Quarterly Financial Accounting
E-ISSN: 2783-4417
Vol. 16, Issue 1, No. 61, Spring 2024, p 49-59
Received:05.02.2024 Accepted: 11.12.2024

Research Paper

Comparing the Explanatory Power of Stock Returns by Market Information and Accounting Information

Gholamreza Karami *
Professor of Accounting and Auditing Department, Faculty of Accounting and Financial Sciences, College of Management, University of Tehran, Tehran, Iran.
ghkarami@ut.ac.ir

Mohammad Moradi
Associate Professor of Accounting and Auditing Department,
Faculty of Accounting and Financial Sciences, College of Management, University of Tehran, Tehran, Iran.
moradimt@ut.ac.ir

Ali Mahmoudi
PhD Student in Accounting, Accounting and Auditing Department,
Faculty of Accounting and Financial Sciences, College of Management, University of Tehran, Tehran, Iran.
amahmoudi98@ut.ac.ir

Abstract
This study examines the comparative power of market information and accounting information in explaining stock returns, a critical topic in accounting and finance. Using data from companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2007 to 2021, the research evaluates the effectiveness of two valuation models: the CAPM (Capital Asset Pricing Model) based on market information and an accounting-based model using earnings per share and book value per share. Employing statistical tests like Spearman correlation and the Wilcoxon test, the findings reveal that the CAPM model consistently demonstrates a stronger correlation with actual stock returns and lower absolute errors compared to the accounting model. Despite the significance of financial statements, the results suggest that market information provides more accurate and meaningful insights for short-term stock return predictions, highlighting limitations in the usefulness of financial statements for investment decisions. The study underscores the potential need for refining accounting standards and encourages future research to explore additional models and diverse markets for broader validation.

Keywords: Accounting Information, CAPM, Explanation of Stock Returns, Market Information.

Introduction: Valuation of companies is an important topic in accounting and finance studies. Studies related to this topic seek to answer the question of how the value of the company is affected by selected factors and models. Undoubtedly, the most important of these factors are the company's financial situation and its external economic environment. Financial statements (accounting information) provide a clear understanding of the company's financial situation. Macroeconomic data and market returns (market information) also provide information about the economic environment. Most valuation models can be classified based on these two main classes of information. The main purpose of this research is to answer the question of which category of market information or accounting information has more power in explaining stock returns. This answer is of great importance for investors and market analysts, because it will help to focus on the most important information and as a result, optimal valuation and selection. This answer also helps the compilers of accounting standards, because the chosen method will be used as an indicator of the quality of financial statements and usefulness for its users. Making the right decision by investors not only leads to the maximization of their personal benefits, but also helps in the optimal allocation of the society's limited financial resources and, as a result, the maximization of social welfare.

* Corresponding author
Karami, Gh., Moradi, M., Mahmoudi, A. (2024). Comparing the Explanatory Power of Stock Returns by Market Information and Accounting Information. *Quarterly Financial Accounting*, 16(61): 49-59.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

Method and Data: To answer this problem, stock returns are estimated based on market information and using the CAPM model, as well as based on accounting information and using a model consisting of earnings per share and book value per share. The higher the correlation between the actual and estimated returns of each share, the better the explanatory power of the model. The focus of this research is on the companies admitted to the Tehran Stock Exchange in the period from 2007 to 2021. All the data used for each year, except the risk-free rate of return, including the actual return of each share, the price of each share, the book value of each share, the profit (loss) of each share, the beta coefficient of each share and the total index with the help of Rahvard Navin software has been extracted. Also, the risk-free rate of return in each year is based on the interest rate of government bank deposits (one-year investment deposit) and extracted from the economic time series database of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran. To check the existence and degree of correlation between the actual return and the expected return of each of the estimators, according to the non-parametric distribution, the Spearman correlation test was used and the absolute error (the absolute value of the difference between the expected return of each estimator and the actual return) was calculated and non-parametric Wilcoxon test was used to compare the absolute error of two estimators.

Findings: In total, during 11 years between the actual return and the expected return of the first estimator (CAPM model), there is a significant correlation, which is 8 years for the second estimator (accounting model). This means that in most cases, the expected return of the first estimator had a more meaningful correlation with the actual return than the expected return of the second estimator. In the data of this research, although significant correlation is observed in many cases, but the correlation was not strong in any case and only in 2017 the correlation between the expected return of the first estimator and the actual return was 0.53. Also, the non-parametric Wilcoxon test has been performed to compare the absolute errors of the first and second estimator. The mean absolute error of the first estimator in all years was 33.72 and the mean absolute error of the second estimator was 35.15 in all years. The p-value of this comparison was 0.02, which means that there is a statistically significant difference between these two estimators and the absolute error of the first estimator is lower than the second estimator. Based on the obtained results, the estimates of the CAPM model are more accurate. These estimates had a more meaningful correlation with the real returns than the accounting model. Also, the absolute error of the CAPM model was significantly lower than the accounting model.

Conclusion and discussion: Based on these findings, it is concluded that models based on market information have more power in explaining stock returns than models based on accounting information. This is the case at least in the short term. These results prove that financial statements, despite their obvious importance, are not able to meet the information needs of their users. This can be taken into consideration by the compilers of accounting standards. One of the limitations of the current research is that one model was used as a representative of each of the market information and accounting information, so it is suggested to researchers to use different models to compare the predictive power of market information and accounting information. Also, only the companies admitted to the Tehran Stock Exchange have been examined in this research. Therefore, researchers can compare the explanatory power of market information and accounting information and for this purpose, use similar models of this research in different markets.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

فصلنامه حسابداری مالی
سال شانزدهم، شماره ۶۱، بهار ۱۴۰۳، ص ۵۹-۴۹
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۲۱

مقاله پژوهشی

مقایسه توان تبیین بازده سهام توسط اطلاعات بازار و اطلاعات حسابداری

غلامرضا کرمی *
استاد گروه حسابداری و حسابرسی، دانشکده حسابداری و علوم مالی،دانشکدگان مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
ghkarami@ut.ac.ir

محمد مرادی
دانشیار گروه حسابداری و حسابرسی، دانشکده حسابداری و علوم مالی، دانشکدگان مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
moradimt@ut.ac.ir

علی محمودی
دانشجوی دکتری حسابداری، گروه حسابداری و حسابرسی، دانشکده حسابداری و علوم مالی، دانشکدگان مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
amahmoudi98@ut.ac.ir

چکیده:
هدف اصلی این پژوهش پاسخ به این مسئله است که کدام دسته از اطلاعات بازار یا اطلاعات حسابداری توان بیشتری در تبیین بازده سهام دارد. برای پاسخ به این مسئله، بازده سهام بر مبنای اطلاعات بازار و با استفاده از مدل CAPM و همچنین بر مبنای اطلاعات حسابداری و با استفاده از مدلی متشکل از سود هر سهم و ارزش دفتری هر سهم برآورد شده است. هر چقدر همبستگی بین بازده واقعی و برآوردی هر سهم بیشتر باشد، قدرت تبیین مدل بهتر خواهد بود. تمرکز این پژوهش بر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۴۰۰ است. با توجه به نتایج این پژوهش، اطلاعات بازار توان بیشتری در تبیین بازده سهام دارد. این نتیجه گواهی است بر اینکه صورت‌های مالی علیرغم اهمیت بارز خود، توان کافی در تأمین نیازهای اطلاعاتی استفاده‌کنندگان خود ندارند. این امر می‌تواند موردتوجه تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: اطلاعات حسابداری، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، توان تبیین بازده سهام، اطلاعات بازار.

