Iranian Association of Geopolitical

**Geography(Regional Planning)**

**Summer 2023. Vol 13. Issue 51**

2783-2112ISSN (Print): 2228-6462 - ISSN (Online):

Journal Homepage: https://www.jgeoqeshm.ir/

**Research Paper**

# Investigating the Effect of Financing of a Joint-Stock Company on the Purchase and Development of Shares of Active Companies in the Stock Market in Line with Regional Planning and Sustainable Development

**Fatemeh Hosseinkhani[1], Yadollah Rajaei[2*], Nemat Falihi[3], Mohammad Dalmanpor[2]**

1. PhD student, Department of Economics, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran.
3. Assistant Professor, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

**ARTICLEINFO**

**PP: 250-272**

**Use your device to scan and read the article online**

**Keywords:** *financing, issuing shares, bonds, borrowing .*

**Abstract**

Financing methods for the continuation of activity and the implementation of profitable projects are very effective in the process of growth of companies and cause the continuation of the life of companies in today's competitive world. . so; The main purpose of this research was to determine the effect of the financing of a joint stock company on the purchase and development of shares. According to the main purpose of the research, the orientation of this research is practical. The statistical population of this research includes all the companies admitted to the Tehran Stock Exchange in the period from 2013 to 2019, which was determined using a non-random method and according to the availability of information, including 120 companies, and using Eviews software, 10 were selected. In the first part, research hypotheses were investigated using descriptive statistics and panel data econometric method. All research variables are static at the I_0 level and there is a long relationship between the variables of the number of stock purchases, net cash from financing activities, net cash from issuing long-term debt, net cash from the sale of shares after deducting dividends paid. There is company size, company profitability, and company liquidity. Further, by using the Chau-Hasman test, it was determined that some of the research models are mixed with fixed effects and some are random effects. In the following, the hypotheses of the research were examined and the results obtained show that; The financing of a joint-stock company has an effect on the purchase and development of the stock market. The research findings also show that companies can obtain the financial resources they need from within (for example, from the place of accumulated profits), or from outside. provide the company (through issuing shares or bonds, borrowing from the banking system).

**Citation**: Hosseinkhani, F., Rajaei, Y., Falihi, N., Dalmanpor, M. (2023). **Investigating the Effect of Financing of a Joint-Stock Company on the Purchase and Development of Shares of Active Companies in the Stock Market in Line with Regional Planning and Sustainable Development**. Geography(Regional Planning), 13(51), 250-272.

**DOI:** 10.22034/JGEOQ.2023.285289.3069

**DOR:** 20.1001.1.22286462.1402.13.51.15.7

* **Corresponding author:** Yadollah Rajaei, **Email:** dr.yadollah.Rajaei@gamil.com

Copyright © 2023 The Authors. Published by Qeshm Institute. This is an open access article under the CC BY license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

## Extended Abstract

### Introduction

Investment is vital and necessary for the economic growth and development of any country. In order to provide the necessary funds for investment, various sources must be available. Among the main resources are people's savings, which require a strong mechanism to direct these savings to productive sectors. In this regard, monetary and financial markets are responsible for converting savings into capital. The stock exchange, within the framework of the financial market, endeavors to guide idle savings towards production. The capital market plays a pivotal role in the economy by stimulating domestic resources and directing them toward productive investments. This function is only achievable when the capital market establishes a meaningful relationship with economic activity. Capital markets serve as fundamental components in the modern market-oriented economic system, functioning as efficient channels for promoting economic growth. The cycle of production and the development of joint-stock companies is initiated by securing appropriate financial resources. To execute and complete industrial and executive projects, financial resources are necessary to ensure suitable capital allocation, underscoring the significance of financing methods. In this research, the financial profitability of companies listed in the Securities and Exchange Organization, active during the period from 2011 to 2017 in Tehran, will be examined. Considering that the financial system encompasses capital markets and financial institutions, this study investigates the correlation of other financial sectors with the development of the stock market (representing capital markets) and banking growth (representing financial management) in the country, taking into account size and activity. Therefore, the main question addressed in this research is: What impact do financial markets have on the development of companies listed on the Tehran Stock Exchange during the years 2011 to 2017 in the Iranian calendar?

### Methodology

This research is of an applied and post-event descriptive nature. To test the research hypotheses, multivariate regression analysis is employed, utilizing secondary data extracted from the financial statements of companies in the trading market. The research adopts a deductive-inductive reasoning framework.In this study, the primary focus is on examining the correlation between financing variables of joint-stock companies (net cash from financing activities, funds raised through the issuance of shares, funds obtained through borrowing) and the procurement and development of the stock market. If a correlation is identified among the research variables, multiple regression models will be estimated.

