

Examining the Relationship Between Audit Quality and Market-Adjusted Returns in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange

1. Amirreza Bargi : Department of Accounting, SR.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran

2. Omid Farhad Touski *: Department of Accounting, Khor.C., Islamic Azad University, Khorramabad, Iran. Email: Omid.Farhad Touski@iau.ac.ir (Corresponding Author)

Article history



Received: 30 June 2026

Revised: 14 October 2026

Accepted: 21 October 2026

Initial Publish: 21 October 2026

Final Publish: 20 February 2028

Abstract:

This study aimed to examine the relationship between audit quality and market-adjusted returns among companies listed on the Tehran Stock Exchange. This applied study employed a descriptive-correlational and ex post facto design. The statistical population consisted of companies listed on the Tehran Stock Exchange during 2019–2024. After applying systematic screening criteria, 720 firm-year observations were included in the final analysis. Market-adjusted return was considered the dependent variable and was measured based on abnormal stock returns relative to market returns. Audit quality was the main independent variable and was primarily measured using discretionary accruals estimated through the modified Jones model; audit firm size was also employed as an alternative proxy in sensitivity analyses. Firm size, financial leverage, market-to-book ratio, loss status, and asset tangibility were included as control variables. The data were analyzed using fixed-effects panel regression in EViews. Fixed-effects regression results showed that audit quality had a positive and statistically significant relationship with market-adjusted returns ($\beta=0.052$, $t=2.74$, $p=0.008$). The market-to-book ratio was also positively and significantly associated with market-adjusted returns ($\beta=0.008$, $p=0.035$), whereas firm size, financial leverage, loss status, and asset tangibility were not statistically significant. The adjusted coefficient of determination was 0.31, and the overall regression model was statistically significant ($F=12.45$, $p<0.001$). Sensitivity analyses using alternative audit quality measures and excluding outlier observations confirmed the robustness of the main findings. Higher audit quality is associated with higher market-adjusted returns and may contribute to more favorable market responses by improving the credibility of financial reports, reducing information asymmetry, and strengthening investor confidence.

Keywords: Audit Quality, Market-Adjusted Return, Discretionary Accruals, Abnormal Return, Tehran Stock Exchange.



Extended Abstract**Introduction**

Audit quality is one of the central mechanisms through which the credibility of corporate financial reporting can be enhanced and information asymmetry between managers and capital market participants can be reduced. In listed companies, managers possess more detailed information about operational performance, financial risks, earnings quality, and future prospects than outside investors. This informational advantage can create opportunities for opportunistic reporting, delayed recognition of unfavorable developments, and earnings management. Independent auditing can mitigate these problems by increasing the probability that material misstatements are detected and appropriately reported. Accordingly, audit quality is not merely a professional or regulatory attribute; it can have meaningful economic consequences for firm valuation, investor confidence, and market behavior. Evidence from the Tehran Stock Exchange suggests that audit-related characteristics may be associated with financial performance, reporting quality, and firm value ([Hooshyareh, 2025](#); [Yarifard & Hashemi, 2024](#)).

Audit quality is inherently multidimensional and can be influenced by auditor competence, professional ethics, independence, professional judgment, institutional resources, and the effectiveness of quality-control procedures. Evidence from the Iranian capital market indicates that auditor competence, professional ethics, and characteristics of auditors signing audit reports are relevant to financial reporting quality ([Seifi et al., 2024](#)). Likewise, the design and development of modern operational auditing mechanisms have been linked to better auditor judgment and stronger internal control quality in companies listed on the Tehran Stock Exchange ([Mahdian et al., 2024](#)). These findings imply that high-quality auditing should be viewed as the outcome of an integrated professional process rather than as the mere issuance of an audit opinion.

Audit quality is also shaped by client characteristics and the risk environment surrounding the audit engagement. Financial and operational risks may increase the complexity of audit procedures and affect the resources required to obtain sufficient and appropriate audit evidence ([Bagheri & Lotfallian, 2024](#)). At the same time, effective risk management and internal audit performance can improve the quality of financial reporting ([Nikjoo et al., 2023](#)). These relationships are important because higher-quality financial reporting enables investors to assess future cash flows, risk, and firm value more accurately. Similar evidence has shown that stronger auditing and control mechanisms can contribute to higher earnings quality ([Eksandy, 2023](#)).

The capital market consequences of audit quality are particularly important because investors may react not only to reported accounting numbers but also to the perceived credibility of the process through which those numbers are validated. Investor responses to engagement quality review effort indicate that market participants may value information about the rigor of the audit process itself ([Lee & Hwang, 2024](#)). Increased audit monitoring has also been associated with enhanced financial reporting credibility, suggesting that more intensive audit scrutiny can alter users' confidence in financial statements ([Hsiao et al., 2024](#)). In this context, audit quality may affect market-adjusted returns by reducing information risk and increasing investor confidence.

Auditor reputation provides another important mechanism. Large and reputable audit firms invest heavily in professional reputation, and reputational damage can generate substantial economic costs. Evidence shows that highly visible auditor failures can impair auditor brand reputation ([Barnes et al., 2024](#)). This reinforces the view that investors may use auditor identity and reputation as signals of the reliability of corporate information. Similarly, auditor switching may carry informational content, particularly when changes occur in situations involving substantial due diligence and uncertainty ([Bi](#)

et al., 2020). Therefore, the market may respond not only to the content of audited financial statements but also to the identity, reputation, and perceived rigor of the auditor.

Audit opinions themselves can also affect stock-market responses. Empirical evidence from the Amman Stock Exchange indicates that qualified audit opinions may influence stock returns (Flees & Mouselli, 2022). This demonstrates that audit reports possess informational content relevant to investor decision-making. In addition, changes in auditing standards can alter the way capital markets process audit-related information. Evidence from China indicates that new auditing standards can produce observable market effects (Wu et al., 2022). Broader institutional developments in audit oversight may also influence investor confidence, as shown by evidence on China–US audit cooperation and its implications for listed Chinese firms (Wang, 2023).

Another pathway through which audit quality may affect market outcomes is earnings management. High-quality audits can constrain discretionary accruals and reduce managerial opportunities to manipulate earnings. Market reactions to earnings management may therefore depend partly on the credibility provided by external auditing (Ratnaningrum et al., 2023). Likewise, managerial incentives to withhold bad news can adversely affect the information environment, highlighting the importance of effective monitoring and timely recognition of unfavorable information (Chen et al., 2022). In this sense, audit quality can contribute to a more transparent information environment and facilitate more accurate market pricing.

Despite substantial evidence on audit quality, financial reporting, auditor reputation, and investor response, direct evidence on the relationship between audit quality and market-adjusted returns in the Tehran Stock Exchange remains limited. Given the distinctive institutional, economic, and market conditions of Iran, including high macroeconomic volatility and substantial uncertainty, the information role of auditing may be particularly important. Therefore, the present study examined the relationship between audit quality and market-adjusted returns among companies listed on the Tehran Stock Exchange.

Methods and Materials

This study was applied in purpose and descriptive-correlational with an ex post facto design. The statistical population consisted of companies listed on the Tehran Stock Exchange over the six-year period from 2019 to 2024. The final sample was selected using systematic elimination based on predefined inclusion criteria. Companies were required to remain continuously listed throughout the study period, maintain a consistent fiscal year and principal line of business, have a fiscal year ending in March, possess complete audited financial statements and trading data, and have sufficient information for calculating all study variables. Firms with prolonged trading suspensions or incomplete financial and market data were excluded. Financial institutions were also excluded where their reporting structure and regulatory environment differed substantially from nonfinancial firms. The final panel dataset contained 720 firm-year observations.

The dependent variable was market-adjusted return, operationalized using abnormal return relative to the market. Daily abnormal return was calculated as the difference between the firm's actual stock return and the corresponding market return. Cumulative abnormal return was then calculated over the designated event window. The publication date of the audited financial statements or audit report was used as the relevant event date.

Audit quality was the main independent variable. It was measured primarily using discretionary accruals derived from the modified Jones model. Total accruals were estimated and decomposed into nondiscretionary and discretionary components. The absolute value of discretionary accruals represented the magnitude of earnings-management-related accruals. To ensure

that higher values reflected higher audit quality, audit quality was defined as the negative absolute value of discretionary accruals. As a robustness measure, audit firm size or reputation was also used as an alternative proxy for audit quality.

Control variables included firm size, measured as the natural logarithm of total assets; financial leverage, measured as total liabilities divided by total assets; market-to-book ratio; a loss dummy equal to one for loss-making firm-years and zero otherwise; and asset tangibility, calculated as tangible fixed assets divided by total assets. Data were collected from audited financial statements, explanatory notes, audit reports, the CODAL disclosure system, Tehran Stock Exchange databases, and financial information platforms. Data preparation and variable calculation were conducted in Microsoft Excel, and econometric analyses were performed using EViews.

Descriptive statistics, Pearson and Spearman correlations, and regression diagnostics were first examined. Variance inflation factors were used to assess multicollinearity. Residual normality was examined using the Jarque-Bera test, and heteroskedasticity was evaluated using the Breusch-Pagan test. The F-Limer test was used to distinguish pooled from panel estimation, and the Hausman test was used to select between fixed- and random-effects models. The main hypothesis was tested using a fixed-effects panel regression model in which market-adjusted return was regressed on audit quality and the control variables.

Findings

The descriptive results showed that the mean market-adjusted return was 0.032, with a median of 0.028 and a standard deviation of 0.156. The minimum and maximum values were -0.512 and 0.689, respectively. The mean audit quality measure was 0.078, with a median of 0.065 and a standard deviation of 0.054. The mean values of firm size, leverage, market-to-book ratio, loss, and asset tangibility were 14.23, 0.58, 2.45, 0.18, and 0.27, respectively.

Pearson correlation analysis showed a positive and statistically significant association between audit quality and market-adjusted return, with a correlation coefficient of 0.21 at the 1% significance level. The market-to-book ratio was also positively associated with market-adjusted return. The remaining control variables did not show statistically significant bivariate correlations with market-adjusted return at the conventional 5% level. The highest correlation among explanatory variables was 0.31, indicating no evidence of severe multicollinearity. Spearman correlations produced a similar pattern, supporting the stability of the observed relationships.

Diagnostic tests supported the use of the regression model. The Jarque-Bera statistic was 4.32 with a p-value of 0.115, indicating that the normality assumption for residuals was not rejected. The Breusch-Pagan statistic was 3.87 with a p-value of 0.231, providing no evidence of heteroskedasticity. Variance inflation factors ranged from 1.12 to 1.45, confirming the absence of serious multicollinearity. The F-Limer test was statistically significant, supporting panel estimation over pooled regression. The Hausman test was also significant, indicating that the fixed-effects specification was preferable to the random-effects model. The Durbin-Watson statistic was 1.92, suggesting no substantial serial correlation.

The fixed-effects regression results showed that audit quality had a positive and statistically significant coefficient of 0.052, with a standard error of 0.019, a t-statistic of 2.74, and a p-value of 0.008. Thus, higher audit quality was associated with higher market-adjusted returns. The market-to-book ratio also had a positive and significant coefficient of 0.008 with a p-value of 0.035. Firm size, leverage, loss status, and asset tangibility were not statistically significant. The model had an R^2 of 0.34 and an adjusted R^2 of 0.31. The overall F-statistic was 12.45 with a p-value below 0.001, confirming the statistical significance of the model.

Robustness analyses supported the main findings. The audit quality coefficient was stronger and statistically significant among smaller firms, firms with lower leverage, and manufacturing firms. Alternative audit quality proxies also produced positive and statistically significant coefficients. Using audit firm size yielded a coefficient of 0.042 with a p-value of 0.038, while the alternative discretionary-accrual-based measure yielded a coefficient of 0.049 with a p-value of 0.034. After removing 5% of extreme observations, the audit quality coefficient remained positive and significant at 0.050 with a p-value of 0.010.

Discussion and Conclusion

The results indicate that audit quality is positively associated with market-adjusted returns in companies listed on the Tehran Stock Exchange. This finding suggests that higher audit quality may enhance the credibility of financial information and reduce information risk perceived by investors. When financial statements are subject to a more rigorous and reliable audit process, investors may place greater confidence in reported earnings, assets, liabilities, and cash flow information. This increased confidence can reduce uncertainty surrounding firm valuation and contribute to more favorable market reactions.

The result can also be interpreted through the information asymmetry framework. High-quality auditing can constrain opportunistic financial reporting, reduce the magnitude of discretionary accruals, and increase the probability that unfavorable information is recognized and disclosed more appropriately. As a consequence, investors may face lower estimation risk when evaluating the firm. The positive relationship observed in this study implies that the market appears to reward the informational credibility associated with higher audit quality.

The robustness findings reinforce this interpretation. The relationship remained significant when audit quality was measured using alternative proxies, indicating that the result was not dependent on a single operational definition. The stronger coefficient among smaller firms is also theoretically plausible because smaller companies often have greater information asymmetry and lower analyst coverage. In such firms, external auditing may play a more influential informational role. Similarly, the stronger association among manufacturing firms may reflect the greater complexity of inventories, fixed assets, cost allocation, and accrual estimation in those firms, which can increase the value of high-quality audit verification.

The positive and significant effect of the market-to-book ratio indicates that growth expectations and market valuation characteristics also contributed to market-adjusted returns. In contrast, firm size, leverage, loss status, and asset tangibility did not independently explain market-adjusted returns after controlling for firm fixed effects and other covariates. This suggests that audit quality retained explanatory power even after accounting for several important financial characteristics.

Overall, the study provides evidence that audit quality has meaningful capital-market implications in the Tehran Stock Exchange. The findings support the view that audit quality should be considered not only as a compliance-related characteristic but also as an economically relevant element of the corporate information environment. Higher audit quality appears to be associated with stronger market-adjusted performance, likely through improved reporting credibility, lower information asymmetry, and greater investor confidence. These results may be useful to investors, managers, auditors, and regulators seeking to understand how audit quality contributes to capital-market efficiency and corporate valuation.

Authors' Contributions

Authors equally contributed to this article.

Acknowledgments

Authors thank all participants who participate in this study.

Declaration of Interest

The authors report no conflict of interest.

Funding

According to the authors, this article has no financial support.

Ethical Considerations

All procedures performed in this study were under the ethical standards.

بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل شده بازار در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران



تاریخچه مقاله

تاریخ دریافت: ۹ تیر ۱۴۰۵
تاریخ بازنگری: ۲۲ مهر ۱۴۰۵
تاریخ پذیرش: ۲۹ مهر ۱۴۰۵
تاریخ چاپ اولیه: ۲۹ مهر ۱۴۰۵
تاریخ چاپ نهایی: ۱ اسفند ۱۴۰۶

۱. امیررضا برگی[✉]: گروه حسابداری، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

۲. امید فرهاد توسکی^{*}: گروه حسابداری، واحد خرم آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، خرم آباد، ایران.

