهش‌ها

نشان می‌دهد که ناهنجاری اقلام تعهدی موجب کاهش کارایی بازار سرمایه شده است (هولی و همکاران، ۲۰۱۷). در ادامه برخی از پژوهش‌های خارجی و داخلی مرتبط با موضوع پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد.

تسائو و همکاران[۲۰](۲۰۱۸) به بررسی گزارشگری مالی میان دوره‌ای و قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد با استفاده از گزارشگری مالی میان دوره‌ای می‌توان قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی را کاهش داد. هولی و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی نقش تحلیل گران مالی بر کارایی بازار سهام با در نظر گرفتن اجزای سود تعهدی و نقدی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بازار سرمایه تمایل دارد پایداری اقلام تعهدی را بیش از حد برآورد نمایند. این درحالی است که تحلیل گران مالی تمایل دارند که پایداری اقلام تعهدی را کمتر از حد برآورد نمایند. به عبارت دیگر، تحلیل گران مالی با درک وجود ناهنجاری اقلام تعهدی هنگام پیش‌بینی سود، پایداری اقلام تعهدی را کمتر از حد در نظر می‌گیرند. چن و همکاران[۲۱](۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر تحلیل گران مالی بر کارایی تصمیمات سرمایه گذاری شرکت‌ها پرداخته‌اند. در این پژوهش از صحت و پراکندگی پیش‌بینی سود تحلیل گران به عنوان شاخصی از مهارت و کیفیت پیش‌بینی‌ها استفاده شده است. نتایج نشان داد کیفیت پیش‌بینی سود تحلیل گران مالی بر کارایی سرمایه گذاری تأثیر دارد.

رادهاکریشنان و وو[۲۲](۲۰۱۴) به بررسی تأثیر پیش‌بینی‌های جریان نقد تحلیل گران و قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که پیش‌بینی‌های جریان نقد تحلیل گران توجه سرمایه گذاران به اجزای اقلام تعهدی را کمتر کرده و از این رو، باعث کاهش قیمت گذاری اشتباه اقلام تعهدی می‌شود. زو (۲۰۱۰) به بررسی این موضوع پرداخت که آیا خطای پیش‌بینی سود مدیریت به صورت کامل اطلاعات اقلام تعهدی را منعکس می‌کند. نتایج پژوهش حاکی از این است که مدیران پایداری اقلام تعهدی را بیش از حد برآورد می‌کنند و قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی برای شرکت‌هایی که مدیران دامنه‌ای از پیش‌بینی های سود را ارائه می‌دهند، بیشتر است. گونگ و همکاران[۲۳] (۲۰۰۹) به بررسی رابطه

بین خطای پیش‌بینی سود مدیریت و اقلام تعهدی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین خطای پیش‌بینی سود مدیریت و اقلام تعهدی، رابطهٔ مثبت وجود دارد و این رابطه مثبت برای شرکت‌هایی که در محیط‌های نامطمئن فعالیت می‌کنند، بیشتر است.

مهرانی و طاهری (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر بیش اطمینانی مدیریتی بر خطای پیش‌بینی سود پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین بیش اطمینانی مدیر و خطای پیش‌بینی سود، رابطهٔ مثبت وجود دارد. به عبارت دیگر، مدیرانی که اطمینان بیش از حد دارند، سود را بیش از مقدار واقعی پیش‌بینی می‌کنند. صالح‌نژاد و وقفی (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر پیش‌بینی سود توسط مدیریت بر ریسک و ارزش شرکت پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که پیش‌بینی سود توسط مدیریت بر ارزش شرکت تأثیر دارد ولی پیش‌بینی سود توسط مدیریت بر ریسک سهام شرکت تأثیر ندارد. کمالی اردکانی و ابراهیمی (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر خطای پیش‌بینی سود بر بازده غیرعادی و ریسک سیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که خطای پیش‌بینی سود بر بازده غیرعادی سهام تأثیر معناداری دارد. همچنین، نتایج پژوهش نشان داد که خطای پیش‌بینی سود بر ریسک سیستماتیک تأثیر معناداری دارد.

کرمی و مرشدزاده بافقی (۱۳۹۳) به بررسی ناهنجاری ناشی از عایدات، ناهنجاری ناشی از اقلام تعهدی و رابطه میان آن دو پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از این است که قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی متمایز از ناهنجاری عایدات است. شهریاری و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی و آزمون قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی غیر عادی در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از این است که بازار تدام جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی را کم برآورد کرده و در نتیجه آن را پایین‌تر قیمت گذاری می‌کند. علاوه بر این، بازار پایداری اقلام تعهدی عادی و غیر عادی را بیش از حد برآورد کرده و بنابراین، آن‌ها را بالا قیمت گذاری کرده است. مشکی و ربانی (۱۳۹۰) به بررسی رابطه بین خطای پیش‌بینی سود مدیریت با بازده غیر عادی سهام و ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند.

نتایج پژوهش آنها نشان داد که رابطهٔ مثبت و معنادار بین دو عامل خطای پیش‌بینی سود و بازده غیر عادی سهام و نبود رابطهٔ خطی بین خطای پیش‌بینی سود و ریسک سیتماتیک است.

خلیفه‌سلطانی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی ارتباط بین خطای پیش‌بینی سود مدیریت و اقلام تعهدی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین خطای پیش‌بینی سود مدیریت و اقلام تعهدی، رابطهٔ مثبت وجود دارد و در شرکت‌هایی که محیط تجاری نامطمئن فعالیت می‌کنند، این ارتباط مثبت قوی‌تر است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش می‌توان فرضیه‌های پژوهش را به شرح زیر بیان نمود:

فرضیه اول: پایداری سود عملیاتی بر بازده غیر عادی آتی، تأثیر مثبت دارد.

فرضیه دوم: پایداری اجزای سود عملیاتی بر بازده غیر عادی آتی، تأثیر مثبت دارد.

فرضیه سوم: اضافه نمودن خطای پیش‌بینی سود مدیریت به الگوی پایداری سود عملیاتی بر بازده غیر عادی آتی، تأثیر منفی دارد.

فرضیه چهارم: اضافه نمودن خطای پیش‌بینی سود مدیریت به الگوی پایداری اجزای سود عملیاتی بر بازده غیر عادی آتی، تأثیر منفی دارد.

فرضیه پنجم: پایداری سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی، تأثیر منفی دارد.

فرضیه ششم: پایداری اجزای سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی، تأثیر منفی دارد.

فرضیه هفتم: اضافه نمودن بازده غیرعادی سهام به الگوی پایداری سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی، تأثیر مثبت دارد.

فرضیه هشتم: اضافه نمودن بازده غیرعادی سهام به الگوی پایداری اجزای سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی، تأثیر مثبت دارد.

جامعه و نمونه پژوهش

جامعهٔ آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بنابراین، قلمرو مکانی پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. همچنین، قلمرو زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ است. نمونه پژوهش با استفاده از روش حذف سیستماتیک و بر اساس معیارهای زیر انتخاب گردید:

۱. به منظور قابل‌مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند باشد.

۲. به منظور همگن بودن اطلاعات، شرکت‌ها از نوع بانک‌ها، مؤسسات مالی و اعتباری، بیمه و لیزنگ نباشند.

۳. اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب‌شده در این پژوهش قابل‌دسترس باشد.