### Results and Discussion

This section of the article pertains to the analysis of the gathered data. Analysis, as an integral component of the scientific method, stands as a fundamental pillar within any research methodology. Broadly speaking, analysis serves as a guiding process throughout the entire research journey, starting from problem identification and leading to result attainment. The primary objective of data analysis is to meticulously scrutinize the phenomena and relationships among the variables pertinent to the research subject. In this study, Fisher's test was employed to assess the stationarity of the variables. The results indicate that all research variables exhibit stationarity at the 0.05% significance level. Consequently, the null hypothesis is rejected, confirming the variables' stationarity at the zero level. Table (2) illustrates that the cumulative t-statistic of Kao for all variables surpasses 1.96, and the error level is less than 0.05, signifying the presence of a significant long-term relationship among the investigated variables.

Statistical analysis reveals that the net cash from financing activities of joint-stock companies exerts a positive and significant impact (t=1.96, error level<0.05) on the development of the stock market. Furthermore, financing funds through the issuance of shares of joint-stock companies also influence the development of the stock market positively and significantly (t=1.96, error level<0.05). Similarly, the net cash derived from long-term debt issuance also positively and significantly affects the development of the stock market (t=1.96, error level<0.05). The adjusted coefficient, with a value of 0.77, indicates that the independent variables have been able to elucidate 77% of the variations in the dependent variable (stock market development). Additionally, the F statistic, with a value of 34.4 and a significance level of less than 0.000, underscores the overall significance of the regression model.

### Conclusion

The findings of this research highlight that the financing activities of joint-stock companies play a pivotal role in influencing the development of the stock market. This impact is evident in several aspects, including averting the immobilization of bank resources, facilitating the settlement of the government's debts to contractors, fostering a balance between risk and return, drawing stray liquidity from asset markets, and delineating the roles of financing in both the money market and capital market based on the size of companies. Moreover, the development of the debt market in

the country brings forth numerous advantages such as the non-inflationary injection of financial resources into the economy and an enhancement in transparency within the business environment. Despite these potential benefits, the historical challenges associated with the limited formation of the debt market in Iran persist. These challenges encompass insufficient knowledge among companies and investors, a lack of control in the supply and demand system influencing the pricing of issued bonds, the inability to adjust the price and yield of bonds with fixed income, the absence of credit rating implementation for bonds, the necessity for companies to publish comprehensive financial information, the high cost of financing through the debt market, the intricate and time-consuming nature of debt market financing, and the prevalent traditional reliance on the banking system, among other factors. Additionally, the pressure on companies to repay bond principal amounts upon maturity contributes to the existing impediments hindering the development of the debt market in Iran.

## References


1. Aghaie, M. A., Ahmadian, V., & Jahazatashi, A. (2014). Factors affecting the capital structure of small and medium-sized companies in Iran. Journal of Financial Accounting Research, 6, 175-212. [In Persian]
2. Ahmadi Mansourabadi, M. (2007). A study on the effects of financial resources on the value of listed companies on the Tehran Stock Exchange (TSE). Master's thesis, Islamic Azad University, Science and Research Branch. [In Persian]
3. Allen, F. , Gale, D. (2000). Comparing Financial Systems. MIT press, Cambdridge, MA .
4. Antzoulatos, A. Koufopoulos, K. Lambrinoudakis,C. Tsiritakis E. (2016). Supply of Capital and Capital Structure: The Role of Financial Development. Journal of Corporate Finance 38,166-195.
5. Aslan, H. , Kumar, P. , (2011). Lemons or cherries? Growth opportunities and market temptations in going public and private. Journal of Financ QuantAnal. 46 (2), 489 .
6. Bagheri, A., Ramazani, A., & Poursaeed, A. (2018). Examining the impact of internal and external financing methods on the real total return of stocks. Journal of Investment Knowledge, 7(26), 187-210. [In Persian]
7. Campello, M., Graham, J., Harvey, C (2010); The real effects of financial constraints: evidence from a financial crisis, Journal of Financial Economics,. 97, 470–487.
8. Davoudi, S. M. R., Abdolbaghi Ataabadi, A., & Yousefi, J. (2022). The effectiveness of investment strategies based on time cycles in the Tehran Stock Exchange: Content analysis of harmonic oscillators and wave cycles. Quarterly Journal of Financial Economics, 16(58), 129-152. [In Persian]
9. Dehghan, A. M., & Kamyabi, M. (2019). How economic variables affect the performance of listed companies in the Tehran Stock Exchange under boom and recession conditions in the Iranian capital market. Quarterly Journal of Financial Economics, 13(48), 147-166. [In Persian]
10. Eriotis, N, Vasilou, D. and Neokosmidi, Z.V.( 2007) ; How firm characteristics affect capital structure:an empirical study,Managerial Finance, l.33,(5), 321-331.
11. Eslamdoust, N., & Gholami, E. (2017). Investigating the impact of financial development on the financing of companies listed on the Tehran Stock Exchange. Journal of Economics and Business Research, 8(15), 26-15. [In Persian]
12. Etudaiye-Muhtar, O.F., Ahmad, R. (2014). Banking Sector Development and Corporate Leverage: Empirical Evidence from South African Firms. International Journal of Economics and Finance 6(8): 278-288.
13. Faramarzi, M. (2017). The impact of parallel markets in the form of stock and currency markets on money demand in Iran. Master's thesis, Islamic Azad University, North Tehran Branch. [In Persian]
14. Fazzari, S., Hubbard, R., and Petersen, B (1988); Financing constraints and corporate Investment", Brookings Papers on Economic Activity, 1, 141–206.
15. Kaplan, S., and Zingales, L (1997); Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?, Quarterly Journal of Economics. 112, 169–215.
16. Khazaei, I., Taheranchian, A. M., Jafari Samimi, A., & Taleblou, R. (2016). The impact of internal financing on the efficiency of firms (empirical evidence from the automotive industry in Iran). Journal of Economic Studies and Policies, 95(1), 101-128. [In Persian]
17. Lowry, M. , Michaely, R. , Volkova, E. , (2017). Initial public offerings: A synthesis of the literature and directions for future research. Foundat. Trend. Financ. 11 (3-4), 154–320 .
18. Maksimovic, V. , Phillips, G. , Yang, L. , (2013). Private and public merger waves. J. Fi- nanc. 68 (5), 2177–2217 .
19. Marimuthu,Maran.(2009), Corporate Restructuring, Firm Characteristics and Implications on Capital Structure, Journal of Business and Management,Vol.4, No.1