ایمیل: Omid.FarhadTouski@iau.ac.ir (نویسنده مسئول)

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل شده بازار در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود. پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش، توصیفی - همبستگی با رویکرد پس‌رویدادی بود. جامعه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۴ بود که پس از اعمال معیارهای غربالگری، در مجموع ۷۲۰ مشاهده شرکت - سال وارد تحلیل شد. بازده تعدیل شده بازار به عنوان متغیر وابسته بر اساس بازده غیرعادی نسبت به بازده بازار اندازه‌گیری شد. کیفیت حسابرسی به عنوان متغیر مستقل عمدتاً بر اساس اقلام تعهدی اختیاری حاصل از مدل جونز تعدیل شده سنجیده شد و اندازه مؤسسه حسابرسی نیز در تحلیل حساسیت به عنوان معیار جایگزین به کار رفت. اندازه شرکت، اهرم مالی، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، زیان و قابلیت شهود دارایی‌ها به عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل شدند. داده‌ها با استفاده از رگرسیون تابلویی اثرات ثابت در نرم‌افزار EViews تحلیل شدند. نتایج رگرسیون اثرات ثابت نشان داد کیفیت حسابرسی دارای رابطه مثبت و معناداری با بازده تعدیل شده بازار بود ($\beta=0.052$, $t=2.74$, $p=0.008$). نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری نیز رابطه مثبت و معناداری با بازده تعدیل شده بازار داشت ($\beta=0.008$, $p=0.035$), در حالی که اندازه شرکت، اهرم مالی، زیان و قابلیت شهود دارایی‌ها معنادار نبودند. ضریب تعیین تعدیل شده مدل برابر با ۰.۳۱ بود و مدل کلی از نظر آماری معنادار بود ($F=12.45$, $p<0.001$). تحلیل‌های حساسیت با معیارهای جایگزین کیفیت حسابرسی و حذف داده‌های پرت نیز پایداری نتیجه اصلی را تأیید کردند. کیفیت بالاتر حسابرسی با افزایش بازده تعدیل شده بازار همراه است و می‌تواند از طریق افزایش اعتبار گزارش‌های مالی، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و تقویت اعتماد سرمایه‌گذاران، نقش مهمی در واکنش بازار سرمایه ایفا کند.

کلیدواژگان: کیفیت حسابرسی، بازده تعدیل شده بازار، اقلام تعهدی اختیاری، بازده غیرعادی، بورس اوراق بهادار تهران.

شیوه استناددهی: برگی، امیررضا، و فرهاد توسکی، امید. (۱۴۰۶). بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل شده بازار در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *حسابداری، امور مالی و هوش محاسباتی*, ۵(۶), ۱-۲۴.



کیفیت اطلاعات مالی و قابلیت اتکای گزارش‌های منتشرشده از سوی شرکت‌ها از مهم‌ترین پیش‌شرط‌های کارایی بازار سرمایه به شمار می‌رود. سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، تحلیلگران مالی و سایر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی، تصمیم‌های اقتصادی خود را بر مبنای اطلاعاتی اتخاذ می‌کنند که بخش عمده آن توسط مدیریت واحد تجاری تهیه و منتشر می‌شود. با توجه به جدایی مالکیت از مدیریت و وجود عدم تقارن اطلاعاتی میان مدیران و سرمایه‌گذاران، همواره این احتمال وجود دارد که اطلاعات گزارش‌شده به طور کامل منعکس‌کننده واقعیت اقتصادی شرکت نباشد. در چنین شرایطی، حسابرسی مستقل به عنوان یکی از مهم‌ترین سازوکارهای اعتباربخشی به اطلاعات مالی مطرح می‌شود و می‌تواند با کاهش ریسک اطلاعاتی، افزایش قابلیت اعتماد صورت‌های مالی و محدود کردن رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران، کیفیت تصمیم‌گیری فعالان بازار را بهبود بخشد. از این رو، کیفیت حسابرسی نه تنها یک مفهوم حرفه‌ای در حوزه حسابداری و حسابرسی، بلکه متغیری دارای پیامدهای اقتصادی برای ارزش‌گذاری شرکت و رفتار سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. پژوهش‌های انجام‌شده در بازار سرمایه ایران نیز نشان داده‌اند که ویژگی‌های حسابرسی و کیفیت فرایندهای نظارتی می‌توانند با عملکرد مالی، کیفیت گزارشگری و ارزش شرکت‌ها مرتبط باشند (Hooshyareh, 2025; Yarifard & Hashemi, 2024).

کیفیت حسابرسی مفهومی چندبعدی است که به میزان توانایی حسابرس در کشف تحریف‌های بااهمیت و تمایل او به گزارش صادقانه و مستقل این تحریف‌ها اشاره دارد. تحقق چنین کیفیتی تحت تأثیر عواملی مانند صلاحیت حرفه‌ای، استقلال، تجربه، اخلاق حرفه‌ای، کیفیت قضاوت، نظام کنترل کیفیت مؤسسه حسابرسی و میزان منابع اختصاص‌یافته به مأموریت حسابرسی قرار دارد. در محیطی که حسابرس از دانش و شایستگی کافی برخوردار است و قضاوت حرفه‌ای خود را مستقل از فشارهای مدیریتی اعمال می‌کند، احتمال شناسایی خطاها، تخلفات و رویه‌های فرصت‌طلبانه گزارشگری افزایش می‌یابد. در همین راستا، Seifi و همکاران نشان دادند که صلاحیت حسابرس، اخلاق حرفه‌ای و تنوع میان حسابرسان امضاکننده گزارش می‌تواند با کیفیت گزارشگری مالی در شرکت‌های بورسی ارتباط داشته باشد (Seifi et al., 2024). همچنین، Mahdian و همکاران با تمرکز بر حسابرسی عملیاتی در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران بر اهمیت سازوکارهای حرفه‌ای و سازمانی در بهبود قضاوت حسابرسان و کیفیت کنترل‌های داخلی تأکید کرده‌اند (Mahdian et al., 2024). این یافته‌ها بیانگر آن است که کیفیت حسابرسی باید فراتر از صدور یک گزارش رسمی دیده شود و به عنوان نتیجه مجموعه‌ای از توانمندی‌های حرفه‌ای، ساختارهای نظارتی و فرایندهای کنترلی مورد توجه قرار گیرد.

در عین حال، کیفیت حسابرسی تحت تأثیر شرایط اقتصادی و عملیاتی شرکت صاحبکار نیز قرار دارد. افزایش ریسک مالی، پیچیدگی فعالیت‌ها و ریسک عملیاتی می‌تواند دامنه و دشواری فرایند حسابرسی را افزایش دهد و کیفیت اجرای آن را تحت تأثیر قرار دهد. Bagheri و Lotfallian در بررسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، نقش ریسک‌های مالی و عملیاتی را در کیفیت حسابرسی مورد توجه قرار داده‌اند و از این منظر نشان داده‌اند که کیفیت حسابرسی در خلأ شکل نمی‌گیرد، بلکه با ویژگی‌های اقتصادی و ریسک شرکت ارتباط دارد (Bagheri & Lotfallian, 2024). بنابراین، هنگام بررسی پیامدهای بازار سرمایه‌ای کیفیت حسابرسی، لازم است ویژگی‌های مالی بنگاه‌ها نیز کنترل شوند؛ زیرا اندازه شرکت، ساختار تأمین مالی، فرصت‌های رشد، سودآوری و ترکیب دارایی‌ها هم می‌توانند بر تقاضا برای حسابرسی باکیفیت و هم بر بازده سهام اثرگذار باشند.

یکی از مهم‌ترین سازوکارهایی که کیفیت حسابرسی از طریق آن می‌تواند بر رفتار بازار سرمایه اثر بگذارد، ارتقای کیفیت گزارشگری مالی است. صورت‌های مالی زمانی برای سرمایه‌گذاران ارزش اطلاعاتی بالاتری دارند که ارقام گزارش‌شده با واقعیت اقتصادی شرکت سازگاری داشته باشند و امکان دستکاری آنها توسط مدیریت محدود شده باشد. Nikjoo و همکاران نشان دادند که اثربخشی مدیریت ریسک و عملکرد حسابرسی داخلی با کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مرتبط است (Nikjoo et al., 2023). یافته‌های Eksandy نیز بر ارتباط کیفیت سازوکارهای حسابرسی و کنترل با کیفیت سود تأکید دارد (Eksandy, 2023). این موضوع از آن جهت اهمیت دارد که کیفیت سود و گزارشگری مالی مستقیماً بر ارزیابی سرمایه‌گذاران از پایداری جریان‌های نقدی، ریسک شرکت و ارزش ذاتی سهام تأثیر می‌گذارد. هرچه احتمال دستکاری اقلام تعهدی یا ارائه تصویر بیش از حد خوش‌بینانه از عملکرد شرکت کاهش یابد، عدم اطمینان سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات منتشرشده نیز کاهش یافته و قیمت‌ها می‌توانند با سرعت و دقت بیشتری اطلاعات بنیادی را منعکس کنند.

از سوی دیگر، مدیریت ممکن است انگیزه‌هایی برای به تأخیر انداختن یا پنهان کردن اطلاعات منفی داشته باشد. نگهداری اخبار بد برای مدت طولانی می‌تواند سبب انباشت اطلاعات منفی و در نهایت ایجاد تعدیلات شدید در قیمت سهام شود. Chen و همکاران نشان داده‌اند که ساختار روابط اقتصادی شرکت و به طور مشخص تمرکز مشتری می‌تواند با رفتار مدیران در نگهداری اخبار بد ارتباط داشته باشد (Chen et al., 2022). اگرچه چنین رفتاری مستقیماً به حساسی محدود نیست، اما اهمیت یک نظام نظارتی مؤثر را آشکار می‌کند؛ زیرا حساسی باکیفیت می‌تواند دامنه اختیار مدیریت برای تأخیر در شناسایی زیان‌ها، انتخاب رویه‌های حسابداری فرصت‌طلبانه یا مخفی کردن شرایط نامطلوب اقتصادی را محدود کند. بنابراین، حساسی مستقل می‌تواند به عنوان یکی از عوامل کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و افزایش احتمال انعکاس به‌موقع اخبار اقتصادی شرکت در صورت‌های مالی عمل کند.

اهمیت کیفیت حساسی زمانی بیشتر آشکار می‌شود که سرمایه‌گذاران نه فقط محتوای صورت‌های مالی، بلکه کیفیت فرایند حساسی و میزان تلاش صرف‌شده برای اعتباربخشی به آنها را نیز ارزیابی کنند. Lee و Hwang با بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به ساعات صرف‌شده برای بازبینی کیفیت مأموریت حساسی نشان دادند که بازار می‌تواند نسبت به اطلاعات مربوط به سطح کنترل و نظارت بر کیفیت حساسی واکنش نشان دهد (Lee & Hwang, 2024). همچنین Hsiao و همکاران نشان داده‌اند که افزایش نظارت از طریق حساسی صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای می‌تواند بر اعتبار گزارش‌های مالی اثرگذار باشد (Hsiao et al., 2024). این شواهد بیانگر آن است که سرمایه‌گذاران حساسی را صرفاً یک الزام قانونی تلقی نمی‌کنند، بلکه میزان تلاش، نظارت و کیفیت اجرای فرایند حساسی می‌تواند در ارزیابی آنان از قابلیت اتکای اطلاعات نقش داشته باشد. بر این اساس، انتظار می‌رود که تغییر در کیفیت حساسی از طریق تغییر ادراک بازار از ریسک اطلاعاتی، با بازده سهام ارتباط پیدا کند.

شهرت مؤسسه حساسی نیز یکی از عناصر مهم در ادراک سرمایه‌گذاران از کیفیت حساسی است. مؤسسات حساسی معتبر، سرمایه قابل توجهی را در طول زمان در قالب شهرت حرفه‌ای ایجاد می‌کنند و آسیب به این شهرت می‌تواند هزینه اقتصادی قابل توجهی برای آنها به همراه داشته باشد. Barnes و همکاران با بررسی پیامدهای یک خطای عمومی و رسانه‌ای مرتبط با حساسی نشان دادند که رویدادهای آسیب‌زننده به اعتبار می‌تواند بر شهرت برند حساسی اثر بگذارند (Barnes et al., 2024). اهمیت این یافته در آن است که بازار ممکن است از نام و سابقه مؤسسه حساسی به عنوان سیگنالی درباره کیفیت اطلاعات مالی استفاده کند. در نتیجه، شرکت‌هایی که توسط حسابرسان معتبرتر مورد رسیدگی قرار می‌گیرند، ممکن است از دیدگاه سرمایه‌گذاران با ریسک اطلاعاتی کمتری مواجه باشند. به همین دلیل، اندازه یا اعتبار مؤسسه حساسی در بسیاری از مطالعات به عنوان یک معیار جانشین برای کیفیت حساسی به کار گرفته می‌شود.

با این حال، رابطه حساسی و صاحبکار همواره ثابت نیست و تغییر حساسی نیز می‌تواند حامل اطلاعاتی برای بازار باشد. Bi و همکاران با مطالعه تغییر حساسی بررسی‌کننده در معاملات ادغام و تملک در چین نشان دادند که تصمیم به تغییر حساسی در فرایند ارزیابی و بررسی موشکافانه می‌تواند دارای پیامدهای اطلاعاتی باشد (Bi et al., 2020). انتخاب، تداوم یا تغییر مؤسسه حساسی ممکن است از دیدگاه بازار منعکس‌کننده کیفیت نظارت، پیچیدگی معامله، اختلافات حرفه‌ای یا سطح ریسک اطلاعاتی باشد. بنابراین، هویت و ویژگی‌های حساسی می‌تواند علاوه بر تأثیر مستقیم بر کیفیت گزارشگری، از طریق اثر سیگنال‌دهی نیز در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران نقش داشته باشد.

از منظر بازار سرمایه، پیام نهایی گزارش حساسی نیز اهمیت زیادی دارد. گزارش حساسی تعدیل‌شده یا مشروط ممکن است اطلاعاتی درباره وجود ابهام، تحریف یا محدودیت در فرایند گزارشگری مالی به بازار منتقل کند. Flees و Mouselli در بازار سهام عمان نشان دادند که اظهارنظر حساسی مشروط می‌تواند با بازده سهام ارتباط داشته باشد (Flees & Mouselli, 2022). این یافته تأکید می‌کند که سرمایه‌گذاران محتوای گزارش حساسی را به عنوان بخشی از مجموعه اطلاعات مؤثر بر ارزش‌گذاری سهام مورد استفاده قرار می‌دهند. در چنین چارچوبی، کیفیت حساسی می‌تواند از طریق افزایش احتمال کشف و افشای مشکلات مالی، کیفیت اطلاعات در دسترس بازار را بهبود دهد؛ هرچند واکنش نهایی قیمت سهام بسته به ماهیت اطلاعات کشف‌شده می‌تواند متفاوت باشد.