۴. شرکت‌ها در دوره پژوهش از بورس اوراق بهادار تهران حذف نشده باشد.

۵. شرکت بیش از شش ماه وقفه معاملاتی نداشته باشد.

با اعمال محدودیت‌های بالا در نهایت تعداد ۱۰۴ شرکت به عنوان نمونهٔ پژوهش انتخاب شد.

روش پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت از نوع توصیفی – همبستگی، از نظر هدف کاربردی و از نظر نوع داده‌های تحقیق اسناد کاوی (آرشیوی) است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون چندگانه و آزمون پتنوستر و همکاران[۲۴] (۱۹۹۸) استفاده می‌گردد. آزمون پتنوستر و همکاران (۱۹۹۸) به منظور آزمون برابری ضرایب دو متغیر مشابه در الگوهای مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این پژوهش برای آزمون فرضیه‌های پژوهش به پیروی از تحقیق هولی و همکاران (۲۰۱۷) از الگوهای زیر استفاده شد. نخست، الگوی پایداری سود عملیاتی و اجزاء سود عملیاتی به شرح زیر ارائه می‌شود:

$$RNOA_{t+1} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i C_{it} + e_{t+1} \qquad (۱)$$

که در الگوی بالا RNOA_{it} بیانگر بازده دارایی‌های عملیاتی است. بازده دارایی عملیاتی

از تقسیم سود عملیاتی بر دارایی‌های عملیاتی محاسبه می‌شود. C_{it} بیانگر بازده دارایی‌های عملیاتی یا اجزاء بازده دارایی‌های عملیاتی یعنی اقلام تعهدی و جریان نقد آزاد است.

در ادامه به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش لازم است الگوی اصلی پژوهش به شرح زیر استخراج گردد. بر اساس پژوهش هولی و همکاران (۲۰۱۷)، بازده غیر عادی شرکت تابعی از بازده دارایی عملیاتی است. از این رو، می‌توان عبارت بالا را به صورت الگوی (۲) بیان نمود:

$$RET_{t+1} = \gamma + \beta\left[RNOA_{t+1} - (\alpha_0' + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i' C_{it})\right] + u_{t+1} \quad (۲)$$

که در آن α_i' بیانگر انتظارات بازار از پایداری سود یا اجزاء سود یعنی C_{it}است. با جایگزین کردن سمت راست الگوی(۱) به جای عبارت RNOA_{it} و قرار دادن آن در الگوی (۲) می‌توان به الگوی زیر رسید:

$$RET_{t+1} = \gamma + \beta\left[(\alpha_0 - \alpha_0') + \sum_{i=1}^{n}(\alpha_i - \alpha_i')C_{it} + e_{t+1}\right] + u_{t+1} \quad (۳)$$

در صورتی که به جای عبارت $\beta(\alpha_0 - \alpha_0')$ از عبارت λ_0 و به جای $\beta(\alpha_i - \alpha_i')$ از عبارت λi استفاده شود، الگوی (۳) به شرح زیر خلاصه می‌شود:

$$RET_{t+1} = \gamma + \lambda_0 + \sum_{i=1}^{n} \lambda_i C_{it} + \beta e_{t+1} + u_{t+1} \quad (۴)$$

در الگوی (۴) RET_{t+1} بیانگر بازده غیر عادی است. در این پژوهش بازده غیر عادی به پیروی از پژوهش هولی و همکاران (۲۰۱۷) از تفاوت بازده شرکت از میانگین بازده شرکت‌های نمونه پژوهش محاسبه گردید. با جایگزین کردن اجزای سود عملیاتی، می‌توان الگوهای نهایی زیر را برای آزمون فرضیه اول و دوم پژوهش استفاده نمود:

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 RNOA_{it} + \lambda_2 e_{it+1} + u_{it} \quad (۵)$$

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 ACC_{it} + \lambda_2 FCF_{it} + \lambda_3 e_{it+1} + u_{it} \quad (۶)$$

که در رابطه بالا ACC_{it} بیانگر جزه تعهدی سود عملیاتی و FCF_{it} نشان دهنده جزء نقدی سود عملیاتی است. هر دو متغیر با تقسیم شدن بر دارایی عملیاتی تعدیل شده‌اند. برای

آزمون فرضیه‌های پژوهش در صورتی که λ_i کوچک‌تر از صفر (بزرگ‌تر از صفر) باشد، بیانگر این است که بازار پایداری سود عملیاتی و اجزاء سود عملیاتی را بیش از حد (کمتر از حد) در نظر گرفته است. بنابراین، در صورتی که λ_i صفر باشد حاکی از این است که پایداری سود عملیاتی و اجزاء سود عملیاتی از دیدگاه بازار متفاوت نبوده و کارایی بازار وجود دارد. بنابراین، برای آزمون فرضیه اول و دوم پژوهش از تفسیر ضرایب استفاده می‌شود.

به منظور آزمون فرضیه سوم و چهارم پژوهش، ابتدا خطای پیش‌بینی سود مدیریت محاسبه می‌گردد و به الگوی شماره ۴ اضافه می‌گردد و سپس بر اساس آزمون پتنوستر و همکاران (۱۹۹۸) فرضیه‌های پژوهش آزمون می‌گردد.

$$RET_{t+1} = \gamma + \eta_0 + \sum_{i=1}^{n} \eta_i C_{it} + \beta e_{t+1} + \varphi FE_{t+1,\alpha} + u_{t+1} \quad (۷)$$

که در الگو بالا FE_{t+1} بیانگر خطای پیش‌بینی سود مدیریت است. با جایگزین کردن بازده دارایی عملیاتی و اجزای آن، می‌توان الگوهای نهایی زیر را برای آمون فرضیه‌های پژوهش مورد استفاده قرار داد:

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 RNOA_{it} + \lambda_2 e_{it+1} + \lambda_3 FE_{it+1} + u_{it} \quad (۸)$$

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 ACC_{it} + \lambda_2 CFC_{it} + \lambda_3 e_{it+1} + \lambda_4 FE_{it+1} + u_{it} \quad (۹)$$

به منظور آزمون فرضیه‌های پنجم و ششم پژوهش از الگوی ارائه شده توسط هولی و همکاران (۲۰۱۷) به شرح زیر استفاده شد. بر اساس این الگو خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت تابعی از پایداری سود عملیاتی و اجزای سود عملیاتی است:

$$AMEFE_{t+1} = \gamma + \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i C_{it} + \beta e_{t+1} + u_{t+1} \quad (۱۰)$$

که در رابطهٔ بالا $AMEFE_{t+1}$، بیانگر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت است. با جایگزین کردن بازده دارایی عملیاتی و اجزای آن، می‌توان الگوهای نهایی زیر را برای آزمون فرضیه‌های پنجم و ششم پژوهش مورد استفاده قرار داد:

$$AMEFE_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 RNOA_{it} + \lambda_2 e_{it+1} + u_{it} \quad (۱۱)$$

$$AMEFE_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 ACC_{it} + \lambda_2 CFC_{it} + \lambda_3 e_{it+1} + u_{it} \quad (۱۲)$$

برای آزمون فرضیه‌های پنجم و ششم پژوهش در صورتی که λ_i کوچک‌تر از صفر (بزرگ‌تر از صفر) باشد، بیانگر این است که مدیریت در خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت اطلاعات مرتبط با پایداری سود عملیاتی و اجزاء سود عملیاتی بیش از حد (کمتر از حد) در نظر گرفته است. بنابراین، در صورتی که λ_i صفر باشد حاکی از این است که مدیریت در خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت اطلاعات مرتبط با پایداری سود عملیاتی و اجزاء سود عملیاتی را به طورکامل در نظر گرفته است و از این رو، کارایی بازار وجود دارد.

