-- Journal of Tax Research --
Volume 32, Issue 64, Winter 2025, 7-46
taxjournal.ir
DOI:/10.61186/taxjournal.32.64.3

Iranian National Tax Administration

The Effect of Managers' Risk-Taking and Characteristics Reporting Units on Aggressive Tax Reporting with Emphasis on the Role of the Independent Auditor's Report

MohammadJavad Tasaddi Kari*
PhD, Department of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran.

Alireza Taheri Lisar
MSc, Department of Accounting, Faculty of Humanities, Ardabil Branch, Islamic Azad University, Ardabil, Iran.

Saeideh Naderi Hoor
MSc, Department of Accounting, Faculty of Humanities, Ardabil Branch, Islamic Azad University, Ardabil, Iran.

Abstract

The current study aims to investigate the effect of the managers' risk-taking and reporting units on aggressive tax reporting, emphasizing the role of independent auditors' reports. The statistical population of the present study consists of reporting units active in the Tehran Stock Exchange from 2013 to 2022. The required data was extracted from the official website of the country's stock exchange organization. The data were analyzed based on multivariate regression and econometric models. The findings of the research show that the overconfidence of managers and the profitability of reporting units have a positive and significant effect on aggressive tax reporting. Also, independent auditor report quality reinforces the effects of profitability and debt ratio on aggressive tax reporting. The results show that managers' overconfidence, profitability, and the quality of the independent auditor's report have a positive and significant effect on aggressive tax reporting. At the same time, optimism, short-sightedness, and debt ratio do not have a significant effect on this type of reporting. The results of this research can provide a basis for identifying high-risk units and provide a basis for fair taxation.

* Corresponding Author: mjtasaddikari.acc@iaurasht.ac.ir.
How to Cite: Tasaddi Kari, M. J., Taheri Lisar, A., & Naderi Hoor, S. (2025). The Effect of Managers' Risk-Taking and Characteristics Reporting Units on Aggressive Tax Reporting with Emphasis on the Role of the Independent Auditor's Report. *Journal of Tax Research, 32*(64), 7-46.

Original Research
Accepted: 24 /11 /2024
Received: 31 / 08/2024
p-ISSN: 2251-64-84
e-ISSN: 2717-1817

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]
[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

Introduction

The most important source of government revenue is tax (Geraei Nezhad and Chapardar, 2012); Therefore, governments pay special attention to tax revenues to provide their financial resources. At the same time, taxpayers are trying to avoid tax compliance and pay the least amount of tax. Considering that the responsibility of preparing financial statements lies with the management board of reporting units (Jamshidifard, 2010). Due to the fact that financial statements are considered a tool for realizing the goals of managers (Azadi et al., 2021) and managers can engage in activities that affect the audience's belief from the point of view of an opportunistic approach. Davis et al. (2012) fulfill their interests in order to retain and earn rewards, including unrealistic costs, using profit smoothing policies (Hosseini et al., 2021), disclosing engineered information, and in other words aggressive financial reporting is not far off. Since the basis of the information used in tax assignments, including taxpayers' system, performance declaration, quarterly transaction report, and added value, is based on the accounting system, and these reports should not deviate from the reporting units' financial statements, so it can be It was expected that aggressive financial reporting would be a signal for aggressive tax reporting. There is a positive and significant correlation between aggressive financial reporting and aggressive tax reporting (Khani and Sultani Sferizi, 2011). Considering the connection between aggressive financial reporting and aggressive tax reporting, it is expected that the negative consequences of aggressive financial reporting will affect aggressive tax reporting and overshadow government revenues. This can affect the government's income and expenditures and oblige the government to finance from other methods or lead to a budget deficit. Because in aggressive financial reporting due to possible deviation from the facts, it is expected that favorable decisions will not be made and users' decisions will not be of sufficient quality. Therefore, the purpose of the current research is to investigate the managers' risk-taking of reporting units on aggressive tax reporting with an emphasis on the role of the independent auditor. The importance of research is to prevent negative consequences caused by aggressive financial reports, including incorrect decisions. Knowing the factors affecting aggressive tax reporting can lead to the improvement of users' decisions. In this regard, this research intends to test the following hypotheses:

1-1- Managers' overconfidence has a significant effect on aggressive tax reporting.
1-2- Managers' optimism has a significant effect on aggressive tax reporting.
1-3- The short-sightedness of managers has a significant effect on aggressive tax reporting.
2-1- The liquidity of the reporting unit has a significant effect on aggressive tax reporting.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

2-2- The profitability of the reporting unit has a significant effect on aggressive tax reporting.
2-3- The debt ratio of the reporting unit has a significant effect on aggressive tax reporting.
3-1- The quality of the independent auditor's report has a significant effect on the relationship between managers' overconfidence and aggressive tax reporting.
3-2- The quality of the independent auditor's report has a significant effect on the relationship between managers' optimism and aggressive tax reporting.
3-3- The quality of the independent auditor's report has a significant effect on the relationship between managers' short-sightedness and aggressive tax reporting.
4-1- The quality of the independent auditor's report has a significant effect on the relationship between liquidity and aggressive tax reporting.
4-2- The quality of the independent auditor's report has a significant effect on the relationship between profitability and aggressive tax reporting.
4-3- The quality of the independent auditor's report has a significant effect on the relationship between the debt ratio and aggressive tax reporting.

Methods and Material

The current research can be classified from various dimensions. So that this research is among applied research from the point of view of the goal. Because it has been done in line with the needs of society. Also, from the point of view of data collection, it is among post-event semi-experimental researche. From the point of view of its nature, this research can be classified as a proof-of-concept research that was conducted using multivariate regression and econometric models. The statistical population of the present study is made up of the active units of the Tehran Stock Exchange. To homogenize the data, units were selected that had a continuous and active presence in the Tehran Stock Exchange between 2013 and 2022, and in addition to not changing their fiscal year, their fiscal year coincided with the end of the year. Be active in the production field. Based on this, 143 units (1430 companies) were examined after applying the filter. The required data related to the variables were extracted from the website of the Stock Exchange Organization, the Kodal system, and the Rehavard Novin database. The operating model of the current research is explained as follows:

Model (1): $BTDit = \beta0 + \beta1\ OVERCONit + \beta2\ OPTit + \beta3\ MYOPit + \beta4\ CRit + \beta5\ ROAit + \beta6\ DRit + \beta7\ AUDINDit + \beta8\ OVERCONit \times AUDINDit + \beta9\ OPTit \times AUDINDit + \beta10\ MYOPit \times AUDINDit + \beta11\ CRit \times AUDINDit + \beta12\ ROAit \times AUDINDit + \beta13\ DRit \times AUDINDit + \beta14\ SGit + \beta15\ SOEit + \beta16\ AGEit + \beta17\ SIZEit + \varepsilon it$

In the model, a BTD consists of aggressive tax reporting, OVERCON overconfidence of managers, OPT optimism of managers, MYOP shortsightedness of managers, CR liquidity of the reporting unit, ROA return on

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]
[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

assets of the reporting unit, DR debt ratio of the reporting unit, AUDIND quality of the independent auditor's report, SG is sales growth, SOE is state ownership, INS is institutional ownership, AGE is the age of the reporting unit, SIZE is the size of the reporting unit, and Ɛ is the model error coefficient.

Results and Discussion

Table two shows the descriptive statistics of the studied data for use in linear regression.

Table 1. Descriptive Statistics of Research Variables

Variable	Mean	Median	Max	Min	SD	S	Kurt
BTD	0.087	0.058	0.673	-0.581	0.125	0.877	5.943
OVERCON	0.671	1.000	1.000	0.000	0.469	-0.729	1.532
OPT	0.460	0.000	1.000	0.000	0.498	0.159	1.025
MYOP	0.027	0.000	1.000	0.000	0.162	5.804	34.694
CR	1.725	1.420	27.095	0.209	1.479	7.850	102.486
ROA	0.150	0.128	0.673	-0.581	0.155	0.388	3.747
DR	0.540	0.541	1.824	0.031	0.207	0.297	4.174
AUDIND	0.187	0.000	1.000	0.000	0.390	1.602	3.566
SG	0.405	0.320	18.169	-0.909	0.746	11.311	237.630
SOE	0.488	0.575	0.994	0.000	0.328	-0.401	1.694
AGE	2.994	2.995	4.007	1.609	0.380	0.110	3.264
SIZE	15.295	15.121	22.273	10.988	1.945	0.525	3.131
Observation	1430	1430	1430	1430	1430	1430	1430

Source: Research finding.

Table 1 presents the descriptive statistics of the variables related to the main model used for hypothesis testing. The most important measure of central tendency is the mean, which represents the point of balance and the center of gravity of the distribution, making it a suitable indicator for showing the centrality of the data. For instance, the mean of the reporting unit size variable is 15.295, indicating that most data points for this variable are concentrated around this value. The median is another measure of central tendency that reflects the condition of the population. For example, the median of the reporting unit size variable is 15.121, which implies that half of the data points are below this value and the other half are above it.

Dispersion parameters generally serve as a measure to determine the extent of data spread from each other or their spread relative to the mean. Among

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

the most significant dispersion parameters is the standard deviation. The value of this parameter for the reporting unit size variable is 1.945, indicating that this variable has the highest degree of dispersion. Skewness refers to the asymmetry of the frequency distribution curve. If the skewness coefficient is zero, the distribution is perfectly symmetrical. A positive coefficient indicates skewness to the right, while a negative coefficient indicates skewness to the left. Additionally, positive kurtosis coefficients suggest that the distribution is taller than the normal distribution, with the data more concentrated around the mean. To ensure the robustness of the research results, the validity of the regression relationships, and the significance of the variables, stationarity tests, and unit root calculations for the research variables in the model were conducted. The results of the unit root test for the model variables are presented in Table 2.

Table 2. Variables Stationarity Test

Var.	Levin, Lin & Chu		Im, Pesaran and Shin W-stat		ADF - Fisher Chi-square		PP - Fisher Chi- square	
	Statistics	Possibility	Statistics	Possibility	Statistics	Possibility	Statistics	Possibility
BTD	-8.726	0.000	-1.937	0.026	369.003	0.000	375.796	0.000
CR	-11.411	0.000	-2.784	0.002	397.318	0.000	392.997	0.000
ROA	-10.891	0.000	-3.059	0.001	383.314	0.000	389.289	0.000
DR	-13.061	0.000	-4.062	0.000	399.377	0.000	400.532	0.000
SG	-13.880	0.000	-5.377	0.000	422.077	0.000	479/848	0.000

Source: Research finding.

Based on the results from Table 3, the p-values of the tests for all research variables are less than 0.05; therefore, the mentioned variables are stationary at the level. The results of the normality test of the model errors are also presented in Table 3.

Table 3. Normality Test of the Model Errors

Model	Type of Test	Statistics	Significance Level	Test Result	P-Value	Value
Maim Model	Jarque-Bera	2.913	0.378	Normality of Errors	-	-
Maim Model	Bartlett's Test	-	-	-	0.000	-
Maim Model	F-Limer Test	-	-	-	0.000	9.466
Maim Model	Chi-Square	-	-	Fixed Effects	0.000	60.088

Source: Research finding.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

As shown in Table 3, the significance level of the model's disturbance term is greater than 0.05, indicating that the errors are normally distributed. One of the assumptions of the regression model is that the variance of the errors is constant. If there is heteroscedasticity in the model, an increase or decrease in the independent variable will cause the variance of the model's residuals to change. In this study, to ensure the reliability of the results, Bartlett's test was used to examine the homogeneity of variances in the panel data. In Bartlett's test for homogeneity of variances, the null hypothesis is that the variances are homogeneous, while the alternative hypothesis is that the variances are heterogeneous. Given that the result of Bartlett's test indicates a p-value smaller than 0.05, it can be inferred that the error variances are heterogeneous, and the null hypothesis of constant variance in the model is rejected. Therefore, to address the heteroscedasticity of the errors, the generalized least squares method was used. In panel data, the F-Limer test was used to choose between panel data methods and pooled data methods. If the calculated p-value is greater than the significance level of 0.05, pooled data will be used; otherwise, panel data will be used. According to the results of the F-Limer test, since the p-value obtained for the research model is smaller than 0.05, the panel data model will be used for estimating the models. Additionally, to compare the explanatory power of fixed effects and random effects models, the Hausman test was used. The null hypothesis in the Hausman test indicates that the random effects model is suitable for estimating the regression model, while rejecting the null hypothesis supports the fixed effects model.

Given that the significance of the Hausman test is less than 0.05, the fixed effects model will be used for estimation. Table 4 presents the results of estimating the research hypotheses using Eviews-10 software and the generalized least squares estimation method.

Table 4. Results of the Research Model Estimation

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
OVERCON	0.003	0.001	2.147	0.031
OPT	-0.001	0.001	-1.165	0.243
MYOP	0.001	0.019	0.062	0.950
CR	0.003	0.001	3.834	0.000
ROA	0.786	0.010	76.694	0.000
DR	0.002	0.006	0.320	0.748
AUDIND	-0.021	0.010	-2.074	0.041

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
OVERCON×AUDIND	0.002	0.003	0.728	0.466
OPT×AUDINDIT	-0.002	0.003	-0.818	0.413
MYOP×AUDIND	-0.005	0.090	-0.297	0.766
CR×AUDIND	0.006	0.004	1.388	0.165
ROA×AUDIND	-0.060	0.023	-2.634	0.008
DR×AUDIND	-0.038	0.016	-2.367	0.018
SG	-0.003	0.001	-2.666	0.007
SOE	0.003	0.006	0.469	0.639
AGE	0.011	0.006	1.795	0.072
SIZE	-0.001	0.008	-2.267	0.023
(C)	-0.039	0.015	-2.516	0.012
$0.753 = R^2$		Adjusted $R^2 0.747 =$		
1.694 = Durbin-Watson statistic	162.372 = F-statistic		0.000 = p-value	

Source: Research finding.