واکنش بازار به کیفیت حساسی همچنین با موضوع مدیریت سود ارتباط نزدیکی دارد. مدیریت سود موجب می‌شود ارقام حسابداری تا حدی از عملکرد اقتصادی واقعی شرکت فاصله بگیرند و در نتیجه سرمایه‌گذاران با دشواری بیشتری درباره ارزش شرکت قضاوت کنند. Ratnaningrum و همکاران با بررسی واکنش بازار نسبت به مدیریت سود و نقش کیفیت حساسی در اندونزی نشان دادند که کیفیت حساسی می‌تواند در رابطه میان رفتار گزارشگری و واکنش سرمایه‌گذاران اهمیت داشته باشد (Ratnaningrum).

(et al., 2023). این موضوع مبنای استفاده از اقلام تعهدی اختیاری به عنوان یکی از شاخص‌های کیفیت حسابداری را نیز تقویت می‌کند. هنگامی که حسابداری مؤثرتر باشد، انتظار می‌رود دامنه اقلام تعهدی اختیاری فرصت‌طلبانه کاهش یابد و اطلاعات سود به شکل قابل اتکاتری عملکرد واقعی شرکت را منعکس کند. از این منظر، قدر مطلق پایین‌تر اقلام تعهدی اختیاری می‌تواند نمایانگر محیط گزارشگری با کیفیت بالاتر و در نتیجه کاهش ریسک اطلاعاتی سرمایه‌گذاران باشد.

تغییر در استانداردهای حسابداری نیز می‌تواند موجب تغییر نحوه دریافت اطلاعات توسط بازار شود. Wu و همکاران اثر استانداردهای جدید حسابداری در چین را بر بازار بررسی کرده‌اند و شواهدی درباره پیامدهای بازار سرمایه‌ای تغییرات در الزامات حسابداری ارائه داده‌اند (Wu et al., 2022). تغییر استانداردها می‌تواند از طریق افزایش شفافیت گزارش حسابداری، توسعه الزامات افشا، افزایش مسئولیت حرفه‌ای حسابداری یا ارائه اطلاعات بیشتر درباره ریسک‌های حسابداری، محتوای اطلاعاتی فرایند حسابداری را برای سرمایه‌گذاران افزایش دهد. بنابراین، کیفیت حسابداری نه تنها تابع ویژگی‌های مؤسسه حسابداری است، بلکه محیط نهادی و چارچوب استانداردگذاری نیز در شکل‌گیری آن نقش اساسی دارد. شواهد بین‌المللی همچنین نشان می‌دهد که اعتماد به فرایند حسابداری می‌تواند تحت تأثیر عوامل سیاسی و نهادی فرامرزی قرار گیرد. Wang با بررسی پیامدهای همکاری حسابداری میان چین و ایالات متحده برای سهام شرکت‌های چینی نشان داد که مسائل مرتبط با نظارت و همکاری حسابداری می‌تواند بر شرکت‌های حاضر در بازار سرمایه اثرگذار باشد (Wang, 2023). اهمیت این موضوع در آن است که سرمایه‌گذاران، قابلیت اتکای اطلاعات مالی را صرفاً بر اساس داده‌های حسابداری ارزیابی نمی‌کنند، بلکه کیفیت محیط نظارتی و امکان نظارت مؤثر بر حسابداری نیز در شکل‌گیری اعتماد آنان نقش دارد. در نتیجه، هر عاملی که اطمینان بازار به اعتبار فرایند حسابداری را افزایش یا کاهش دهد، بالقوه می‌تواند بر ارزیابی ریسک و قیمت‌گذاری دارایی‌ها اثر بگذارد.

در سطح شرکت نیز کیفیت حسابداری می‌تواند در تعامل با دیگر سازوکارهای گزارشگری و حاکمیت شرکتی، پیامدهایی برای ارزش شرکت ایجاد کند. Yarifard و Hashemi با بررسی گزارشگری مسئولیت اجتماعی، ارزش شرکت، کیفیت حسابداری، حاکمیت شرکتی و مدیریت سود در بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند که کیفیت حسابداری یکی از عناصر مهم در چارچوب گسترده‌تر اعتبار اطلاعات و ارزش‌گذاری شرکت است (Yarifard & Hashemi, 2024). این یافته نشان می‌دهد که کیفیت حسابداری نباید جدا از محیط اطلاعاتی شرکت تحلیل شود؛ زیرا ارزش اطلاعات حسابداری شده در نهایت در بستر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران، ساختار حاکمیت شرکتی، رفتار مدیریت و ویژگی‌های بازار آشکار می‌شود.

در بازار سرمایه ایران، بررسی رابطه کیفیت حسابداری و بازده سهام به دلیل ویژگی‌های خاص محیط اقتصادی و نهادی اهمیت مضاعفی دارد. بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های اخیر با نوسانات قابل توجه قیمت سهام، تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها، نوسانات نرخ ارز، محدودیت‌های بین‌المللی و تغییر انتظارات سرمایه‌گذاران مواجه بوده است. در چنین محیطی، افزایش عدم اطمینان می‌تواند نیاز بازار به اطلاعات معتبر و تأییدشده را افزایش دهد. Hooshyareh در بررسی رابطه اجتناب مالیاتی و کیفیت حسابداری با عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران، بر ارتباط کیفیت حسابداری با پیامدهای اقتصادی شرکت‌ها تأکید کرده است (Hooshyareh, 2025). همچنین Bagheri و Lotfallian نقش ریسک‌های مالی و عملیاتی را در کیفیت حسابداری شرکت‌های بورسی ایران بررسی کرده‌اند (Bagheri & Lotfallian, 2024). این مطالعات اگرچه ابعاد مهمی از عوامل مرتبط با کیفیت حسابداری را پوشش داده‌اند، اما رابطه مستقیم کیفیت حسابداری با بازده تعدیل‌شده بازار همچنان نیازمند بررسی دقیق‌تر با استفاده از داده‌های شرکت - سال و کنترل ویژگی‌های مالی شرکت‌ها است.

بازده تعدیل‌شده بازار از این جهت شاخص مناسبی برای چنین ارزیابی‌ای است که عملکرد سهام شرکت را نسبت به حرکت عمومی بازار اندازه‌گیری می‌کند. بازده خام سهام ممکن است تحت تأثیر رونق یا رکود کلی بازار قرار گیرد و بنابراین لزوماً بیانگر واکنش ویژه سرمایه‌گذاران به اطلاعات شرکت نباشد. با تعدیل بازده نسبت به بازار، بخشی از تغییرات مشترک حذف می‌شود و امکان تمرکز بیشتر بر عملکرد خاص شرکت فراهم می‌گردد. از منظر نظری، اگر حسابداری با کیفیت موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، افزایش قابلیت اتکای اطلاعات و کاهش ریسک ادراک‌شده سرمایه‌گذاران شود، انتظار می‌رود شرکت‌هایی با کیفیت حسابداری بالاتر، در سایر شرایط یکسان، واکنش بازار مطلوب‌تری را تجربه کنند. در مقابل، کیفیت ضعیف حسابداری می‌تواند احتمال باقی ماندن تحریف‌ها، مدیریت سود و افشای دیر هنگام اطلاعات منفی را افزایش داده و اعتماد سرمایه‌گذاران را کاهش دهد.

با وجود این، تأثیر کیفیت حسابرسی بر بازار لزوماً ساده و یک‌جهته نیست. حسابرسی باکیفیت ممکن است اطلاعات منفی را نیز سریع‌تر و دقیق‌تر آشکار کند و در کوتاه‌مدت موجب تعدیل منفی قیمت شود. همچنین، سرمایه‌گذاران ممکن است کیفیت حسابرسی را تنها یکی از چندین عامل تعیین‌کننده بازده سهام بدانند. بنابراین، ضروری است اثر کیفیت حسابرسی پس از کنترل متغیرهایی مانند اندازه شرکت، اهرم مالی، فرصت‌های رشد، زیان‌ده بودن و ساختار دارایی‌ها بررسی شود. این متغیرها می‌توانند هم با کیفیت حسابرسی و هم با بازده بازار مرتبط باشند و عدم کنترل آنها ممکن است به برآورد تورش‌دار رابطه اصلی منجر شود. استفاده از داده‌های تابلویی نیز امکان کنترل بهتر ناهمگنی‌های ثابت شرکت‌ها و بهره‌گیری هم‌زمان از تغییرات زمانی و مقطعی را فراهم می‌کند.

در مجموع، ادبیات موجود نشان می‌دهد که حسابرسی باکیفیت می‌تواند از طریق بهبود اعتبار گزارش‌های مالی، کاهش مدیریت سود، افزایش احتمال افشای به‌موقع اطلاعات، تقویت اعتماد سرمایه‌گذاران و کاهش ریسک اطلاعاتی بر ارزیابی بازار از شرکت اثر بگذارد. شواهد مرتبط با کیفیت گزارشگری، اعتبار گزارش‌های مالی، واکنش سرمایه‌گذاران به تلاش حسابرسی، شهرت حسابرسان، اظهارنظر حسابرسی، تغییر استانداردها، تغییر حسابرسان و سازوکارهای بین‌المللی نظارت بر حسابرسی نیز همگی نشان می‌دهند که فرایند حسابرسی دارای محتوای اقتصادی فراتر از یک الزام قانونی است (Barnes et al., 2024; Bi et al., 2020; Flees & Mouselli, 2022; Hsiao et al., 2024; Lee & Hwang, 2024; Wu et al., 2022). با این حال، تفاوت محیط‌های نهادی و بازارهای سرمایه ایجاب می‌کند که این رابطه در بورس اوراق بهادار تهران نیز به صورت مستقل و با اتکا به داده‌های واقعی شرکت‌ها بررسی شود، به ویژه آنکه مطالعات داخلی بیشتر بر عوامل تعیین‌کننده کیفیت حسابرسی، کیفیت گزارشگری، عملکرد مالی یا ارزش شرکت متمرکز بوده‌اند و شواهد مستقیم درباره ارتباط کیفیت حسابرسی با بازده تعدیل‌شده بازار محدودتر است (Mahdian et al., 2024; Nikjoo et al., 2023; Seifi et al., 2024; Yarifard & Hashemi, 2024).

بنابراین، هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

روش پژوهش و مواد

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر ماهیت و روش، توصیفی - همبستگی با رویکرد پس‌رویدادی است. کاربردی بودن پژوهش از آن جهت است که نتایج آن می‌تواند در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران، تحلیلگران مالی، مدیران شرکت‌ها، حسابرسان مستقل و نهادهای ناظر بازار سرمایه مورد استفاده قرار گیرد و شواهد تجربی درباره ارتباط کیفیت حسابرسی با واکنش بازار و بازده تعدیل‌شده سهام فراهم سازد. از منظر ماهیت داده‌ها، پژوهش حاضر یک مطالعه کمی است؛ زیرا تمامی متغیرهای اصلی و کنترلی با استفاده از داده‌های عددی استخراج‌شده از صورت‌های مالی، گزارش‌های حسابرسی و اطلاعات معاملاتی شرکت‌ها اندازه‌گیری می‌شوند. همچنین، به دلیل استفاده از اطلاعات تاریخی شرکت‌ها و عدم هرگونه مداخله یا دستکاری متغیرها از سوی پژوهشگر، مطالعه در زمره پژوهش‌های پس‌رویدادی قرار می‌گیرد. از نظر نحوه بررسی روابط نیز پژوهش همبستگی است، زیرا هدف اصلی آن تعیین جهت، شدت و معناداری رابطه میان کیفیت حسابرسی به عنوان متغیر مستقل و بازده تعدیل‌شده بازار به عنوان متغیر وابسته، پس از کنترل ویژگی‌های مالی شرکت‌ها است. ساختار داده‌ها به صورت تابلویی یا پانلی در سطح شرکت - سال تنظیم می‌شود؛ به این معنا که اطلاعات مجموعه‌ای از شرکت‌ها طی چند سال متوالی مورد بررسی قرار می‌گیرد. استفاده از داده‌های تابلویی امکان کنترل ناهمگنی‌های مشاهده‌نشده شرکت‌ها، بهره‌گیری هم‌زمان از تغییرات مقطعی و زمانی، افزایش تعداد مشاهدات، افزایش درجات آزادی و دستیابی به برآوردهای کاراتر را فراهم می‌سازد.

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که اطلاعات مورد نیاز آنها طی دوره شش‌ساله ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۴، معادل سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۳، در دسترس باشد. انتخاب بورس اوراق بهادار تهران به عنوان جامعه پژوهش به دلیل نقش اساسی آن در تخصیص منابع مالی، انعکاس اطلاعات حسابداری در قیمت سهام و فراهم بودن مجموعه نسبتاً منسجمی از اطلاعات مالی، حسابرسی و معاملاتی شرکت‌ها صورت گرفته است. برای انتخاب شرکت‌های نمونه از روش حذف سیستماتیک یا غربالگری استفاده می‌شود. بر این اساس، تنها شرکت‌هایی وارد نمونه نهایی می‌شوند که در کل دوره پژوهش به‌طور مستمر در بورس اوراق بهادار تهران حضور داشته باشند، نماد آنها طی دوره پژوهش به صورت دائمی از فهرست شرکت‌های پذیرفته‌شده خارج نشده باشد، سال مالی و ماهیت اصلی فعالیت آنها طی دوره مورد مطالعه تغییر نکرده باشد، پایان سال مالی آنها منتهی به اسفندماه باشد، اطلاعات مالی و حسابرسی مورد نیاز برای اندازه‌گیری تمامی متغیرهای پژوهش در دسترس باشد و سهام آنها از قابلیت معاملاتی

کافی برای محاسبه بازده برخوردار باشد. همچنین، شرکت‌هایی که طی دوره پژوهش توقف معاملاتی بلندمدت داشته‌اند یا اطلاعات قیمت سهام، شاخص بازار یا اجزای مورد نیاز برای محاسبه ارقام تعهدی آنها ناقص بوده است، از نمونه حذف می‌شوند. شرکت‌های فعال در صنایع واسطه‌گری مالی، بانک‌ها، بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و سایر مؤسسات مالی نیز در صورت تفاوت اساسی ساختار صورت‌های مالی، الزامات نظارتی و ماهیت فعالیت آنها با شرکت‌های غیرمالی، از نمونه کنار گذاشته می‌شوند تا قابلیت مقایسه اطلاعات مالی در سطح نمونه حفظ شود. پس از اعمال تمامی معیارهای ورود و خروج، کلیه شرکت‌های واجد شرایط به عنوان نمونه نهایی پژوهش در نظر گرفته می‌شوند و تعداد مشاهدات نهایی از حاصل تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در نمونه و تعداد سال‌های دارای اطلاعات معتبر به دست می‌آید.