**20.** Masoud, N. (2016). "The Determinants of Capital Structure Choice: Evidence from Libyan Firms", Research Journal of Finance and Accounting 5(1), 67-83.

**21.** Modigliani, F., Miller, M. (1958). "The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment". American Economic Review 48: 261-297.

**22.** Mohagheghnia, M. J., Ziaeechi, A. A., Sargolzaei, M., & Khashei, V. (2022). Evaluating the impact of exchange rate fluctuations on the performance of companies listed on the Tehran Stock Exchange and assessing their time gaps. Quarterly Journal of Financial Economics, 16(59), 127-154. [In Persian]

**23.** Mokhova, N., Zinecker, M. (2014). "Macroeconomic Factors and Corporate Capital Structure". Procedia-Social and Behavioral Sciences 110: 530-540.

**24.** Nihat ,A. Kathleen ,A .Ettore ,C . and Ozdakaka,A.(2019). Stock market development and the financing role of IPOs in acquisitions, Journal of Banking and Finance 98 (2019) 25–38.

**25.** Pahlavani Ghomi, A. (2017). The impact of financial and economic convergence on the dynamic relationship between the real exchange rate and the stock price index in the Tehran Stock Exchange. Master's thesis, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran. [In Persian]

**26.** Qasemi, H. (2016). Investigating and identifying factors affecting the economic efficiency of private and state banks in Iran. Master's thesis, Islamic Azad University, Emam Reza Branch. [In Persian]

**27.** Qeisarian, J. (2011). Analysis of the capital structure of Bank Melli Iran and presenting a model for it. Master's thesis, Islamic Azad University, Sanandaj Branch. [In Persian]

**28.** Rahaman, M. M (2011); "Access to financing and firm growth", Journal of Banking & Finance, Vol. 35, No. 3, pp 709-723.

**29.** Saunders, A. , Steffen, S. , (2011). The costs of being private: evidence from the loan market. Rev. Financ. Stud. 24 (12), 4091–4122 .

**30.** Sun, J. Mohanty, S.K., Nandha, M., Turkistani, A.Q. and Alaitani, M.Y. (2013). Oil price movements and stockmarket returns: Evidence from Gulf Cooperation Council (GCC) countries. Global Finance Journal22, 42–55.

**31.** Sun, J.; Ding, L.; Guo, J.; Li, Y. (2015). "Ownership, Capital Structure and Financing Decision: Evidence from the UK", The British Accounting Review. http://dx.doi.org/10.1016/j. bar.2015.04.001.

**32.** Yazdanpour, K., Shahidi, A., Dehghan Dehnavi, M. A., & Heydari, H. (2016). The effect of financial development on the capital structure of non-financial firms present in the Securities and Exchange Organization of Iran. Journal of Economic Policy Research, 8, 15-25. [In Persian]

فصلنامه جغرافیا (برنامه ریزی منطقه ای)

دوره ۱۳، شماره ۵۱، تابستان ۱۴۰۲

شاپا چاپی: ۶۴۶۲- ۲۲۲۸ شاپا الکترونیکی: ۲۱۱۲ -۲۷۸۳

Journal Homepage: https://www.jgeoqeshm.ir/

انجمن ژئوپلیتیک ایران


مقاله پژوهشی

# بررسی تأثیر تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید و توسعه سهام شرکت‌های فعال در بازار بورس در راستای برنامه‌ریزی منطقه‌ای و توسعه پایدار