The results presented in Table 4 indicate that the p-value for the F-test is 0.000, which is less than 0.05. Since the F-statistic represents the overall validity of the model, it can be claimed that the model is significant with a 95% confidence level and is highly reliable. Additionally, the results show that the adjusted R-squared of the model is approximately 0.747, meaning that 74% of the variations in the dependent variable can be explained by the explanatory variables in the model. Given that the Durbin-Watson statistic for this model is 1.694, which falls within the range of 1.5 to 2.5, it can be asserted that there is no autocorrelation in the model. The results in Table 5 also indicate that managerial overconfidence has a positive and significant impact on aggressive tax reporting in reporting units. However, managerial optimism does not have a significant impact on aggressive tax reporting in reporting units. Additionally, the results from the first sub-hypothesis test show that managerial short-termism also does not have a significant impact on aggressive tax reporting in reporting units. Regarding the second hypothesis, the results presented in Table 5 indicate that the calculated p-value for the independent variable liquidity is 0.000, which is less than 0.05, and the estimated coefficient for this variable is positive (0.003).

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

Therefore, it can be claimed that liquidity has a positive and significant impact on aggressive tax reporting in reporting units. Additionally, the calculated p-value for the independent variable profitability is 0.000, which is less than 0.05, and the estimated coefficient for this variable is positive (0.786). Thus, it can be asserted that profitability has a positive and significant impact on aggressive tax reporting in reporting units. For the independent variable debt ratio, the p-value is 0.748, which is greater than 0.05, and the estimated coefficient is positive (0.002). Therefore, it can be concluded that the debt ratio does not have a significant impact on aggressive tax reporting in reporting units. Regarding the third hypothesis of the research, the results presented in Table 4 show that the calculated p-value for the variable OVERCON×AUDIND is 0.466, which is greater than 0.05, and the estimated coefficient for this variable is positive (0.002). As a result, it can be stated that the quality of the independent auditor's report does not have a significant impact on the relationship between managerial overconfidence and aggressive tax reporting. Additionally, the calculated p-value for the variable OPT×AUDIND is 0.413, which is greater than 0.05, and the estimated coefficient for this variable is negative (-0.002). Therefore, it can be concluded that the quality of the independent auditor's report does not have a significant impact on the relationship between managerial optimism and aggressive tax reporting. Furthermore, the calculated p-value for the variable MYOP×AUDIND is 0.766, which is greater than 0.05, and the estimated coefficient for this variable is negative (-0.005). Thus, the quality of the independent auditor's report does not have a significant impact on the relationship between managerial short-termism and aggressive tax reporting either. Regarding the fourth hypothesis of the research, the results presented in Table 5 indicate that the calculated p-value for the variable CR×AUDIND is 0.165, which is greater than 0.05, and the estimated coefficient for this variable is positive (0.006). Therefore, the quality of the independent auditor's report does not have a significant impact on the relationship between liquidity and aggressive tax reporting. On the other hand, the calculated p-value for the variable ROA×AUDIND is 0.008, which is less than 0.05, and the estimated coefficient for this variable is negative (-0.060). Thus, the quality of the independent auditor's report has a significant negative impact on the relationship between profitability and aggressive tax reporting. Additionally, the results indicate that the quality of the independent auditor's report has a significant negative impact on the relationship between the debt ratio and aggressive tax reporting.

Conclusion

Taxes are one of the most basic sources of income for governments. Therefore, the fair determination and collection of taxes can lead to the adjustment of the conflict of interest between the government and taxpayers. Because the performance of the reporting units is directly related to the government's income,

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

and due to the conflict of interest between the government and the taxpayers, the taxpayers are trying to identify methods for tax non-compliance. On the other hand, the government also looks at the tax report with suspicion. Therefore, the purpose of this research is to investigate the effect of the managers' risk-taking and reporting units on aggressive tax reporting, emphasizing the role of the independent auditor's report. In this regard, 143 reporting units (1430 years-companies) were selected and examined between 2013 and 2014 that met the conditions of the research. In this regard, four main hypotheses and 12 sub-hypotheses were defined. After examining the model, the findings showed that the first hypothesis of the research, that managers' overconfidence has a significant effect on aggressive tax reporting, was confirmed, and this means that the more managers have high overconfidence, the more likely they are in Tax reporting aggressively participates. It is necessary to explain that the second and third hypotheses of the research that managers' optimism and short-sightedness have a significant effect on aggressive tax reporting were rejected, which shows that the different managers' risk-taking can also have different functions. Also, the findings show that the hypotheses related to the effect of liquidity and profitability of reporting units on tax reporting have been aggressively confirmed. These results show that some characteristics of reporting units, such as the managers' risk-taking, can have different functions. In this regard, the hypothesis of the effect of debt ratio on tax reporting was aggressively rejected. In addition, the findings show that the sub-hypotheses of the influence of the independent auditor's report quality on the relationship between managers' characteristics and tax reporting have been aggressively rejected. Also, the effect of the quality of the independent auditor's report on the two variables of profitability and debt ratio on tax reporting has been aggressively confirmed, which indicates the importance of profitability and debt ratio in the opinion of independent auditors.

In general, the results of this research show that managers' overconfidence, profitability, and the quality of the independent auditor's report have a positive and significant effect on aggressive tax reporting. At the same time, optimism, short-sightedness, and debt ratio do not have a significant effect on this type of reporting. Therefore, the results of this research can provide a basis for identifying high-risk reporting units and provide a basis for fair taxation.

Keywords: Aggressive Tax Reporting, Managers, Managers' Risk-Taking, Reporting Units, Tax Reporting.

JEL Classification: H26, M41.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3] [Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

-- مجله علمی، پژوهشنامه مالیات --
شماره ۶۴، دوره ۳۲، زمستان ۱۴۰۳، ۴۶-۷
taxjournal.ir
DOI:/10.61186/taxjournal.32.64.3

سازمان امور مالیاتی کشور

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۶/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۰۴
p-ISSN: ۲۲۵۱-۶۴-۸۴
e-ISSN: ۲۷۱۷-۱۸۱۷

تأثیر ریسک‌پذیری مدیران و ویژگی‌های واحدهای گزارشگر بر گزارشگری مالیاتی جسورانه با تأکید بر نقش گزارش حسابرس مستقل

محمدجواد تصدی کاری* دکتری، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.

علیرضا طاهری لیسار فوق لیسانس، گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی، واحد اردبیل، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اردبیل، اردبیل، ایران.

سعیده نادری حور فوق لیسانس، گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی، واحد اردبیل، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اردبیل، اردبیل، ایران.

چکیده

پژوهش حاضر در صدد بررسی تأثیر ریسک‌پذیری مدیران و ویژگی‌های واحدهای گزارشگر بر گزارشگری مالیاتی جسورانه با تأکید بر نقش گزارش حسابرسان مستقل است. جامعه آماری پژوهش حاضر را واحدهای گزارشگر فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۴۰۱ تشکیل می‌دهند. داده‌های مورد نیاز از سایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار کشور استخراج گردید. داده‌ها بر اساس رگرسیون چند متغیره و الگوهای اقتصادسنجی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که بیش‌اطمینانی مدیران و سودآوری واحدهای گزارشگر تأثیر مثبت و معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارند. همچنین کیفیت گزارش حسابرس مستقل، تأثیرات سودآوری و نسبت بدهی بر گزارشگری مالیاتی جسورانه را تقویت می‌کنند. نتایج نشان می‌دهند که بیش‌اطمینانی مدیران، سودآوری، و کیفیت گزارش حسابرس مستقل، تأثیر مثبت و معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارند. در عین حال، خوش‌بینی، کوته‌بینی و نسبت بدهی، تأثیر قابل توجهی بر این نوع گزارشگری ندارند. نتایج این پژوهش می‌تواند زمینه‌ای برای شناسایی واحدهای پرریسک ایجاد کند و زمینه اخذ مالیات عادلانه را فراهم آورد.

کلیدواژه‌ها: ریسک‌پذیری مدیران، گزارشگری مالیاتی، گزارشگری مالیاتی جسورانه، مدیران، واحدهای گزارشگر.
طبقه‌بندی JEL: H26, M41.

* نویسنده مسئول: mjtasaddikari.acc@iaurasht.ac.ir

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]
[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

مقدمه

مهم‌ترین منبع درآمدی دولت‌ها مالیات است (Geraei Nezhad and Chapardar, 2012)، بنابراین دولت‌ها برای تأمین منابع مالی مورد نیاز خود توجه ویژه‌ای به درآمدهای مالیاتی دارند. این در حالی است که مؤدیان مالیاتی در صدد عدم تمکین مالیاتی و پرداخت کمترین مبالغِ مالیات هستند؛ به عبارت دیگر، با توجه به ماهیت تضاد منافع، مبنی بر اینکه گروه‌ها و افرادِ مختلف در صدد به حداکثر رساندن منافع خود هستند و این بیشینه‌سازی در گرو کمینه‌سازی منافع گروه‌ها و افراد طرف دیگر این طیف است (Haghighat et al., 2016)، دستیابی به نقطه‌ای بهینه که رضایت‌مندی طرفین را تأمین نماید، بسیار مهم تلقی می‌شود. از سویی دیگر، مسئولیت تهیه صورت‌های مالی با هیأت مدیریت واحدهای گزارشگر است (Jamshidifard, 2010). با توجه به اینکه صورت‌های مالی به عنوان ابزاری برای تحقق مقاصد مدیران تلقی می‌شود (Azadi et al., 2021) و مدیران می‌توانند با رویکردی فرصت‌طلبانه دست به فعالیت‌هایی بزنند که بر باور مخاطبان اثر بگذارند (Davis et al., 2012) و منافع خود را در راستای ابقاء و کسب پاداش برآورده نمایند، روی آوردن به اقداماتی نظیر درج هزینه‌های غیرواقعی، استفاده از سیاست‌های هموارسازی سود (Hosseini et al., 2021)، افشای اطلاعات مهندسی شده، به‌کارگیری استانداردهای حسابداری با هدف دستیابی به اهدافی مشخص یا گزارشگری مالی جسورانه، دور از انتظار نیست. از آنجا که پایه و اساس اطلاعات مورد استفاده در تکالیف مالیاتی از جمله سامانه مؤدیان، اظهارنامه عملکرد، گزارش معاملات فصلی و ارزش افزوده بر سیستم حسابداری استوار است و این گزارشات نباید انحرافی با صورت‌های مالی واحدهای گزارشگر داشته باشند، بنابراین می‌توان انتظار داشت که ارائه گزارش‌های مالی جسورانه به عنوان سیگنالی برای گزارشگری مالیاتی جسورانه باشد. به عبارت دیگر، گزارشگری مالی و مالیاتی جسورانه دو روی یک سکه هستند. به‌طوری‌که خانی و سلطانی اسفریزی[1] (۱۳۹۲) بیان می‌کنند همبستگی مثبت و معناداری بین گزارشگری مالی جسورانه با گزارشگری مالیاتی جسورانه وجود دارد. آنها فرار مالیاتی، اختلاف میان اصول حسابداری و قوانین مالیاتی، شرایط اقتصادی و حد نصاب مقرر در قوانین مالیاتی را از جمله معیارهای گزارشگری مالیاتی جسورانه در نظر گرفته‌اند. با توجه به ارتباط گزارشگری مالی جسورانه با گزارشگری مالیاتی جسورانه، انتظار می‌رود پیامدهای منفی گزارشگری مالی جسورانه بر گزارش مالیاتی جسورانه اثر بگذارد

1. Khani and Sultani Sferizi

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

و درآمدهای دولت را تحت‌الشعاع قرار دهد. این امر می‌تواند درآمدها و مخارج دولت را تحت تأثیر قرار داده و دولت را ملزم به تأمین مالی از سایر روش‌ها بنماید و یا منجر به کسری بودجه شود. زیرا در گزارشگری مالی جسورانه به دلیل انحراف احتمالی از واقعیت‌ها، انتظار می‌رود که تصمیمات مطلوبی حاصل نشود و تصمیمات استفاده‌کنندگان از کیفیت کافی برخوردار نباشد. بنابراین هدف پژوهش حاضر، بررسی ریسک‌پذیری مدیران واحدهای گزارشگر با ویژگی‌های استحکام، بیش‌اطمینانی، خوش‌بینی و کوته‌بینی آنان بر گزارشگری مالیاتی جسورانه با تأکید بر نقش حسابرس مستقل است. اهمیت پژوهش، جلوگیری از پیامدهای منفیِ ناشی از گزارش‌های مالی جسورانه از جمله تصمیمات نادرست است. شناخت عوامل مؤثر بر گزارشگری مالیاتی جسورانه می‌تواند به بهبود تصمیمات استفاده‌کنندگان منتهی شود.