داده‌های مورد استفاده در پژوهش از نوع ثانویه بوده و از طریق روش کتابخانه‌ای و اسنادی گردآوری می‌شوند. اطلاعات مربوط به مبانی نظری، تعاریف عملیاتی متغیرها، مدل‌های سنجش کیفیت حسابرسی، مطالعات رویدادی و مدل‌های اقتصادسنجی از کتب تخصصی، مقالات علمی و منابع معتبر حسابداری و مالی استخراج می‌شود. داده‌های تجربی مورد نیاز برای آزمون فرضیه پژوهش از صورت‌های مالی حسابرسی‌شده، یادداشت‌های توضیحی همراه صورت‌های مالی، گزارش حسابرس مستقل، گزارش فعالیت هیئت‌مدیره، سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران کدال، اطلاعات منتشرشده توسط شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و پایگاه‌های اطلاعات مالی نظیر ره‌آورد نوین و تدبیرپراز استخراج می‌شود. داده‌هایی مانند کل دارایی‌ها، بدهی‌ها، حقوق صاحبان سهام، فروش، حساب‌ها و اسناد دریافتی، وجه نقد، بدهی‌های جاری، دارایی‌های جاری، تسهیلات مالی، هزینه استهلاک، دارایی‌های ثابت مشهود، سود خالص، سود قبل از ارقام غیرمترقبه و جریان نقد عملیاتی از صورت‌های مالی شرکت‌ها گردآوری می‌شوند. همچنین، اطلاعات مربوط به قیمت تعدیل‌شده سهام، قیمت‌های معاملاتی، شاخص کل بازار و تاریخ انتشار گزارش حسابرسی یا صورت‌های مالی حسابرسی‌شده برای محاسبه بازده تعدیل‌شده بازار از داده‌های معاملاتی و سامانه کدال استخراج می‌شود. اطلاعات اولیه در Microsoft Excel ثبت، تطبیق، کنترل و سازمان‌دهی شده و سپس پایگاه داده نهایی در قالب داده‌های شرکت - سال برای تحلیل اقتصادسنجی آماده می‌شود.

متغیر وابسته پژوهش، بازده تعدیل‌شده بازار است که بیانگر تفاوت میان بازده واقعی سهام شرکت و بازده متناظر بازار است. برای هر شرکت، بازده واقعی سهام بر مبنای تغییر قیمت تعدیل‌شده سهام محاسبه می‌شود؛ به گونه‌ای که آثار رویدادهایی نظیر افزایش سرمایه، تجزیه سهام، تقسیم سود نقدی و سایر تعدیلات قیمتی در داده‌های مورد استفاده لحاظ شود. بازده بازار نیز بر اساس تغییرات شاخص کل قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران در دوره متناظر محاسبه می‌شود. بازده غیرعادی روزانه شرکت i در روز t از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

که در آن R_{it} بازده واقعی سهام شرکت و R_{mt} بازده بازار در همان روز معاملاتی است. سپس برای اندازه‌گیری واکنش تجمیعی بازار، بازده‌های غیرعادی در پنجره مورد بررسی با یکدیگر جمع شده و بازده غیرعادی انباشته یا CAR محاسبه می‌شود، به طوری که رابطه آن به صورت زیر است:

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum AR_{it}$$

تاریخ انتشار عمومی گزارش حسابرسی‌شده از طریق سامانه کدال به عنوان تاریخ رویداد شناسایی می‌شود و برای هر شرکت، داده‌های معاملاتی لازم در اطراف و پس از تاریخ مذکور استخراج می‌گردد. در تحلیل اصلی، شاخص بازده تعدیل‌شده بازار بر مبنای بازده غیرعادی انباشته متناظر با هر شرکت - سال وارد مدل اقتصادسنجی می‌شود. این شیوه اندازه‌گیری موجب می‌شود بخش عمومی تغییرات بازار از بازده واقعی سهام حذف شده و واکنش خاص سهام هر شرکت با دقت بیشتری مورد ارزیابی قرار گیرد.

متغیر مستقل پژوهش، کیفیت حسابرسی است. با توجه به چندبعدی بودن مفهوم کیفیت حسابرسی، این متغیر با استفاده از دو معیار مکمل مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. معیار نخست، اندازه یا اعتبار مؤسسه حسابرسی است که به صورت یک متغیر مجازی اندازه‌گیری می‌شود. در این معیار، چنانچه حسابرسی شرکت توسط سازمان حسابرسی یا یکی از مؤسسات حسابرسی بزرگ و دارای رتبه حرفه‌ای بالاتر در فهرست مؤسسات معتمد سازمان بورس انجام شده باشد، متغیر ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر دریافت می‌کند. منطق استفاده از این معیار بر این مبنا استوار است که مؤسسات بزرگ‌تر به دلیل برخورداری از منابع انسانی و تخصصی بیشتر، نظام کنترل کیفیت گسترده‌تر، شهرت حرفه‌ای بالاتر و هزینه بالقوه بیشتر ناشی از آسیب به اعتبار حرفه‌ای، انگیزه و ظرفیت بیشتری برای کشف و گزارش تحریف‌های بااهمیت دارند. این معیار به عنوان سنجه ساختاری یا ورودی کیفیت حسابرسی در تحلیل‌های اصلی یا آزمون‌های استحکام به کار گرفته می‌شود.

معیار دوم کیفیت حسابرسی مبتنی بر ارقام تعهدی اختیاری و مدل جونز تعدیل شده است. ابتدا کل ارقام تعهدی شرکت از طریق اطلاعات صورت‌های مالی و صورت جریان وجوه نقد محاسبه می‌شود. در رویکرد جریان‌های نقدی، کل ارقام تعهدی را می‌توان از تفاوت سود قبل از ارقام غیرمترقبه و جریان نقد عملیاتی به دست آورد. سپس مدل جونز تعدیل شده برای شرکت‌های هر صنعت و سال برآورد می‌شود تا بخش غیراختیاری ارقام تعهدی مشخص گردد. فرم کلی مدل به صورت زیر است:

$$TAC_it / TA_it = \alpha_1(1 / TA_it) + \alpha_2((\Delta REV_it - \Delta REC_it) / TA_it) + \alpha_3(PPE_it / TA_it) + \varepsilon_it$$

در این رابطه، TAC کل ارقام تعهدی، TA_it کل دارایی‌های ابتدای دوره، ΔREV تغییرات درآمد فروش، ΔREC تغییرات حساب‌ها و اسناد دریافتی و PPE ارزش اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات است. پس از برآورد ضرایب مدل، ارقام تعهدی غیراختیاری برای هر مشاهده محاسبه و سپس ارقام تعهدی اختیاری از تفاوت کل ارقام تعهدی مقیاس شده و ارقام تعهدی غیراختیاری به دست می‌آید. از آنجا که ارقام تعهدی اختیاری ممکن است در جهت افزایش یا کاهش سود باشند، قدر مطلق آنها به عنوان شاخص شدت مدیریت سود مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین، مقدار بیشتر قدر مطلق ارقام تعهدی اختیاری نشان‌دهنده کیفیت پایین‌تر گزارشگری و به طور غیرمستقیم کیفیت پایین‌تر حسابرسی است. برای سهولت تفسیر ضرایب رگرسیون، شاخص کیفیت حسابرسی را می‌توان به صورت منفی قدر مطلق ارقام تعهدی اختیاری تعریف کرد:

$$AQ_it = -|DA_it|$$

در نتیجه، مقادیر بالاتر AQ بیانگر کیفیت حسابرسی بیشتر خواهند بود. به منظور بررسی استحکام نتایج، معیار اندازه مؤسسه حسابرسی نیز به صورت جداگانه جایگزین این شاخص خواهد شد.

برای کنترل اثر سایر ویژگی‌های مالی شرکت بر بازده تعدیل شده بازار، پنج متغیر کنترلی در مدل وارد می‌شوند. اندازه شرکت با لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی اندازه‌گیری می‌شود و استفاده از تبدیل لگاریتمی ضمن کاهش اثر مقادیر بسیار بزرگ، توزیع متغیر را برای تحلیل رگرسیونی مناسب‌تر می‌کند. اهرم مالی از نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود و منعکس‌کننده میزان اتکای شرکت به تأمین مالی از طریق بدهی و سطح ریسک مالی آن است. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری از تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام محاسبه شده و به عنوان نماینده‌ای از فرصت‌های رشد و ارزیابی بازار از چشم‌انداز آتی شرکت در مدل قرار می‌گیرد. متغیر زیان یک متغیر مجازی است که در صورت گزارش زیان خالص در سال مالی مورد بررسی مقدار یک و در صورت گزارش سود مقدار صفر دریافت می‌کند. قابلیت شهود دارایی‌ها نیز از نسبت دارایی‌های ثابت مشهود به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود و ساختار دارایی‌های شرکت را منعکس می‌کند. ورود هم‌زمان این متغیرهای کنترلی به مدل موجب می‌شود ارتباط مشاهده شده میان کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل شده بازار تا حد امکان مستقل از تفاوت‌های شرکت‌ها از حیث اندازه، ساختار سرمایه، فرصت‌های رشد، سودآوری و ترکیب دارایی‌ها برآورد شود.

پیش از انجام تحلیل نهایی، داده‌های استخراج شده از منابع مختلف با یکدیگر تطبیق داده می‌شوند و مشاهدات ناقص یا ناسازگار مورد بررسی قرار می‌گیرند. به منظور جلوگیری از تورش ناشی از داده‌های پرت، توزیع متغیرهای پیوسته بررسی شده و در صورت مشاهده مقادیر افراطی، از وینسوریزه کردن در صدک‌های ۱ و ۹۹ استفاده می‌شود. از جایگزینی مکانیکی داده‌های مالی مفقود با میانگین صنعت یا میانگین سال‌های مجاور اجتناب می‌شود، زیرا چنین روشی می‌تواند واریانس واقعی داده‌ها را کاهش داده و ساختار روابط آماری را مخدوش کند. بنابراین، هرگاه داده‌های ضروری یک مشاهده برای محاسبه متغیر اصلی یا کنترلی در منابع معتبر قابل بازیابی نباشد، آن مشاهده از تحلیل مربوطه حذف می‌شود. پس از کنترل صحت، سازگاری و کامل بودن اطلاعات، داده‌ها در محیط Excel محاسبه و سپس برای تحلیل نهایی به نرم‌افزار EViews منتقل می‌شوند.

تحلیل داده‌ها در دو سطح توصیفی و استنباطی انجام می‌شود. در سطح توصیفی، برای متغیرهای کمی پژوهش شاخص‌هایی شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل، حداکثر، چولگی و کشیدگی گزارش می‌شود تا وضعیت مرکز، پراکندگی و شکل توزیع داده‌ها مشخص گردد. برای متغیرهای مجازی نیز فراوانی و درصد مشاهدات در هر طبقه بررسی می‌شود. در ادامه، ماتریس همبستگی پیرسون میان متغیرهای پژوهش محاسبه می‌شود تا جهت و شدت روابط دو متغیره و همچنین احتمال وجود هم‌خطی شدید میان متغیرهای توضیحی ارزیابی گردد. هم‌خطی چندگانه به صورت دقیق‌تر با استفاده از شاخص تورم واریانس یا VIF بررسی می‌شود و مقادیر پایین‌تر از حدود متعارف ۵ و در رویکردهای کمتر محافظه‌کارانه ۱۰، به عنوان نشانه قابل قبول بودن سطح هم‌خطی در مدل تلقی می‌شود.

پیش از برآورد مدل رگرسیونی، ویژگی‌های اقتصادسنجی داده‌های تابلویی بررسی می‌شوند. آزمون F لیمر برای تعیین مناسب بودن الگوی تلفیقی در مقایسه با مدل اثرات فردی به کار می‌رود. در صورتی که فرض صفر آزمون مبنی بر نبود تفاوت معنادار میان مقاطع رد شود، استفاده از مدل پانلی دارای اثرات فردی ضروری خواهد بود. پس از آن، آزمون هاسمن برای انتخاب میان الگوی اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام می‌شود. معناداری آزمون هاسمن در سطح کمتر از ۰.۰۵ نشان می‌دهد که اثرات مختص شرکت با متغیرهای توضیحی همبسته است و در نتیجه مدل اثرات ثابت ترجیح دارد؛ در غیر این صورت، مدل اثرات تصادفی می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. برای بررسی ایستایی متغیرهای پیوسته، در صورت اقتضای ویژگی زمانی داده‌ها، از آزمون ریشه واحد پانلی نظیر لوین، لین و چو استفاده می‌شود تا احتمال وقوع رگرسیون کاذب کاهش یابد. همچنین، ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مناسب داده‌های تابلویی و وجود همبستگی سریالی در جملات خطا با آزمون‌های مرتبط بررسی می‌شود. در صورت مشاهده نقض فرض کلاسیک، به جای اتکا به خطاهای استاندارد معمول، از خطاهای استاندارد مقاوم، خطاهای استاندارد خوشه‌بندی‌شده در سطح شرکت یا روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته، متناسب با ماهیت مشکل تشخیص داده‌شده، استفاده می‌شود.

برای آزمون رابطه اصلی پژوهش، مدل رگرسیونی داده‌های تابلویی به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$AMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 LOSS_{it} + \beta_6 TANG_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این مدل، AMR بازده تعدیل‌شده بازار، AQ کیفیت حسابرسی، SIZE اندازه شرکت، LEV اهرم مالی، MB نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، LOSS متغیر مجازی زیان و TANG قابلیت شهود دارایی‌ها است. ضریب β_1 پارامتر اصلی مورد توجه پژوهش است و جهت و شدت رابطه کیفیت حسابرسی با بازده تعدیل‌شده بازار را پس از کنترل سایر ویژگی‌های شرکت نشان می‌دهد. در صورتی که سطح معناداری این ضریب کمتر از ۰.۰۵ باشد، وجود رابطه آماری معنادار میان کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار پذیرفته می‌شود. با توجه به تعریف $AQ = -|DA|$ ، ضریب مثبت برای AQ به این معنا خواهد بود که افزایش کیفیت حسابرسی، یعنی کاهش شدت اقلام تعهدی اختیاری، با افزایش بازده تعدیل‌شده بازار همراه است؛ در مقابل، ضریب منفی حاکی از رابطه معکوس میان این دو متغیر خواهد بود.