به منظور آزمون فرضیه هفتم و هشتم، ابتدا بازده غیر عادی به الگوی شماره ۱۰ اضافه می‌گردد و سپس بر اساس آزمون پتنوستر و همکاران (۱۹۹۸) فرضیه‌های پژوهش آزمون می‌گردد.

$$AMEFE_{t+1} = \gamma + g_0 + \sum_{i=1}^{n} g_i C_{it} + \beta e_{t+1} + kRET_{t+1} + u_{t+1} \quad (۱۳)$$

با جایگزین کردن بازده دارایی عملیاتی و اجزای آن، می‌توان الگوهای نهایی زیر را برای آزمون فرضیه‌های پژوهش مورد استفاده قرار داد:

$$AMEFE_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 RNOA_{it} + \lambda_2 e_{it+1} + \lambda_3 RET_{it} + u_{it} \quad (۱۴)$$

$$AMEFE_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 ACC_{it} + \lambda_2 CFC_{it} + \lambda_3 e_{it+1} + \lambda_4 RET_{it} + u_{it} \quad (۱۵)$$

متغیرهای پژوهش

متغیرهای وابستهٔ پژوهش شامل دو متغیر بازده غیرعادی سهام و خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت است که به شرح زیر محاسبه می‌شوند:

بازده غیر عادی سهام (RET) برابر است تفاوت بین بازده سالانه شرکت از میانگین بازده سالانه شرکت‌های نمونه پژوهش است. میانگین بازده شرکت‌های نمونه به شرح زیر محاسبه شد. ابتدا در هر سال شرکت‌ها بر اساس متغیر اندازه شرکت(ارزش بازار شرکت در پایان سال) به ۱۰ دهک تقسیم بندی شد و سپس میانگین هر دهک به دست آمد و برای شرکت‌های

موجود در هر دهک، میانگین بازده شرکت‌ها مورد استفاده قرار گرفت. بازده سالانه سهم از طریق نرم افزار ره آورد نوین استخراج شده است.

خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت (AMEFE) از تفاوت بین سود واقعی هر سهم در پایان سال با اولین سود هر سهم پیش‌بینی تعدیل شده بدست می‌آید:

رابطه (۱)
$$\mathrm{AMEFE}_{it} = \mathrm{EA}_{it} - \mathrm{AMEF}_{it}$$

در رابطهٔ بالا $AMEFE$ نشان دهنده خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت، EA بیانگر سود واقعی هرسهم و AMEF نشان دهنده اولین سود هرسهم پیش‌بینی تعدیل شده است. اولین سود هر سهم پیش‌بینی تعدیل شده بیانگر اولین تعدیل سود هر سهم پیش‌بینی شده است که در سال مالی(معمولاً سه ماه ابتدای سال) توسط شرکت‌های پذیرفته شده در بورس به منظور تعدیل سود هر سهم پیش‌بینی شده افشا می‌شود.

متغیرهای مستقل پژوهش شامل متغیرهای جریان نقد آزاد و اقلام تعهدی است که به شرح زیر محاسبه می‌شوند. در این پژوهش به منظور محاسبهٔ جریان نقد آزاد از پژوهش دچو و همکاران[۲۵] (۲۰۰۸) استفاده شده است. بر اساس پژوهش دچو و همکاران (۲۰۰۸)، جریان نقد آزاد بر اساس تغییرات مانده وجه نقد (ΔCASH)، سود تقسیمی پرداختی به سهامداران (DIST_EQ) و وجه نقد پرداخت شده بابت هزینه تأمین مالی بدهی (DIST_D) قابل محاسبه است:

رابطه (۲)
$$\mathrm{FCF}_{it} = \Delta\mathrm{CASH}_{it} + \mathrm{DIST_EQ}_{it} + \mathrm{DIST_D}_{it}$$

در رابطه بالا FCF بیانگر جریان نقد آزاد است. ΔCASH نشان دهنده تغییرات وجه نقد تعدیل شده شرکت است، که از رابطه زیر به دست می آید:

رابطه(۳)
$$\Delta\mathrm{CASH}_{it} = \Delta\mathrm{CAHE}_{it}/\mathrm{NOA}_{\mathrm{it-1}}$$

در رابطه بالا ΔCHE بیانگر تغییرات وجه نقد شرکت و NOA نشان دهنده خالص دارایی‌های عملیاتی است. خالص دارایی‌های عملیاتی از تفاوت بین دارایی‌های عملیاتی و بدهی‌های عملیاتی به دست می‌آید:

رابطه (۴)
$$\mathrm{NOA}_{\mathrm{it}} = \mathrm{TOA}_{\mathrm{it}} - \mathrm{TOL}_{\mathrm{it}}$$

در رابطه بالا NOA بیانگر خالص دارایی‌های عملیاتی شرکت و TOA نشان دهنده کل دارایی‌های عملیاتی و TOL نشان دهنده کل بدهی‌های عملیاتی است. در این پژوهش برای محاسبه دارایی‌های عملیاتی، کل دارایی‌های شرکت از مجموع سرمایه گذاری‌ها در اوراق بهادار و وجه نقد کسر گردید. به منظور محاسبه بدهی عملیاتی، کل بدهی شرکت از مجموع اوراق بدهی منتشر شده و تسهیلات مالی دریافتی شرکت کسر گردید.

در رابطه بالا DIST_EQ نشان دهنده سود تقسیمی پرداخت شده به سهامداران شرکت است. این متغیر از طریق تقسیم شدن بر خالص دارایی‌های عملیاتی تعدیل شده است. در رابطه بالا DIST_D نشان دهنده وجه نقد پرداخت شده بابت هزینه تأمین مالی بدهی‌های شرکت است. این متغیر از طریق تقسیم شدن بر خالص دارایی‌های عملیاتی تعدیل شده است.

در این پژوهش به منظور محاسبه اقلام تعهدی از پژوهش دچو و همکاران (۲۰۰۸) استفاده شد. بر اساس پژوهش دچو و همکاران (۲۰۰۸)، اقلام تعهدی شامل رشد فروش (SG)، تغییر کارایی دارایی‌ها (ΔEFF) و اثر تعاملی رشد فروش و تغییر کارایی دارایی‌ها ((ΔEFF) ∗ SG) است. برای محاسبه رشد فرش از رابطه زیر استفاده می‌شود:

رابطه (۵)
$$SG_{it} = \Delta SALSE_{it}/SALSE_{it-1}$$

در رابطه بالا $\Delta SALSE$ نشان دهنده تغییرات فروش و $SALSE$ بیانگر فروش سال گذشته است.

تغییر کارایی دارایی‌ها (ΔEFF) از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (۶)
$$\Delta EFF_{it} = {(EFF_{it} - EFF_{it-1})}/{EFF_{it-1}}$$

در رابطهٔ بالا ΔEFF نشان دهنده تغییرات کارایی دارایی‌های عملیاتی و EFF نشان دهنده کارایی دارایی‌های عملیاتی شرکت است. کارایی دارایی عملیاتی از طریق تقسیم فروش شرکت بر خالص دارایی عملیاتی محاسبه می‌شود.