* نویسنده مسئول

کرمی، غلامرضا، مرادی، محمد، محمودی، علی. (۱۴۰۳). مقایسه توان تبیین بازده سهام توسط اطلاعات بازار و اطلاعات حسابداری. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۱۶(۶۱): ۵۹-۴۹.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

مقدمه

ارزش‌گذاری شرکت‌ها موضوعی مهم در مطالعات حوزه حسابداری و مالی است. مطالعات مرتبط با این موضوع به دنبال پاسخ به این مسئله هستند که ارزش شرکت چگونه تحت تأثیر عوامل و مدل‌های منتخب قرار می‌گیرد. در حقیقت عوامل زیادی بر ارزش یک شرکت تأثیر می‌گذارند. بدون شک مهم‌ترین این عوامل عبارت‌اند از وضعیت مالی شرکت و محیط اقتصادی بیرونی آن. صورت‌های مالی (اطلاعات حسابداری) درکی شفاف از وضعیت مالی شرکت فراهم می‌سازند. داده‌های اقتصادی کلان و بازده بازار (اطلاعات بازار) نیز اطلاعاتی را در مورد محیط اقتصادی ارائه می‌دهند. اکثر مدل‌های ارزش‌گذاری را می‌توان بر اساس این دو طبقه اصلی از اطلاعات دسته‌بندی نمود (بلسیس، سوروس و کاراگیورگوس[1]، ۲۰۲۰). مدل‌های متکی بر اطلاعات حسابداری به ارزش‌گذاری شرکت بر اساس وضعیت و عملکرد مالی آن اشاره دارند. سرمایه‌گذاران نیز از اطلاعات حسابداری شرکت‌ها برای اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری بهره می‌برند. مدل‌های متکی بر اطلاعات بازار این‌طور فرض می‌کنند که ارزش شرکت با تجزیه و تحلیل اطلاعات بازار ارزیابی می‌شود؛ به عبارت دیگر، قیمت سهام با الگوهای خاص بازار ارتباط داشته و تحت تأثیر آن‌ها قرار دارد. سرمایه‌گذاران نیز بر اساس عوامل کلان اقتصادی و بازده بازار تصمیمات سرمایه‌گذاری را اتخاذ می‌کنند. معروف‌ترین مدل در این طبقه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) است. اتخاذ تصمیم مناسب توسط سرمایه‌گذاران، نه‌تنها منجر به حداکثر شدن منافع شخصی آن‌ها می‌شود، بلکه به تخصیص بهینه منابع مالی محدود جامعه و در نتیجه حداکثر شدن رفاه اجتماعی نیز کمک می‌نماید. (اسکات و اُ برین[2]، ۲۰۱۹)

با بررسی پژوهش‌های صورت گرفته در این حوزه در ایران عمدتاً به مطالعاتی در خصوص بررسی جداگانه توان تبیین بازده سهام توسط اطلاعات حسابداری و اطلاعات بازار برخورد می‌کنیم. این پژوهش بر آن است تا با بررسی مقایسه‌ای توان تبیین بازده سهام توسط این دو دسته از اطلاعات، این خلأ تحقیقاتی را پوشش داده و به غنای ادبیات پژوهشی این حوزه بیفزاید.

در این پژوهش توان نسبی اطلاعات حسابداری با اطلاعات بازار در تبیین بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۴۰۰ مقایسه شده است. بازده سهام با استفاده از اطلاعات بازار و همچنین اطلاعات حسابداری برآورد شده و نتایج این روش‌ها نیز طی بازه زمانی با بازده واقعی شرکت‌ها مقایسه گردیده و در نهایت این نتیجه حاصل شده که اطلاعات بازار، نسبت به اطلاعات حسابداری، توان بیشتری در تبیین بازده سهام دارد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مدل CAPM

مدل CAPM که بر مبنای پژوهش مارکویتز[3] (۱۹۵۲) در ارتباط با متنوع‌سازی و نظریه پورتفولیوی مدرن شکل گرفته است، رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده مورد انتظار دارایی، به‌ویژه سهام را توضیح می‌دهد. این مدل نرخ بازده مورد انتظار یک دارایی را تخمین زده و به‌طور مستقل توسط ترینور[4] (۱۹۶۱، ۱۹۶۲)، شارپ[5] (۱۹۶۴)، لینتنر[6] (۱۹۶۵) و موسین[7] (۱۹۶۶) ارائه گردید. هدف این

[1] Belesis, Sorros & Karagiorgos
[2] Scott & O'brien
[3] Markovitz
[4] Treynor
[5] Sharpe
[6] Lintner
[7] Mossin

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

مدل برآورد بازده مورد انتظار سهام بر مبنای بازده بازار و بتای سهم است؛ بنابراین، بازده واقعی بازار و بتای سهم به‌عنوان ورودی در مدل CAPM استفاده می‌شوند. این امر برای نرخ بازده بدون ریسک نیز صادق است. برآورد بازده سهام بر مبنای اطلاعات بازار در مدل CAPM به شرح زیر است:

$$\overline{R}(CAPM)_{it} = rf_t + (\beta_{it} * (rm_t - rf_t)) \quad \text{(رابطه ۱)}$$

که در آن $\overline{R}(CAPM)_{it}$ بازده مورد انتظار سهام شرکت i برای دوره t، rf_t نرخ بازده بدون ریسک در دوره t، β_{it} بتای سهم شرکت i در دوره t و rm_t بازده بازار برای دوره t است. مدل CAPM اشاره می‌کند که بازده مورد انتظار یک سهم یا سبد سهام با مجموع نرخ بازده بدون ریسک و حاصل‌ضرب بتا در صرف ریسک برابر است. اگر این بازده مورد انتظار قادر به تأمین بازده مورد نیاز نباشد، سرمایه‌گذاری نباید انجام گیرد. فرضیات CAPM نقاط ضعف این مدل هستند، چرا که بسیاری از این فرضیات در دنیای واقعی کاربرد ندارند. این امر به قضاوت‌های نادرست در مورد بازده‌های مورد انتظار منتهی می‌شود.