معناداری کلی مدل با آماره F بررسی می‌شود و سطح معناداری کمتر از ۰.۰۵ برای این آماره نشان‌دهنده آن است که مجموعه متغیرهای توضیحی به طور هم‌زمان از توان تبیین تغییرات بازده تعدیل‌شده بازار برخوردارند. قدرت توضیح‌دهندگی مدل با ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل‌شده گزارش می‌شود. معناداری هر یک از ضرایب نیز با استفاده از آماره t و سطح احتمال متناظر ارزیابی خواهد شد. علاوه بر مدل اصلی، به منظور ارزیابی استحکام نتایج، کیفیت حسابرسی با معیار جایگزین اندازه مؤسسه حسابرسی نیز وارد مدل می‌شود تا مشخص شود آیا یافته اصلی نسبت به شیوه عملیاتی‌سازی کیفیت حسابرسی حساس است یا خیر. در صورت کافی بودن تعداد مشاهدات، مدل می‌تواند در زیرنمونه‌هایی بر اساس اندازه شرکت، سطح اهرم مالی یا گروه‌های صنعتی نیز مجدداً برآورد شود. کلیه آزمون‌های آماری به صورت دوطرفه و در سطح خطای ۰.۰۵ انجام می‌شوند و تحلیل‌های اقتصادسنجی با استفاده از نرم‌افزار EViews انجام خواهد شد. در تمامی مراحل طراحی مدل، اندازه‌گیری متغیرها، گردآوری داده‌ها و تحلیل آماری، صرفاً رابطه کیفیت حسابرسی با بازده تعدیل‌شده بازار و متغیرهای کنترلی فوق مورد بررسی قرار می‌گیرد و هیچ متغیر تعدیل‌گر یا جمله تعاملی در مدل پژوهش وارد نمی‌شود.

یافته‌ها

پس از اعمال معیارهای ورود و خروج و تکمیل فرایند غربالگری شرکت‌ها، در مجموع ۷۲۰ مشاهده شرکت - سال طی دوره ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۳ وارد تحلیل نهایی شد. داده‌های پژوهش در قالب داده‌های تابلویی سازمان‌دهی شدند و پیش از آزمون فرضیه، ویژگی‌های توصیفی متغیر وابسته، متغیر مستقل و متغیرهای کنترلی، روابط همبستگی میان متغیرها، پیش‌فرض‌های رگرسیون و در نهایت مدل رگرسیونی اثرات ثابت مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به اینکه در مدل نهایی پژوهش تنها رابطه کیفیت حسابرسی با بازده تعدیل‌شده بازار بررسی شده است، تمامی تحلیل‌ها بر متغیر مستقل کیفیت حسابرسی، متغیر وابسته بازده تعدیل‌شده بازار و متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، اهرم مالی، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، زیان و قابلیت شهود دارایی‌ها متمرکز است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	تعداد مشاهده	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی
بازده تعدیل شده بازار	AMR	۷۲۰	۰.۰۳۲	۰.۰۲۸	۰.۱۵۶	-۰.۵۱۲	۰.۶۸۹	۰.۴۵	۳.۱۲
کیفیت حسابرسی	AQ	۷۲۰	۰.۰۷۸	۰.۰۶۵	۰.۰۵۴	۰.۰۰۲	۰.۳۱۲	۱.۲۳	۴.۵۶
اندازه شرکت	SIZE	۷۲۰	۱۴.۲۳	۱۴.۱۰	۱.۴۵	۱۰.۸۰	۱۸.۹۰	۰.۶۷	۳.۴۵
اهرم مالی	LEV	۷۲۰	۰.۵۸	۰.۵۹	۰.۲۱	۰.۰۹	۱.۱۲	-۰.۰۵	۲.۷۸
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	۷۲۰	۲.۴۵	۱.۹۸	۱.۸۷	۰.۳۲	۹.۸۷	۱.۷۸	۶.۲۳
زیان	LOSS	۷۲۰	۰.۱۸	۰.۰۰	۰.۳۸	۰.۰۰	۱.۰۰	۱.۶۸	۳.۸۲
قابلیت شهود دارایی‌ها	TANG	۷۲۰	۰.۲۷	۰.۲۴	۰.۱۸	۰.۰۱	۰.۷۸	۰.۵۶	۲.۹۱

بر اساس نتایج جدول ۱، میانگین بازده تعدیل شده بازار برابر با ۰.۰۳۲ و میانه آن برابر با ۰.۰۲۸ بود. بنابراین، شرکت‌های مورد بررسی به طور متوسط حدود ۳.۲ درصد بازده بیشتر از بازده مبنای بازار تجربه کرده‌اند. نزدیکی میانگین و میانه نشان می‌دهد که مرکز توزیع این متغیر از عدم تقارن شدید برخوردار نیست. انحراف معیار ۰.۱۵۶ در مقایسه با میانگین، وجود پراکندگی قابل توجه در بازده تعدیل شده شرکت‌ها را نشان می‌دهد. کمترین مقدار **AMR** برابر با -۰.۵۱۲ و بیشترین مقدار آن برابر با ۰.۶۸۹ بود؛ بنابراین دامنه تغییرات این متغیر برابر با ۱.۲۰۱ است. این دامنه نسبتاً گسترده نشان می‌دهد شرکت‌های نمونه از نظر عملکرد سهام نسبت به بازار تفاوت محسوسی داشته‌اند. چارک اول بازده تعدیل شده بازار برابر با -۰.۰۴۵ و چارک سوم آن برابر با ۰.۰۹۸ بود و در نتیجه دامنه میان چارکی برابر با ۰.۱۴۳ به دست آمد. به عبارت دیگر، ۵۰ درصد میانی مشاهدات **AMR** در فاصله -۰.۰۴۵ تا ۰.۰۹۸ قرار داشتند. چولگی ۰.۴۵ نیز نشان‌دهنده چولگی مثبت خفیف است و کشیدگی ۳.۱۲ از شباهت نسبی شکل توزیع به توزیع نرمال حکایت دارد.

بررسی توزیع فراوانی بازده تعدیل شده بازار نشان داد که ۱۵ مشاهده، معادل ۲.۰۸ درصد، دارای بازده کمتر از -۰.۳۰ بودند. تعداد ۳۲ مشاهده، معادل ۴.۴۴ درصد، در فاصله -۰.۳۰ تا -۰.۲۰ و ۵۸ مشاهده، معادل ۸.۰۶ درصد، در محدوده -۰.۲۰ تا -۰.۱۰ قرار داشتند. همچنین، ۱۳۲ مشاهده، معادل ۱۸.۳۳ درصد، در محدوده -۰.۱۰ تا ۰.۰۰ بودند. بیشترین فراوانی به بازه ۰.۰۰ تا ۰.۱۰ اختصاص داشت که شامل ۱۸۶ مشاهده و ۲۵.۸۳ درصد کل نمونه بود. پس از آن، ۱۴۵ مشاهده معادل ۲۰.۱۴ درصد در محدوده ۰.۱۰ تا ۰.۲۰، تعداد ۸۸ مشاهده معادل ۱۲.۲۲ درصد در محدوده ۰.۲۰ تا ۰.۳۰، تعداد ۴۲ مشاهده معادل ۵.۸۳ درصد در محدوده ۰.۳۰ تا ۰.۴۰ و ۲۲ مشاهده معادل ۳.۰۷ درصد در مقادیر بیشتر از ۰.۴۰ قرار داشتند. در مجموع، حدود ۴۵.۹۷ درصد مشاهدات دارای بازده تعدیل شده بین صفر تا ۲۰ درصد بودند و این الگو با مثبت بودن میانگین **AMR** سازگار است.

میانگین کیفیت حسابرسی برابر با ۰.۰۷۸ و میانه آن برابر با ۰.۰۶۵ بود. انحراف معیار ۰.۰۵۴ بیانگر تفاوت قابل توجه اما نه بسیار شدید در کیفیت حسابرسی شرکت‌های نمونه است. کمترین مقدار کیفیت حسابرسی ۰.۰۰۲ و بیشترین مقدار آن ۰.۳۱۲ بود. چارک اول و سوم به ترتیب ۰.۰۳۸ و ۰.۱۰۲ به دست آمد و دامنه میان چارکی برابر با ۰.۰۶۴ بود؛ بنابراین ۵۰ درصد میانی مشاهدات کیفیت حسابرسی در فاصله ۰.۰۳۸ تا ۰.۱۰۲ قرار داشتند. بالاتر بودن میانگین نسبت به میانه، همراه با چولگی مثبت ۱.۲۳، نشان می‌دهد که بخشی از مشاهدات دارای مقادیر نسبتاً بالای کیفیت حسابرسی بوده‌اند. کشیدگی ۴.۵۶ نیز نشان می‌دهد توزیع این متغیر نسبت به توزیع نرمال دارای تمرکز مرکزی و دنباله‌های سنگین‌تری است.

طبقه‌بندی کیفیت حسابرسی نشان داد که ۹۸ مشاهده، معادل ۱۳.۶۱ درصد، دارای **AQ** کمتر از ۰.۰۳ و در طبقه بسیار پایین بودند. تعداد ۱۹۲ مشاهده، معادل ۲۶.۶۷ درصد، در فاصله ۰.۰۳ تا ۰.۰۶ و طبقه پایین قرار داشتند. بیشترین فراوانی مربوط به سطح متوسط بود؛ به طوری که ۲۱۸ مشاهده، معادل ۳۰.۲۸ درصد، دارای **AQ** بین ۰.۰۶ تا ۰.۰۹ بودند. همچنین، ۱۳۴ مشاهده، معادل ۱۸.۶۱ درصد، در طبقه بالا با مقادیر ۰.۰۹ تا ۰.۱۲ و ۷۸ مشاهده، معادل ۱۰.۸۳ درصد، در طبقه بسیار بالا با **AQ** بیشتر از ۰.۱۲ قرار گرفتند. در مجموع، ۴۰.۲۸ درصد مشاهدات در طبقات پایین و بسیار پایین، ۳۰.۲۸ درصد در طبقه متوسط و ۲۹.۴۴ درصد در طبقات بالا و بسیار بالا قرار داشتند. این پراکندگی، تغییرپذیری کافی متغیر مستقل را برای بررسی رابطه آن با بازده تعدیل شده بازار فراهم می‌سازد.

در میان متغیرهای کنترلی، میانگین اندازه شرکت برابر با ۱۴.۲۳ و انحراف معیار آن ۱.۴۵ بود که نشان می‌دهد نمونه پژوهش شرکت‌هایی با اندازه‌های متفاوت را دربر می‌گیرد. میانگین اهرم مالی برابر با ۰.۵۸ بود؛ بنابراین به طور متوسط ۵۸ درصد دارایی‌های شرکت‌ها از طریق بدهی تأمین شده است. کمینه ۰.۰۹ و بیشینه ۱.۱۲ برای **LEV** نیز تفاوت

قابل توجه ساختار سرمایه شرکت‌های نمونه را نشان می‌دهد. میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برابر با ۲.۴۵ بود؛ یعنی ارزش بازار شرکت‌ها به طور متوسط حدود ۲.۴۵ برابر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آنها بوده است. چولگی ۱.۷۸ و کشیدگی ۶.۲۳ این متغیر نشان‌دهنده وجود تعدادی مشاهده با نسبت‌های نسبتاً بالا است. میانگین متغیر زیان برابر با ۰.۱۸ بود که از آن می‌توان نتیجه گرفت ۱۸ درصد مشاهدات شرکت - سال مربوط به دوره‌هایی بوده‌اند که شرکت زیان گزارش کرده است. در نهایت، میانگین قابلیت شهود دارایی‌ها برابر با ۰.۲۷ نشان می‌دهد که به طور متوسط ۲۷ درصد از دارایی‌های شرکت‌ها را دارایی‌های ثابت مشهود تشکیل داده‌اند.

برای بررسی اولیه جهت و شدت روابط دو متغیره و همچنین ارزیابی احتمال وجود هم‌خطی بالا میان متغیرهای توضیحی، ضرایب همبستگی پیرسون محاسبه شد.

جدول ۲. ماتریس همبستگی پیرسون متغیرهای پژوهش

متغیر	AMR	AQ	SIZE	LEV	MB	LOSS	TANG
AMR	۱.۰۰	۰.۲۱**	۰.۰۸	-۰.۱۲	۰.۱۸*	-۰.۱۴	۰.۰۹
AQ	۰.۲۱**	۱.۰۰	۰.۱۱	-۰.۰۷	۰.۱۳	-۰.۱۰	۰.۰۶
SIZE	۰.۰۸	۰.۱۱	۱.۰۰	۰.۳۱**	-۰.۱۹*	-۰.۱۲	۰.۱۵*
LEV	-۰.۱۲	-۰.۰۷	۰.۳۱**	۱.۰۰	-۰.۲۴**	۰.۱۸*	۰.۲۱**
MB	۰.۱۸*	۰.۱۳	-۰.۱۹*	-۰.۲۴**	۱.۰۰	-۰.۱۶*	-۰.۱۱
LOSS	-۰.۱۴	-۰.۱۰	-۰.۱۲	۰.۱۸*	-۰.۱۶*	۱.۰۰	-۰.۰۹
TANG	۰.۰۹	۰.۰۶	۰.۱۵*	۰.۲۱**	-۰.۱۱	-۰.۰۹	۱.۰۰

مطابق جدول ۲، ضریب همبستگی میان کیفیت حسابداری و بازده تعدیل‌شده بازار برابر با ۰.۲۱ و در سطح ۰.۰۱ معنادار بود. بنابراین در سطح دو متغیره، افزایش کیفیت حسابداری با افزایش بازده تعدیل‌شده بازار همراه بوده است. این نتیجه یک شاهد اولیه در جهت رابطه مثبت میان دو متغیر اصلی پژوهش فراهم می‌کند، هرچند نتیجه نهایی فرضیه بر اساس مدل رگرسیونی چندمتغیره و پس از کنترل سایر عوامل تعیین می‌شود. همچنین، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری با بازده تعدیل‌شده بازار دارای همبستگی مثبت ۰.۱۸ و معنادار در سطح ۰.۰۵ بود. ضرایب همبستگی **AMR** با اندازه شرکت، اهرم مالی، زیان و قابلیت شهود دارایی‌ها از نظر آماری در سطح ۰.۰۵ معنادار نبودند. بیشترین همبستگی بین متغیرهای توضیحی مربوط به رابطه اندازه شرکت و اهرم مالی با مقدار ۰.۳۱ بود که فاصله زیادی از سطوح هشداردهنده ۰.۸۰ و ۰.۹۰ دارد؛ بنابراین بر اساس ماتریس همبستگی، شواهدی از هم‌خطی شدید مشاهده نشد.

به منظور بررسی پایداری روابط در برابر شکل توزیع متغیرها، ضرایب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن نیز محاسبه شد. ضریب همبستگی اسپیرمن بین **AQ** و **AMR** برابر با ۰.۱۹ و در سطح ۰.۰۱ معنادار بود. همبستگی **AMR** با **MB** نیز برابر با ۰.۱۶ و در سطح ۰.۰۵ معنادار به دست آمد. همبستگی‌های **SIZE** با **LEV**، **SIZE** با **MB**، **SIZE** با **TANG**، **LEV** با **LEV**، **MB** با **LEV**، **LOSS** با **LEV** و **TANG** با **MB** نیز از نظر جهت و اندازه تقریباً مشابه نتایج پیرسون بودند. نزدیک بودن الگوی ضرایب اسپیرمن و پیرسون نشان می‌دهد که جهت روابط اصلی به انتخاب روش همبستگی حساس نبوده است.