خطای پیش‌بینی سود مدیریت(FE) از تفاوت بین سود واقعی هر سهم با سود هرسهم پیش‌بینی شده محاسبه می‌شود:

رابطه (۷) $$FE_{it} = EA_{it} - EF_{it}$$

در رابطه بالا FE بیانگر خطای اولین سود هرسهم پیش‌بینی شده مدیریت، EA نشان دهنده سود واقعی هرسهم و EF بیانگر اولین سود هرسهم پیش‌بینی شده است. اطلاعات اولین سود هر سهم پیش‌بینی شده قبل از شروع سال مالی جدید، توسط شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران منتشر می‌شوند.

یافته‌های پژوهش

نتایج آمار توصیفی پژوهش در جدول شماره ۱ ارائه شده است:

جدول شماره ۱. نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف استاندارد
بازده غیرعادی سهام	RET	-۳/۱۱۹	-۱۱/۷۵۱	۴۵/۳۲۷	-۱۳/۹۳۹	۴۲/۵۱۹
بازده دارایی عملیاتی	$RNOA$	۰/۶۵۳	۰/۷۷۴	۷۹/۷۷۵	-۱۰۸/۳۱۶	۹/۳۹۶
خطای پیش‌بینی سود مدیریت	FE	-۲۰/۴۸۸	-۱۶/۹۳۹	۱۳۵۶/۰۵۸	-۱۲۳۰/۸۶۲	۱۲۲۵/۶۱۴
خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت	$AMEFE$	-۵/۳۳۷	۱/۸۲۶	۱۲۵۴/۰۳۱	-۱۴۲۰/۱۲۲	۱۱۸۴/۵۰۸
جزء تعهدی سود تعدیل شده	ACC	-۰/۳۲۰	۰/۰۵۹	۷۸/۱۷۱	-۱۰۸/۰۹۲	۷/۹۲۶
جزء نقدی سود تعدیل شده	FCF	۰/۹۷۴	۰/۶۹۲	۷۲/۷۵۶	-۷۱/۷۲۰	۵/۰۳۱
رشد فروش	SG	۰/۲۲۳	۰/۱۳۲	۲/۹۴۶	-۱/۰۰۰	۰/۹۵۹
کارایی دارایی عملیاتی	EFF	-۰/۱۸۸	۰/۰۲۹	۳۹/۸۶۵	-۸۸/۰۱۴	۴/۸۸۳
تغییرات وجه نقد تعدیل شده	ΔCASH	-۰/۰۴۵	۰/۰۰۱	۱/۷۴۹	-۲/۴۸۱	۱/۲۹۵
توزیع سود بین سهامداران تعدیل شده	DIST_EQ	۰/۱۸۶	۰/۰۴۳	۲/۷۹۲	-۱/۵۳۹	۱/۳۷۸
توزیع سود بین اعتباردهندگان تعدیل شده	DIST_D	۰/۸۳۳	۰/۴۸۶	۷/۴۴۸	-۴/۱۱۵	۴/۰۴۳

با توجه به جدول بالا مشخص می‌گردد که میانگین و انحراف معیار بازده غیرعادی سهام به ترتیب به میزان ۳/۱۱۹- و ۴۲/۵۱۹ است. با توجه به انحراف معیار بالا می‌توان این گونه تفسیر کرد که در دوره پژوهش بازده غیرعادی سهام از نوسان بالایی برخوردار بوده است. با توجه به جدول بالا مشخص می‌گردد که میانگین و انحراف معیار خطای سود هر سهم پیش‌بینی شده مدیریت به ترتیب به میزان ۲۰/۴۸۸- و ۱۲۲۵/۶۱۴ است. با توجه به انحراف معیار بالا

می‌توان این گونه تفسیر کرد که در دوره پژوهش خطای سود هر سهم پیش‌بینی شده از نوسان بالایی برخوردار بوده است. با توجه به جدول بالا مشخص می‌گردد که میانگین و انحراف معیار خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت به ترتیب به میزان ۵/۳۳۷- و ۱۱۸۴/۵۰۸ است. با توجه به انحراف معیار بالا می‌توان این گونه تفسیر کرد که در دوره پژوهش خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت از نوسان بالایی برخوردار بوده است.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

قبل از بیان نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش لازم است نتایج آزمون‌های فروض کلاسیک و آزمون‌های تشخیصی بیان شود. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس حاکی از این است که در تمام الگوهای پژوهش ناهمسانی واریانس وجود دارد و از این رو، به منظور رفع مشکل ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج آزمون خود همبستگی نشان داد که در برخی از الگوها، خودهمبستگی وجود دارد که به منظور رفع آن اتورگرسیو مرتبه اول (AR(1)) به الگوهای پژوهش اضافه شده است که این متغیر در جدول تخمین نتایج پژوهش قابل مشاهده است. نتایج آزمون تشخیصی اف لیمر حاکی از این است که تمام الگوهای پژوهش با استفاده از روش داده‌های تلفیقی مورد تخمین قرار گیرد.

نتایج آزمون فرضیه اول و سوم پژوهش

نتایج آزمون فرضیه اول و سوم پژوهش در جداول شماره ۲ و ۳ ارائه شده است. ضریب و آماره t در الگو ۱ به ترتیب به میزان ۰/۲۰۴ و ۹/۴۶۷ برای متغیر بازده دارایی‌های عملیاتی است. با توجه به سطح خطای ۵ درصد، فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، پایداری سود عملیاتی بر بازده غیر عادی تأثیر مثبت دارد. با توجه به اینکه ضریب برآورد شده مثبت و معنادار است، بازار سرمایه پایداری سود عملیاتی را کمتر از حد در نظر گرفته است. همچنین، نتایج پژوهش حاکی از عدم کارایی بازار سرمایه دارد، زیرا اگر بازار کارا باشد، بین انتظارت سرمایه گذارن از پایداری و پایداری واقعی سود عملیاتی نباید تفاوت وجود داشته باشد. به منظور آزمون فرضیه سوم پژوهش از آزمون پتنوستر و همکاران (۱۹۹۸) استفاده شد. نتایج آزمون در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

جدول شماره ۲. نتایج آزمون فرضیه‌های اول و سوم

الگوی (۱) $RET_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 RNOA_{it} + \lambda_2 e_{it+1} + u_{it}$

نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح معناداری
عرض از مبدأ	-۳/۳۰۶	۰/۲۴۴	-۱۳/۵۲۷	۰/۰۰۰
بازده دارایی‌های عملیاتی	۰/۲۰۴	۰/۰۲۱	۹/۴۶۷	۰/۰۰۰
باقی مانده الگوی پایداری سود	۰/۲۵۵	۰/۰۲۶	۹/۷۷۰	۰/۰۰۰
خطای پیش‌بینی سود مدیریت	-	-	-	-
ضریب تعیین		۰/۰۲	آماره F	۹۲/۵۴۵
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۲	سطح معناداری	۰/۰۰۰

الگوی (۲) $RET_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 RNOA_{it} + \lambda_2 e_{it+1} + \lambda_3 FE_{it+1} + u_{it}$

نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح معناداری
عرض از مبدأ	-۳/۱۵۱	۰/۲۴۱	-۱۳/۰۲۸	۰/۰۰۰
بازده دارایی‌های عملیاتی	۰/۲۲۴	۰/۰۲۱	۱۰/۴۶۵	۰/۰۰۰
باقی مانده الگوی پایداری سود	۰/۱۴۱	۰/۰۲۵	۵/۴۶۰	۰/۰۰۰
خطای پیش‌بینی سود مدیریت	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰۱	۴۲/۴۸۲	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۰۲۲	آماره F	۶۶۴/۵۷۳
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۲۲	سطح معناداری	۰/۰۰۰

جدول شماره ۳. نتایج آزمون فرضیه سوم

شرح	الگوی (۱)	الگوی (۲)	آماره t پتنوستر
نام متغیر	بازده دارایی‌های عملیاتی	بازده دارایی‌های عملیاتی	-۰/۶۳۴
ضریب متغیر	۰/۲۰۴	۰/۲۲۴	سطح معناداری
تفاوت ضریب متغیر الگوی (۱) از الگوی (۲)	-۰/۰۲۰		۰/۴۷۳

نتایج آزمون آماره t پتنوستر حاکی از این است که اضافه نمودن خطای پیش‌بینی سود مدیریت به الگو موجب ایجاد تفاوت معنادار در ضرایب الگوی (۲) نسبت به الگوی (۱) نشده است. از این رو، فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود. به عبارت دیگر، اضافه نمودن خطای پیش‌بینی سود مدیریت به الگوی پایداری سود عملیاتی بر بازده غیر عادی آتی تأثیر ندارد. از این رو، انتظارات بازار از پایداری سود عملیاتی تحت تأثیر خطای پیش‌بینی سود مدیریت قرار نمی‌گیرد. به عبارت دیگر، اطلاعات موجود در خطای پیش‌بینی سود مدیریت، عدم کارایی موجود در بازار را تغییر نداده است.

نتایج آزمون فرضیه دوم و چهارم پژوهش

نتایج آزمون فرضیه دوم و چهارم پژوهش در جداول شماره (۴) و (۵) ارائه شده است. ضریب و آماره t در الگوی ۳ به ترتیب برای جزء تعهدی سود به میزان ۰/۲۰۸ و ۸/۶۳۳ و برای جزء نقدی سود به میزان ۰/۱۹۲ و ۳/۹۱۲ است. با توجه به سطح خطای ۵ درصد، فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، پایداری اجزای سود عملیاتی بر بازده غیر عادی آتی تأثیر مثبت و معنادار دارد و از این رو، بازار سرمایه پایداری اجزای سود عملیاتی را کمتر از حد در نظر گرفته است.

جدول شماره ۴. نتایج آزمون فرضیه دوم و چهارم

الگوی (۳) $RET_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 ACC_{it} + \lambda_2 CFC_{it} + \lambda_3 e_{it+1} + u_{it}$				
نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح معناداری
عرض از مبدأ	-۳/۲۶۲	۰/۲۴۹	-۱۳/۲۲۱	۰/۰۰۰
جزء تعهدی سود	۰/۲۰۸	۰/۰۲۴	۸/۶۳۳	۰/۰۰۰
جزء نقدی سود	۰/۱۹۲	۰/۰۴۹	۳/۹۱۲	۰/۰۰۰
باقی مانده الگوی پایداری سود	۰/۲۶۰	۰/۰۲۶	۹/۸۸۹	۰/۰۰۰
خطای پیش‌بینی سود مدیریت	---	---	---	---
ضریب تعیین		۰/۰۰۲	آماره F	۶۲/۵۰۶
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۰۲	سطح معناداری	۰/۰۰۰
الگوی (۴) $RET_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 ACC_{it} + \lambda_2 CFC_{it} + \lambda_3 e_{it+1} + \lambda_4 FE_{it+1} + u_{it}$				
نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح معناداری
عرض از مبدأ	-۳/۱۶۸	۰/۲۴۶	-۱۲/۸۵۴	۰/۰۰۰
جزء تعهدی سود	۰/۲۲۰	۰/۰۲۳	۹/۲۴۹	۰/۰۰۰
جزء نقدی سود	۰/۲۳۹	۰/۰۴۸	۴/۹۲۸	۰/۰۰۰
باقی مانده الگوی پایداری سود	۰/۱۴۳	۰/۰۲۶	۵/۴۶۰	۰/۰۰۰
خطای پیش‌بینی سود مدیریت	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰۱	۴۲/۴۵۴	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۰۲۲	آماره F	۴۹۸/۴۵۶
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۲۲	سطح معناداری	۰/۰۰۰

به منظور آزمون فرضیه چهارم پژوهش از آزمون پتنوستر و همکاران (۱۹۹۸) استفاده شد. نتایج آزمون در جدول شماره ۵ ارائه شده است. نتایج آزمون آماره t پتنوستر برای جزء تعهدی سود حاکی از این است که اضافه نمودن خطای پیش‌بینی سود مدیریت به الگو موجب ایجاد

تفاوت معنادار در ضرایب الگوی ۴ نسبت به الگـوی ۳ نشـده اسـت. از ایـن رو، فرضـیه چهـارم پژوهش رد می‌شود. به عبارت دیگر، اضافه نمودن خطای پـیش‌بینـی سـود مـدیریت بـه الگـوی پایداری اجزای سود عملیاتی بر بازده غیر عادی آتی تأثیر ندارد.

جدول شماره ۵. نتایج آزمون فرضیه چهارم

معیار	شرح	الگوی (۳)	الگوی (۴)	آماره t پتنوستر
جزء تعهدی سود	نام متغیر	اقـلام تعهـدی سود	اقـلام تعهـدی سود	-۰/۳۷۰
	ضریب متغیر	۰/۲۰۸	۰/۲۲۰	سطح معناداری
	تفاوت ضریب متغیر الگوی (۳) از الگوی (۴)	-۰/۰۱۲		۰/۷۱۱
	شرح	الگوی ۷	الگوی ۸	آماره t پتنوستر
جزء نقدی سود	نام متغیر	اقلام نقدی سود	اقلام نقدی سود	-۰/۶۸۶
	ضریب متغیر	۰/۱۹۲	۰/۲۳۹	سطح معناداری
	تفاوت ضریب متغیر الگوی (۳) از الگوی (۴)	-۰/۲۴۷		۰/۴۹۳

همچنین، نتایج آزمون آماره t پتنوستر برای جزء نقدی سود حاکی از این است کـه اضـافه نمودن خطای پیش‌بینی سود مدیریت به الگو موجب ایجاد تفاوت معنادار در ضرایب الگـوی ۴ نسبت به الگوی ۳ نشده است. از این رو، فرضیه چهارم پژوهش رد می‌شـود. بـه عبـارت دیگـر، اضافه نمودن خطای پیش‌بینی سود مدیریت به الگوی پایداری اجزای سود عملیاتی بر بازده غیر عادی آتی تأثیر ندارد. در کل می‌توان بیان نمود که انتظارت بازار از پایداری اجزای سود تحت تأثیر خطای پیش‌بینی سود مدیریت قرار نگرفته است. به عبارت دیگر، افشای اطلاعـات خطـای پیش‌بینی سود مدیریت نتوانسته است عدم کارایی موجود در بـازار سـرمایه را تحـت تـأثیر قـرار دهد.