فاما و فرنچ[1] (۱۹۹۲) به‌منظور استفاده از اطلاعات حسابداری تغییراتی را در مدل CAPM ایجاد کردند. این دو پژوهشگر، ریسک اندازه (که با ارزش بازار سرمایه شرکت سنجیده می‌شود) و ریسک ارزش (که با تقسیم ارزش دفتری به ارزش بازار به دست می‌آید) را در مدل وارد کردند. با منظور نمودن این دو عامل اضافی، مدل CAPM به ابزار مناسبی برای ارزیابی عملکرد مدیر تبدیل می‌شود. بر اساس یافته‌های فاما و همکاران (۱۹۹۲)، در مقایسه با مدل معمول CAPM که ۷۰ درصد از بازده سبد سهام را توضیح می‌دهد، این مدل قابلیت توضیح بیش از نود درصد از بازده سبد سهام را دارد. فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، همچنین از طریق اضافه کردن دو متغیر حسابداری (سودآوری و سرمایه‌گذاری) باعث تعمیم مدل سه عاملی فوق شدند. این دو پژوهشگر با آزمایش مدل جدید در سال‌های ۱۹۶۳ تا ۲۰۱۳ در ایالات‌متحده به این نتیجه رسیدند که اضافه کردن این دو عامل جدید باعث بهبود قدرت تبیین بازده سهام می‌شود.

مشایخ و اسفندی (۱۳۹۴) به ارزیابی و مقایسه ۱۰ مدل معروف قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که کارایی مدل‌های مورد آزمون یکسان نمی‌باشد و مدل سه عاملی فاما و فرنچ بهترین کارایی را داشت.

هادیان، هاشمی و صمدی (۱۳۹۶) نیز با اضافه کردن عامل محدودیت مالی به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، به این نتیجه رسیدند که توان این مدل در تبیین بازده سهام افزایش می‌یابد؛ اما شواهدی دال بر اینکه افزودن عامل محدودیت مالی به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ توان تبیین بازده سهام توسط این مدل را افزایش می‌دهد، یافت نشد.

مدل حسابداری

هدف اصلی فرآیند حسابداری مالی ارائه اطلاعات سودمند به سرمایه‌گذاران برای اتخاذ تصمیمات مناسب سرمایه‌گذاری است. چندین مدل ارزش‌گذاری از اطلاعات حسابداری برای تعیین ارزش شرکت‌ها بهره می‌برند. شاید معروف‌ترین آن‌ها مدل اولسون[2] (۱۹۹۵) باشد که اطلاعات حسابداری شرکت را به‌عنوان مؤلفه‌ای برای ارزش شرکت در نظر می‌گیرد. این مدل بیان می‌کند که قیمت را می‌توان به شکل تابعی از ارزش دفتری و دیگر اطلاعات به نمایش گذاشت.

[1] Fama & French
[2] Ohlson

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

مطالعات زیادی به بررسی کارایی مدل اولسون (۱۹۹۵) پرداخته‌اند؛ یعنی مقایسه قیمت‌های واقعی با برآوردهای این مدل. دچو، هاتون و اسلون[1] (۱۹۹۹) هر مجموعه از پیش‌بینی ارزش‌های بازار را متناسب با هر مجموعه از پارامترهای برآوردی یا مفروض با ارزش‌های واقعی بازار مورد مقایسه قرار دادند. این پژوهشگران در ابتدا نسبت تفاوت بین ارزش‌های پیش‌بینی‌شده و واقعی بازار به ارزش واقعی بازار را برای هر شرکت در هر سال محاسبه کردند. سپس این نسبت را برای سال‌های موردنظر به‌منظور سنجش خطای پیش‌بینی محاسبه کردند. هر چقدر مقدار این نسبت به صفر نزدیک‌تر باشد، میزان خطای پیش‌بینی کمتر است. همچنین از دو معیار برای محاسبه دقت استفاده کردند. اولین معیار میانگین خطای مطلق پیش‌بینی[2] (MAFE) و معیار دوم میانگین خطای مربعات پیش‌بینی[3] (MSFE) بود. مقادیر کمتر این دو معیار نشان‌دهنده پیش‌بینی دقیق‌تر ارزش شرکت است. فلسفه محاسبه خطای پیش‌بینی و دقت کاملاً مشخص است. در مقایسه با یک مدل ضعیف‌تر، مدل برتر ارزش‌گذاری باید از خطای پیش‌بینی کمتر و دقت بیشتری در روند برآورد ارزش برخوردار باشد. گرگوری، صالح و تاکر[4] (۲۰۰۵) با مطالعه مدل اولسون تعدیل شده با تورم در بریتانیا باعث تعمیم مدل دچو و همکاران (۱۹۹۹) شدند. بارث، بیور، هند و لندزمن[5] (۲۰۰۵) مدل ارزش‌گذاری خطی اطلاعات[6] (LID) را با در نظر گرفتن اقلام تعهدی و مؤلفه‌های آن بررسی کردند. هدف این پژوهشگران پاسخ به این مسئله بود که آیا باعث بهبود برآورد ارزش بازار در مقایسه با پژوهش دچو و همکاران (۱۹۹۹) شده‌اند یا خیر.

شن و استارک[7] (۲۰۱۳) به بررسی این مسئله پرداختند که آیا مدل‌های حسابداری ارزش‌گذاری، قدرت توضیح نمونه‌ها را دارند یا خیر (به‌ویژه مدل‌های به کار رفته در مطالعات محتوای اطلاعاتی). علاوه بر این، این دو پژوهشگر بررسی کردند که آیا امکان استفاده از این مدل‌ها به‌عنوان ابزاری برای تحلیل صورت‌های مالی وجود دارد یا خیر. بر اساس یافته‌های آن‌ها، مدلی تعمیم‌یافته حاوی ارزش دفتری، سود، مخارج تحقیق و توسعه، مخارج سرمایه‌ای، سود سهام، توزیع سرمایه و دیگر اطلاعات، ظاهراً رویکردی معقول برای تعیین ارزش شرکت محسوب می‌شود.

رحمانی و تجویدی (۱۳۸۴) با بررسی رابطه تعدادی از متغیرهای حسابداری و متغیر بتا با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند که توان تبیین کلیه مدل‌های تک متغیره کمتر از مدل‌های چند متغیره است، مدل‌های چند متغیره سالانه نسبت به مدل‌های مقطعی چند ساله توان تبیین بیشتری دارند و به دلیل ناپایداری ارتباط بین هر یک از متغیرها با بازدهی در طول زمان، لازم است از تأکید زیاد بر بعضی متغیرها اجتناب و از مجموعه‌ای از متغیرها که در هر زمان به بهترین نحو وضعیت شرکت را منعکس می‌کنند، استفاده شود.