در ادامه و در بیان ساختار پژوهش، مبانی نظری و پیشینه مرتبط با پژوهش توصیف شده و پس از تبیین مدل‌ها و بیان چگونگی اندازه‌گیری متغیرها، خروجی‌ها تجزیه و تحلیل شده تا زمینه‌ای برای بحث و نتیجه‌گیری فراهم شود.

پیشینه پژوهش

فرانک[1] و دیگران (۲۰۰۹)، گزارشگری مالیاتی جسورانه را دستکاری کاهنده درآمد مشمول مالیات تعریف کرده‌اند (Heltzer et al., 2015). روش‌های متفاوتی برای مدیریت سود و دستیابی به اهداف گزارشگری مالیاتی جسورانه وجود دارد که از جمله آن می‌توان به هموارسازی سود، دستکاری روش‌های حسابداری، کنترل اقلام تعهدی و تصمیم‌های اقتصادی اشاره کرد (Banimahd et al., 2018). در تعریفی دیگر، گزارشگری جسورانه به آن دسته از گزارشاتی گفته می‌شود که در آن سطح پایینی از محافظه‌کاری به کار رفته باشد (Peyvandi, 2022). به عبارت دیگر در گزارشگری مالیاتی جسورانه، مدیریت سود دارای سیر صعودی است (Frank et al., 2009) و می‌تواند با تأکید بر اصول پذیرفته شده حسابداری رقم بخورد (همان). عموماً دو دیدگاه رفتار فرصت‌طلبانه و اثربخشی مدیریت سود از این رویکرد حمایت می‌کنند (Peyvandi, 2022). هدف از مدیریت سود متفاوت است و می‌تواند با هدف تأمین منافع شخصی مدیران و یا با انگیزه بهبود وضعیت واحدگزارشگر صورت بگیرد (Peyvandi, 2022; Mashayekhi and Azimi, 2016). مرور ادبیات مربوطه نشان می‌دهد که تاریخچه گزارشگری مالیاتی جسورانه به سال‌های ۱۹۹۰ الی ۲۰۰۰ میلادی بر می‌گردد (Frank et al.,

1. Frank

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

2009). گزارشگری مالیاتی جسورانه با توجه به مفهوم رابطه نمایندگی (Carolina and Okta-vianti, 2022) و نظریه هزینه‌های سیاسی قابل توجیه است. بر اساس رابطه نمایندگی گروه‌ها و افراد در صدد هستند تا منافع خود را بیشینه نمایند، حتی اگر در این راستا منافع طرفین دیگر را با خطر مواجه نمایند (Haghighat et al., 2016). بنابراین انتظار می‌رود که مؤدیان تلاش خود را در به‌کارگیری روش‌ها و رویه‌هایی که به عدم تمکین مالیاتی منجر شود، به کار بگیرند.

نظریه هزینه سیاسی بر به‌کارگیری روش‌های حسابداری دلالت دارد که در آن مدیران راهبردهایی را اتخاذ می‌کنند که واحدهای گزارشگر را از سیاست‌های تحمیلی دولت خارج می‌کند (Cahan, 1992)، زیرا قوانین و مقررات به واحدهای گزارشگری که از درآمد بالایی برخوردار هستند ضربه خواهد زد (همان). بنابراین همسو با نظریه نمایندگی، انتظار می‌رود که مدیرانِ تابع این نظریه، از رویه‌های مدیریت سود و هموارسازی سود جهت کاهش درآمدهای مشمول مالیات بهره ببرند. از طرف دیگر و با توجه به آگاهی طیف دیگر رابطه نمایندگی (سازمان امور مالیاتی) از وجود تضاد منافع، در صدد ایجاد محدودیت‌هایی در نحوه عمل واحدهای گزارشگر است. بنابراین ایجاد توازن و تعیین یک نقطه بهینه می‌تواند موجب بهبود در این دست از رابطه نمایندگی شود.

انتظار می‌رود گزارشگری مالیاتی جسورانه تحت تأثیر ریسک‌پذیری مدیران و ویژگی‌های واحدگزارشگر باشد و نقش حسابرسی مستقل نیز بر آن اثر مضاعفی بگذارد. زیرا حسابرسان مستقل نقشی بازدارنده در تقلب دارند (Wallace, 1980) و آگاهی از حضور حسابرسان مستقل می‌تواند رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران را تعدیل نماید.

ارتباط بین ریسک‌پذیری مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه

ریسک‌پذیری مدیران به مجموعه خصوصیاتی گفته می‌شود که هویت فرد مدیر را تشکیل می‌دهد و شامل طیف گسترده‌ای از عوامل است. به عبارت دیگر، هر فرد، تابعی از عوامل متعددی است که هویت او را شکل می‌دهد و اساس کنش‌های او را رقم می‌زند. از جمله عوامل مؤثر بر ویژگی‌های فردی مدیران می‌توان به فرهنگ، مذهب و شخصیت اشاره کرد (Moradi et al., 2021). فرانسیس[1] و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی دریافتند که توانایی‌های مدیران با گزارشگری مالیاتی جسورانه رابطه عکس دارند. به عبارت دیگر، مدیرانی که از توانایی

1. Francis

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

بالاتری برخوردار هستند، انگیزه کمتری برای گزارشگری مالیاتی جسورانه دارند (همان). این نتیجه همسو با نتیجه پژوهش ویتو و همکاران بود. ویتو[1] و همکاران (۲۰۲۲) همچنین دریافتند که نقش مسئولیت اجتماعی واحدهای گزارشگر، شدت این رابطه را نیز تقویت می‌کند. در مقابل، کوئستر[2] و دیگران (۲۰۱۷) دریافتند که بین توانایی مدیریت و اجتناب مالیاتی ارتباط وجود دارد که این امر تابعی از نرخ مالیاتی می‌باشد. لو[3] و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی دیگر دریافتند که مدیران عاملی که با ورزش‌های پرخطر از جمله ورزش‌های رزمی خود را سرگرم می‌کنند، تمایل بیشتری به ارائه گزارش‌های مالیاتی جسورانه دارند. آنها علاقه به ورزش‌های پرخطر را به عنوان ریسک‌پذیری مدیران در نظر گرفتند. داویدسون[4] و دیگران (۲۰۱۵) نیز معتقدند که مدیرانی که خارج از سازمان مرتکب هنجارشکنی می‌شوند، به احتمال زیاد در گزارشگری مالیاتی جسورانه واحدهای گزارشگر مشارکت می‌کنند. چیز[5] (۲۰۱۳) بیان می‌کند که ریسک‌پذیری مدیران در گزارشگری مالیاتی جسورانه نقش دارد لاآو و میلز[6] (۲۰۱۷) دریافتند که مدیرانی که خدمت سربازی را تجربه نموده‌اند، به حاکمیت پایبند بوده و از این رو احتمال گزارشگری مالیاتی جسورانه در آنها کمتر است. دمرجیان[7] و دیگران (۲۰۱۲) دریافتند که گزارشگری مدیران توانمند از کیفیت خوبی برخوردار است، بنابراین احتمال گزارشگری مالیاتی جسورانه در آنها پایین‌تر است. دیرینگ[8] و دیگران (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که مدیرانی که دارای توانایی و ویژگی‌های منحصر به فرد و خاصی هستند، با هدف تحت‌الشعاع قرار دادن نرخ‌های مالیاتی مؤثرِ واحدهای گزارشگر، با احتمال بیشتری در گزارشگری مالیاتی جسورانه واحد گزارشگر می‌کنند. طاهری عابد و دیگران (۱۳۹۷) نشان می‌دهند که شهرت مدیران بر شفافیت گزارشگری مالی تأثیر دارد. با توجه به ارتباط گزارشگری مالی جسورانه با گزارشگری مالیاتی جسورانه (Khani and Sultani Sferizi, 2011)، می‌توان دریافت که ثبات در گزارشگری مالی می‌تواند به بهبود در گزارشگری مالیاتی منجر شود. پژوهش‌های دیگر نیز نشان می‌دهند که دینداری (Boone et al., 2013)، معیارهای اخلاقی و جهت‌گیری‌های سیاسی (Christensen et al., 2015)، اعتقاد افراد به نقش دولت و مالیات (Cain and McKeon, 2016)، جنسیت (Francis et al., 2014)، ویژگی‌های اخلاقی و مسئولیت‌پذیری اجتماعی (Adams and Funk, 2012 و Beutel and Marini, 1995)، به

1. Vito
2. Koester
3. Luo
4. Davidson
5. Chyz
6. Law and Mills
7. Demerjian
8. Dyreng

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

عنوان ریسک‌پذیری مدیران، بر ریسک‌پذیری مدیران و مشارکت آنان در گزارشگری مالیاتی جسورانه نقش دارند. بنابراین فرضیه‌های اول پژوهش، به شرح زیر تبیین می‌شود:

۱- ریسک‌پذیری مدیران تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۱-۱- بیش‌اطمینانی مدیران تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۱-۲- خوش‌بینی مدیران تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۱-۳- کوته‌بینی مدیران تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

ارتباط بین ویژگی‌های واحدهای گزارشگر و گزارشگری مالیاتی جسورانه

منظور از ویژگی‌های واحدگزارشگر، خصیصه‌های مربوط به آن واحد است. به عبارت دیگر، ویژگی‌های واحدگزارشگر شامل معیارها و شاخص‌هایی است که واحدگزارشگر با آنها شناخته می‌شود، از جمله آن می‌توان به چرخه عمر و حسن شهرت واحدهای گزارشگر اشاره کرد (Rezazadeh et al., 2022). پیوندی (۱۴۰۱) ویژگی‌های واحدهای گزارشگر را به دو بخش عملیاتی و راهبری تقسیم نموده است. از جمله ویژگی‌های عملیاتی واحدهای گزارشگر می‌توان به معاملات درون‌گروهی، ریسک و نوع صنعت، شرایط نامساعد اقتصادی، اندازه واحدهای گزارشگر و از جمله ویژگی‌های راهبری نیز می‌توان به ارتباطات سیاسی، ریسک حسابرسی، ویژگی‌های حسابرس و عدم تخصص اعضای هیأت مدیره اشاره کرد. از سوی دیگر بسیاری از منابع، ویژگی واحدگزارشگر را مرتبط با ساختار سرمایه آن در نظر گرفته‌اند، از این رو می‌توان نسبت‌های مالی را به عنوان یکی دیگر از معیارهای ویژگی واحدهای گزارشگر تلقی کرد. انتظار می‌رود ویژگی‌های واحدهای گزارشگر مانند ویژگی فردی افراد، بر تعاملات و عملکرد آنها تأثیر بگذارد. فرهاد توسکی و دوستیان[1] (۲۰۲۴) نشان می‌دهند که بازده دارایی‌ها و اندازه واحدهای گزارشگر به عنوان معیارهایی برای ویژگی واحدهای گزارشگر، بر نرخ مؤثر مالیاتی اثر دارند و عواملی نظیر نسبت جاری، شدت سرمایه‌گذاری در موجودی‌ها و نسبت بدهی‌ها نیز بر آن اثر ندارند. ایشان دریافتند که سودآوری واحدهای گزارشگر بر نرخ مؤثر مالیاتی آنها اثر داشته و هرچه یک واحدگزارشگر بزرگتر باشد، نرخ مؤثر مالیاتی آنها به دلیل وجود منابع ذاتی و اساسی، برنامه‌ریزی مالیاتی و همچنین ساماندهی اهداف جهت صرفه‌جویی مالیاتی، کمتر است (همان). پیوندی (۱۴۰۱) نیز بیان می‌کند که ویژگی‌های واحدگزارشگر با

1. Farhad Toski and Doostian

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

ویژگی‌های عملیاتی و راهبری شرکتی، بر روی گزارشگری مالیاتی جسورانه اثر معناداری دارد. نتایج پژوهش فرانک[1] و همکاران (۲۰۱۸) نشان داد که بین ریسک و گزارشگری جسورانه پیش از تصویب قانون ساربنز-آکسلی ارتباط معناداری وجود داشته است، اما این ارتباط پس از تصویب قانون یاد شده تعدیل شده است. آرمسترانگ[2] و همکاران (۲۰۱۵) نیز دریافتند که نظام‌راهبری خوب به طور مثبت (منفی) با سطوح بسیار پایین (بالا) اجتناب مالیاتی مرتبط است. زیمرمن[3] (۱۹۸۳) نیز در پژوهشی دریافت که اندازه واحدگزارشگر به عنوان شاخصی از هزینه‌های سیاسی، رابطه منفی با سطح اجتناب مالیاتی دارد.