نتایج آزمون فرضیه پنجم و هفتم پژوهش

نتایج آزمون فرضیه پنجم و هفـتم پـژوهش در جـداول ۶ و ۷ ارائـه شـده اسـت. ضـریب و آماره t متغیر بازده دارایی عملیاتی در الگوی (۵) به ترتیب به میزان ۳/۷۱۸- و ۸/۸۴۳- است. بـا توجه به سطح خطای ۵ درصد، فرضیه پنجم پژوهش رد نمی‌شود. به عبارت دیگر پایداری سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مـدیریت آتـی تـأثیر منفـی و معنـادار دارد. نتـایج

فرضیه پنجم پژوهش حاکی از این است که مدیریت در خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود، تأثیر اطلاعات مرتبط با پایداری سود عملیاتی را بیش از حد در نظر گرفته است.

جدول شماره ۶. نتایج آزمون فرضیه پنجم و هفتم

الگوی (۵) $AMEFE_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 RNOA_{it} + \lambda_2 e_{it+1} + u_{it}$				
نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح معناداری
عرض از مبدأ	-۳۱/۷۳۹	۵/۵۴۶	-۵/۷۲۲	۰/۰۰۰
بازده دارایی عملیاتی	-۳/۷۱۸	۰/۴۲۰	-۸/۸۴۳	۰/۰۰۰
باقی مانده الگوی پایداری سود	۱۳/۴۵۳	۰/۴۴۷	۳۰/۰۴۲	۰/۰۰۰
بازده غیرعادی سهام	---	---	---	---
اتورگرسیو مرتبه اول	۰/۲۲۱	۰/۰۰۳	۵۸/۷۶۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۰۵۹	آماره F	۱۵۷۱/۵۶۰
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۵۸	سطح معناداری	۰/۰۰۰
الگوی (۶) $AMEFE_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 RNOA_{it} + \lambda_2 e_{it+1} + \lambda_3 RET_{it} + u_{it}$				
نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح معناداری
عرض از مبدأ	-۲۶/۸۹۰	۵/۴۹۹	-۴/۸۸۹	۰/۰۰۰
بازده دارایی عملیاتی	-۴/۳۳۳	۰/۴۱۹	-۱۰/۳۳۳	۰/۰۰۰
باقی مانده الگوی پایداری سود	۱۳/۱۱۴	۰/۴۴۵	۲۹/۴۰۶	۰/۰۰۰
بازده غیرعادی سهام	۱/۴۸۳	۰/۰۵۶	۲۶/۴۶۵	۰/۰۰۰
اتورگرسیو مرتبه اول	۰/۲۱۸	۰/۰۰۳	۵۷/۷۲۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۰۶۷	آماره F	۱۳۶۴/۵۷۷
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۶۷	سطح معناداری	۰/۰۰۰

به منظور آزمون فرضیه هفتم پژوهش از آزمون پتنوستر و همکاران (۱۹۹۸) استفاده شد. نتایج آزمون در جدول شماره ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون فرضیه هفتم

شرح	الگوی (۵)	الگوی (۶)	آماره t پتنوستر
نام متغیر	بازده دارایی‌های عملیاتی	بازده دارایی‌های عملیاتی	۱/۰۳۶
ضریب متغیر الگو	-۳/۷۱۸	-۴/۳۳۳	سطح معناداری
تفاوت ضریب متغیر الگوی (۵) از الگوی (۶)	-۰/۶۱۵	---	۰/۳۰۱

نتایج آزمون آماره t پتنوستر حاکی از این است که اضافه نمودن بازده غیرعادی سهام به الگو موجب ایجاد تفاوت معنادار در ضرایب الگوی ۶ نسبت به الگوی ۵ نشده است. از این رو فرضیه هفتم پژوهش رد می‌شود. به عبارت دیگر، اضافه نمودن بازده غیرعادی سهام به الگوی

پایداری سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی تأثیر ندارد.

نتایج آزمون فرضیه ششم و هشتم پژوهش

نتایج آزمون فرضیه ششم و هشتم پژوهش در جداول ۸ و ۹ ارائه شده است. ضریب و آماره t در الگوی ۷ به ترتیب به میزان ۱/۱۸۱- و ۲/۳۱۰- برای جزء تعهدی سود و میزان ۸/۲۵۵- و ۱۰/۰۴۶- برای جزء نقدی سود است. با توجه به سطح خطای ۵ درصد، فرضیه ششم پژوهش رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، پایداری اجزای سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی تأثیر منفی دارد. نتایج فرضیه ششم پژوهش حاکی از این است که مدیریت در خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت تأثیر اطلاعات مرتبط با اجزاء سود عملیاتی را بیش از حد در نظر گرفته است.

جدول ۸. نتایج آزمون فرضیه ششم و هشتم

الگوی (۷) $AMEFE_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 ACC_{it} + \lambda_2 CFC_{it} + \lambda_3 e_{it+1} + u_{it}$				
نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۲۵/۵۳۱-	۵/۶۱۲	۴/۵۴۹-	۰/۰۰۰
جزء تعهدی سود	۱/۱۸۱-	۰/۵۱۱	۲/۳۱۰-	۰/۰۰۰
جزء نقدی سود	۸/۲۵۵-	۰/۸۲۱	۱۰/۰۴۶-	۰/۰۰۰
باقی مانده الگوی پایداری سود	۱۳/۳۴۴	۰/۴۵۵	۳۱/۵۱۱	۰/۰۰۰
بازده غیرعادی سهام	---	---	---	---
اتو رگرسیو مرتبه اول	۰/۲۲۲	۰/۰۰۳	۵۸/۸۸۵	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۰۶۰	آماره F	۱۲۱۰/۰۲۰
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۶۰	سطح معناداری	۰/۰۰۰
الگوی (۸) $AMEFE_{it+1} = \alpha_0 + \lambda_1 ACC_{it} + \lambda_2 CFC_{it} + \lambda_3 e_{it+1} + \lambda_4 RET_{it+} + u_{it}$				
نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۲۰/۹۴۵-	۵/۵۶۵	۳/۷۶۳-	۰/۰۰۰
جزء تعهدی سود	۱/۸۸۰-	۰/۵۰۹	۳/۶۹۰-	۰/۰۰۰
جزء نقدی سود	۸/۷۰۱-	۰/۸۱۸	۱۰/۶۳۴-	۰/۰۰۰
باقی مانده الگوی پایداری سود	۱۳/۹۷۷	۰/۴۵۳	۳۰/۸۳۱	۰/۰۰۰
بازده غیرعادی سهام	۱/۴۷۵	۰/۰۵۶	۲۶/۳۳۹	۰/۰۰۰
اتو رگرسیو مرتبه اول	۰/۲۱۸	۰/۰۰۳	۵۷/۸۸۳	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۰۶۹	آماره F	۱۱۱۵/۵۸۲
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۶۹	سطح معناداری	۰/۰۰۰

به منظور آزمون فرضیه هشتم پژوهش از آزمون پتنوستر و همکاران (۱۹۹۸) استفاده شد. نتایج آزمون در جدول شماره ۹ ارائه شده است.