پیش از آزمون فرضیه پژوهش، نرمال بودن باقیمانده‌ها، هم‌خطی چندگانه، همسانی واریانس و ساختار مناسب داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گرفت.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های تشخیصی و پیش‌فرض‌های مدل رگرسیونی

آزمون	آماره/دامنه	p-value	نتیجه
Jarque-Bera	۴.۳۲	۰.۱۱۵	فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها رد نشد
Breusch-Pagan	۳.۸۷	۰.۲۳۱	فرض همسانی واریانس رد نشد
F-تیمر	۱۸.۴۵	۰.۰۰۰	مدل تابلویی بر مدل تلفیقی ارجح بود
هاسمن	۱۲.۷۶	۰.۰۲۱	مدل اثرات ثابت بر اثرات تصادفی ارجح بود
Durbin-Watson	۱.۹۲	—	شواهدی از خودهمبستگی شدید مشاهده نشد
دامنه VIF	۱.۱۲ تا ۱.۴۵	—	هم‌خطی شدید مشاهده نشد

نتایج آزمون *Jarque-Bera* نشان داد که آماره آزمون برابر با ۴.۳۲ و سطح معناداری برابر با ۰.۱۱۵ است. از آنجا که سطح معناداری از ۰.۰۵ بیشتر بود، فرض صفر مبنی بر نرمال بودن باقیمانده‌های مدل رد نشد. بنابراین، از منظر توزیع باقیمانده‌ها مانعی برای انجام استنباط پارامتریک مشاهده نشد. آزمون *Breusch-Pagan* نیز با آماره ۳.۸۷ و سطح معناداری ۰.۲۳۱ نشان داد فرض همسانی واریانس رد نمی‌شود و شواهد آماری کافی برای وجود ناهمسانی واریانس در مدل مشاهده نشد.

برای بررسی هم‌خطی چندگانه، شاخص تورم واریانس برای متغیرهای توضیحی محاسبه شد. مقدار *VIF* کیفیت حساسی برابر با ۱.۲۳، اندازه شرکت ۱.۴۵، اهرم مالی ۱.۳۲، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری ۱.۱۸، متغیر زیان ۱.۱۲ و قابلیت شهود دارایی‌ها ۱.۲۱ بود. حداکثر مقدار *VIF* برابر با ۱.۴۵ است که بسیار کمتر از آستانه‌های متعارف ۵ و ۱۰ قرار دارد؛ بنابراین هم‌خطی چندگانه تهدیدی برای برآورد ضرایب مدل محسوب نمی‌شود.

برای تعیین اینکه استفاده از داده‌های تلفیقی یا داده‌های تابلویی مناسب‌تر است، آزمون *F* لیمر انجام شد. آماره *F* برابر با ۱۸.۴۵ و سطح معناداری کمتر از ۰.۰۰۱ بود؛ در نتیجه فرض صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأها رد شد و استفاده از ساختار تابلویی نسبت به مدل تلفیقی مناسب‌تر تشخیص داده شد. در ادامه، آزمون هاسمن برای انتخاب میان اثرات ثابت و اثرات تصادفی اجرا شد. آماره کای‌دو آزمون برابر با ۱۲.۷۶ با ۶ درجه آزادی و سطح معناداری ۰.۰۲۱ بود. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم همبستگی اثرات فردی با متغیرهای توضیحی رد شد و الگوی اثرات ثابت برای برآورد مدل پژوهش انتخاب گردید. مقدار آماره دوربین - واتسون برابر با ۱.۹۲ نیز نزدیک به مقدار ۲ بود و شواهدی از خودهمبستگی سریالی شدید در خطاها نشان نداد. بر این اساس، نتایج آزمون‌های تشخیصی شرایط لازم برای برآورد و تفسیر مدل رگرسیونی اثرات ثابت را تأیید کردند.

فرضیه پژوهش بیان می‌کند که بین کیفیت حساسی و بازده تعدیل‌شده بازار در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل رگرسیونی اثرات ثابت برای آزمون فرضیه پژوهش

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	p-value	VIF	نتیجه
عرض از مبدأ	-۰.۰۴۵	۰.۰۳۸	-۱.۱۸	۰.۲۳۸	—	غیرمعنادار
کیفیت حساسی (AQ)	۰.۰۵۲	۰.۰۱۹	۲.۷۴	۰.۰۰۸	۱.۲۳	مثبت و معنادار
اندازه شرکت (SIZE)	۰.۰۰۳	۰.۰۰۴	۰.۷۵	۰.۴۵۳	۱.۴۵	غیرمعنادار
اهرم مالی (LEV)	-۰.۰۲۱	۰.۰۱۴	-۱.۵۰	۰.۱۲۴	۱.۳۲	غیرمعنادار
ارزش بازار به ارزش دفتری (MB)	۰.۰۰۸	۰.۰۰۴	۲.۰۰	۰.۰۳۵	۱.۱۸	مثبت و معنادار
زیان (LOSS)	-۰.۰۱۸	۰.۰۱۵	-۱.۲۰	۰.۲۱۰	۱.۱۲	غیرمعنادار
قابلیت شهود دارایی‌ها (TANG)	۰.۰۱۲	۰.۰۱۴	۰.۸۶	۰.۳۸۲	۱.۲۱	غیرمعنادار
$\sqrt{R^2}$	۰.۳۴	—	—	—	—	—
$\sqrt{R^2}$ تعدیل‌شده	۰.۳۱	—	—	—	—	—
آماره F	۱۲.۴۵	—	—	۰.۰۰۰	—	مدل معنادار
Durbin-Watson	۱.۹۲	—	—	—	—	عدم شواهد خودهمبستگی شدید

همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، ضریب کیفیت حساسی برابر با ۰.۰۵۲، آماره *F* برابر با ۲.۷۴ و سطح معناداری برابر با ۰.۰۰۸ بود. از آنجا که سطح معناداری کمتر از ۰.۰۱ است، ضریب کیفیت حساسی در سطح خطای ۱ درصد از نظر آماری معنادار است. علامت مثبت ضریب نیز نشان می‌دهد که افزایش کیفیت حساسی با افزایش بازده تعدیل‌شده بازار همراه است. بر این اساس، فرض صفر مبنی بر نبود رابطه معنادار میان کیفیت حساسی و بازده تعدیل‌شده بازار رد شد و فرضیه پژوهش مورد تأیید قرار گرفت. از نظر اندازه اثر، ضریب ۰.۰۵۲ نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد در شاخص کیفیت حساسی و ثابت نگه داشتن سایر متغیرهای مدل، بازده تعدیل‌شده بازار به طور متوسط ۰.۰۵۲ واحد افزایش می‌یابد. با توجه به دامنه واقعی *AQ*، تفسیر تغییرات واقع‌بینانه‌تر نیز مؤید اثر اقتصادی مثبت است. برای مثال، افزایش *AQ* از ۰.۰۳ به ۰.۱۲، معادل تغییر ۰.۰۹ واحد، بر اساس ضریب برآوردشده با افزایش تقریبی ۰.۰۰۴۷ واحدی *AMR* همراه خواهد بود. بنابراین، علاوه بر معناداری آماری، جهت اثر با انتظار نظری مبنی بر واکنش مثبت بازار به کیفیت بالاتر اطلاعات حساسی‌شده نیز سازگار است.

ضریب اندازه شرکت برابر با ۰.۰۰۳ و سطح معناداری آن ۰.۴۵۳ بود؛ بنابراین رابطه اندازه شرکت با بازده تعدیل شده بازار پس از کنترل سایر متغیرها معنادار نبود. ضریب اهرم مالی برابر با -۰.۰۲۱ بود که جهت منفی را نشان می‌دهد، اما با توجه به $p\text{-value}$ برابر با ۰.۱۲۴، این رابطه از لحاظ آماری معنادار نبود. در نتیجه، نمی‌توان بر اساس داده‌های پژوهش نتیجه گرفت که تفاوت سطح بدهی شرکت‌ها به طور مستقل با تفاوت معنادار بازده تعدیل شده بازار همراه بوده است.

ضریب نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برابر با ۰.۰۰۸ و سطح معناداری آن ۰.۰۳۵ بود؛ بنابراین این متغیر در سطح ۰.۰۵ رابطه مثبت و معناداری با بازده تعدیل شده بازار داشت. به بیان دیگر، با ثابت بودن سایر عوامل، شرکت‌هایی که نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری بیشتری داشتند، به طور متوسط بازده تعدیل شده بازار بالاتری نیز تجربه کرده‌اند. ضریب متغیر زیان برابر با -۰.۰۱۸ و سطح معناداری آن ۰.۲۱۰ بود؛ در نتیجه، اگرچه علامت ضریب حاکی از پایین‌تر بودن AMR در مشاهدات زیان‌ده بود، این تفاوت از نظر آماری معنادار نبود. همچنین، ضریب قابلیت شهود دارایی‌ها برابر با ۰.۰۱۲ و سطح معناداری آن ۰.۳۸۲ بود و بنابراین رابطه این متغیر با بازده تعدیل شده بازار نیز معنادار تشخیص داده نشد.

ضریب تعیین مدل برابر با ۰.۳۴ و ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰.۳۱ بود. بنابراین، با در نظر گرفتن تعدیل ناشی از تعداد متغیرهای توضیحی، حدود ۳۱ درصد از تغییرات بازده تعدیل شده بازار به وسیله کیفیت حسابرسی و متغیرهای کنترلی موجود در مدل توضیح داده می‌شود. با توجه به اینکه بازده سهام تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از عوامل شرکتی، صنعتی، اقتصادی و رفتاری قرار دارد، این مقدار از قدرت توضیح‌دهندگی برای یک مدل شرکتی مبتنی بر داده‌های تابلویی قابل توجه است. آماره F برابر با ۱۲.۴۵ و سطح معناداری آن کمتر از ۰.۰۰۱ بود که نشان می‌دهد مدل رگرسیونی در مجموع از معناداری آماری برخوردار است.

جدول ۵. خلاصه نتیجه آزمون فرضیه پژوهش

شاخص	نتیجه
فرضیه	بین کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل شده بازار رابطه معناداری وجود دارد
ضریب کیفیت حسابرسی	۰.۰۵۲
آماره t	۲.۷۴
$p\text{-value}$	۰.۰۰۸
سطح معناداری	۱ درصد
جهت رابطه	مثبت
تصمیم آماری	رد (H_0)
نتیجه نهایی	فرضیه پژوهش تأیید شد

در مجموع، یافته‌های مدل اصلی نشان داد که کیفیت حسابرسی دارای رابطه مثبت و معناداری با بازده تعدیل شده بازار است. این نتیجه پس از کنترل اندازه شرکت، اهرم مالی، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، وضعیت زیان و قابلیت شهود دارایی‌ها نیز پایدار باقی ماند. بنابراین، شواهد تجربی پژوهش نشان می‌دهد که تغییرات کیفیت حسابرسی با تغییرات بازده تعدیل شده بازار شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران همراه است. برای بررسی اینکه آیا رابطه مشاهده شده میان کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل شده بازار در گروه‌های مختلف شرکت‌ها نیز برقرار است، تحلیل زیرنمونه‌ها بر اساس اندازه شرکت، سطح اهرم مالی و نوع صنعت انجام شد.

جدول ۶. نتایج تحلیل استحکام در زیرنمونه‌های مختلف

معیار تفکیک	زیرنمونه	تعداد مشاهده	ضریب AQ	$p\text{-value}$	(R^2)
اندازه شرکت	شرکت‌های کوچک؛ SIZE کمتر از میانه	۳۶۰	۰.۰۶۵	۰.۰۰۴	۰.۴۱
اندازه شرکت	شرکت‌های بزرگ؛ SIZE برابر یا بیشتر از میانه	۳۶۰	۰.۰۳۲	۰.۰۸۹	۰.۲۹
اهرم مالی	اهرم پایین؛ LEV کمتر از میانه	۳۶۰	۰.۰۶۱	۰.۰۰۹	۰.۳۸
اهرم مالی	اهرم بالا؛ LEV برابر یا بیشتر از میانه	۳۶۰	۰.۰۳۸	۰.۰۴۵	۰.۳۳
صنعت	صنایع تولیدی	۴۳۲	۰.۰۵۵	۰.۰۲۵	۰.۳۷
صنعت	صنایع خدماتی	۲۸۸	۰.۰۴۰	۰.۰۸۱	۰.۳۱

نتایج جدول ۶ نشان داد که در شرکت‌های کوچک، ضریب کیفیت حسابرسی برابر با ۰۰۶۵ و در سطح ۰۰۱ معنادار بود، در حالی که در شرکت‌های بزرگ ضریب AQ برابر با ۰۰۳۲ و سطح معناداری آن ۰۰۸۹ بود. بنابراین، رابطه کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار در زیرنمونه شرکت‌های کوچک از نظر آماری قوی‌تر مشاهده شد. این تفاوت می‌تواند نشان‌دهنده آن باشد که اطلاعات حسابرسی در شرکت‌هایی که احتمال عدم تقارن اطلاعاتی در آنها بیشتر است، ارتباط بیشتری با ارزیابی بازار دارد؛ با این حال، از آنجا که این بخش یک تحلیل زیرنمونه‌ای است، تفاوت ضرایب میان دو گروه نباید بدون آزمون رسمی برابری ضرایب به عنوان تفاوت قطعی تفسیر شود.

در تحلیل مبتنی بر اهرم مالی، ضریب کیفیت حسابرسی در شرکت‌های دارای اهرم پایین برابر با ۰۰۶۱ و سطح معناداری آن ۰۰۰۹ بود. در شرکت‌های دارای اهرم بالا نیز ضریب AQ برابر با ۰۰۳۸ و با $p\text{-value}$ برابر با ۰۰۴۵ معنادار بود. در نتیجه، رابطه مثبت کیفیت حسابرسی با بازده تعدیل‌شده بازار در هر دو گروه مشاهده شد، ولی اندازه ضریب در گروه دارای اهرم پایین بیشتر بود. در تحلیل صنعتی نیز ضریب کیفیت حسابرسی در صنایع تولیدی برابر با ۰۰۵۵ و سطح معناداری آن ۰۰۲۵ بود، در حالی که در صنایع خدماتی ضریب ۰۰۴۰ با سطح معناداری ۰۰۸۱ به دست آمد. بنابراین، رابطه مورد مطالعه در زیرنمونه تولیدی از شواهد آماری قوی‌تری برخوردار بود.

علاوه بر تحلیل زیرنمونه‌ها، برای بررسی حساسیت نتایج نسبت به نحوه عملیاتی‌سازی کیفیت حسابرسی، مدل با معیارهای جایگزین این متغیر مجدداً برآورد شد. همچنین، برای بررسی اثر احتمالی مشاهدات پرت، مدل پس از حذف ۵ درصد از مشاهدات انتهایی توزیع مجدداً تخمین زده شد.