بنابراین فرضیه‌های دوم پژوهش، به شرح زیر تبیین می‌شود:

۲- ویژگی‌های واحد گزارشگر تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۲-۱- نقدینگی واحدگزارشگر، تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۲-۲- سودآوری واحدگزارشگر، تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۲-۳- نسبت بدهی واحدگزارشگر، تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

ارتباط بین ریسک‌پذیری مدیران بر گزارشگری مالیاتی جسورانه با تأکید بر نقش کیفیت گزارش حسابرس مستقل

هیأت مدیره نقشی اساسی در بهبود عملکرد و ارزش واحدهای گزارشگر ایفا می‌کند (Nikbakht et al., 2010). عملکرد هیأت مدیره و اساس کنش‌های آن، تابعی از ویژگی‌های فردی اعضای آن است، بنابراین هیأت مدیره نقشی حیاتی در عملیات واحدهای گزارشگر دارند. از این رو کیفیت حسابرسی و گزارش حسابرسان مستقل می‌تواند تأثیر مستقیمی بر تصمیمات هیأت مدیره داشته باشد و رفتارهای جسورانه احتمالی آنها را تعدیل نماید. به عبارت دیگر کیفیت حسابرسی می‌تواند هیأت مدیره را به سمت رفتارهای مالیاتی محافظه‌کارانه‌تر سوق دهد. در همین راستا، گراهام[4] و همکاران (۲۰۱۳) دریافتند که کیفیت حسابرسی می‌تواند تأثیر مستقیمی بر تصمیمات مالیاتی مدیران داشته باشد. زیرا پیاده‌سازی حسابرسی با کیفیت موجب افزایش نگرانی‌های هیأت مدیره از تبعات رفتارهای مالیاتی جسورانه آنها می‌شود و این امر به تعدیل رفتار فرصت‌طلبانه آنها می‌انجامد. زیرا حسابرسی با کیفیت می‌تواند ریسک شناسایی و تنبیه احتمالی واحدهای گزارشگر را توسط مقامات مالیاتی افزایش دهد.

1. Frank
2. Armstrong
3. Zimmerman
4. Graham

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

این موضوع باعث می‌شود که هیأت مدیره به دلیل نگرانی از پیامدهای قانونی و مالی، از گزارشگری مالیاتی جسورانه خودداری کنند (Stevens and Williams, 2013). بنابراین کیفیت در حسابرسی باعث می‌شود که هیأت مدیره، نظارت مؤثرتری بر عملکرد مالی و گزارشگری مالیاتی داشته باشند. این نظارت مؤثر می‌تواند منجر به کاهش رفتارهای مالیاتی جسورانه شود (Cohen et al., 2004)، زیرا حسابرسان مستقل نقشی بازدارنده دارند (Wallace, 1980). همچنین کوهن[1] و دیگران (۲۰۰۴) معتقدند که هیأت مدیره با ایجاد راهبری شرکتی مناسب، می‌توانند تصمیماتی را اتخاذ کنند که به کاهش رفتارهای مالیاتی جسورانه منجر شود. لینوکس و لیزووسکی (۲۰۱۳) نیز دریافتند که حسابرسی با کیفیت بالاتر منجر به کاهش اجتناب از مالیات در واحدهای گزارشگر خصوصی انگلستان می‌شود. به عبارتی دیگر حسابرسی با کیفیت بالاتر می‌تواند کنترل‌های بهتری بر گزارش‌های مالی و مالیاتی اعمال کرده و از رفتارهای مالیاتی پرخطر جلوگیری کند. شمیل[2] و همکاران (۲۰۲۳) به بررسی تأثیر ویژگی‌های هیأت مدیره بر جسارت مالیاتی واحدهای گزارشگر سریلانکایی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که تأثیر ویژگی‌های هیأت مدیره بر جسارت مالیاتی ناهمگون است و به معیارهای مختلفی بستگی دارد که از جمله آن می‌توان به اندازه هیأت مدیره، دوگانگی نقش مدیرعامل، استقلال اعضای هیأت مدیره، تخصص مالی و تنوع جنسیتی اعضای هیأت مدیره اشاره کرد. همچنین آنها معیارهای حسابرسی شامل کیفیت حسابرسی، تخصص حسابرس و استقلال حسابرسان را در رفتارهای مالیاتی جسورانه نقش‌آفرین دانسته‌اند. این معیارها به منظور بررسی چگونگی تأثیرگذاری ویژگی‌های مختلف هیأت مدیره بر رفتارهای مالیاتی جسورانه شرکت‌ها استفاده شده است. هاک[3] (۲۰۱۵) در پژوهشی دیگر دریافت که اجرای حسابرسی با کیفیت می‌تواند با تعدیل تصمیمات هیأت مدیره، به کاهش رفتارهای اجتناب مالیاتی کمک کند. با توجه به مطالب فوق، کیفیت حسابرسی می‌تواند نقش هیأت مدیره را در کاهش رفتارهای مالیاتی جسورانه تقویت کند. حسابرسی با کیفیت بالا با افزایش شفافیت و دقت اطلاعات مالی، کاهش ریسک شناسایی و تنبیه احتمالی و نظارت مؤثرتر، هیأت مدیره را به سمت اتخاذ تصمیمات مالیاتی محافظه‌کارانه‌تر سوق می‌دهد. از این رو فرضیه‌های سوم پژوهش به شرح زیر تبیین می‌شود:

1. Cohen
2. Shamil
3. Hack

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]
[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

۳- کیفیت گزارش حسابرس مستقل، تأثیر معناداری بر ارتباط میان ریسک‌پذیری مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۳-۱-کیفیت گزارش حسابرس مستقل، تأثیر معناداری بر ارتباط میان بیش‌اطمینانی مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۳-۲-کیفیت گزارش حسابرس مستقل، تأثیر معناداری بر ارتباط میان خوش‌بینی مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۳-۳-کیفیت گزارش حسابرس مستقل، تأثیر معناداری بر ارتباط میان کوته‌بینی مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

ارتباط بین ویژگی‌های واحدگزارشگر بر گزارشگری مالیاتی جسورانه با تأکید بر نقش کیفیت گزارش حسابرس مستقل

پژوهش‌های متعددی وجود دارند که نشان می‌دهند ویژگی‌های واحدهای گزارشگر با معیارهای گوناگون بر گزارشگری مالیاتی جسورانه اثر می‌گذارد. به طور مثال انتظار می‌رود که در واحدهای گزارشگر بزرگ که حجم فروش بالایی را تجربه می‌کنند، با احتمال بیشتری در آنها از روش‌های مالیاتی جسورانه استفاده می‌شود. این امر ممکن است به دلیل دارا بودن منابع بیشتر برای بررسی و استفاده از مزایای مالیاتی صورت بگیرد. بنابراین انتظار می‌رود حسابرسی به واسطه بازدارندگی، موجب تعدیل این عمل شود. گنتر[1] و دیگران (۲۰۱۷) دریافتند که واحدهای گزارشگری که سطوح بالایی از اجتناب مالیاتی را تجربه می‌کنند، معمولاً ریسک بیشتری دارند. همچنین دریافتند که ویژگی‌هایی مانند اندازه و فرصت‌های رشد واحدهای گزارشگر می‌توانند نقش مهمی در رفتارهای مالیاتی جسورانه ایفا کنند (Guenther et al., 2017). واحدهای گزارشگری که از فرصت‌های رشد بالایی برخوردارند، معمولاً تمایل دارند که حسابرسی با کیفیتی را تجربه نمایند تا از صحت و اعتبار گزارش‌های خود اطمینان حاصل کنند و از این طریق اعتماد بازار را کسب کنند (Francis et al., 2003). رگو و ویلسون[2] (۲۰۱۲) بیان کردند که واحدهای گزارشگری که انگیزه‌های ریسک سهامی بالایی دارند، تمایل بیشتری به گزارشگری مالیاتی جسورانه دارند. آنها دریافتند که حضور حسابرسان مستقل و گزارشگری با کیفیت می‌تواند این رفتارها را تعدیل کند و موجب کاهش گزارشگری مالیاتی جسورانه شود.

1. Guenther
2. Rego and Wilson

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]
[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

آنگرینی و ویسماواتی[1] (۲۰۲۴) ابراز کردند که نوع مالکیت واحدگزارشگر به عنوان یکی از ویژگی‌های آن، بر گزارشگری مالیاتی جسورانه اثر دارد. به عبارت دیگر در واحدهای گزارشگر خانوادگی، گزارشگری مالیاتی جسورانه کمتر است و این وضعیت به واسطه کیفیت حسابرسی، تقویت می‌شود.

بنابراین فرضیه‌های چهارم پژوهش، به شرح زیر تبیین می‌شود:

۴-کیفیت گزارش حسابرس مستقل تأثیر معناداری بر ارتباط میان ویژگی‌های واحدگزارشگر و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۴-۱-کیفیت گزارش حسابرس مستقل، تأثیر معناداری بر ارتباط میان نقدینگی و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۴-۲-کیفیت گزارش حسابرس مستقل، تأثیر معناداری بر ارتباط میان سودآوری و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

۴-۳-کیفیت گزارش حسابرس مستقل، تأثیر معناداری بر ارتباط میان نسبت بدهی و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد.

روش

پژوهش حاضر را می‌توان از ابعاد گوناگونی طبقه‌بندی کرد. به‌طوری‌که این پژوهش از منظر هدف در زمره پژوهش‌های کاربردی قرار دارد، زیرا در راستای نیازهای جامعه صورت گرفته است. همچنین از منظر نحوه جمع‌آوری داده‌ها در زمره پژوهش‌های نیمه‌تجربی پس‌رویدادی است. این پژوهش را می‌توان از منظر ماهیت، در زمره پژوهش‌های اثباتی قرار داد که با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و مدل‌های اقتصادسنجی انجام شده است. جامعه آماری پژوهش حاضر را واحدهای فعال بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهند. برای همگن‌سازی داده‌ها، واحدهایی انتخاب شدند که در سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۴۰۱ در بورس اوراق بهادار تهران حضوری مستمر و فعال داشته باشند، تغییر سال مالی نداشته باشند، سال مالی آنها منطبق بر ۱۲/۲۹/ باشد و در حوزه تولید فعالیت داشته باشند. بر این اساس ۱۴۳ واحد (۱۴۳۰ سال- شرکت) پس از اعمال فیلتر، مورد بررسی قرار گرفتند. داده‌های مورد نیاز مربوط به متغیرها از سایت سازمان بورس، سامانه کدال و بانک اطلاعاتی رهاورد نوین استخراج شد.

1. Anggraini and Wismawati

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

مدل عملیاتی پژوهش حاضر به شرح زیر تبیین شده است:

$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 OVERCON_{it} + \beta_2 OPT_{it} + \beta_3 MYOP_{it} + \beta_4 CR_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 DR_{it} + \beta_7 AUDIND_{it} + \beta_8 OVERCON_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_9 OPT_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_{10} MYOP_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_{11} CR_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_{12} ROA_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_{13} DR_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_{14} SG_{it} + \beta_{15} SOE_{it} + \beta_{16} AGE_{it} + \beta_{17} SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$ مدل (۱)

در مدل (۱)، BTD عبارت است از گزارشگری مالیاتی جسورانه، OVERCON بیش اعتمادی مدیران، OPT خوش‌بینی مدیران، MYOP کوته‌بینی مدیران، CR نقدینگی واحدگزارشگر، ROA بازده دارایی‌های واحدگزارشگر، DR نسبت بدهی واحدگزارشگر، AUDIND کیفیت گزارش حسابرس مستقل، SG رشد فروش، SOE مالکیت دولتی، INS مالکیت نهادی، AGE سن واحدگزارشگر، SIZE اندازه واحدگزارشگر و ε ضریب خطای مدل است.

در مدل (۱)، گزارشگری مالیاتی جسورانه بر اساس رابطه (۱) اندازه‌گیری می‌شود:

$$BTD = \frac{\text{سود ابرازی} - \frac{\text{مالیات قطعی}}{0/25}}{\text{مجموع دارایی‌ها در ابتدای سال}} \quad (۱)$$

ریسک‌پذیری شامل متغیرهای استحکام مدیریت، بیش‌اطمینانی، خوش‌بینی و کوته‌بینی مدیران می‌شود. در پژوهش حاضر به تبعیت از اسماعیل زاده و کیوانفر[1]، استحکام مدیریت برابر سال‌های تصدی سمت مدیرعاملی در واحد فعلی برای فرد مدیر می‌باشد.

بیش‌اعتمادی مدیران به حالتی گفته می‌شود که مدیران نسبت به توانایی‌های پیش‌بینی، ادراک اطلاعاتی و دانش خود اغراق کنند و فراتر از حد معمول به خود اعتماد نمایند. در پژوهش حاضر به تبعیت از (Schrand and Zechman, 2012) و (Ahmed and Duellman, 2013) برای اندازه‌گیری بیش‌اعتمادی مدیران از معیار مازاد سرمایه‌گذاری استفاده شده است که با نماد OVERINV نشان داده می‌شود. این شاخص میزان سرمایه‌گذاری مازاد در دارایی‌ها را نشان می‌دهد و از باقی‌مانده رگرسیون رشد کل دارایی بر فروش هر سال واحدگزارشگر به صورت جداگانه بدست می‌آید. اگر باقیمانده رگرسیون بزرگتر از صفر باشد این شاخص برابر یک و به این معناست که در آن واحدگزارشگر بیش از حد نرمال سرمایه‌گذاری شده است؛ در غیر این صورت، برابر صفر می‌باشد. استفاده از این شاخص بر این مبنا است که در واحدهای

1. Esamailzadeh Morgy and Keyvanfar

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

گزارشگری که دارایی‌ها با نرخ بالاتری نسبت به فروش رشد می‌کنند، مدیران نسبت به همتایان خود بیشتر در واحدهای گزارشگر سرمایه‌گذاری می‌کنند که این موضوع می‌تواند نشان‌دهنده اطمینان بیش از حد مدیران به عملکرد خود باشد. بنابراین مدل (۲)، میزان مازاد سرمایه‌گذاری مدیران را نشان می‌دهد.

$$Asset.Gr_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 Sale.Gr_{j,t} + \varepsilon_{j,t}$$ مدل (۲)

که در آن Asset.Grj,t نماد رشد دارایی‌های واحد گزارشگر است که از تفاوت میزان تغییرات دارایی‌ها نسبت به سال گذشته آن واحد بدست می‌آید. همچنین Sale.Grj,t به معنی رشد فروش است که از تفاوت میزان تغییرات فروش نسبت به سال گذشته حاصل می‌شود (Arabsalehi and Hashemi, 2015).