مدل حسابداری مورد استفاده در این پژوهش، مشابه با مدل حسابداری مورد استفاده در پژوهش بلسیس و همکاران (۲۰۲۰)، به شرح زیر است:

$$P_{it} = b_0 + b_1 BV_{it} + b_2 E_{it}$$ (رابطه ۲)

برای شرکت i، P_{it} قیمت سهام در پایان دوره t، BV_{it} ارزش دفتری سهام در پایان دوره t و E_{it} سود هر سهم برای دوره t است. با استفاده از تحلیل رگرسیون، ضرایب b_0، b_1 و b_2 با کمک روش

[1] Dechow, Hutton & Sloan
[2] Mean Absolute Forecast Error
[۷] Mean Squared Forecast Error
[4] Gregory, Saleh & Tucker
[5] Barth, Beaver, Hand & Landsman
[6] Linear Information Valuation
[7] Shen & Stark

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

حداقل مربعات شناسایی می‌شود. پس از برآورد b_0، b_1 و b_2، این مدل برای برآورد قیمت سهام استفاده و سپس بازده مورد انتظار سهم به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\overline{R}_{it} = \frac{\overline{P}_{it} - \overline{P}_{i(t-1)}}{\overline{P}_{i(t-1)}}$$ (رابطه ۳)

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به اینکه هدف اصلی پژوهش حاضر مقایسه توان تبیین بازده سهام توسط اطلاعات بازار و اطلاعات حسابداری است؛ بر این اساس و بر مبنای نتایج پژوهش بلسیس و همکاران (۲۰۲۰)، فرضیه اصلی پژوهش به‌صورت زیر است:

- اطلاعات بازار، نسبت به اطلاعات حسابداری، توان بیشتری در تبیین بازده سهام دارد.

روش پژوهش

در این پژوهش فلسفه پسااثبات‌گرایی، رویکرد استقرایی و استراتژی همبستگی به کار گرفته شده است. همچنین، این پژوهش از منظر انتخاب و افق زمانی به ترتیب ذیل پژوهش‌های تک روش و پژوهش‌های ترکیبی قرار می‌گیرد. در زمینه تکنیک‌ها و فرآیندها نیز داده‌ها به شیوه آرشیوی گردآوری و به کمک فنون آماری تحلیل شده‌اند. در این پژوهش تنها از داده‌های کمی استفاده شده است. (ساندرز، لوییس و تورنهیل[1]، ۲۰۲۳)

روش گردآوری داده‌ها

کلیه داده‌های مورد استفاده برای هر سال، به‌جز نرخ بازده بدون ریسک، اعم از بازده واقعی هر سهم، قیمت هر سهم، ارزش دفتری هر سهم، سود (زیان) هر سهم، ضریب بتای هر سهم و شاخص کل به کمک نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شده است. با توجه به نتایج مطالعات کیم (۱۹۹۳)، بردفیلد (۲۰۰۳)، بارتولدی و پی‌یر (۲۰۰۵) و چاندرا (۲۰۱۷)، بکارگیری بازده ماهانه در افق پنج ساله برای برآورد بتا مناسب است. از این رو در این پژوهش نیز کلیه ضرایب بتا با افق زمانی پنج سال به‌دست‌آمده است. همچنین نرخ بازده بدون ریسک در هر سال بر مبنای نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های بانک‌های دولتی (سپرده سرمایه‌گذاری یک ساله) و از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است.

قلمرو، جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۴۰۰ است. مشابه با پژوهش رحمانی و تجویدی (۱۳۸۴) و برای افزایش قابلیت مقایسه دو روش برآورد بازده سهام، صرفاً شرکت‌هایی مورد بررسی قرار گرفتند که سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند باشد.

روش تجزیه و تحلیل

در این پژوهش از دو روش برای برآورد بازده مورد انتظار سهام استفاده شده است. در روش اول از رابطه CAPM و در روش دوم از برآورد رگرسیونی بر اساس متغیرهای حسابداری (سود هر سهم و ارزش دفتری هر سهم) استفاده می‌کند. برای انجام برآورد رگرسیونی پیش‌شرط‌های نرمال بودن

[1] Saunders, Lewis & Thornhill

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

متغیر وابسته یا همان قیمت پایان سال و عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل مطرح است. در هر سال نرمال بودن متغیر وابسته به کمک نمودار هیستوگرام بررسی شد و در هیچ سالی توزیع نرمال نبود. بدین منظور نرمالیتی توسط آزمون‌های آماری سنجیده نشده، زیرا حجم نمونه در هر سال بالا بود و آزمون‌های آماری در حجم نمونه بالا عدم نرمال بودن داده‌ها را نتیجه می‌دهند. پس از تعدادی تغییر متغیر معروف و مهم، مانند لگاریتم داده‌ها و موارد مشابه، هیستوگرام متغیر وابسته در هر سال مجدداً بررسی شد تا مشخص شود در چه تبدیل متغیری نرمالیتی حاصل می‌شود. در بیشتر موارد لگاریتم داده‌ها و در تعدادی از سال‌ها معکوس جذر اعداد باعث نرمال شدن متغیر وابسته می‌شد. برای بررسی عدم وجود هم‌خطی نیز شاخص عامل تورم واریانس (VIF) بررسی شد که در هیچ یک از مدل‌های رگرسیونی عامل تورم واریانس (VIF) بالای ۱۰ نبود و بنابراین هم خطی وجود نداشت. پس از ساختن دو برآوردگر مذکور، برای بررسی وجود و میزان همبستگی بین بازده واقعی و بازده مورد انتظار هر یک از برآوردگرها، با توجه به توزیع ناپارامتریک، از آزمون همبستگی اسپیرمن استفاده شده و خطای مطلق (قدر مطلق تفاضل بازده مورد انتظار هر یک از برآوردگرها با بازده واقعی) محاسبه و برای مقایسه خطای مطلق دو برآوردگر از آزمون ناپارامتریک ویل-کاکسون استفاده گردیده است.

یافته‌های پژوهش

تعداد و درصد شرکت‌های مورد بررسی برحسب صنعت در سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۴۰۰ در جدول ۱ گزارش شده است. طبق این جدول، بیشترین تعداد شرکت‌های مورد بررسی در سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۴۰۰ مربوط به صنایع خودرو و قطعات با حدود ۱۲ درصد و همچنین دارویی با حدود ۱۱ درصد بوده است.