**فاطمه حسینخانی**- دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران.

**یداله رجائی***- دانشیار، گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران.

**نعمت فلیحی**- استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

**محمد دالمن پور** - دانشیار، گروه اقتصاد، واحد زنجان، دانشگاه آزاد اسلامی، زنجان، ایران.



**اطلاعات مقاله**

**شماره صفحات:** ۲۷۲-۲۵۰

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید

**واژه‌های کلیدی:**

*تأمین مالی، انتشار سهام ، اوراق قرضه، استقراض.*



**چکیده**

هدف اصلی این پژوهش تعیین تأثیر تأمین مالی بر خرید سهام و رونق فعالیت شرکت‌های فعال در بازار بورس می‌باشد. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ است که با استفاده از روش غیر تصادفی و بر حسب دسترس بودن اطلاعات شامل ۱۵۰شرکت تعیین شد و با استفاده از نرم‌افزارEviews10 مورد برازش قرار گرفت. نتایج حاصل از فرضیه های پژوهش نشان داد که خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است اما بصورت منفی. خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است. وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است. همچنین بین رشد دارایی‌ها و بازده سهام رابطه مثبت معناداری وجود دارد. این موضوع بیانگر این است که اطلاعات مندرج در ترازنامه و به طور خاص رشد اقلام سمت راست ترازنامه در تصمیم گیری سرمایه‌گذاران برای کسب بازده غیرعادی تأثیر دارد. همچنین بین تأمین مالی داخلی با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا رابطه منفی معنی دارد، اما بین تأمین مالی داخلی با بازده شرکت‌های با رشد دارایی پایین رابطه مثبت معنی دار وجود دارد. رابطه بدهی بانکی با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا (پایین)، مثبت (منفی) و معنی‌دار است یعنی شرکت‌های با رشد بالا از اخذ تسهیلات بانک انتفاع بیشتری می‌برند. بانک به واسطه دسترسی مستقیم به اطلاعات مالی و تأمین مالی شرکت، ممکن است اثر مهم نظارتی بر شرکت داشته باشد و به عنوان ناظر کارآمد موجب کاهش بیش سرمایه‌گذاری اضافی شود. همچنین بانک‌ها نسبت به سهامداران ریسک‌گریزترند. بین نسبت سهام شناور آزاد با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا رابطه معنی داری وجود ندارد، اما رابطه بین نسبت سهام شناور آزاد و بازده شرکت‌های با رشد دارایی پایین، مثبت و معنی‌دار است و اگر شرکت‌های با رشد بالا از انتشار سهام به عنوان منبع تأمین مالی استفاده کنند ارزش شرکت افزایش بیشتری می‌یابد. همچنین نتایج آزمون لاجیت نشان داد که نتایج نشان داد که عملکرد دو مدل تفاوت معنی داری ندارند. از مجموع پرتفوهای پرتفوی تشکیل شده تنها ۴ پرتفوی موفق به کسب بازدهی اضافی نسبت به بازار شده اند. این پژوهش از طریق جمع‌آوری شواهد تجربی در خصوص سودمندی اطلاعات حسابداری و بررسی عملکرد مدل آماری لاجیت در پیش بینی بازدهی سهام و اجرای استراتژی سرمایه گذاری مصون, می تواند به دانش حسابداری وسرمایه‌گذاری ، کمک نماید.



**استناد:** حسینخانی، فاطمه؛ رجائی، یدالله؛ فلیحی، نعمت و دالمن‌پور، محمد. (۱۴۰۲). **بررسی تأثیر تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید و توسعه سهام شرکت‌های فعال در بازار بورس در راستای برنامه‌ریزی منطقه‌ای و توسعه پایدار**. فصلنامه جغرافیا (برنامه‌ریزی منطقه‌ای)، ۱۳(۵۱)، صص ۲۵۰- ۲۷۲.

**DOI:** 10.22034/JGEOQ.2023.285289.3069

**DOR:** 20.1001.1.22286462.1402.13.51.15.7



* **نویسنده مسئول:** یداله رجائی، **پست الکترونیکی:** Dr.yadollah.Rajaei@gamil.com