خوش‌بینی در حوزه مالی به این معنی است که مدیر، نتایج آینده یک رویداد را بیش از حد ارزیابی کند. برای اندازه‌گیری خوش‌بینی مدیریت مطابق با پژوهش‌های (Huang et al., 2011) و (Li and Tong, 2012)، از اختلاف سود پیش‌بینی شده هر سهم با سود واقعی هر سهم استفاده شده است. این متغیر به صورت مجازی (۱ و ۰) است. اگر مقدار سود پیش‌بینی شده بیشتر از سود واقعی باشد، عدد یک و در غیر این صورت، عدد صفر لحاظ می‌شود. مازاد سود پیش‌بینی شده به سود واقعی، می‌تواند نشان از خوش‌بینی مدیریت از عملکرد آتی واحدگزارشگر باشد (Amiri et al., 2019).

تورش کوته‌بینی یک گرایش رفتاری در انسان است که افراد را بر می‌انگیزاند تا به جای اینکه برای فردا پس‌انداز کنند، امروز خرج کنند (Rabiee and Fotouhi Foshtomi, 2023). در این پژوهش برای اندازه‌گیری کوته‌بینی از مدل‌های پژوهش (Anderson and Hsiao, 1982) استفاده شده است. در پژوهش آنها واحدهایی که به طور همزمان بازدهی بیش از حد مورد انتظار و هزینه بازاریابی و تحقیق و توسعه کمتر از حد طبیعی را گزارش می‌کنند، به احتمال زیاد مشمول ویژگی مدیریت کوته‌بینانه خواهند بود. برای شناسایی و تعیین واحدهای کوته‌بین، ابتدا لازم است سطح مورد انتظار بازده دارایی‌ها، هزینه بازاریابی و هزینه تحقیق و توسعه را برای هر واحد در دوره زمانی پژوهش با استفاده از مدل‌های سه الی شش برآورد کرد:

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۳)

$$Mktg_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Mktg_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۴)

$$R\&D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R\&D_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۵)

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

پس از محاسبه مقادیر مورد انتظار بازده دارایی‌ها، هزینه بازاریابی و هزینه‌های تحقیق و توسعه با استفاده از مدل‌های فوق، مقادیر واقعی با مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل‌های سه الی شش مقایسه شده و با توجه به میزان تفاوت موجود ($\varepsilon_{i,t}$)، واحدهای گزارشگر در چهار گروه اصلی طبق جدول (۱) تقسیم‌بندی می‌شوند.

جدول ۱. طبقه‌بندی واحدهای گزارشگر بر اساس مقادیر پیش‌بینی شده و واقعی

گروه ۱	گروه ۲	گروه ۳	گروه ۴
اختلاف مثبت بین بازده دارایی پیش‌بینی شده و واقعی	اختلاف مثبت بین بازده دارایی پیش‌بینی شده و واقعی	اختلاف مثبت بین بازده دارایی پیش‌بینی شده و واقعی	اختلاف منفی بین بازده دارایی پیش‌بینی شده و واقعی
اختلاف منفی هزینه‌های بازاریابی و تحقیق و توسعه پیش‌بینی شده و واقعی	فقط اختلاف یکی از هزینه‌های بازاریابی و تحقیق و توسعه منفی	اختلاف مثبت هزینه‌های بازاریابی و تحقیق و توسعه پیش‌بینی شده و واقعی	-

منبع: (Fadaei Nejad and Delshad, 2018).

در این گروه‌ها، واحدهای حاضر در گروه یک به عنوان واحدهای دارای مدیریت کوته‌بین در نظر گرفته می‌شوند، زیرا با داشتن عملکرد مثبت مالی و افزایش بازده دارایی‌ها، هزینه‌های بازاریابی و تحقیق و توسعه آنها کاهش یافته است. بدین ترتیب در پژوهش حاضر، اندازه‌گیری متغیر کوته‌بینی به صورت مجازی (۱ و ۰) است. واحدهایی که در طبقه یک قرار گرفتند عدد یک و برای سایر واحدها عدد صفر در نظر گرفته شده است (Fadaei Nejad and Delshad, 2018). لازم به ذکر است که این طبقه‌بندی برای هر یک از سال‌های پژوهش، جداگانه انجام شده است.

در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری ویژگی واحدگزارشگر از معیارهای نقدینگی و نسبت بدهی استفاده شده است. متغیر نقدینگی بر اساس رابطه (۲) و متغیر نسبت بدهی از رابطه (۳) حاصل می‌شود.

(۲) (بدهی‌های جاری/دارایی‌های جاری) = نسبت جاری

(۳) (جمع دارایی‌ها/جمع بدهی‌ها) = نسبت بدهی

در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرس مستقل، از متغیر مجازی (۱ و ۰) استفاده شده است. به‌طوری‌که اگر عملیات حسابرسی توسط سازمان حسابرسی صورت بگیرد، کیفیت حسابرسی بالا و برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. همچنین

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

برای اندازه‌گیری اندازه از لگاریتم ارزش بازار واحدگزارشگر، رشد فروش از تفاوت فروش انتها و ابتدای دوره تقسیم بر ابتدای دوره، مالکیت دولتی از نسبت سهام واحدگزارشگر که در مالکیت دولت است و در خصوص سن از لگاریتم طبیعی تفاضل سال مالی مورد بررسی و سال تأسیس واحدگزارشگر استفاده شده است.

یافته‌ها

جدول ۲ آمار توصیفی داده‌های مورد مطالعه برای استفاده در رگرسیون خطی را نشان می‌دهد.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف‌معیار	چولگی	کشیدگی
BTD	۰.۰۸۷	۰.۰۵۸	۰.۶۷۳	-۰.۵۸۱	۰.۱۲۵	۰.۸۷۷	۵.۹۴۳
OVERCON	۰.۶۷۱	۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۴۶۹	-۰.۷۲۹	۱.۵۳۲
OPT	۰.۴۶۰	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۴۹۸	۰.۱۵۹	۱.۰۲۵
MYOP	۰.۰۲۷	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۱۶۲	۵.۸۰۴	۳۴.۶۹۴
CR	۱.۷۲۵	۱.۴۲۰	۲۷.۰۹۵	۰.۲۰۹	۱.۴۷۹	۷.۸۵۰	۱۰۲.۴۸۶
ROA	۰.۱۵۰	۰.۱۲۸	۰.۶۷۳	-۰.۵۸۱	۰.۱۵۵	۰.۳۸۸	۳.۷۴۷
DR	۰.۵۴۰	۰.۵۴۱	۱.۸۲۴	۰.۰۳۱	۰.۲۰۷	۰.۲۹۷	۴.۱۷۳
AUDIND	۰.۱۸۷	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۳۹۰	۱.۶۰۲	۳.۵۶۶
SG	۰.۴۰۵	۰.۳۲۰	۱۸.۱۶۹	-۰.۹۰۹	۰.۷۴۶	۱۱.۳۱۱	۲۳۷.۶۳۰
SOE	۰.۴۸۸	۰.۵۷۵	۰.۹۹۴	۰.۰۰۰	۰.۳۲۸	-۰.۴۰۱	۱.۶۹۴
AGE	۲.۹۹۴	۲.۹۹۵	۴.۰۰۷	۱.۶۰۹	۰.۳۸۰	۰.۱۱۰	۳.۲۶۴
SIZE	۱۵.۲۹۵	۱۵.۱۲۱	۲۲.۲۷۳	۱۰.۹۸۸	۱.۹۴۵	۰.۵۲۵	۳.۱۳۱
Mktg	۰.۰۶۳	۰.۰۵۱	۰.۳۶۵	۰.۰۰۲	۰.۰۴۶	۲.۲۳۱	۱۰.۷۱۵
R&D	۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۱۳	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰۹	۷.۴۷۸	۷۴.۹۰۱
مشاهدات	۱۴۳۰	۱۴۳۰	۱۴۳۰	۱۴۳۰	۱۴۳۰	۱۴۳۰	۱۴۳۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۲ آمار توصیفی متغیرهای مربوط به مدل اصلی جهت آزمون فرضیه‌ها را شامل می‌شود. مهمترین شاخص مرکزیت میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال، میانگین متغیر اندازه

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

واحدگزارشگر برابر با ۱۵.۲۹۵ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر، حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه یکی از شاخص‌های مرکزی است که وضعیت جامعه آماری را نشان می‌دهد. برای مثال، میانه متغیر اندازه واحدهای گزارشگر برابر با ۱۵.۱۲۱ می‌باشد که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. پارامترهای پراکندگی به طور کلی معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از جمله مهمترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است که برای متغیر اندازه واحدهای گزارشگر برابر ۱.۹۴۵ می‌باشد و نشان می‌دهد متغیر مزبور دارای بیشترین میزان پراکندگی است. میزان عدم تقارن منحنی فراوانی را چولگی می‌نامند. اگر ضریب چولگی صفر باشد، جامعه کاملاً متقارن است و چنانچه ضریب مثبت باشد، چولگی به راست و اگر منفی باشد، چولگی به چپ خواهد بود. همچنین مثبت بودن ضرایب کشیدگی حکایت از آن دارد که توزیع متغیرها از توزیع نرمال بلندتر بوده و داده‌ها حول میانگین متمرکزترند. به منظور اطمینان از نتایج پژوهش و ساختگی نبودن روابط موجود در رگرسیون و معنادار بودن متغیرها، اقدام به انجام آزمون مانایی و محاسبه ریشه واحد متغیرهای پژوهش در مدل گردید. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل‌ها به شرح جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. آزمون مانایی متغیرها

متغیر	Levin, Lin & Chu		Im, Pesaran and Shin W-stat		ADF - Fisher Chi-square		PP - Fisher Chi-square	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
BTD	-۸.۷۲۶	۰.۰۰۰	-۱.۹۳۷	۰.۰۲۶	۳۶۹.۰۰۳	۰.۰۰۰	۳۷۵.۷۹۶	۰.۰۰۰
CR	-۱۱.۴۱۱	۰.۰۰۰	-۲.۷۸۴	۰.۰۰۲	۳۹۷.۳۱۸	۰.۰۰۰	۳۹۲.۹۹۷	۰.۰۰۰
ROA	-۱۰.۸۹۱	۰.۰۰۰	-۳.۰۵۹	۰.۰۰۱	۳۸۳.۳۱۴	۰.۰۰۰	۳۸۹.۲۸۹	۰.۰۰۰
DR	-۱۳.۰۶۱	۰.۰۰۰	-۴.۰۶۲	۰.۰۰۰	۳۹۹.۳۷۷	۰.۰۰۰	۴۰۰.۵۳۲	۰.۰۰۰
SG	-۱۳.۸۸۰	۰.۰۰۰	-۵.۳۷۷	۰.۰۰۰	۴۲۲.۰۷۷	۰.۰۰۰	۴۷۹.۸۴۸	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

با توجه به نتایج حاصل از جدول ۳، مقدار احتمال آزمون‌ها برای کلیه متغیرهای پژوهش کوچکتر از ۰.۰۵ است، بنابراین متغیرهای فوق در سطح مانا قرار دارند. نتایج آزمون نرمال بودن خطاهای مدل نیز در جدول ۴ ارائه شده است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

جدول ۴. آزمون نرمال بودن خطاهای مدل

مدل	نوع آزمون	آماره	سطح معناداری	نتیجه آزمون	احتمال آزمون	مقدار
مدل اصلی	جارک برا	۲.۹۱۳	۰.۳۷۸	نرمال بودن خطاها	-	-
مدل اصلی	بارتلت	-	-	-	۰.۰۰۰	-
مدل اصلی	F-لیمر	-	-	-	۰.۰۰۰	۹.۴۶۶
مدل اصلی	کای دو	-	-	اثرات ثابت	۰.۰۰۰	۶۰.۰۸۸

منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، سطح معناداری جمله اخلال مدل بزرگتر از ۰.۰۵ می‌باشد که نشان‌دهنده نرمال بودن خطاهاست. یکی از پیش‌فرض‌های مدل رگرسیون، ثابت بودن واریانس خطا است. به‌طوری‌که با وجود ناهمسانی واریانس در مدل، افزایش یا کاهش در متغیر مستقل، موجب می‌گردد تا واریانس پسماند مدل تغییر کند. در این پژوهش برای اطمینان از نتایج بدست آمده برای بررسی همسانی واریانس‌ها در داده‌های ترکیبی از روش بارتلت استفاده شده که در این روش، فرض صفر، مبنی بر همسانی واریانس‌ها و فرض مخالف آن، ناهمسانی واریانس‌ها در نظر گرفته می‌شود. همچنین با توجه به نتیجه آزمون بارتلت که نشان‌دهنده مقدار احتمال کوچکتر از ۰.۰۵ است، می‌توان دریافت که واریانس خطاها ناهمسان است و فرض صفر مبنی بر ثابت بودن واریانس مدل نیز رد می‌شود. بنابراین برای رفع ناهمسانی واریانس خطاها از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است. در داده‌های ترکیبی ابتدا به منظور انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی، از آزمون F-لیمر استفاده شده است. اگر احتمال (p-value) محاسبه شده بیشتر از سطح خطای ۰.۰۵ باشد، از داده‌های تلفیقی و در غیر این صورت از داده‌های تابلویی استفاده خواهد شد. با توجه به نتایج آزمون F-لیمر، با توجه به اینکه احتمال (p-value) بدست آمده برای مدل پژوهش کوچکتر از ۰.۰۵ است، بنابراین به منظور برآورد مدل‌ها، از مدل داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. همچنین از نظر قدرت توضیح‌دهندگی برای مقایسه مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده است. فرض صفر در آزمون هاسمن حاکی از مناسب بودن مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل رگرسیونی می‌باشد و در مقابل، فرض صفر، مدل اثرات ثابت تأیید می‌گردد.