جدول (۱): تعداد و درصد شرکت‌های مورد بررسی برحسب صنعت در سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۴۰۰

نام صنعت	تعداد (درصد) در سال ۱۳۸۶	تعداد (درصد) در سال ۱۴۰۰
ابزار پزشکی	۲(۰.۸۷)	-
استخراج سایر معادن	۲(۰.۸۷)	۱(۰.۴۵)
فنی و مهندسی	۲(۰.۸۷)	۱(۰.۴۵)
قند و شکر	۲(۰.۸۷)	۲(۰.۹۱)
محصولات کاغذی	۲(۰.۸۷)	۲(۰.۹۱)
استخراج نفت و گاز به‌جز اکتشافی	-	۱(۰.۴۵)
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	-	۱(۰.۴۵)
بیمه و بازنشستگی	-	۴(۱.۸۲)
عرضه برق، گاز، بخار و آب گرم	-	۲(۰.۹۱)
فعالیت‌های کمکی به نهادهای مالی واسط	-	۲(۰.۹۱)
کاشی و سرامیک	۶(۲.۶۲)	(۲.۷۳)
لاستیک و پلاستیک	۴(۱.۷۵)	۶(۲.۷۳)
محصولات فلزی	۴(۱.۷۵)	۳(۱.۳۶)
واسطه‌گری‌های مالی و پولی	۴(۱.۷۵)	۴(۱.۸۲)
خودرو و قطعات	۲۷(۱۱.۷۹)	۲۷(۱۲.۲۷)
دارویی	۲۵(۱۰.۹۲)	۲۴(۱۰.۹۱)
فلزات اساسی	۱۶(۶.۹۹)	۲۱(۹.۵۵)
استخراج زغال‌سنگ	۱(۰.۴۴)	۱(۰.۴۵)
زراعت و خدمات وابسته	۱(۰.۴۴)	۱(۰.۴۵)
سایر حمل و نقل	۱(۰.۴۴)	-
محصولات چرمی	۱(۰.۴۴)	۱(۰.۴۵)
محصولات چوبی	۱(۰.۴۴)	۱(۰.۴۵)
چاپ	۱(۰.۴۴)	-
چند رشته‌ای صنعتی	۱(۰.۴۴)	۱(۰.۴۵)

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	۳(۱.۳۱)	۹(۴.۰۹)
حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	۳(۱.۳۱)	۴(۱.۸۲)
رایانه	۳(۱.۳۱)	۴(۱.۸۲)
سرمایه‌گذاری‌ها	۳(۱.۳۱)	۱(۰.۴۵)
فرآورده‌های نفتی	۳(۱.۳۱)	۸(۳.۶۴)
منسوجات	۳(۱.۳۱)	۱(۰.۴۵)
وسایل ارتباطی	۳(۱.۳۱)	۱(۰.۴۵)
دستگاه‌های برقی	۷(۳.۰۶)	۵(۲.۲۷)
استخراج کانه‌های فلزی	۸(۳.۴۹)	۹(۴.۰۹)
کانی غیرفلزی	۸ (۳.۴۹)	۸(۳.۶۴)
شیمیایی	۱۲(۵.۲۴)	۱۵(۶.۸۲)
سیمان، آهک و گچ	۱۵(۶.۵۵)	۱۷(۷.۷۳)
ماشین‌آلات و تجهیزات	۱۵(۶.۵۵)	۱۰(۴.۵۵)
غذایی به‌جز قند و شکر	۱۷(۷.۴۲)	۱۴(۶.۳۶)
در داده‌ها ثبت نشده	۲۳(۱۰.۰۴)	-

میانه و چارک‌های اول و سوم بازده واقعی، بازده مورد انتظار برآوردگر اول (مدل مبتنی بر اطلاعات بازار) و بازده مورد انتظار برآوردگر دوم (مدل مبتنی بر اطلاعات حسابداری) در جدول ۲ گزارش شده است. با توجه به این جدول، بازده واقعی در سال ۱۴۰۰ کمترین مقدار و در سال ۱۳۹۸ بیشترین مقدار، بازده مورد انتظار برآوردگر اول در سال ۱۳۹۳ کمترین مقدار و در سال ۱۳۹۸ بیشترین مقدار و بازده مورد انتظار برآوردگر دوم در سال ۱۴۰۰ کمترین مقدار و در سال ۱۳۹۸ بیشترین مقدار بوده است.