## مقدمه

ایجاد و توسعه روزافزون بنگاه‌های اقتصادی نیازمند تأمین منابع مالی قابل‌ملاحظه‌ای بوده که از عهده مؤسسین خارج می‌باشد. بازار سرمایه برای شرکت‌ها این امکان را فراهم می‌آورد که منابع مالی مورد نیاز خود را از طریق عرضه اوراق بهادار تأمین نمایند. به عبارت دیگر بازار سرمایه به‌صورت کانالی جهت انتقال منابع از پس اندازکنندگان به مصرف‌کنندگان منابع مالی عمل می‌نماید و از طریق فراهم آوردن سرمایه مورد نیاز بنگاه‌های اقتصادی و تخصیص بهینه منابع، نقش عمده‌ای در اقتصاد کشورها ایفا می‌نماید. مدیران شرکت‌ها با استفاده از منابع به‌دست‌آمده در جهت بقاء و رشد سازمان خود تلاش می‌نمایند. این در حالی است که شرایط رقابتی شدید، بحران‌های مالی، اقتصادی، سیاسی و الزامات مالکیتی و قانونی، شرکت‌ها را بر آن داشته، تا منابع بیشتری را مطالبه نموده و گاه منابع حاصل از نتایج عملیات واحد اقتصادی را نیز که متعلق به مالکان است، درون واحد اقتصادی مجدداً سرمایه‌گذاری نمایند. امروزه مسئله تأمین مالی، یکی از مسائلی مهمی است که هر شرکتی به نحوی با آن روبه‌روست. تصمیم‌های تأمین مالی و سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها، تصمیم‌هایی هستند که هر دو با آینده‌نگری اتخاذ می‌شوند (اسلان و کومار، ۲۰۱۱). انتخاب نحوه تأمین مالی یکی از مهم‌ترین تصمیماتی است که توسط مدیران بنگاه‌ها گرفته می‌شود. تأثیر این تصمیمات بر عملکرد بنگاه‌ها پس از مقاله مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) وارد ادبیات تأمین مالی شرکتی شد. درزمینه‌ی انتخاب الگوهای مختلف تأمین مالی و ساختارهای متفاوت سرمایه از سوی بنگاه‌ها و مزیت‌های هر یک از الگوهای تأمین مالی دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. از منظر تئوری سلسله‌مراتب گزینه‌های تأمین مالی مدیران بنگاه‌ها تمایل دارند نیازهای مالی خود را در درجه اول از طریق منابع مالی داخلی، سپس با منابع مالی بیرونی مانند بدهی و انتشار سهام جدید تأمین نمایند (سان و همکاران ،۲۰۱۵). از سویی دیگر، تأمین مالی در شرکت‌های بزرگ عملی معمولی است. مدیریت شرکت برای فراهم ساختن وجوه لازم جهت مخارج سرمایه‌ای و عملیات سرکت منابع گوناگون را و شیوه‌های مختلف تأمین مالی را در اختیار دارد. تأمین مالی می‌تواند از طریق انتشار سهام یا اوراق بدهی انجام شود که تفاوت بین آن‌ها مشهود است (آنتزوالتوس و همکاران ، ۲۰۱۶). یکی از دغدغه‌های همیشگی مدیران مالی شرکت‌ها تأمین مالی می‌باشد. مدیران مالی شرکت‌ها برای انجام طرح‌های توسعه‌ای و یا تأمین سرمایه در گردش روزمره خود نیاز به تأمین مالی پیدا می‌کنند. با رشد و توسعه علم مالی و طراحی انواع و اقسام ابزارهای تأمین مالی در دنیا جهت انجام تأمین مالی شرکت‌ها، مدیران مالی جهت تأمین مالی شرکت خود با انبوهی از ابزارها و روش‌ها و قراردادهای تأمین مالی مواجه هستند؛ بنابراین مدیران مالی برای تصمیم‌گیری جهت انتخاب روش تأمین مالی بنگاه اقتصادی خود همواره با این سؤال جدی مواجه هستند که کدام روش یا ابزار تأمین مالی می‌تواند بهترین و بهینه‌ترین تأمین مالی را برای شرکت مزبور انجام دهد. فلذا برای کمک به مدیران مالی جهت تصمیم‌گیری درست برای تأمین مالی بهینه در فرآیند تأمین مالی بنگاه اقتصادی لازم است تا یک سری معیارهای کمی و کیفی ارائه شود تا مدیران بتوانند با توجه به معیارهای اشاره‌شده در خصوص ابزار تأمین مالی تصمیم‌گیری نمایند. در این پژوهش سعی بر آن است تا با ارائه یک سری از معیارها و رتبه‌بندی آن‌ها به ترتیب اهمیت متناسب با فضای کشور، مدیران مالی را در اخذ تصمیم بهتر یاری کرد. لذا؛ هدف اصلی این مقاله عبارتند از :

۱- تعیین تأثیر تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید سهام.۲- تعیین تأثیر تأمین مالی شرکت سهامی بر توسعه بازار سهام. بنابراین، سؤال اصلی پژوهش حاضر، آن است که بازارهای تأمین مالی چه تأثیری بر رونق فعالیت های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد؟

## ادبیات پژوهش

### تأمین مالی

روش‌های تأمین مالی برای تداوم فعالیت و اجرای پروژه های سودآور در فرآیند رشد شرکت ها بسیار مؤثرند و موجب ادامهٔ حیات شرکت ها در دنیای رقابتی امروز می‌شوند. سیاست های تأمین مالی و تصمیمات مالی مناسب بر اساس آیندهنگری و کسبِ منافع مورد انتظار آتی انجام می شود، در نتیجه، این‌گونه تصمیمات مالی می توانند بر عملکرد و ارزش شرکت مؤثر واقع شوند (فرامرزی، ۱۳۹۶). هدف اصلی شرکتها، افزایش بازدهٔ حقوق صاحبان سهام است و به این منظور، از روش‌هایی استفاده می‌کنند که آن‌ها را در رسیدن به این مهم یاری کند. افزایش بازدهٔ حقوق صاحبان سهام و درنتیجه، کاهش هزینهٔ سرمایه، ارزش شرکت را بالا میبرد. سرمایهگذاران، اعم از سهام‌داران یا تأمینکنندگان وام و تسهیلات بلندمدت با اعطای سرمایه یا پول خود به شرکت، ریسکِ عدم وصول آن را پذیرفتهاند و بازدهی معادل هزینهٔ سرمایهٔ شرکت را میخواهند (اروتیس و همکاران ، ۲۰۰۷). بر این اساس، اگر هدف اصلی شرکت، حداکثر ساختن ثروت سهام‌داران است، باید ساختار سرمایه به‌گونه‌ای به کارگرفته شود که متضمن فعالیت بنگاه در بلندمدت و سودآوری آن با ترکیب مناسب منابع و همچنین، حداکثر کنندهٔ ثروت سهام‌داران باشد. درنتیجه، یک مدیر مالی میتواند از طریق ایجاد تغییر در مواردی مانند سود هر سهم، خط‌مشی تقسیم سود، ریسک سودآوری و انتخاب شیوهٔ تأمین مالی، بر ثروت سهام‌داران اثر بگذارد (قیصریان، ۱۳۹۰).