توجه به اینکه معناداری آزمون هاسمن کوچکتر از ۰.۰۵ است، بنابراین به منظور برآورد مدل از مدل اثرات ثابت استفاده می‌شود. جدول ۵، نتایج حاصل از برآورد مدل فرضیه‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار Eviews-10 و روش تخمین حداقل مربعات تعمیم یافته را نشان می‌دهد.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

جدول ۵. نتایج برآورد مدل پژوهش

$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1\ OVERCON_{it} + \beta_2\ OPT_{it} + \beta_3\ MYOP_{it} + \beta_4\ CR_{it} + \beta_5\ ROA_{it} + \beta_6\ DR_{it} + \beta_7\ AUDIND_{it} + \beta_8\ OVERCON_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_9\ OPT_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_{10}\ MYOP_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_{11}\ CR_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_{12} ROA_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_{13}\ DR_{it} \times AUDIND_{it} + \beta_{14}\ SG_{it} + \beta_{15}\ SOE_{it} + \beta_{16}\ AGE_{it} + \beta_{17}\ SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
OVERCON	۰.۰۰۳	۰.۰۰۱	۲.۱۴۷	۰.۰۳۱
OPT	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	-۱.۱۶۵	۰.۲۴۳
MYOP	۰.۰۰۱	۰.۰۱۹	۰.۰۶۲	۰.۹۵۰
CR	۰.۰۰۳	۰.۰۰۱	۳.۸۳۴	۰.۰۰۰
ROA	۰.۷۸۶	۰.۰۱۰	۷۶.۶۹۴	۰.۰۰۰
DR	۰.۰۰۲	۰.۰۰۶	۰.۳۲۰	۰.۷۴۸
AUDIND	-۰.۰۲۱	۰.۰۱۰	-۲.۰۷۴	۰.۰۴۱
OVERCON+AUDIND	۰.۰۰۲	۰.۰۰۳	۰.۷۲۸	۰.۴۶۶
OPT+AUDINDIT	-۰.۰۰۲	۰.۰۰۳	-۰.۸۱۸	۰.۴۱۳
MYOP+AUDIND	-۰.۰۰۵	۰.۰۹۰	-۰.۲۹۷	۰.۷۶۶
CR+AUDIND	۰.۰۰۶	۰.۰۰۴	۱.۳۸۸	۰.۱۶۵
ROA+AUDIND	-۰.۰۶۰	۰.۰۲۳	-۲.۶۳۴	۰.۰۰۸
DR+AUDIND	-۰.۰۳۸	۰.۰۱۶	-۲.۳۶۷	۰.۰۱۸
SG	-۰.۰۰۳	۰.۰۰۱	-۲.۶۶۶	۰.۰۰۷
SOE	۰.۰۰۳	۰.۰۰۶	۰.۴۶۹	۰.۶۳۹
AGE	۰.۰۱۱	۰.۰۰۶	۱.۷۹۵	۰.۰۷۲
SIZE	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰۸	-۲.۲۶۷	۰.۰۲۳
عرض از مبدأ (C)	-۰.۰۳۹	۰.۰۱۵	-۲.۵۱۶	۰.۰۱۲
ضریب تعیین = ۰.۷۵۳		ضریب تعیین تعدیل‌شده = ۰.۷۴۷		
آماره دوربین واتسون = ۱.۶۹۴	آماره آزمون F = ۱۶۲.۳۷۲		احتمال آزمون F = ۰.۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج مندرج در جدول ۵ نشان می‌دهد که p-value آزمون F برابر با ۰.۰۰۰ می‌باشد که کوچکتر از ۰.۰۵ است و از آنجایی که آماره F اعتبار کلی مدل را نشان می‌دهد، در نتیجه می‌توان ادعا کرد که این مدل با احتمال ۹۵ درصد معنادار می‌باشد و از اعتبار بالایی برخوردار است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

همچنین نتایج نشان می‌دهند که ضریب تعیین تعدیل شده مدل، تقریباً برابر ۰.۷۴۷ است. این بدان معنا است که ۷۴ درصد تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای توضیحی مدل قابل توضیح است و چون آماره دوربین-واتسون این مدل برابر با ۱.۶۹۴ است و این مقدار بین ۱.۵ تا ۲.۵ قرار دارد، می‌توان ادعا کرد که در مدل، خودهمبستگی وجود ندارد. نتایج مندرج در جدول ۵ نشان می‌دهد، p-value محاسبه شده برای متغیر مستقل، بیش‌اطمینانی مدیران (۰.۰۳۱)، کوچکتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۰۰۳) مثبت است. در نتیجه می‌توان اظهار داشت که بیش‌اطمینانی مدیران تأثیر مثبت و معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه در واحدهای گزارشگر دارد. بر این اساس، فرضیه ۱-۱ پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مبنی بر اینکه بیش‌اطمینانی مدیران تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد، پذیرفته می‌شود. همچنین p-value محاسبه شده برای متغیر مستقل خوش‌بینی مدیران (۰.۲۴۳)، بزرگتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۰۰۱-) منفی است. در نتیجه می‌توان اظهار داشت که خوش‌بینی مدیران، تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه واحدهای گزارشگر ندارد. بر این اساس، فرضیه ۲-۱ پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مبنی بر اینکه خوش‌بینی مدیران تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد، پذیرفته نمی‌شود. از سویی دیگر، p-value محاسبه شده برای متغیر مستقل کوته‌بینی مدیران (۰.۹۵۰)، بزرگتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۰۰۱) منفی است. در نتیجه کوته‌بینی مدیران نیز تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه واحدهای گزارشگر ندارد. بر این اساس، فرضیه ۳-۱ پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مبنی بر اینکه کوته‌بینی مدیران تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد نیز، پذیرفته نمی‌شود.

در خصوص فرضیه دوم، نتایج مندرج در جدول ۵ نشان می‌دهد p-value محاسبه شده برای متغیر مستقل نقدینگی(۰.۰۰۰)، کوچکتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۰۰۳) مثبت است. در نتیجه می‌توان مدعی شد که نقدینگی تأثیر مثبت و معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه واحدهای گزارشگر دارد. بر این اساس، فرضیه ۱-۲ پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مبنی بر اینکه نقدینگی تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد، پذیرفته می‌شود. همچنین p-value محاسبه شده برای متغیر مستقل سودآوری (۰.۰۰۰)، کوچکتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۷۸۶) مثبت است. در نتیجه می‌توان ادعا کرد که سودآوری تأثیر مثبت و معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه واحدهای گزارشگر دارد. بر این اساس فرضیه ۲-۲ پژوهش نیز در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. با توجه به p-value محاسبه شده برای

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

متغیر مستقل نسبت بدهی (۰.۷۴۸)، که بزرگتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۰۰۲) مثبت است، می‌توان دریافت که نسبت بدهی تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه واحدهای گزارشگر ندارد. بر این اساس، فرضیه ۳-۲ پژوهش در سطح اطمینان ۹۵درصد مبنی بر اینکه نسبت بدهی تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد، پذیرفته نمی‌شود.

در خصوص فرضیه سوم پژوهش، نتایج مندرج در جدول ۵ نشان می‌دهد که p-value محاسبه شده برای متغیر OVERCON×AUDIND (۰.۴۶۶)، بزرگتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۰۰۲) مثبت است. در نتیجه می‌توان اظهار داشت که کیفیت گزارش حسابرس مستقل تأثیر معناداری بر ارتباط میان بیش‌اطمینانی مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه ندارد. بر این اساس فرضیه ۱-۳ پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مبنی بر اینکه کیفیت گزارش حسابرس مستقل تأثیر معناداری بر ارتباط میان بیش‌اطمینانی مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد، پذیرفته نمی‌شود. همچنین p-value محاسبه شده برای متغیر OPT ×AUDIND (۰.۴۱۳)، بزرگتر از ۰.۰۵۰ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۰۰۲-) منفی است. در نتیجه می‌توان دریافت که کیفیت گزارش حسابرس مستقل تأثیر معناداری بر ارتباط میان خوش‌بینی مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه ندارد. بر این اساس، فرضیه ۲-۳ پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مبنی بر اینکه کیفیت گزارش حسابرس مستقل تأثیر معناداری بر ارتباط میان خوش‌بینی مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد، پذیرفته نمی‌شود. به علاوه p-value محاسبه شده برای متغیر MYOP×AUDIND (۰.۷۶۶)، بزرگتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۰۰۵-) منفی است. از این رو کیفیت گزارش حسابرس مستقل، تأثیر معناداری بر ارتباط میان کوته‌بینی مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه نیز ندارد. بر این اساس، فرضیه ۳-۳ پژوهش نیز پذیرفته نمی‌شود.

در خصوص فرضیه چهارم پژوهش، نتایج مندرج در جدول ۵ نشان می‌دهد، p-value محاسبه شده برای متغیر CR×AUDIND (۰.۱۶۵)، بزرگتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۰۰۶) مثبت است. در نتیجه کیفیت گزارش حسابرس مستقل تأثیر معناداری بر ارتباط میان نقدینگی و گزارشگری مالیاتی جسورانه ندارد. بر این اساس، فرضیه ۱-۴ پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مبنی بر اینکه کیفیت گزارش حسابرس مستقل تأثیر معناداری بر ارتباط میان نقدینگی و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد، پذیرفته نمی‌شود. از سویی دیگر p-value محاسبه‌شده برای متغیر ROA×AUDIND (۰.۰۰۸)، بزرگتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

متغیر (۰.۰۶۰-) منفی است. بنابراین کیفیت گزارش حسابرس مستقل تأثیر منفی و معناداری بر ارتباط میان سودآوری و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد. بر این اساس، فرضیه ۲-۴ پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌گردد. همچنین p-value محاسبه شده برای متغیر DR×AUDIND (۰.۰۱۸)، بزرگتر از ۰.۰۵ و ضریب برآورد شده آن متغیر (۰.۰۳۸-) منفی است. در نتیجه می‌توان دریافت که کیفیت گزارش حسابرس مستقل تأثیر منفی و معناداری بر ارتباط میان نسبت بدهی و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد. بنابراین فرضیه ۳-۴ پژوهش نیز در سطح اطمینان ۹۵ درصد مبنی بر اینکه کیفیت گزارش حسابرس مستقل تأثیر معناداری بر ارتباط میان نسبت بدهی و گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد، پذیرفته می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

مالیات یکی از اساسی‌ترین منابع درآمدی دولت‌ها به شمار می‌رود. از این رو تعیین و اخذ عادلانه مالیات می‌تواند منجر به تعدیل تضاد منافع میان دولت و مؤدیان شود، زیرا عملکرد واحدهای گزارشگر با درآمد دولت‌ها ارتباط مستقیمی دارد و با توجه به وجود تضاد منافع میان دولت و مؤدیان، مؤدیان در صدد شناسایی روش‌هایی برای عدم تمکین مالیاتی هستند. در مقابل، دولت نیز با سوءظن به گزارش مؤدیان نگاه می‌کند. از این رو هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر ریسک‌پذیری مدیران و واحدهای گزارشگر بر گزارشگری مالیاتی جسورانه با تأکید بر نقش گزارش حسابرس مستقل است. در این راستا ۱۴۳ واحد گزارشگر(۱۴۳۰ سال- شرکت) طی بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۴۰۱ که شرایط پژوهش را احراز کردند، انتخاب و مورد بررسی قرار گرفتند؛ در این راستا ۱۶ فرضیه تعریف گردید. پس از بررسی مدل، یافته‌ها نشان دادند که فرضیه اول پژوهش مبنی بر اینکه بیش‌اطمینانی مدیران تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد، تأیید شد و این بدان معنا است که هر چه مدیران دارای بیش‌اطمینانی بالایی باشند، با احتمال بیشتری در گزارشگری مالیاتی جسورانه مشارکت می‌کنند، زیرا بیش‌اطمینانی مدیران باعث می‌شود که آنها ریسک‌های بیشتری را بپذیرند و توانایی خود را در کنترل شرایط، بیش از حد برآورد کنند. این ویژگی می‌تواند به گزارشگری مالیاتی جسورانه منجر شود، زیرا مدیران ممکن است احساس کنند که قادر به مدیریت تبعات مالیاتی این ریسک‌ها هستند. این نتیجه همسو با نتیجه پژوهش کوئستر و همکاران (۲۰۱۷)، لو و همکاران (۲۰۲۲)، داویدسون و همکاران (۲۰۲۲)، چیز (۲۰۱۳) و دیرینگ و همکاران (۲۰۱۰) است. آنها در پژوهش خود از معیارها و