جدول (۲): شاخص‌های آمار توصیفی

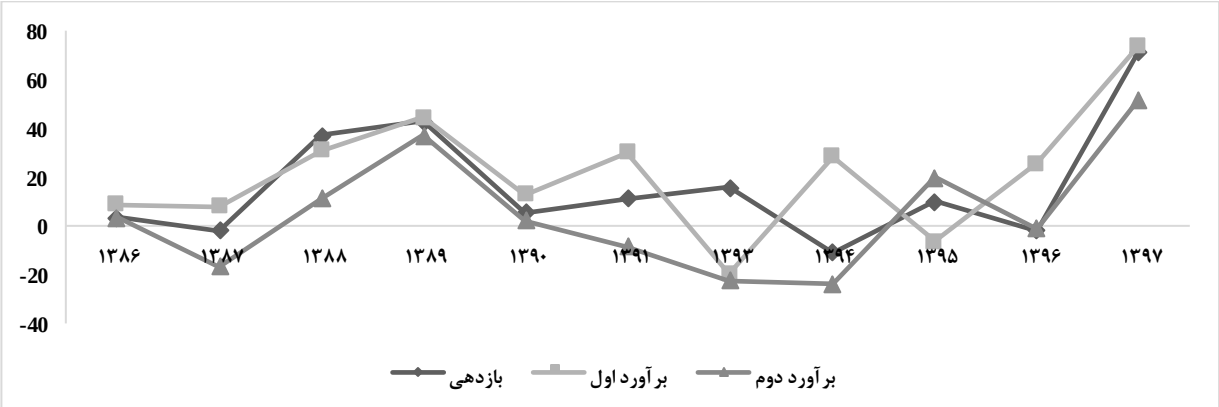
سال	تعداد شرکت‌ها	میانه بازده واقعی (چارک اول و چارک سوم)	میانه بازده مورد انتظار برآوردگر اول (چارک اول و چارک سوم)	میانه بازده مورد انتظار برآوردگر دوم (چارک اول و چارک سوم)
۱۳۸۶	۲۰۶	۳/۳۶ (۳۱/۷، ۱۲/۶۴-)	۸/۸۹ (۱۲/۰۴، ۳/۹۴)	۳/۴۴ (۱۲/۳۳، ۱۱/۹۶-)
۱۳۸۷	۲۰۲	۱/۸۳- (۱۶/۰۹، ۲۰/۲۲-)	۷/۸ (۱۷/۱۶، ۹/۱۲-)	۱۶/۶۸- (۵/۰۱-، ۲۶/۲۱-)
۱۳۸۸	۱۹۱	۳۷/۱۸ (۸۵/۰۶، ۴/۲۶)	۳۱/۰۷۵ (۵۰/۲، ۱۸/۳۲۵)	۱۱/۱۶ (۲۱/۵۷، ۱/۵۱-)
۱۳۸۹	۲۲۰	۴۲/۶۲ (۸۰/۲۶۵، ۱۱/۳۱)	۴۴/۵۳ (۷۵/۰۶، ۲۳/۹۴)	۳۷/۱۴ (۵۲/۸۱، ۲۲/۴۸)
۱۳۹۰	۲۲۵	۵/۶۵ (۲۹/۶۷، ۷/۶۳-)	۱۲/۹۲ (۱۵/۴، ۹/۷۲)	۲/۲۲ (۱۲/۰۵، ۸/۴۲-)
۱۳۹۱	۲۱۷	۱۱/۲۷ (۴۹/۰۳، ۱۲/۰۹-)	۲۹/۸۸ (۳۹/۱۲، ۲۰/۹۲)	۸/۶۶- (۱/۹۶، ۱۹/۳۸-)
۱۳۹۲	۲۱۹	۱۵۰/۱۱ (۲۳۱/۶۵، ۷۹/۸۱)	۱۰۵/۸۶ (۱۳۳/۳۸، ۸۰/۹۲)	۵۵/۵۰ (۸۲/۲۸، ۴۰/۰۹)
۱۳۹۳	۲۱۸	۱۵/۶۹ (۴۶/۴۴، ۳/۰۴-)	۱۹/۶۸- (۱۲/۲-، ۳۴/۶۴-)	۲۲/۵۵- (۱۴/۰۸-، ۳۸/۵۵-)
۱۳۹۴	۲۱۹	۱۱/۰۸- (۱۳/۷۴، ۲۸/۷۷-)	۲۸/۲۷ (۳۰/۸۸، ۲۵/۵۷)	۲۳/۷۸- (۱۴/۲۵-، ۳۰/۲۷-)
۱۳۹۵	۲۱۸	۱۰/۰۶۵ (۳۴/۲۱، ۹/۳۱-)	۶/۴- (۰، ۱۲/۴-)	۱۹/۸۷ (۲۹/۲۲، ۷/۱۰)
۱۳۹۶	۲۱۷	۱/۷۳- (۲۹/۱۳، ۱۹/۴۹-)	۲۵/۳۵ (۲۸/۴۱، ۲۲/۲)	۱/۰۸- (۴/۳۱، ۱۲/۵۰-)
۱۳۹۷	۲۲۰	۷۱/۵۴ (۱۱۷/۹۰۵، ۲۷/۵۹)	۷۳/۸ (۱۰۰/۷۵، ۵۳/۱۵)	۵۱/۸۲ (۶۱/۳۸، ۴۳/۷۷)
۱۳۹۸	۲۲۰	۳۵/۷۱ (۵۵۵/۱۷۵، ۱۹۸/۵۵)	۲۱۵/۰۷ (۲۶۲/۹۵، ۱۶۷/۱۹)	۲۷۰/۴۹ (۲۹۲/۹۴، ۲۴۳/۷۶)
۱۳۹۹	۲۲۱	۹۵/۸ (۱۷۹/۳۳، ۴۴/۵)	۱۲۰/۳۴ (۱۴۹/۹۵، ۹۲/۱۴)	۳۳/۷۶ (۴۴/۵۲، ۲۸/۸۸)
۱۴۰۰	۲۲۰	۲۸/۸۰- (۸/۱۴۵-، ۴۶/۶۱۵-)	۶/۷۶ (۸/۷۴، ۴/۵۴)	۵۷/۲۱- (۵۴/۵۹-، ۵۹/۶۹-)

طبق نتایج جدول ۲، برای درک شهودی بهتر، میانه بازده‌های سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۴۰۰ در نمودار ۱ نمایش داده شده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

نمودار (۱): میانه بازده‌های سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۴۰۰

مطابق نمودار ۱، در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۸ پیک‌هایی وجود دارد که باعث می‌شود تفاوت بین بازده‌ها در سایر سال‌ها چندان مشخص نباشد. لذا سال ۱۳۹۲ و سال‌های ۱۳۹۸ الی ۱۴۰۰ را به دلیل سقوط شدید حذف شده و مجدداً نمودار ۲ رسم گردیده است. با توجه به نمودار ۲ به نظر نمی‌رسد برآوردگرها توانسته باشند بازده واقعی را به‌خوبی پیش‌بینی کنند.



نمودار (۲): میانه بازده‌های سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۷ به‌جز سال ۱۳۹۲

در جدول ۳ ضرایب همبستگی اسپیرمن و مقادیر p-value گزارش شده است. در سلول‌های خاکستری رنگ جدول ۳ که p-value کمتر از ۵ درصد است، همبستگی بین دو شاخص معنادار بوده و در سایر موارد همبستگی خطی معناداری مشاهده نشده است. در داده‌های این پژوهش، هر چند در موارد متعدد همبستگی معنادار مشاهده می‌شود، اما همبستگی در هیچ موردی قوی نبوده و تنها در سال ۱۳۹۷ همبستگی بین بازده مورد انتظار برآوردگر اول و بازده واقعی ۰.۵۳ بوده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