جدول ۷. نتایج تحلیل حساسیت نسبت به معیار کیفیت حسابرسی و داده‌های پرت

نوع تحلیل	مشخصات مدل	ضریب AQ	p-value	$\backslash(R^2\backslash)$
معیار جایگزین کیفیت حسابرسی	اندازه مؤسسه حسابرسی	۰۰۴۲	۰۰۳۸	۰۰۳۲
معیار جایگزین کیفیت حسابرسی	قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری با جهت‌گذاری کیفیت	۰۰۴۹	۰۰۳۴	۰۰۳۴
معیار اصلی کیفیت حسابرسی	شاخص AQ	۰۰۵۲	۰۰۰۸	۰۰۳۴
حساسیت به داده‌های پرت	مدل اصلی بدون حذف مشاهدات	۰۰۵۲	۰۰۰۸	۰۰۳۴
حساسیت به داده‌های پرت	مدل پس از حذف ۵ درصد مشاهدات پرت	۰۰۵۰	۰۰۱۰	۰۰۳۳

همان‌گونه که جدول ۷ نشان می‌دهد، هنگامی که اندازه مؤسسه حسابرسی به عنوان معیار جایگزین کیفیت حسابرسی وارد مدل شد، ضریب مربوطه برابر با ۰۰۴۲ و سطح معناداری ۰۰۳۸ به دست آمد. همچنین، استفاده از معیار مبتنی بر اقلام تعهدی اختیاری با جهت‌گذاری به نحوی که مقدار بیشتر بیانگر کیفیت بالاتر باشد، ضریب ۰۰۴۹ با $p\text{-value}$ برابر با ۰۰۳۴ ایجاد کرد. در مدل اصلی نیز ضریب AQ برابر با ۰۰۵۲ و در سطح ۰۰۰۸ معنادار بود. بنابراین، جهت مثبت و معناداری رابطه اصلی نسبت به تغییر معیار عملیاتی کیفیت حسابرسی تا حد زیادی پایدار باقی ماند.

حذف ۵ درصد از مشاهدات پرت نیز تغییر محسوسی در نتیجه ایجاد نکرد. ضریب کیفیت حسابرسی از ۰۰۵۲ در نمونه کامل به ۰۰۵۰ در نمونه تعدیل‌شده کاهش یافت و سطح معناداری از ۰۰۰۸ به ۰۰۱۰ تغییر کرد، در حالی که جهت رابطه و نتیجه استنباطی بدون تغییر باقی ماند. ضریب تعیین نیز از ۰۰۳۴ به ۰۰۳۳ کاهش یافت که اختلاف بسیار محدودی را نشان می‌دهد. در مجموع، تحلیل‌های تکمیلی و حساسیت نشان دادند که نتیجه اصلی پژوهش مبنی بر وجود رابطه مثبت و معنادار میان کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار نسبت به معیارهای جایگزین اندازه‌گیری، حذف مشاهدات پرت و بخش‌بندی نمونه از پایداری قابل قبولی برخوردار است.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بود. نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی با رویکرد داده‌های تابلویی و اثرات ثابت نشان داد که کیفیت حسابرسی دارای رابطه مثبت و معناداری با بازده تعدیل‌شده بازار است. ضریب کیفیت حسابرسی برابر با ۰۰۵۲ و سطح معناداری آن برابر با ۰۰۰۸ به دست آمد که بیانگر معناداری این رابطه در سطح ۱ درصد است. بنابراین، هرچه کیفیت حسابرسی افزایش یابد، بازده تعدیل‌شده بازار

نیز به طور متوسط افزایش پیدا می‌کند. این نتیجه پس از کنترل اثر متغیرهایی مانند اندازه شرکت، اهرم مالی، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، زیان و قابلیت شهود دارایی‌ها نیز پایدار باقی ماند. همچنین نتایج تحلیل‌های استحکامی نشان داد که جهت و معناداری این رابطه با استفاده از معیارهای جایگزین کیفیت حسابرسی و نیز پس از حذف بخشی از مشاهدات پرت تغییر اساسی نمی‌کند. از این رو، می‌توان نتیجه گرفت که کیفیت حسابرسی در بازار سرمایه ایران صرفاً یک ویژگی حرفه‌ای یا قراردادی نیست، بلکه دارای محتوای اطلاعاتی اقتصادی است و می‌تواند با واکنش بازار و بازده مازاد شرکت‌ها ارتباط داشته باشد.

یافته اصلی پژوهش با مبانی نظری مربوط به نقش حسابرسی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی سازگار است. در شرکت‌های سهامی، مدیران نسبت به سرمایه‌گذاران اطلاعات بیشتری درباره وضعیت واقعی عملیات، ریسک‌ها، کیفیت سود و چشم‌انداز آتی شرکت در اختیار دارند. این عدم تقارن اطلاعاتی می‌تواند امکان رفتار فرصت‌طلبانه در گزارشگری مالی را افزایش دهد. حسابرسی با کیفیت از طریق افزایش احتمال کشف تحریف‌های بااهمیت، محدود کردن مدیریت سود و افزایش قابلیت اتکای صورت‌های مالی می‌تواند فاصله اطلاعاتی بین مدیریت و بازار را کاهش دهد. هنگامی که سرمایه‌گذاران گزارش‌های مالی حسابرسی‌شده را معتبرتر ارزیابی کنند، عدم اطمینان آنها نسبت به اطلاعات شرکت کاهش می‌یابد و این امر می‌تواند در قالب واکنش مطلوب‌تر به سهام شرکت منعکس شود. یافته پژوهش حاضر از این منظر با نتایج مطالعاتی که بر نقش کیفیت حسابرسی در ارتقای کیفیت گزارشگری مالی و عملکرد شرکت تأکید کرده‌اند، همسو است (Hooshyareh, 2025; Nikjoo et al., 2023; Seifi et al., 2024).

نتایج پژوهش همچنین نشان می‌دهد که کیفیت حسابرسی می‌تواند به عنوان یک سیگنال اعتبار در بازار سرمایه عمل کند. حسابرسی با کیفیت، به ویژه هنگامی که توسط حسابرسان دارای صلاحیت حرفه‌ای، اخلاق حرفه‌ای مناسب و اعتبار بالاتر انجام می‌شود، می‌تواند به سرمایه‌گذاران علامت دهد که اطلاعات مالی شرکت تحت نظارت دقیق‌تری قرار گرفته است. Seifi و همکاران نشان دادند که صلاحیت حسابرس، اخلاق حرفه‌ای و ویژگی‌های حرفه‌ای حسابرسان امضاکننده گزارش با کیفیت گزارشگری مالی مرتبط است (Seifi et al., 2024). از این منظر، سرمایه‌گذاران ممکن است کیفیت حسابرس را به عنوان یکی از شاخص‌های غیرمستقیم اعتبار اطلاعات مالی تلقی کنند و برای سهام شرکت‌هایی که از حسابرسی با کیفیت‌تری برخوردارند، ارزیابی مثبت‌تری داشته باشند. چنین سازوکاری می‌تواند توضیح دهد که چرا در پژوهش حاضر افزایش کیفیت حسابرسی با افزایش بازده تعدیل‌شده بازار همراه بوده است.

این یافته با نتایج Lee و Hwang نیز قابل تبیین است. آنها نشان دادند که سرمایه‌گذاران به اطلاعات مربوط به میزان تلاش و کنترل کیفیت در مأموریت حسابرسی واکنش نشان می‌دهند و ساعات صرف‌شده برای بازبینی کیفیت مأموریت می‌تواند دارای محتوای اطلاعاتی برای بازار باشد (Lee & Hwang, 2024). بر این اساس، بازار تنها به رقم سود یا سایر متغیرهای مالی توجه نمی‌کند، بلکه کیفیت فرایندی که اعتبار این اطلاعات را تأیید کرده نیز اهمیت دارد. در پژوهش حاضر نیز رابطه مثبت کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار را می‌توان ناشی از همین سازوکار دانست؛ به این معنا که کیفیت بالاتر حسابرسی موجب افزایش اعتماد به اطلاعات منتشرشده شده و این اعتماد در تصمیمات سرمایه‌گذاری و قیمت‌گذاری سهام منعکس می‌شود.

نتیجه به‌دست‌آمده با یافته‌های Hsiao و همکاران نیز هم‌جهت است. آنان نشان دادند که افزایش سطح نظارت حسابرسی می‌تواند اعتبار گزارش‌های مالی را ارتقا دهد (Hsiao et al., 2024). افزایش اعتبار گزارش‌های مالی، عدم اطمینان سرمایه‌گذاران را نسبت به اطلاعات حسابداری کاهش می‌دهد و می‌تواند موجب شود اطلاعات منتشرشده با سرعت و دقت بیشتری در قیمت سهام منعکس شود. در محیط بورس اوراق بهادار تهران که سرمایه‌گذاران با سطوح متفاوتی از دسترسی به اطلاعات مواجه‌اند، نقش حسابرسی مستقل در افزایش اعتبار اطلاعات می‌تواند اهمیت بیشتری داشته باشد. بنابراین، رابطه مثبت مشاهده‌شده بین کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار با این دیدگاه سازگار است که افزایش نظارت مستقل، ارزش اطلاعاتی گزارش‌های مالی را برای بازار افزایش می‌دهد.

از سوی دیگر، یافته حاضر با شواهد Ratnaningrum و همکاران درباره نقش کیفیت حسابرسی در واکنش بازار به مدیریت سود نیز همسو است (Ratnaningrum et al., 2023). مدیریت سود یکی از مهم‌ترین عواملی است که می‌تواند کیفیت اطلاعات مالی را کاهش دهد و ارزیابی سرمایه‌گذاران از وضعیت واقعی شرکت را با اختلال مواجه سازد. یکی از معیارهای مورد استفاده برای سنجش کیفیت حسابرسی در پژوهش حاضر نیز مبتنی بر اقلام تعهدی اختیاری بود. کاهش شدت اقلام تعهدی اختیاری می‌تواند نشان‌دهنده محدود شدن ظرفیت مدیریت برای دستکاری سود باشد. بنابراین، هنگامی که کیفیت حسابرسی افزایش می‌یابد و دامنه رفتارهای فرصت‌طلبانه در گزارشگری مالی

کاهش پیدا می‌کند، سرمایه‌گذاران می‌توانند با اعتماد بیشتری اطلاعات مالی را مبنای ارزش‌گذاری قرار دهند. این سازوکار می‌تواند به شکل‌گیری واکنش مثبت‌تر بازار و در نتیجه افزایش بازده تعدیل‌شده منجر شود.

یافته پژوهش حاضر با نتایج Eksandy نیز قابل حمایت است. این پژوهش نشان داد که کیفیت سازوکارهای حسابرسی و کنترل می‌تواند با کیفیت سود مرتبط باشد (Eksandy, 2023). کیفیت سود بالاتر به این معناست که سود گزارش‌شده انعکاس دقیق‌تری از عملکرد اقتصادی شرکت دارد و قابلیت بیشتری برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آینده فراهم می‌کند. سرمایه‌گذاران در چنین شرایطی با عدم اطمینان کمتری در ارزش‌گذاری سهام مواجه می‌شوند. بنابراین، رابطه مثبت میان کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار را می‌توان بخشی از پیامد گسترده‌تر بهبود کیفیت سود و کاهش ریسک اطلاعاتی دانست.

از منظر شهرت حسابرس نیز نتایج پژوهش قابل تبیین است. Barnes و همکاران نشان دادند که رویدادهای آسیب‌زننده به اعتبار حرفه‌ای حسابرس می‌تواند پیامدهایی برای شهرت برند حسابرسی داشته باشد (Barnes et al., 2024). این موضوع نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران نسبت به اعتبار مؤسسات حسابرسی حساس هستند و شهرت حسابرس بخشی از ارزیابی آنان از کیفیت اطلاعات شرکت محسوب می‌شود. در پژوهش حاضر، یکی از معیارهای جایگزین کیفیت حسابرسی اندازه و اعتبار مؤسسه حسابرسی بود و تحلیل حساسیت نشان داد که استفاده از این معیار نیز رابطه مثبت و معناداری با بازده تعدیل‌شده بازار ایجاد می‌کند. بنابراین، یافته‌ها نشان می‌دهد که کیفیت حسابرسی هم از منظر خروجی حسابرسی و هم از منظر ویژگی مؤسسه حسابرس دارای اهمیت است.

نتایج با پژوهش Flees و Mouselli نیز ارتباط مفهومی دارد؛ آنان نشان دادند که اظهارنظر حسابرسی می‌تواند بر بازده سهام اثرگذار باشد (Flees & Mouselli, 2022). گزارش حسابرس یکی از مهم‌ترین کانال‌هایی است که از طریق آن اطلاعات مربوط به کیفیت گزارشگری مالی به بازار منتقل می‌شود. اگر سرمایه‌گذاران اظهارنظر حسابرس را دارای محتوای اطلاعاتی بدانند، منطقی است که کیفیت کلی فرایند حسابرسی نیز بر ارزیابی آنها از شرکت اثرگذار باشد. در واقع، حسابرسی با کیفیت احتمال شناسایی مشکلات و انعکاس صحیح آنها در گزارش حسابرس را افزایش می‌دهد و در نتیجه، نقش اطلاعاتی حسابرسی را در بازار تقویت می‌کند.

یافته حاضر همچنین با نتایج Wu و همکاران درباره پیامدهای بازار سرمایه‌ای استانداردهای حسابرسی همخوانی دارد (Wu et al., 2022). تغییر در استانداردهای حسابرسی می‌تواند سطح افشا، شفافیت و قابلیت مقایسه گزارش‌ها را بهبود دهد و در نتیجه واکنش سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار دهد. اگر استانداردهای سخت‌گیرانه‌تر و فرایندهای حسابرسی با کیفیت‌تر موجب افزایش شفافیت شوند، انتظار می‌رود بازار نیز به چنین تغییراتی واکنش نشان دهد. بنابراین، رابطه مثبت کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار در پژوهش حاضر را می‌توان در چارچوب نقش وسیع‌تر استانداردها و سازوکارهای حسابرسی در بهبود محیط اطلاعاتی بازار تحلیل کرد.

یافته‌های Bi و همکاران نیز از زاویه دیگری این نتیجه را پشتیبانی می‌کند. آنان نشان دادند که تغییر حسابرس در شرایط خاص می‌تواند دارای محتوای اطلاعاتی باشد و انتخاب یا تغییر حسابرس ممکن است برای بازار حامل پیامدهایی درباره کیفیت نظارت و سطح ریسک اطلاعاتی باشد (Bi et al., 2020). در نتیجه، بازار به هویت و ویژگی‌های حسابرس بی‌تفاوت نیست. این موضوع با یافته تحلیل حساسیت پژوهش حاضر که نشان داد معیار اندازه مؤسسه حسابرسی نیز با بازده تعدیل‌شده بازار ارتباط معناداری دارد، سازگار است.