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

ویژگی‌های مختلفی برای گزارشگری مالیاتی جسورانه استفاده نموده بودند. لازم به توضیح است که فرضیه‌های دوم و سوم پژوهش مبنی بر اینکه خوش‌بینی و کوته‌بینی مدیران تأثیر معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد، رد شد که این نتیجه با نتایج پژوهش فرانسیس و همکاران (۲۰۲۲)، ویتو و همکاران (۲۰۲۲)، لاآو و میلز (۲۰۱۷)، دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) و طاهری عابد و همکاران (۱۳۹۷) همسو است. لازم به ذکر است که این نتایج بر اساس معیارهای مختلف بدست آمده است. این امر نشان می‌دهد که ویژگی‌های متفاوت مدیران، می‌تواند کارکردهای متفاوتی را نیز به همراه داشته باشد. به عبارت دیگر، تصور می‌شود که خوش‌بینی و کوته‌بینی مدیران به دلیل تمرکز بر نتایج کوتاه‌مدت و ارزیابی‌های خوش‌بینانه، معمولاً به درک ناکافی از پیامدهای بلندمدت و ریسک‌های مالیاتی منتهی می‌شود. از این رو این ویژگی‌ها به تنهایی برای اتخاذ تصمیمات جسورانه در گزارشگری مالیاتی که نیازمند ارزیابی دقیق و جامع ریسک‌ها است، کافی نمی‌باشد، زیرا خوش‌بینی و کوته‌بینی به خودی خود جسارت لازم برای پذیرش ریسک‌های مالیاتی را در مدیران ایجاد نمی‌کند. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهند که فرضیه‌های مربوط به تأثیر نقدینگی و سودآوری واحدهای گزارشگر بر گزارشگری مالیاتی جسورانه تأیید شده‌اند. تأیید تأثیر نقدینگی و سودآوری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه نشان‌دهنده این است که واحدهای گزارشگر با منابع مالی بیشتر (نقدینگی بالا) و سودآوری بالا تمایل بیشتری به پذیرش ریسک‌های مالیاتی دارند. این واحدها به دلیل داشتن توان مالی بالاتر، قادرند هزینه‌های بالقوه ناشی از اقدامات جسورانه مانند جرایم مالیاتی را تحمل کنند. علاوه بر این، سودآوری بالا می‌تواند انگیزه‌ای برای کاهش بار مالیاتی از طریق گزارشگری جسورانه باشد تا سود خالص بیشتری حفظ شود. این نتایج همسو با نتایج پژوهش فرهادتوسکی و دوستیان (۱۴۰۳)، پیوندی (۱۴۰۱)، فرانک و همکاران (۲۰۱۸)، آرمسترانگ و همکاران (۲۰۱۵) و زیمرمن (۱۹۸۳) است که در خصوص برخی ویژگی‌های واحدهای گزارشگر صادق است که از جمله آن می‌توان به اندازه، نرخ بازده دارایی‌ها و غیره اشاره کرد. این نتایج نشان می‌دهند که برخی ویژگی‌های واحدهای گزارشگر مانند ریسک‌پذیری مدیران، می‌توانند کارکردهای متفاوتی داشته باشند. در همین راستا فرضیه تأثیر نسبت بدهی بر گزارشگری مالیاتی جسورانه رد شد که این نتیجه نیز همسو با نتیجه فرهادتوسکی و دوستیان (۱۴۰۳) بوده است. این نتیجه ممکن است به این دلیل باشد که واحدهای گزارشگر با بدهی بالا معمولاً تحت فشارهای مالی بیشتری قرار دارند و تمایل دارند رفتار محتاطانه‌تری در قبال ریسک‌های مالیاتی اتخاذ کنند تا از پیچیدگی‌های بیشتر در پرداخت

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

بدهی‌ها و مواجهه با نهادهای مالیاتی اجتناب کنند. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهند که فرضیه‌های تأثیر کیفیت گزارش حسابرس مستقل بر ارتباط میان ریسک‌پذیری مدیران و گزارشگری مالیاتی جسورانه رد شده که این نتایج بر خلاف نتایج پژوهش گراهام و همکاران (۲۰۱۳)، استیونس و ویلیامز (۲۰۱۳)، کوهن و همکاران (۲۰۰۴)، لینوکس و لیزووسکی (۲۰۱۳)، شمیل و همکاران (۲۰۲۳) و هاک (۲۰۱۵) است. این نتایج ممکن است به دلیل محدودیت‌های حسابرسی در شناسایی نیت‌ها و انگیزه‌های مدیریتی یا پیچیدگی‌های تصمیم‌گیری‌های مالیاتی باشد. به عبارت دیگر، ممکن است ویژگی‌های شخصیتی مدیران نقش برجسته‌تری نسبت به نظارت حسابرس ایفا کند. همچنین تأثیر کیفیت گزارش حسابرس مستقل بر دو متغیر سودآوری و نسبت بدهی بر گزارشگری مالیاتی جسورانه تأیید شده است. تأیید تأثیر کیفیت گزارش حسابرس مستقل بر رابطه سودآوری و نسبت بدهی با گزارشگری مالیاتی جسورانه نشان‌دهنده این است که حسابرسان می‌توانند از رفتارهای پرریسک مالیاتی مرتبط با متغیرهای مالی کلیدی مانند نسبت سودآوری و بدهی جلوگیری کنند. این نتایج همسو با نتایج پژوهش گنتر و دیگران (۲۰۱۷)، فرانسیس و همکاران (۲۰۰۳)، رگو و ویلسون (۲۰۱۲) و آنگرینی و ویسماواتی (۲۰۲۴) بوده است.

به طور کلی نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که بیش‌اطمینانی مدیران و سودآوری، تأثیر مثبت و معناداری بر گزارشگری مالیاتی جسورانه دارد. در عین حال، خوش‌بینی، کوته‌بینی به عنوان ریسک‌پذیری مدیران، و نسبت بدهی به عنوان ویژگی واحدهای گزارشگر، تأثیر قابل توجهی بر این نوع گزارشگری ندارند. از این رو نتایج این پژوهش می‌تواند زمینه‌ای برای شناسایی واحدهای گزارشگر پر ریسک، فراهم و زمینه اخذ مالیات عادلانه را فراهم آورد. به عبارت دیگر، سازمان امور مالیاتی کشور می‌تواند با بهره‌گیری از نتایج این پژوهش و در نظر گرفتن ریسک‌پذیری مدیران مانند بیش‌اطمینانی و همچنین ویژگی‌های مالی واحدهای گزارشگر مانند نقدینگی و سودآوری، مؤدیان را در سطوح مختلف ریسک طبقه‌بندی کند. این رویکرد، که به عنوان "ممیزی بر مبنای ریسک" شناخته می‌شود، به سازمان کمک می‌کند تا منابع و تمرکز خود را بر واحدهایی با ریسک بالاتر (مانند مدیرانی با بیش‌اطمینانی یا واحدهای سودآور و دارای نقدینگی بالا که احتمال گزارشگری مالیاتی جسورانه در آنها بیشتر است) معطوف کند. این نوع طبقه‌بندی می‌تواند فرایند رسیدگی مالیاتی را کارآمدتر کرده و به تخصیص بهینه منابع برای کاهش تخلفات مالیاتی و اخذ عادلانه مالیات کمک کند. در مقابل، ویژگی‌هایی مانند خوش‌بینی و کوته‌بینی که تأثیر معناداری بر رفتارهای جسورانه مالیاتی ندارند، می‌توانند در

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

اولویت‌های پایین‌تری برای ممیزان قرار بگیرد. این رویکرد به سازمان امور مالیاتی اجازه می‌دهد تا با تکیه بر داده‌های موجود، ممیزی‌های هدفمندتری را انجام دهد و ریسک‌های مرتبط با گزارشگری مالیاتی جسورانه را بهتر مدیریت کند.

محدودیت، جزء ذاتی هر پژوهش است. یکی از اساسی‌ترین محدویت‌های پژوهش حاضر، عدم ثبات رویه در انتخاب ریسک‌پذیری مدیران و واحدهای گزارشگر بوده که به واسطه تفاوت کارکردی ویژگی‌ها، امکان مقایسه‌پذیری نتایج را با محدودیت همراه نموده است. هر چند این امر نتایج پژوهش‌ها را بی‌اعتبار نمی‌نماید، زیرا مدیران و واحدهای گزارشگر چند بعدی بوده و نمی‌توان آنها را صرفاً از یک بعد مورد بررسی قرار داد. از سوی دیگر، عدم توجه پژوهشگران به این حوزه، دستیابی به نتایج پژوهش‌ها را در ادوار گذشته با محدودیت همراه نموده است. به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی به بررسی ویژگی‌های صنعت و محدوده جغرافیایی بر گزارشگری مالیاتی جسورانه بپردازند. همچنین در پژوهشی دیگر می‌توان به بررسی تأثیر نقش اعضای غیرموظف هیأت مدیره در گزارشگری مالیاتی جسورانه پرداخت.

تعارض منافع

تعارض منافع ندارم.

سپاسگزاری

اینجانبان از زحمات هیأت تحریریه محترم پژوهشنامه مالیات قدردانی می کنیم.

ORCID

MohammadJavad Tasaddi Kari https://orcid.org/0000-0002-0552-6453

Alireza Taheri Lisar http://orcid.org/0009-0007-4181-5942

Saeideh Naderi Hoor http://orcid.org/0009-0007-1244-4417

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

منابع

۱. اسماعیل‌زاده، علی، و کیوانفر، مختار. (۱۳۹۷). رابطه بین استحکام مدیریت، مدیریت سود و ارزش شرکت‌ها. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۳۹(۱۰)، ۸۱-۱۰۶.

۲. امیری، اسماعیل، خدامی پور، احمد، و کامیابی، یحیی. (۱۳۹۷). اثر رفتارهای کوته‌بینانه و خوش‌بینانه مدیریت بر شفافیت اطلاعات مالی. پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی، ۷(۲)، ۱۴۱-۱۷۷.

۳. آزادی، کیهان، عزیزمحمدلو، حمید، تصدّی‌کاری، محمّدجواد، و خدمتگذار، حمید. (۱۴۰۰). اثر خوانائی صورت‌های مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام و رفتار سهامداران. دانش حسابداری مالی، ۸(۱)، ۱۲۱-۱۴۴.

۴. بنی مهد، بهمن، عربی، مهدی، و حسن‌پور، شیوا. (۱۳۹۶). پژوهش‌های تجربی و روش‌شناسی در حسابداری. تهران : انتشارات ترمه.

۵. پیوندی، سعیده. (۱۴۰۱). ویژگی‌های شرکت و گزارشگری مالی جسورانه. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۹(۲)، ۲۴۲-۲۶۳.

۶. جمشیدی فرد، سعید. (۱۳۸۸). بررسی تطبیقی مسئولیت صورت‌های مالی. حسابدار، ۲۱۵، ۴۲-۴۵.

۷. حسینی، سید میثم، محفوظی، غلامرضا، و خردیار، سینا. (۱۴۰۰). بررسی نقش گزارشگری مالیاتی متهورانه در احتمال وجود تقلب در صورت‌های مالی. تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۱۳(۵۰)، ۱۶۳ - ۱۷۶.

۸. حقیقت، حمید، صفرزاده، محمدحسین، و رفیعی، افسانه. (۱۳۹۵). تئوری حسابداری، ۱(چاپ اول). تهران: انتشارات رمزینه.

۹. خانی، عبدالله، و سلطانی اسفریزی، علیرضا. (۱۳۹۲). گزارشگری مالی متهورانه و رابطه آن با گزارشگری مالیاتی متهورانه. مجله اقتصادی، ۶ و ۵، ۵-۱۶.

۱۰. ربیعی، خدیجه، و فتوحی فشتمی، حسن. (۱۴۰۲). ارائه مدل کارایی سرمایه‌گذاری بر اساس تورش‌های رفتاری مدیران با تأکید بر نقش تمایلات سرمایه‌گذاری. دانش سرمایه‌گذاری، ۱۲(۴۸)، ۳۸۷-۴۱۴.

۱۱. طاهری عابد، رضا، علی‌نژاد ساروکلائی، مهدی، و فغانی ماکرانی، خسرو. (۱۳۹۷). تأثیر شهرت و امنیت شغلی مدیران عامل بر شفافیت گزارشگری مالی. دانش حسابداری، ۹(۴)، ۱۸۵-۲۱۵.

۱۲. عرب صالحی، مهدی، و هاشمی، مجید. (۱۳۹۴). تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر اجتناب مالیاتی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۲(۱)، ۸۵-۱۰۴.

۱۳. فرهادتوسکی، امید، و دوستیان، رحمان. (۱۴۰۳). بررسی تأثیر ویژگی‌های شرکت بر راهبرد جسورانه مالیاتی. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۱۳(۴۹)، ۷۴-۶۳.

۱۴. گرایی‌نژاد، غلامرضا، و چپردار، الهه. (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران. فصلنامه علوم اقتصادی، ۶(۲۰)، ۶۹-۹۲.