جدول (۳): ضرایب همبستگی بین بازده واقعی و بازده مورد انتظار برآوردگرها

سال	شاخص	بازده	برآوردگر اول	برآوردگر دوم
۱۳۸۶	بازده	۱/۰۰	۰/۰۸(۰/۲۴)	۰/۲۰(۰/۰۱)
	برآوردگر اول	۰/۰۸(۰/۲۴)	۱/۰۰	-۰/۰۱(۰/۸۶)
	برآوردگر دوم	۰/۲۰(۰/۰۱)	-۰/۰۱(۰/۸۶)	۱/۰۰
۱۳۸۷	بازده	۱/۰۰	۰/۳۳(۰/۰۰)	۰/۱۶(۰/۰۳)
	برآوردگر اول	۰/۳۳(۰/۰۰)	۱/۰۰	-۰/۰۳(۰/۶۳)
	برآوردگر دوم	۰/۱۶(۰/۰۳)	-۰/۰۳(۰/۶۳)	۱/۰۰
۱۳۸۸	بازده	۱/۰۰	۰/۴۷(۰/۰۰)	۰/۱۳(۰/۰۷)
	برآوردگر اول	۰/۴۷(۰/۰۰)	۱/۰۰	-۰/۰۶(۰/۳۸)
	برآوردگر دوم	۰/۱۳(۰/۰۷)	-۰/۰۶(۰/۳۸)	۱/۰۰
۱۳۸۹	بازده	۱/۰۰	۰/۳۸(۰/۰۰)	۰/۳۸(۰/۰۰)
	برآوردگر اول	۰/۳۸(۰/۰۰)	۱/۰۰	۰/۱۶(۰/۰۳)
	برآوردگر دوم	۰/۳۸(۰/۰۰)	۰/۱۶(۰/۰۳)	۱/۰۰
۱۳۹۰	بازده	۱/۰۰	۰/۰۳(۰/۶۶)	۰/۱۸(۰/۰۱)
	برآوردگر اول	۰/۰۳(۰/۶۶)	۱/۰۰	۰.۰۴(۰.۵۱)
	برآوردگر دوم	۰.۱۸(۰.۰۱)	۰.۰۴(۰.۵۱)	۱/۰۰
۱۳۹۱	بازده	۱/۰۰	۰.۲۵(۰.۰۰)	-۰.۰۸(۰.۲۸)
	برآوردگر اول	۰/۲۵(۰/۰۰)	۱/۰۰	-۰/۰۱(۰/۸۴)
	برآوردگر دوم	-۰/۰۸(۰/۲۸)	-۰/۰۱(۰/۸۴)	۱/۰۰
۱۳۹۲	بازده	۱/۰۰	۰/۳۵(۰/۰۰)	-۰/۰۲(۰/۷۴)
	برآوردگر اول	۰/۳۵(۰/۰۰)	۱/۰۰	۰/۰۳(۰/۶۹)
	برآوردگر دوم	-۰/۰۲(۰/۷۴)	۰/۰۳(۰/۶۹)	۱/۰۰
۱۳۹۳	بازده	۱/۰۰	۰/۳۲(۰/۰۰)	۰/۲۹(۰/۰۰)
	برآوردگر اول	۰/۰۳(۰/۶۹)	۱/۰۰	-۰/۰۶(۰/۳۷)
	برآوردگر دوم	۰/۲۹(۰/۰۰)	-۰/۰۶(۰/۳۷)	۱/۰۰

سال	شاخص	بازده	برآوردگر اول	برآوردگر دوم
۱۳۹۴	بازده	۱/۰۰	۰/۰۸(۰/۲۲)	۰/۲۵(۰/۰۰)
	برآوردگر اول	۰/۲۵(۰/۰۰)	۱/۰۰	-۰/۱۱(۰/۱۱)
	برآوردگر دوم	۰/۰۸(۰/۲۲)	-۰/۱۱(۰/۱۱)	۱/۰۰
۱۳۹۵	بازده	۱/۰۰	۰/۳۵(۰/۰۰)	-۰/۰۲(۰/۷۶)
	برآوردگر اول	۰/۳۵(۰/۰۰)	۱/۰۰	۰/۰۰ (۰/۹۷)
	برآوردگر دوم	-۰/۰۲(۰/۷۶)	۰/۰۰ (۰/۹۷)	۱/۰۰
۱۳۹۶	بازده	۱/۰۰	۰.۰۱(۰.۸۸)	۰۰/۱۷(۰/۰۱)
	برآوردگر اول	۰/۰۱(۰/۸۸)	۱/۰۰	-۰/۰۳(۰/۶۶)
	برآوردگر دوم	۰۰/۱۷(۰/۰۱)	-۰/۰۳(۰/۶۶)	۱/۰۰
۱۳۹۷	بازده	۱/۰۰	۰/۵۳(۰/۰۰)	۰/۱۲(۰/۰۹)
	برآوردگر اول	۰/۵۳(۰/۰۰)	۱/۰۰	۰/۰۷(۰/۳۳)
	برآوردگر دوم	۰/۱۲(۰/۰۹)	۰/۰۷(۰/۳۳)	۱/۰۰
۱۳۹۸	بازده	۱/۰۰	۰/۴۳(۰.۰۰)	۰/۱۶(۰/۰۱)
	برآوردگر اول	۰/۴۳(۰/۰۰)	۱/۰۰	۰/۲۶(۰/۰۰)
	برآوردگر دوم	۰/۱۶(۰/۰۱)	۰/۲۶(۰/۰۰)	۱/۰۰
۱۳۹۹	بازده	۱/۰۰	۰/۳۴(۰/۰۰)	۰/۱۱(۰/۰۹)
	برآوردگر اول	۰/۳۴(۰/۰۰)	۱/۰۰	-۰/۰۸(۰/۲۱)
	برآوردگر دوم	۰.۱۱(۰.۰۹)	-۰/۰۸(۰/۲۱)	۱/۰۰
۱۴۰۰	بازده	۱/۰۰	-۰/۱۲(۰/۰۶)	۰/۱۵(۰/۰۲)
	برآوردگر اول	-۰/۱۲(۰/۰۶)	۱/۰۰	-۰/۱۰(۰/۱۲)
	برآوردگر دوم	۰/۱۵(۰/۰۲)	-۰/۱۰(۰/۱۲)	۱/۰۰

مطابق جدول ۳ که اعداد گزارش شده در آن ضرایب همبستگی اسپیرمن (p-value) هستند، در مجموع طی ۱۱ سال بین بازده واقعی و بازده مورد انتظار برآوردگر اول، همبستگی معنادار وجود دارد که این عدد ۸ سال برای برآوردگر دوم است. این به این معنی است که در بیشتر موارد، بازده مورد انتظار برآوردگر اول همبستگی معنادارتری، نسبت به بازده مورد انتظار برآوردگر دوم، با بازده واقعی داشته است.

همچنین آزمون ناپارامتریک ویل-کاکسون برای مقایسه خطاهای مطلق برآوردگر اول و دوم انجام شد. میانه خطای مطلق برآوردگر اول در تمامی سال‌ها ۳۳/۷۲ و میانه خطای مطلق برآوردگر دوم در تمامی سال‌ها ۳۵/۱۵ بود. مقدار p-value این مقایسه در سطح خطای پنج درصد، ۰/۰۲ بود و این به این معنی است که تفاوت معنادار آماری بین این دو برآوردگر وجود دارد و خطای مطلق برآوردگر اول کمتر از برآوردگر دوم است.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش به دنبال پاسخ به این مسئله است که کدام نوع اطلاعات تأثیر بیشتری بر قیمت و بازده سهام دارد. مدل CAPM به‌عنوان نماینده اطلاعات بازار و مدلی متشکل از ارزش دفتری هر سهم (عنصر ترازنامه‌ای) و سود (زیان) هر سهم (عنصر سود و زیانی) به‌عنوان نماینده اطلاعات حسابداری استفاده شده و همبستگی و خطای مطلق نیز به‌عنوان معیار مقایسه استفاده گردیده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، برآوردهای مدل CAPM دقت بیشتری دارند. این برآوردها همبستگی معنادارتری با بازده‌های واقعی، نسبت به مدل حسابداری داشتند. همچنین خطای مطلق مدل CAPM به شکل معناداری کمتر از مدل حسابداری بود. مطالعه بلسیس و همکاران (۲۰۲۰) که با مدل‌های مشابه بر روی شرکت‌های شاخص S&P500 در سال‌های ۲۰۰۱ الی ۲۰۱۷ انجام شده نیز به نتایج مشابهی رسیده است.