### روش‌ها و منابع تأمین مالی

توانایی شرکت در مشخص ساختنِ منابع مالی بالقوه برای تهیهٔ سرمایه در راستای سرمایه‌گذاری و تدوین برنامه‌های مالی مناسب، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت هر شرکت محسوب می شود (احمدی منصورآبادی، ۱۳۸۶)؛ و به‌شدت تحت تأثیر تصمیماتی است که مدیران بنگاه‌های اقتصادی در راستای اتخاذ سایر تصمیمات (غیرمالی و مالی) به کار می‌برند. شرکتها میتوانند منابع مالی موردنیاز خود را از داخل (برای نمونه، از محل سود انباشته)، یا خارج از شرکت (از طریق انتشار سهام یا اوراق قرضه، استقراض از نظام بانکی) تأمین کنند (ماریماتو، ۲۰۰۹). درواقع، بدهی ها و سرمایه، دو منبع اصلی تأمین منابع مالی در ساختار سرمایهٔ شرکت هستند. استفاده از هریکی از این دو منبع مالی، تعهدات و هزینه های مختلفی را برای شرکت به همراه دارد و شرکت باید در راستای هدف افزایش ارزش شرکت، ترکیب مناسبی از سرمایه و بدهی را که دارای حداقل هزینه برای شرکت است، انتخاب کند. از لحاظ زمانی نیز روش های تأمین مالی به دودستهٔ تأمین مالی کوتاه‌مدت و تأمین مالی بلندمدت تقسیم میشوند. تأمین مالی کوتاهمدت، نوعی تأمین مالی است که حداکثر ظرف مدت کی سال یا کمتر بازپرداخت شود. تصمیمات تأمین مالی کوتاهمدت، مربوط به جریانات نقدی ورودی و خروجی شرکت در مدت یکی سال و یا کمتر از آن است. در تأمین مالی، به روش کوتاهمدت، سه منبع اصلی وجود دارد که به تناسب نوع منبع، کارکردهای مختلفی دارند و عبارت اند از:

۱. اعتبارات تجاری
۲. استقراض از بانک‌های تجاری
۳. صدور اسناد تجاری

## نقش تأمین مالی شرکت سهامی در خرید و توسعه بازار سهام

فازاری و همکاران (۱۹۸۸)، کپلن و زینگالس (۱۹۹۷) و کامپلو و همکاران (۲۰۱۰) نشان دادند که شرکت‌هایی که از لحاظ مالی با محدودیت روبرو هستند حساسیت جریان نقدی سرمایه‌گذاری بالاتری نسبت به شرکت‌هایی که از لحاظ مالی با محدودیت روبرو نیستند، دارند. این مطالعات بر این اشاره دارند، زمانی که محدودیت تأمین مالی خارجی برای شرکت کاهش یابد، اثر فزاینده‌ی تأمین مالی داخلی بر رشد شرکت کاهش می‌یابد. درنتیجه، شرکت اعتماد و تکیه کمتری بر منابع داخلی داشته و به‌عنوان منبع اولیه تأمین مالی برای رشد خود به سمت تأمین مالی خارجی روی می‌آورد. رحمان (۲۰۱۰) بیان می‌کند که این الگوی انتقال بین منابع تأمین مالی داخلی و خارجی خصوصاً در شرکت‌های کوچکی که سهامشان در بازار سهام مبادله و خریدوفروش نمی‌شود، مشاهده می‌شود. این شرکت‌ها، در مراحل اولیه رشدشان با انباشت بیشتر سهام و اعتبار داخلی روبرو هستند، اگرچه نسبت دسترسی کمتری به تأمین مالی خارجی دارند، به همین دلیل به‌طور متوسط، رشد نامتناسب‌تری نسبت به رقبای متوسط و بزرگ خود دارند. همچنین وی بیان می‌کند که عملکرد اقتصادی بالاتر می‌تواند به تأمین مالی بیشتر برای شرکت‌ها تفسیر شود و عملکرد اقتصادی اثری معنادار بر رشد داشته اما قدرت این اثر نیز وابسته به سطوح محدودیت‌های تأمین مالی خارجی شرکت است. سرمایه و اعتبار داخلی نمی‌تواند به‌سادگی منبع مستقیمی از تأمین مالی باشد؛ اما می‌تواند تا حدی نشانه‌هایی درباره چشم‌انداز آتی فراهم آورد، به‌گونه‌ای که عملکرد گذشته اطلاعاتی راجع به فرصت‌های آینده ارائه می‌دهد. همچنین اعتبار داخلی می‌تواند ارزش وثیقه‌ای برای وام‌های بانکی در شرایطی با اطلاعات نامتقارن باشد؛ بنابر این دسترسی به منابع تأمین مالی داخلی ممکن است نقش معیاری دوگانه هم برای ظرفیت تأمین مالی داخلی و هم نشانه و سیگنالی برای کیفیت فرصت‌های رشد آتی بازی کند. این نشانه‌ها و سیگنال‌ها، محدودیت‌های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها را در مواجه و رویاروی با مشکلات اطلاعاتی کاهش می‌دهد. در مورد تأثیر دسترسی به تأمین مالی و محدودیت در تأمین مالی به‌طور خلاصه می‌توان سه موضوع مطرح کرد: اول اینکه سطوح تأمین مالی داخلی شرکت (عملکرد شرکت بر رشد تأثیر دارد. دوم، محدودیت‌های مالی شرکت (تأمین مالی خارجی هزینه‌اش بیشتر از تأمین مالی داخلی است) ابتدا موجب رشد مالی بااعتبار داخلی می‌شود، اما با کاهش محدودیت‌های مالی کاهش هزینه‌های تأمین مالی خارجی شرکت وابستگی کمتری به اعتبار داخلی داشته و به سمت تأمین مالی خارجی روی می‌آورد. سوم، اعتبار داخلی، به‌سادگی منبع اصلی تأمین مالی نیست اما می‌تواند تا حدی فراهم آورنده‌ای سیگنال‌هایی درباره چشم‌انداز آتی باشد، به‌گونه‌ای که عملکرد گذشته اطلاعاتی درباره فرصت‌های آتی فراهم می‌آورد. همچنین تأمین مالی داخلی ارزش و نقش وثیقه‌ای برای تأمین مالی خارجی در شرایطی که اطلاعات نامتقارن حاکم است، دارد (رحمان، ۲۰۱۰).

## پیشینه پژوهش

داودی و همکاران(۱۴۰۱) در مقاله ای به بررسی سودمندی راهبردهای سرمایه گذاری مبتنی بر تناوب زمانی در بورس اوراق بهادار پرداختند. در این مقاله به بررسی سودآوری دو نوسانگر مبتنی بر تناوب زمان، شامل نوسانگر هارمونیک ساده و تناوب موج در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ پرداخته شده و نتیجه میگیرند که استراتژی مبتنی بر نوسانگر تناوب موج نسبت به شارپ ۰.۵۵ میباشد که بالاتر از نوسانگر هارمونیک با نسبت شارپ ۰.۴۸ است.

نوعی اقدم و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله خود با عنوان اثر بخشی تامین مالی از طریق مشارکت عمومی_ خصوصی در تحقق اهداف توسعه ای تفاوت تامین مالی از طریق مشارکت عمومی_ خصوصی با سایر روشهای تامین مالی را تبیین نمودند. در این پژوهش با استفاده از روش دلفی فازی و آزمونهای تحلیل واریانس یک طرفه، کروسکال- والیس و حداقل اختلاف معنادار آزمون شدند. یافتهها تفاوت معناداری بین تاثیر تامین مالی از طریق مشارکت عمومی _خصوصی با روش تامین مالی از طریق اخذ وام، فروش اوراق قرضه و فروش سهام بر اهداف توسعهای را نشان می دهد. تفاوت معناداری بین تامین مالی از طریق مشارکت عمومی _خصوصی و بودجه دولت از نظر تاثیر بر اهداف توسعهای وجود ندارد. برای تحقق اهداف توسعهای افزایش سهم روش تامین مالی عمومی _خصوصی در بین سایر روشهای تامین مالی ضرورت دارد. آزادسازی منابع مالی دولت، امکان افزایش مشارکت بخش خصوصی را فراهم می آورد.