۱۵. مرادی، راحله، احمدی، فائق، کردلوئی، حمیدرضا، و اسدنیا، جهانبخش. (۱۴۰۰). بررسی نقش تعدیل‌گر تورش‌های رفتاری بر رابطه بین ویژگی‌های فردی مدیران مالی و مشخصات شرکت‌ها با عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های مالی و رفتاری در حسابداری، ۱(۲)، ۱۲۳-۱۲۷.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

۱۶. مشایخی، بیتا، و عظیمی، عابد. (۱۳۹۵). تأثیر توانایی‌های مدیریت بر رابطه بین مدیریت سود واقعی و عملکرد آتی شرکت. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۳(۲)، ۲۵۳-۲۶۷.
۱۷. نیک‌بخت، محمدرضا، سیدی، سید عزیز، و هاشم‌الحسینی، روزبه. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر ویژگی‌های هیأت مدیره بر عملکرد شرکت. پیشرفت‌های حسابداری، ۵۸/۳، ۲۵۱-۲۷۰.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

References

1. Adams, R. B., & Funk, P. (2012). Beyond the Glass Ceiling: Does Gender Matter? *Management Science, 58*(2), 219-235.
2. Ahmed, A. S., & Duellman, S. (2013). Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research, 51*(1), 1-30.
3. Amiri, E., Khodamipour, A., & Kamyabi, Y. (2019). The Impact of Myopic and Optimistic Management Behaviors on the Transparency of Financial Information. *Applied Research in Financial Reporting, 7*(2), 141-177. [In Persian]
4. Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1982). Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. *Journal of Econometrics, 18*(1), 47-82.
5. Anggraini, Y., & Wismawati, W. (2024). Family Ownership and Tax Aggressiveness: Moderate Effects of Audit Quality. *International Journal of Economics, Business and Accounting Research (IJEBAR), 8*(1), 99-111.
6. Arabsalehi, M., & Hashemi, M. (2015). The Effect of Managerial Overconfidence on Tax Avoidance. *Accounting and Auditing Review, 22*(1), 85-104.
7. Armstrong, C., Blouin, J., Jagonlizer, A., & Larcker. D. (2015). Corporate Governance, Inactives, and Tax Avoidance. *Journal of Accounting and Economics, 60*(1), 1-17.
8. Azadi, K., Azizmohammadlo, H., Tasaddi Kari, M. J., & Khedmatgozar, H. (2021). The Readability Effect of Financial Statements on Stock Price Risk and Shareholder Behavior. *Financial Accounting Knowledge, 8*(28), 121-144. [In Persian]
9. Banimahd, B., Arabi, M., & Hassanpour, Sh. (2018). *Empirical Research and Methodology in Accounting* (5th Ed.). Tehran: Termeh. [In Persian]
10. Beutel, A. M., & Marini, M. M. (1995). Gender and Values. *American Sociologial Review, 60*(3), 436-448.
11. Boone, J., Khurana, I., & Raman, K. (2013). Religiosity and Tax Avoidance. *The Journal of the American Taxation Assosiation, 35*(1), 53-84.
12. Cahan, S. F. (1992). The Effect of Antitrust Investigations on Discretionary Accruals: A Refined Test of the Political-Cost Hypothesis. *Accounting Review, 67*(1), 77-95.
13. Cain, M. D., & McKeon, S. B. (2016). CEO Personal Risk-Taking and Corporate Policies. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 51*(1), 139-164.
14. Carolina, V., & Oktavianti, O. (2022). The Best Measurement of Tax Aggressiveness in Predicting Corporate Risk. *Indonesian Accounting and Finance Research, 6*(3), 310-318.
15. Christensen, D. M., Dhaliwal, D. S., Boivie, S., & Graffin, S. D. (2015). Top Management Conservatism and Corporate Risk Strategies: Evidence from

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

Managers' Personal Political Orientation and Corporate Tax Avoidance. *Strategic Management Journal, 36*(12), 1918-1938.
16. Chyz, J. A. (2013). Personally Tax Aggressive Executives and Corporate Tax Sheltering. *Journal of Accounting and Economics, 56*(2), 311-328.
17. Cohen, J., Krishnamoorthy, G., & Wright, A. (2004). The Corporate Governance Mosaic and Financial Reporting Quality. *Journal of Accounting Literature, 23*, 87-152.
18. Davidson, R., Dey, A., & Smith, A. (2015). Executive' "Off-The-Job" Behavior, Corporate Calture, and Financial Reporting Risk. *Journal of Financial Economics, 117*(1), 5-28.
19. Davis, A. K., Piger, J. M., & Sedor, L. M. (2012). Beyond the Numbers: Measuring the Information Content of Earnings Press Release Language. *Contemporary Accounting Research, 29*(3), 845–868.
20. Demerjian, P., Lev, B., & McVay, S. (2012). Quantifying Managerial Ability: A New Measure and Validity Tests. *Management Science, 58*(7), 1229-1248.
21. Dyreng, S. D., Hanlon, M., & Maydew, E. L. (2010). The Effects of Executives on Corporate Tax Avoidance. *The Accounting Review, 85*(4), 1163-1189.
22. Esamailzadeh Morgy, A., & Keyvanfar, M. (2018). The Relationship between Management Strength, Earnings Management and Corporate Value. *Financial Accounting and Auditing Research, 39*(10), 81-106. [In Persian]
23. Farhad Toski, O., & Doostian, R. (2024). The Effect of Corporate Characteristics on Tax Aggresivness. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledg, 13*(49), 63-74. [In Persian]
24. Francis, B. B., Sun, X., Weng, C. H., & Wu, Q. (2022). Managerial Ability and Tax Aggressiveness. *China Accounting and Finance Review, 24*(1), 53-75.
25. Francis, B., Hason, I., Wu, Q., & Yan, M. (2014). Are Female CFOs Less Tax Aggressive? Evidence from Tax Aggressiveness. *Journal of American Taxation Association, 36*(2), 171-202.
26. Francis, J. R., Khurana, I. K., & Pereira, R. (2003). The Role of Accounting and Auditing in Corporate Governance and the Development of Financial Markets around the World. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics, 10*(1), 1-30.
27. Frank, M. M., Lynch, L. J., & Rego, S. O. (2009). Tax Reporting Aggressiveness and its Relation to Aggressive Financial Reporting. *The Accounting Review, 84*(2), 467-496.
28. Frank, M. M., Lynch, L. J., Rego, S. O., & Zhao, R. (2018). Are Corporate Risk-Taking Practices Indicative of Aggressive Reporting Practices. *American Accounting Association, 1*, 31-55.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

29. Geraei Nezhad, Gh., & Chapardar, E. (2012). Investigating Factors Affecting Tax Revenues in Iran. *Financial Economics, 6*(20), 69-92. [In Persian]
30. Graham, J. R., Hanlon, M., Shevlin, T. J., & Shroff, N. (2013). Incentives for Tax Planning and Avoidance: Evidence from the Field. *The Accounting Review, 89*(3), 991-1023.
31. Guenther, D. A., Matsunaga, S. R., & Williams, B. M. (2017). Is Tax Avoidance Related to Firm Risk? *The Accounting Review, 92*(1), 115-136.
32. Hack, D. (2015). The Impact of Auditor Quality on Earnings Management and Tax Avoidance. *Contemporary Accounting Research.*
33. Haghighat, H., Safarzadeh, M. H., & Rafiee, A. (2016). *Accounting Theory,* 1. Tehran: Ramzine. [In Persian]
34. Heltzer, W., Mindak, M., & Zhou, M. (2015). Do Firms Engage in Aggressive Tax Reporting Prior to Bankruptcy? *Accounting & Taxation, 7*(2), 1-15.
35. Hosseini, S. M., Mahfozi, G., & Kheradyar, S. (2021). Investigate the Role of Tax Aggressiveness Reporting on the Probability of Fraud in Financial Statements. *Accounting and Auditing Research, 13*(50), 163-176. [In Persian]
36. Huang, W., Jiang, F., Liu, Z., & Zhang, M. (2011). Agency Cost, Top Executives' Overconfidence, and Investment-Cash Flow Sensitivity-Evidence from Listed Companies in China. *Pacific-Basin Finance Journal, 19*(3), 261-277.
37. Jamshidifard, S. (2010). Comparative Study of Responsibility of Financial Statements. *Accountant, 215,* 42-45. [In Persian]
38. Khani, A., & Sultani Sferizi, A. (2011). Aggressive Financial Reporting and Its Relationship with Aggressive Tax Reporting. *Economic Journal, 5 and 6,* 5-16. [In Persian]
39. Koester, A., Shevlin, T., & Wangerin, D. (2017). The Role of Managerial Ability in Corporate Tax Avoidance. *Management Science, 63*(10), 3285-3310.
40. Law, K. K., & Mills, L. F. (2017). Military Experience and Corporate Tax Avoidance. *Review of Accounting Studies, 22*(1), 141-184.
41. Li, J., Tong, W., & Cheng, P. (2012). Managerial Overconfidence, CEO Selection and Corporate Investment: An Empirical Analysis. *SSRN Electronic Journal , 2121054,* 1-38.
42. Luo, S., Shevlin, T., Shi, L., & Shih, A. (2022). CEO Sports Hobby and Firms' Tax Aggressiveness. *The Journal of the American Taxation Association, 44*(1), 123-153.
43. Mashayekhi, B., & Azimi, A. (2016). Influence of Manager's Abilities on the Relation between Real Earning Management and Future Firm Performance. *Journal of Accounting and Auditing Review, 23*(2), 253-267. [In Persian]

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

44. Moradi, R., Ahmadi, F., Kordlouei, H., & Asadnia, J. (2021). Studying the Moderating Role of Financial Biases on Relationship between Financial Managers Individual Properties and Companies Circumstances on Financial Performance of Accepted Companies in Tehran Stock Exchange. *Financial and Behavioral Researches in Accounting, 1*(2), 123-127. [In Persian]
45. Nikbakht, M. R., Seyyedi, S. A., & Hashem Alhosseini, R. (2010). Examining the Effect of the Characteristics of the Board of Directors on the Company's Performance. *Accounting Developments, 58/3,* 251-270. [In Persian]
46. Peyvandi, S. (2022). Corporate Characteristics and Aggressive Financial Reporting. *Accounting and Auditing Review, 29*(2), 242-263. [In Persian]
47. Rabiee, K., & Fotouhi Foshtomi, H. (2023). Presenting an Investment Efficiency Model Based on Managers' Behavioral Biases with Emphasis on the Role of Investment Sentiment. *Journal of Investment Knowledge, 12*(48), 387-414. [In Persian]
48. Rego, S. O., & Wilson, R. (2012). Equity Risk Incentives and Corporate Tax Aggressiveness. *Journal of Accounting Research, 50*(3), 775-810.
49. Rezazadeh, J., Vatan Parast, M. R., Tasaddi Kari, M. J., & Yar Ahmadi, J. (2022). The Effect of Disclosure Quality on Shareholder Behavior with Emphasis on the Biological Characteristics of the Reporting Unit. *Environmental Energy and Economic Research, 6*(4), 1-14.
50. Schrand, C. M., & Zechman, S. L. (2012). Executive Overconfidence and the Slippery Slope to Financial Misreporting. *Journal of Accounting and Economics, 53*(1-2), 311-329.
51. Shamil, M. M., Gooneratne, D. W., Gunathilaka, D., & Shaikh, J. M. (2023). The Effect of Board Characteristics on Tax Aggressiveness: The Case of Listed Entities in Sri Lanka. *Journal of Accounting in Emerging Economies, 14*(4), 747-770.
52. Stevens, D. E., & Williams, D. D. (2013). Audit Quality and Tax Aggressiveness: An Examination of Large Private and Public U.S. Firms. *Working Paper.*
53. Taheri Abed, R., Alinezhad Sarokolaei, M., & Faghani Makerani, K. (2019). Impact of Reputation and Chief Executive Officer's Job Security on Financial Reporting Transparency. *Journal of Accounting Knowledge, 9*(4), 185-215. [In Persian]
54. Vito, B., Firmansyah, A., Qadri, R. A., Dinarjito, A., Arfiansyah, Z., Irawan, F., & Wijaya, S. (2022). Managerial Abilities, Financial Reporting Quality, Tax Aggressiveness: Does Corporate Social Responsibility Disclosure Matter in an Emerging Market? *Corporate Governance and Organization Behavior Review, 6*(1), 19-41.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]

55. Wallace, W. (1980). *The Economic Role of the Audit in Free and Regulated Markets.* Rochester (NY): University of Rochester.
56. Zimmerman, J. L. (1983). Taxes and Firm Size. *Journal of Accounting and Economics, 5,* 119-149.

استناد به این مقاله: تصدی‌کاری، محمدجواد، طاهری لیسار، علیرضا، و نادری حور، سعیده. (۱۴۰۳). تأثیر ریسک‌پذیری مدیران و ویژگی‌های واحدهای گزارشگر بر گزارشگری مالیاتی جسورانه با تأکید بر نقش گزارش حسابرس مستقل. پژوهشنامه مالیات، ۳۲(۶۴)، ۷-۴۶.

Journal of Tax Research is licensed under a Creative Commons Attribution-Noncommercial4.0 International License.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-10-25]

[DOI: 10.61186/taxjournal.32.64.3]