نتایج Wang نیز نشان می‌دهد که اعتبار و قابلیت نظارت بر حسابرسی می‌تواند فراتر از سطح شرکت و در سطح نهادی نیز بر بازار سرمایه اثرگذار باشد (Wang, 2023). هنگامی که سرمایه‌گذاران نسبت به کیفیت نظارت حسابرسی و امکان راستی‌آزمایی گزارش‌ها اطمینان بیشتری داشته باشند، ریسک اطلاعاتی کاهش می‌یابد. این استدلال در بازار سرمایه ایران نیز قابل تعمیم است؛ زیرا هر عاملی که اعتماد سرمایه‌گذاران به گزارش‌های حسابرسی‌شده را افزایش دهد، می‌تواند به بهبود ارزیابی آنها از شرکت منجر شود. در نتیجه، رابطه مثبت میان کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار را می‌توان بازتابی از نقش اعتماد نهادی و حرفه‌ای در قیمت‌گذاری دارایی‌ها دانست.

در سطح داخلی، یافته پژوهش با نتایج Yarifard و Hashemi نیز سازگار است که نقش کیفیت حسابرسی را در ارتباط با ارزش شرکت، گزارشگری مسئولیت اجتماعی، حاکمیت شرکتی و مدیریت سود مورد توجه قرار داده‌اند (Yarifard & Hashemi, 2024). اگر کیفیت حسابرسی بتواند اعتبار اطلاعات منتشرشده شرکت را افزایش دهد، طبیعی است که آثار آن تنها به صورت‌های مالی محدود نماند و در ارزیابی کلی سرمایه‌گذاران از ارزش و چشم‌انداز شرکت نیز انعکاس یابد. همچنین یافته‌های Hooshyareh

درباره ارتباط کیفیت حسابرسی با عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران نیز مؤید اهمیت اقتصادی این متغیر در محیط ایران است (Hooshyareh, 2025). مجموعه این شواهد نشان می‌دهد که کیفیت حسابرسی می‌تواند هم از طریق بهبود کیفیت اطلاعات و هم از طریق تقویت اعتماد سرمایه‌گذاران، با پیامدهای مالی و بازار سرمایه‌ای شرکت‌ها ارتباط داشته باشد.

نتایج نشان داد که از میان متغیرهای کنترلی، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارای رابطه مثبت و معناداری با بازده تعدیل‌شده بازار بود، در حالی که اندازه شرکت، اهرم مالی، زیان و قابلیت شهود دارایی‌ها در مدل اصلی رابطه معناداری نشان ندادند. معناداری نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری می‌تواند بیانگر آن باشد که سرمایه‌گذاران به انتظارات رشد و فرصت‌های آتی شرکت توجه می‌کنند و شرکت‌هایی که ارزش بازار بالاتری نسبت به ارزش دفتری دارند، در دوره مورد بررسی از بازده تعدیل‌شده بیشتری برخوردار بوده‌اند. با این حال، عدم معناداری سایر متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که پس از کنترل همزمان ویژگی‌های مالی شرکت و اثرات ثابت، نقش مستقل آنها در توضیح بازده تعدیل‌شده محدود بوده است. این نتیجه اهمیت کیفیت حسابرسی را برجسته‌تر می‌کند، زیرا رابطه این متغیر با AMR حتی در حضور مجموعه‌ای از عوامل مالی شرکت همچنان معنادار باقی مانده است.

تحلیل‌های زیرنمونه‌ای نیز نشان داد که اثر کیفیت حسابرسی در شرکت‌های کوچک قوی‌تر از شرکت‌های بزرگ است. یکی از تبیین‌های ممکن آن است که شرکت‌های کوچک معمولاً با عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر، پوشش تحلیلی کمتر و دسترسی محدودتر سرمایه‌گذاران به منابع اطلاعاتی جایگزین مواجه‌اند. در چنین شرکت‌هایی، گزارش حسابرسی می‌تواند نقش برجسته‌تری در کاهش عدم اطمینان ایفا کند. همچنین، رابطه کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده در شرکت‌های دارای اهرم پایین و صنایع تولیدی قوی‌تر مشاهده شد. در شرکت‌های دارای اهرم بالا، سطح ریسک مالی ممکن است آن‌قدر برجسته باشد که بخشی از اثر اطلاعاتی کیفیت حسابرسی را تحت‌الشعاع قرار دهد. در صنایع تولیدی نیز پیچیدگی بیشتر اقلام موجودی، دارایی‌های ثابت، بهای تمام‌شده و اقلام تعهدی می‌تواند اهمیت فرایند حسابرسی را در ارزیابی سرمایه‌گذاران افزایش دهد. با این حال، این تفاوت‌های بین زیرنمونه‌ای باید با احتیاط تفسیر شوند، زیرا برای اثبات تفاوت قطعی بین ضرایب، آزمون رسمی مقایسه ضرایب ضروری است.

در مجموع، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که کیفیت حسابرسی می‌تواند از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، محدود کردن مدیریت سود، افزایش اعتبار گزارش‌های مالی، کاهش ریسک اطلاعاتی و تقویت اعتماد سرمایه‌گذاران با بازده تعدیل‌شده بازار ارتباط مثبت داشته باشد. این نتیجه با مجموعه‌ای از مطالعات داخلی و خارجی درباره کیفیت گزارشگری، اعتبار حسابرسی، واکنش بازار به اطلاعات حسابرسی و نقش نظارتی حسابرسی همسو است (Bagheri & Lotfallian, 2024; Hsiao et al., 2024; Lee, 2023; Nikjoo et al., 2023; Ratnaningrum et al., 2023; Mahdian et al., 2024; Hwang, 2024). بنابراین، حسابرسی باکیفیت را می‌توان یکی از عناصر مؤثر در کارکرد محیط اطلاعاتی بازار سرمایه دانست که اثر آن فراتر از رعایت الزامات قانونی بوده و در ارزیابی سرمایه‌گذاران از شرکت نیز بازتاب پیدا می‌کند.

یکی از محدودیت‌های اصلی پژوهش حاضر استفاده از داده‌های ثانویه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بود؛ بنابراین یافته‌ها به شرکت‌هایی محدود می‌شود که اطلاعات مالی و معاملاتی آنها طی دوره مورد مطالعه به طور کامل در دسترس بوده است و تعمیم نتایج به شرکت‌های غیربورسی، مؤسسات مالی یا سایر بازارهای سرمایه باید با احتیاط انجام شود. همچنین، کیفیت حسابرسی مفهومی چندبعدی است و اگرچه در این پژوهش از شاخص‌های متعارف مانند اقلام تعهدی اختیاری و اندازه مؤسسه حسابرسی استفاده شد، هیچ‌یک از این معیارها قادر نیستند تمام ابعاد کیفیت واقعی فرایند حسابرسی را منعکس کنند. شرایط کلان اقتصادی، شوک‌های سیاسی، تغییرات نرخ ارز، تورم، تحریم‌ها و رفتارهای هیجانی سرمایه‌گذاران نیز می‌توانند بر بازده سهام اثر بگذارند و امکان کنترل کامل همه این عوامل وجود نداشت. علاوه بر این، ماهیت پس‌رویدادی پژوهش اجازه استنباط قطعی روابط علی را نمی‌دهد و نتایج اساساً باید به عنوان روابط آماری و اقتصادی تفسیر شوند.

پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی با استفاده از دوره‌های زمانی طولانی‌تر و نمونه‌های گسترده‌تر، پایداری رابطه کیفیت حسابرسی و بازده تعدیل‌شده بازار را در شرایط متفاوت اقتصادی بررسی کنند. همچنین می‌توان معیارهای دیگری از کیفیت حسابرسی مانند تخصص صنعت حسابرسی، حق‌الزحمه حسابرسی، دوره تصدی حسابرسی، تأخیر گزارش حسابرسی، کیفیت شریک حسابرسی و نوع اظهارنظر حسابرسی را وارد مدل کرد. استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پویا، مدل‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته، رگرسیون چندکی و رویکردهای کنترل درون‌زایی نیز می‌تواند به ارزیابی دقیق‌تر رابطه کمک کند. بررسی اثر کیفیت حسابرسی بر واکنش کوتاه‌مدت بازار در پنجره‌های رویدادی مختلف و مقایسه

صنایع نیز می‌تواند تصویر دقیق‌تری از سازوکار انتقال اطلاعات حسابرسی به قیمت سهام ارائه دهد. همچنین پیشنهاد می‌شود رابطه کیفیت حسابرسی با نوسان بازده، نقدشوندگی سهام، هزینه سرمایه و ریسک سقوط قیمت سهام نیز در مطالعات آینده بررسی شود.

با توجه به یافته‌های پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌توانند انتخاب حسابرسان برخوردار از منابع حرفه‌ای، تجربه تخصصی و نظام کنترل کیفیت قوی را به عنوان بخشی از راهبرد افزایش اعتبار اطلاعات مالی مورد توجه قرار دهند. مدیران شرکت‌ها باید همکاری مؤثر با حسابرس مستقل، دسترسی کامل و به‌موقع به مستندات و کاهش محدودیت‌های دامنه حسابرسی را در اولویت قرار دهند. سرمایه‌گذاران و تحلیلگران نیز بهتر است در کنار شاخص‌های سنتی مالی، ویژگی‌های حسابرسی و کیفیت احتمالی فرایند حسابرسی را در ارزیابی شرکت‌ها لحاظ کنند. برای نهادهای ناظر بازار سرمایه نیز تقویت نظارت بر کیفیت مؤسسات حسابرسی، افزایش شفافیت درباره سابقه و رتبه حرفه‌ای حسابرسان، توسعه الزامات افشای اطلاعات مرتبط با حسابرسی و کنترل مستمر کیفیت خدمات حسابرسی می‌تواند به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و افزایش اعتماد عمومی به گزارش‌های مالی شرکت‌های بورسی کمک کند.

مشارکت نویسندگان

در نگارش این مقاله تمامی نویسندگان نقش یکسانی ایفا کردند.

تشکر و قدردانی

از تمامی کسانی که در طی مراحل این پژوهش به ما یاری رساندند تشکر و قدردانی می‌گردد.

تعارض منافع

در انجام مطالعه حاضر، هیچ‌گونه تضاد منافی وجود ندارد.

حمایت مالی

این پژوهش حامی مالی نداشته است.

موازن اخلاقی

در انجام این پژوهش تمامی موازن و اصول اخلاقی رعایت گردیده است.

References

- Bagheri, M., & Lotfallian, M. (2024). Examining the Impact of Financial and Operational Risks on Audit Quality in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. 7th International Conference on Innovative Ideas in Management, Economics, Accounting, and Banking, <https://civilica.com/doc/2023922/>
- Barnes, B. G., Cussatt, M., Demeré, P., & Harp, N. L. (2024). Can a Viral Blunder Damage Auditor Brand Name Reputation? Evidence From Envelopegate. *Journal of Accounting Auditing & Finance*, 41(1), 59-93. <https://doi.org/10.1177/0148558x241264431>
- Bi, X., Tang, J., & Tharyan, R. (2020). Switching Due Diligence Auditor in Chinese Mergers and Acquisitions. *Research in International Business and Finance*, 54, 101244. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101244>
- Chen, Y., Hu, G., Yao, J., & Zhao, J. (2022). Customer Concentration and Managerial Bad News Withholding. *Journal of Accounting Auditing & Finance*, 39(3), 673-696. <https://doi.org/10.1177/0148558x221100864>
- Eksandy, A. (2023). The Effect of International Standards of Organization, Quality of Internal Auditors, and Management Contracts on Earning Quality. *Scientia*, 2(1), 517-527. <https://doi.org/10.51773/sssh.v2i1.204>

- Flees, R. B., & Mouselli, S. (2022). The Impact of Qualified Audit Opinion on Stock Returns: An Empirical Study at Amman Stock Exchange. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 21(3), 633-653. <https://doi.org/10.1108/jfra-02-2021-0056>
- Hooshyareh, H. (2025). The Relationship between Tax Avoidance and Audit Quality with the Financial Performance of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. 10th International Conference on Industry-Oriented Management, Economics and Accounting Studies, Tehran.
- Hsiao, H. Y., Liu, W. P., & Wu, S. J. (2024). Does Increased Monitoring Enhance the Credibility of Financial Reports? Evidence of Auditing Semi-annual Financial Statements. *Accounting and Finance*, 65(1), 753-772. <https://doi.org/10.1111/acfi.13347>
- Lee, M.-J., & Hwang, D. S. (2024). Investor Response to Engagement Quality Review Hours. *Managerial Auditing Journal*, 39(5), 545-583. <https://doi.org/10.1108/maj-07-2023-3988>
- Mahdian, H., Eghbalifar, N., & Avazzadeh, F. (2024). Policy-making, designing and explaining the modern model of operational auditing in improving auditors' judgment and internal control quality in Tehran Stock Exchange companies utilizing meta-synthesis approach. *Contemporary Socio-Political Developments in Iran*, 3(2), 60-82. <https://doi.org/10.30510/pssci.2024.489174.1130>
- Nikjoo, M., Khoshkar, F., & Gorjizadeh, D. (2023). The Effectiveness of Risk Management and Internal Audit Performance on Financial Reporting Quality in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Accounting and Management Perspective*, 6(82), 1-14.
- Ratnaningrum, R., Supheni, I., & Nurhapsari, R. (2023). Market Reaction to Earnings Management and the Role of Audit Quality: Evidence From Indonesia. *Jurnal Ekonomi*, 12(02), 191-198. <https://doi.org/10.54209/ekonomi.v12i02.1615>
- Seifi, S., Gorjizadeh, D., & Khoshkar, F. (2024). The Effects of Auditor Competence, Professional Ethics, and Diversity among Auditors Signing Audit Reports on Financial Reporting Quality in the Stock Exchange: The Perspective of Tehran Audit Organization Employees. *Accounting and Management Perspectives*, 7(88), 43-70.
- Wang, S. (2023). Accounting vs. Politics: Effects of China-US Audit Cooperation on China Concept Stocks. 125-156. <https://doi.org/10.47260/jafb/1356>
- Wu, X., Skolnik, R., & Luo, H. (2022). The Market Impact of New Auditing Standards in China. *International Journal of Finance & Banking Studies* (2147-4486), 11(1), 53-68. <https://doi.org/10.20525/ijfbs.v11i1.1544>
- Yarifard, R., & Hashemi, N. (2024). The Impact of Corporate Social Responsibility Reporting on Firm Value Considering the Role of Audit Quality, Corporate Governance, and Earnings Management in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Accounting and Management Outlook*, 71S - 94, 1-27.