بر اساس این یافته‌ها، این نتیجه حاصل می‌شود که مدل‌های مبتنی بر اطلاعات بازار، نسبت به مدل‌های مبتنی بر اطلاعات حسابداری، توان بیشتری در تبیین بازده سهام دارند. این مسئله حداقل در کوتاه‌مدت مصداق دارد. این نتایج گواهی است بر اینکه صورت‌های مالی علیرغم اهمیت بارز خود، توان کافی در تأمین نیازهای اطلاعاتی استفاده‌کنندگان خود ندارند. این امر می‌تواند موردتوجه تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری قرار گیرد.

محدودیت‌های پژوهش

یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر این است که از یک مدل به‌عنوان نماینده هر یک از اطلاعات بازار و اطلاعات حسابداری استفاده شده، بنابراین به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که برای مقایسه توان تبیین اطلاعات بازار و اطلاعات حسابداری از مدل‌های متفاوت استفاده کنند. همچنین صرفاً شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفته‌اند؛ بنابراین پژوهشگران می‌توانند توان تبیین اطلاعات بازار و اطلاعات حسابداری را مقایسه نموده و به این منظور از مدل‌های مشابه این پژوهش در بازارهای متفاوت استفاده نمایند.

منابع

بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی. **نرخ‌های سود علی‌الحساب سپرده‌های بانک‌های دولتی (سپرده سرمایه‌گذاری یک ساله)، برای سال‌های ۱۳۸۵الی ۱۴۰۰**، https://tsd.cbi.ir/Display/Content.asp.

رحمانی، علی؛ و الناز تجویدی. (۱۳۸۴). رابطه تجربی متغیرهای حسابداری و بازار با بازده سهام. **مطالعات تجربی حسابداری مالی** ۳(۱۱): ۲۴۶-۲۲۷. https://dorl.net/dor/20.1001.1.28210166.1384.3.11.4.4

ره‌آورد نوین ۳. **نرم‌افزار رایانه‌ای**. https://mabnadp.com/rahavardnovin

مشایخ، شهناز؛ و خدیجه اسفندی. (۱۳۹۴). ارزیابی و مقایسه کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها با استفاده از معیارهای متفاوت تشکیل پرتفوی. **حسابداری مالی** ۷(۲۶): ۸۱-۵۲.

نوروش، ایرج؛ و رضا شیروانی. (۱۳۷۷). **فرهنگ حسابداری نوروش: فرهنگ انگلیسی - فارسی اصطلاحات حسابداری، مالی و مدیریت**. تهران: نشر ایمان.

هادیان، ریحانه؛ سید عباس هاشمی و سعید صمدی. (۱۳۹۶). ارزیابی تأثیر عامل محدودیت مالی بر توان تبیین بازده سهام توسط مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ. **حسابداری مالی** ۹ (۳۴): ۳۴-۱.

Barth, M.E., W.H. Beaver, J.R.M. Hand & W.R. Landsman. (2005). Accruals, accounting-based valuation models, and the prediction of equity values. **Journal of Accounting Auditing & Finance** 20(4): 311–345. https://doi.org/10.1177/0148558x0502000401.

Bartholdy, J., & P. Peare. (2005). Estimation of expected return: CAPM vs. Fama and French. **International Review of Financial Analysis** 14(4): 407–427. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2004.10.009.

Belesis, N., J. Sorros & A. Karagiorgos. (2020). Financial market data versus accounting data: Which better explains stock returns? **International Advances in Economic Research** 26(1): 59–72. https://doi.org/10.1007/s11294-020-09774-4.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]

Bradfield, D. (2003). Investment Basics XLVI. On estimating the beta coefficient. **Investment Analysts Journal** 32(57): 47–53. https://doi.org/10.1080/10293523.2003.11082448.

Chandra, P. (2010). **Investment Analysis and Portfolio Management**. McGraw-Hill Professional.

Choi, Y.S., J.F. O'Hanlon & P.F. Pope. (2006). Conservative accounting and linear information valuation models. **Contemporary Accounting Research** 23(1): 73–101. https://doi.org/10.1506/7y8h-c8pp-8hfr-831w.

Dechow, P.M., A.P. Hutton & R.G. Sloan. (1999). An empirical assessment of the residual income valuation model. **Journal of Accounting and Economics** 26(1–3): 1–34. https://doi.org/10.1016/s0165-4101(98)00049-4.

Demirakos, E.G., N.C. Strong & M. Walker. (2004). What valuation models do analysts use? **Accounting Horizons** 18(4): 221–240. https://doi.org/10.2308/acch.2004.18.4.221.

Fama, E.F., & K.R. French. (1992). The cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance** 47(2): 427. https://doi.org/10.2307/2329112.

Fama, E.F., & K.R. French. (2015). A five-factor asset pricing model. **Journal of Financial Economics** 116(1): 1–22. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010.

Gregory, A., Saleh, W., & Tucker, J. (2005). A UK test of an inflation-adjusted ohlson model. **Journal of Business Finance & Accounting** 32(3–4): 487–534. https://doi.org/10.1111/j.0306-686x.2005.00602.x.

Kim, D. (1993). The extent of nonstationarity of beta. **Review of Quantitative Finance and Accounting** 3(2): 241–254. https://doi.org/10.1007/bf02407008.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The Review of Economics and Statistics** 47(1): 13. https://doi.org/10.2307/1924119.

Markovitz, H. (1952). Portofolio selection. **The Journal of Finance** 7(1): 77–91.

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica: Journal of the Econometric Society** 34(4): 768. https://doi.org/10.2307/1910098.

Ohlson, J.A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. **Contemporary Accounting Research** 11(2): 661–687. https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00461.x.

Saunders, M.N.K., P. Lewis & A. Thornhill. (2023). **Research methods for business students** (9th ed.). Pearson Education.

Scott, W.R., & P. O'brien. (2019). **Financial accounting theory**. Pearson Canada Inc.

Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance** 19(3): 425–442. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x.

Shen, Y., & A.W. Stark. (2013). Evaluating the effectiveness of model specifications and estimation approaches for empirical accounting-based valuation models. **Accounting and Business Research** 43(6): 660–682. https://doi.org/10.1080/00014788.2013.840236.

Stata. **Computer software**. Available: https://www.stata.com/

Treynor, J. (1961). **Market Value, Time, and Risk**. Resource document.

Treynor, J. (1962). **Toward a theory of market value of risky assets**. Resource document.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-15]