جدول شماره ۹. نتایج آزمون فرضیه هشتم

معیار	شرح	الگوی (۷)	الگوی (۸)	آماره t پتنوستر
جزء تعهدی سود	نام متغیر	اقلام تعهدی سود	اقلام تعهدی سود	۰/۹۶۹
	ضریب متغیر	-۱/۱۸۱	-۱/۸۸۰	سطح معناداری
	تفاوت ضریب متغیر الگوی (۷) از الگوی (۸)	۰/۶۹۹		۰/۳۳۳
جزء نقدی سود	شرح	الگوی (۷)	الگوی (۸)	آماره t پتنوستر
	نام متغیر	اقلام نقدی سود	اقلام نقدی سود	۰/۳۸۴
	ضریب متغیر	-۸/۲۵۵	-۸/۷۰۱	سطح معناداری
	تفاوت ضریب متغیرالگوی (۷) از الگوی (۸)	۰/۴۴۵		۰/۷۰۱

نتایج آزمون آماره t پتنوستر برای جزء تعهدی سود حاکی از این است که اضافه نمودن بازده غیرعادی سهام به الگو موجب ایجا تفاوت معنادار در ضرایب الگوی ۸ نسبت به الگوی ۷ نشده است. از این رو، فرضیه هشتم پژوهش رد می‌شود. به عبارت دیگر، اضافه نمودن بازده غیرعادی سهام به الگوی پایداری سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی تأثیر ندارد. همچنین، نتایج آزمون آماره t پتنوستر برای جزء نقدی سود حاکی از این است که اضافه نمودن بازده غیرعادی سهام به الگو موجب ایجاد تفاوت معنادار در ضرایب الگوی ۸ نسبت به الگوی ۷ نشده است. از این رو فرضیه هشتم پژوهش رد می‌شود. به عبارت دیگر، اضافه نمودن بازده غیرعادی سهام به الگوی پایداری سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی تأثیر ندارد.

خلاصه و نتیجه‌گیری

با مطرح شدن فرضیهٔ بازار کارا این اعتقاد بوجود آمد که قیمت گذاری سهام بر اساس اطلاعات منتشر شده شرکت‌ها تعیین می‌شود و با انتشار اخبار جدید، بازار سرمایه واکنش مناسبی را به این موضوع نشان می‌دهد. اما، با مطرح شدن ناهنجاری‌های بازار از جمله ناهنجاری اقلام تعهدی چالش‌هایی در خصوص فرضیهٔ بازار کارا و نبود کارایی اطلاعاتی مطرح شد. ناهنجاری اقلام تعهدی به این موضوع اشاره دارد که سرمایه گذاران در بازار سرمایه پایداری اقلام تعهدی را در مقایسه با پایداری جریان‌های نقدی بیش از حد در نظر می‌گیرند و

از این رو، قیمت گذاری صحیحی را برای شرکت انجام نمی‌دهد. پیش بینی مدیریت از سود به عنوان یک منبع مهم اطلاعاتی می‌تواند ضمن کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، به افزایش کارایی بازار سرمایه کمک کند. از این رو، هدف پژوهش حاضر بررسی نقش خطای سود پیش‌بینی شده مدیریت بر کارایی بازار سهام با در نظر گرفتن سود و اجزای سود نقدی و تعهدی است.

نتایج پژوهش نشان داد که پایداری سود عملیاتی و اجزای سود عملیاتی بر بازده غیر عادی تأثیر مثبت و معنادار دارد. از این رو، بازار سرمایه پایداری سود عملیاتی و اجزای سود عملیاتی را کمتر از حد در نظر گرفته و قیمت گذاری نادرستی در بازار سرمایه انجام شده است. نتایج این پژوهش با پژوهش‌های هولی و همکاران (۲۰۱۷) و گونگ و همکاران (۲۰۰۹) سازگار است. همچنین، نتایج پژوهش حاکی از این است که اضافه نمودن خطای پیش‌بینی سود مدیریت به عنوان یک منبع اطلاعاتی تاثیری بر رابطه بین پایداری سود عملیاتی و بازده غیر عادی آتی ندارد و انتظارات بازار از پایداری سود عملیاتی تحت تأثیر خطای پیش‌بینی سود مدیریت قرار نمی‌گیرد. به عبارت دیگر، اطلاعات موجود در خطای پیش‌بینی سود مدیریت، عدم کارایی موجود در بازار را تحت تأثیر قرار نداده است. علاوه بر این، خطای پیش‌بینی سود بر رابطه بین پایداری اجزای تعهدی و نقدی سود عملیاتی و بازده غیر عادی آتی تأثیر ندارد. نتایج این پژوهش با پژوهش‌های هولی و همکاران (۲۰۱۷) و گونگ و همکاران (۲۰۰۹) ناسازگار و با پژوهش هیرست و همکاران (۲۰۰۸) سازگار است.

نتایج پژوهش حاکی از این است که پایداری سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی، تأثیر منفی و معنادار دارد. به عبارت دیگر، مدیریت در خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود تأثیر اطلاعات مرتبط با پایداری سود عملیاتی را بیش از حد در نظر گرفته است؛ بنابراین، ناهنجاری اقلام تعهدی در پیش‌بینی‌های مدیریت وجود دارد. نتایج این پژوهش با پژوهش هولی و همکاران (۲۰۱۷) ناسازگار است. همچنین، نتایج این پژوهش نشان داد که پایداری اجزای سود عملیاتی بر خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی تأثیر منفی و معنادار دارد. به عبارت دیگر، مدیریت در خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود تأثیر

اطلاعات مرتبط با پایداری سود عملیاتی را بیش از حد در نظر گرفته و ناهنجاری اقلام تعهدی در پیش‌بینی‌های مدیریت وجود دارد. نتایج این پژوهش با پژوهش هولی و همکاران (۲۰۱۷) ناسازگار است. علاوه بر این، نتایج پژوهش حاکی از این است که اضافه نمودن بازده غیرعادی سهام بر رابطه بین پایداری اجزای سود عملیاتی و خطای اولین تعدیل پیش‌بینی سود مدیریت آتی تأثیر ندارد. نتایج این پژوهش با پژوهش هولی و همکاران (۲۰۱۷) ناسازگار است.

در کل، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مشارکت کنندگان در بازار سرمایه پایداری سود عملیاتی و اجزای سود عملیاتی را به صورت کارا در انتظارات خود لحاظ نمی‌کنند و اثرات آنها را کمتر از حد در نظر می‌گیرند. از این رو، به سرمایه گذاران پیشنهاد می‌شود در هنگام قیمت گذاری سهام، اثرات مربوط به پایداری اجزای سود را در تصمیم گیرهای‌شان لحاظ کنند. همچنین، نتایج پژوهش حاکی از این است که پیش‌بینی سود مدیریت، تاثیری بر رابطهٔ بین پایداری اجزای سود و بازده غیر عادی ندارد. از این رو، به نظر می‌رسد انتشار و افشای اجباری سود پیش‌بینی مدیریت تاثیری بر کارایی بازار سرمایه نداشته است و نتوانسته است محتوای اطلاعاتی برای سرمایه گذاران فراهم نماید.

یادداشت‌ها

1. Shao
2. Dechow and Dichev
3. Niskanen
4. Sloan
5. Accrual Anomaly
6. Defond and Park
7. Elgers
8. Xu
9. Bradshaw
10. Holliea
11. Subramanyam
12. Pincus
13. Hirst
14. Wang
15. Rees and Siavaramakrishnan
16. Lennox and Park
17. Lee
18. Ahmed
19. Dark and Myers
20. Tsao
21. Chen
22. Radhakrishnan and Wu
23. Gong
24. Paternoster
25. Dechow

منابع

کمالی اردکانی، محسن؛ ابراهیمی، محمدحسن. (۱۳۹۵). رابطه خطای پیش‌بینی سود با بازده غیر عادی سهام و ریسک سیستماتیک. *کنفرانس بین‌المللی مدیریت و حسابداری*، تهران، موسسه آموزش عالی نیکان. ۲۲-۱.

کرمی، غلامرضا؛ مرشدزاده بافقی، مهناز. (۱۳۹۳). ناهنجاری ناشی از عایدات، ناهنجاری ناشی از اقلام تعهدی و رابطه میان آن دو. *دانش حسابداری*، ۳(۱۹)، ۲۶-۷.

خلیفه‌سلطانی، سیداحمد؛ ملانظری، مهناز؛ دل‌پاک، سجاد. (۱۳۸۹). ارتباط خطی پیش‌بینی سود مدیریت و اقلام تعهدی. *دانش حسابداری*، ۱(۳)، ۷۶-۵۹.

صالح نژاد حسن؛ وقفی، حسام. (۱۳۹۵). تأثیر پیش‌بینی سود توسط مدیریت بر ریسک و ارزش شرکت. *راهبرد مدیریت مالی*، ۴(۱)، ۱۲۴-۱۰۳.

مشکی، مهدی؛ و عاصی ربانی، محمود. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین خطای پیش‌بینی سود مدیریت با بازده غیرعادی سهام و ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۸(۶۶)، ۶۸-۵۳.

مهرانی، ساسان؛ طاهری، منصور. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر بیش اطمینانی مدیریتی بر خطای پیش‌بینی سود. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۷(۲)، ۱۶۳-۱۴۷.

شهریاری، سارا؛ سلیم، فرشاد. (۱۳۹۳). بررسی و آزمون قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی غیرعادی در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*،۲(۳)، ۱۶-۱.

References

Ahmed, A.S., Nainar, S.K., Zhang, X.F. (2006). Further evidence on analyst and investor miweighting of prior period cash flows and accruals. *The International Journal of Accounting*, 41(1), 51-74.

Bradshaw, M.T., Richardson, S.A., Sloan, R.G. (2001). Do analysts and auditors use information in accruals? *Journal of Accounting Research*, 39(1), 45-74.

Meshki, M., Assi Rabbani, M. (2012). The relationship between management expectations error and abnormal stock returns and systematic risk in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Accounting and Auditing*, 18(66), 53-68. [In Persian].

Chen, T., Xie, L., Zhang, Y. (2017). How does analysts' forecast quality relate to corporate investment efficiency? *Journal of Corporate Finance*, 43, 217-240.

Drake, M.S., Myers, L.A. (2011). Analysts' accrual-related over-optimism: Do analyst characteristics play a role? *Review of Accounting Studies*, 16(1), 59-88.

Dechow, P.M., Dichev, I.D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77(s-1), 35-59.

Dechow, P.M., Richardson, S.A., Sloan, R.G. (2008). The persistence and pricing of the cash component of earnings. *Journal of Accounting Research*, 46(3), 537-566.

DeFond, M.L., Park, C.W. (2001). The reversal of abnormal accruals and the market valuation of earnings surprises. *The Accounting Review*, 76(3), 375-404.

Gong, G., Li, L. Y., Xie, H. (2009). The association between management earnings forecast errors and accruals. *The Accounting Review*, 84(2), 497-530.

Elgers, P.T., Lo, M.H., Pfeiffer Jr, R.J. (2003). Analysts' vs. investors' weightings of accruals in forecasting annual earnings. *Journal of Accounting and Public Policy*, 22(3), 255-280.

Hirst, D.E., Koonce, L., Venkataraman, S. (2008). Management earnings forecasts: A review and framework. *Accounting Horizons*, 22(3), 315-338.

Hollie, D., Shane, P.B., Zhao, Q. (2017). The role of financial analysts in stock market efficiency with respect to annual earnings and its cash and accrual components. *Accounting & Finance*, 57(1), 199-237.

Lee, S., Matsunaga, S.R., Park, C.W. (2012). Management forecast accuracy and CEO turnover. *The Accounting Review*, 87(6), 2095-2122.

Lennox, C.S., Park, C.W. (2006). The informativeness of earnings and management's issuance of earnings forecasts. *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), 439-458.

Kamali Ardakani, M., Ebrahimi, M.H. (2016). The relationship of profit earnings error with abnormal stock returns and systematic risk. *International Conference on Management and Accounting*, Tehran, Nikan Institute of Higher Education, 1-22. [In Persian].

Karami, G., Morshedzadeh Bafghi, M. (2014). Income-related anomalies, anomalies due to accruals and the relationship between them. *Journal of Accounting Knowledge*, 5(19), 7-26 [In Persian].

Khalifeh Soltani, S A, Melanazeri, M., Delpak, S. (2010). Relationship between profit earnings and accrual commitments. *Journal of Accounting Knowledge*, 1(3), 59-76 [In Persian].

Radhakrishnan, S., Wu, S.L. (2014). Analysts' cash flow forecasts and accrual mispricing. *Contemporary Accounting Research*, 31(4), 1191-1219.

Rees, L., Sivaramakrishnan, K. (2007). The effect of meeting or beating revenue forecasts on the association between quarterly returns and earnings forecast errors. *Contemporary Accounting Research*, 24(1), 259-290.

Mehrani, S., Taheri, M. (2018). Investigating the impact of management assurance on profit earnings error. *Empirical Accounting Research*, 7(2), 147-164 [In Persian].

Niskanen, S. (2016). Accrual anomaly and accounting standards-evidence from the adoption of IFRS by publicly listed companies in Finland. http://urn.fi/URN:NBN:fi:aalto-201609083347.

Saleh Nejad, H., Wafi, H. (2016). The effect of earnings forecasting by management on the risk and company value. *Financial Management Strategy*, 4(1), 103-124 [In Persian].

Shao, H., Ju, X., Li, Y. (2012). Review of research on the accrual anomaly in capital market. Future Computer, Communication, Control and Automation, Springer Science & Business Media.

Shahriari, S., Salim, F. (2014). Investigation and testing of abnormal accrual pricing in Tehran Stock Exchange during the years 81-89. *Asset and financing management*, 2(3), 1-16 [In Persian].

Sloan, R.G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review*, 71(3), 289-315.

Subramanyam, K.R. (1996). The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 22(1-3), 249-281.

Paternoster, R., Brame, R., Mazerolle, P., Piquero, A. (1998). Using the correct statistical test for the equality of regression coefficients. *Criminology*, 36(4), 859-866.

Pincus, M., Rajgopal, S., Venkatachalam, M. (2007). The accrual anomaly: International evidence. *The Accounting Review*, 82(1), 169-203.

Tsao, S.M., Lu, H.T., Keung, E.C. (2018). Interim reporting frequency and the mispricing of accruals. *Accounting Horizons*, 32(3), 29-47.

Xu, W. (2010). Do management earnings forecasts incorporate information in accruals? *Journal of Accounting and Economics*, 49(3), 227-246.

Wang, Y., Chen, Y., Wang, J. (2015). Management earnings forecasts and analyst forecasts: Evidence from mandatory disclosure system. *China Journal of Accounting Research*, 8(2), 133-146.