دهقان کامیابی (۱۳۹۸) در پژوهش خود اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر بازدهی شرکت های بورسی را بررسی کردند و نتیجه گرفتند بین شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص کل قیمت بورسرابطه مثبت و معناداری وجود دارد. باقری و پورسعید (۱۳۹۷) در مقالهای به بررسی تأثیرگذاری روش‌های تأمین مالی داخلی و خارجی بر بازده کل واقعی سهام پرداختند. هدف اصلی از این پژوهش، بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی بر نرخ بازدهی کل واقعی شرکت‌های پذیرفته‌شده منتخب گروه صنعت شیمیایی و نفتی، کک و سوخت هسته‌ای (۹۳ شرکت نمونه از ۳۹ شرکت این گروه با استفاده از روش حذف سیستماتیک به دست آمد) طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۰ در بازار بورس و اوراق بهادار تهران با رویکرد اقتصادسنجی داده‌های تابلویی با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۰ انجام گرفت. در گام بعدی تصریح و برآورد مدل پژوهش بر اساس آزمون‌های تشخیصی مربوطه به روش اثرات ثابت انجام گرفت که نتایجِ آن بیانگر تائید رابطه مثبت و معنادار تمام متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش (هزینه سرمایه، سود انباشته، اهرم مالی، ظرفیت سودآوری و اندازه شرکت) بر متغیر وابسته (نرخ بازده کل واقعی سهام) شرکت‌های تحت بررسی به دست آمد. اسلام دوست و غلامی (۱۳۹۶) در مقالهای به بررسی تأثیر توسعه مالی بر تأمین مالی شرکت‌های پذیرفتهشده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. این منظور، تأثیر چهار شاخص توسعه مالی به همراه متغیرهای کنترلی، نظیر سودآوری، نقدینگی و اندازهِ شرکت در قالب دو مدل رگرسیون بر دو متغیر مربوط به تأمین مالی، یعنی نسبت بدهی بلندمدت به‌کل داراییها و نسبت بدهی کوتاه‌مدت به‌کل داراییها بررسی شده است. به این ترتیب که این دو مدل، با اطلاعات تابلویی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ مربوط به ۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار که در صنعت خودروسازی وجود دارند، با روش اثرات ثابت برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که توسعه بازار سهام، اثرمثبت و معناداری بر نسبت بدهی بلندمدت به‌کل داراییها دارد و دراین‌بین، میزان اثرگذاری شاخص مربوط به فعالیت بازار سهام، بیشتر از میزان اثرگذاری شاخص مربوط به اندازه آن است. این در حالی است که اثر توسعه بخش بانکی بر نسبت مذکور منفی است که میزان اثرگذاری شاخص مربوط به فعالیت سیستم بانکی، بیشتر از میزان اثرگذاری شاخص مربوط به اندازه آن بوده است. همچنین، تمامی شاخصهای توسعه مالی، تأثیر معنادار و مثبت بر نسبت بدهی کوتاه‌مدت به‌کل داراییها دارد، بهطوری که تأثیر شاخصهای بانکی بیش از شاخصهای بازار سهام است. خزائی و همکاران (۱۳۹۵) در مقالهای به بررسی تأثیر تأمین مالی داخلی بر بهرهوری بنگاه‌ها پرداختند. برای این منظور از دادههای تابلویی ۲۶ شرکت فعال در صنعت خودرو و ساخت قطعات با استفاده از روش حذف سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ تعیین شد و از طریق نرم‌افزار ایویوز ۱۰ مورد بررسی قرار گرفت. ابتدا با استفاده از روش لوینسون و پترین (۲۰۰۳) بهره‌وری کل عوامل تولید برآورد شده و سپس با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته(GMM) تأثیر جریان نقدی داخلی بر بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت‌ها با استفاده از نرم‌افزار استاتا مورد آزمون قرار گرفت. نتایج به‌دست‌آمده نشان میدهند که دسترسی به منابع مالی داخلی به‌طور منفی و قویاً معنی‌دار بهره‌وری کل عوامل تولید صنعت خودرو را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی تأثیر مثبت و درجه دوم بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنعت خودرو داشته است. با عنایت به یافتههای پژوهش، دلایل و شواهد تجربی حاکی از تائید فرضیه تأثیر منفی جریان نقدی بر بهره‌وری به دلیل وجود هزینه‌های نمایندگی می‌باشد. ویلیام برون و همکاران(۲۰۱۵)، در پژوهشی با عنوان رابطه بین عملکرد بازده سهام و نرخ تورم پرداختند. نتایج نشان داد که ارزش سهام به شدت تحت تاثیر تورم بوده و همچنین ارزش سهام نیز تحت تاثیر تورم است.

کومار و همکاران (۲۰۱۵) رابطه بین عملکرد بازده سهام و نرخ تورم را آزمون کردند و دریافتند که در کوتاه مدت بین تورم و بازده سهام رابطه وجود دارد اما در بلندمدت این امر صادق نیست. نیهات و همکاران (۲۰۱۹) در مقالهای به بررسی نقش تأمین مالی بر توسعه بازار سهام کشورهای اروپایی توسعه‌یافته پرداختند. در این پژوهش ۹۰۰ شرکت IPO از ۱۶ کشور اروپایی در طول دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۴ از طریق روش حذف سیستماتیک تعیین گردید. با استفاده از نرم‌افزار اس پی اس اس مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت. با استفاده ضریب همبستگی پیرسون ارتباط بین فعالیت‌های تأمین مالی با اقلام تعهدی و بازده سهام پرداختند و نقش اوراق بهادار را به‌عنوان یک منبع تأمین مالی با مقایسه شرکت‌ها از کشورها با درجات مختلف از توسعه بازار سهام مورد بررسی قرار گرفت با تمرکز بر روی سرمایهگذاریهای خصوصی، نتایج ما نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که در اقتصادهای درحال‌توسعه با یک بازار سهام توسعه‌یافته بیشتر سود می‌برند تأثیر تأمین مالی در

شرکت‌های از کشورهای توسعه‌یافته در بازار سهام سود کم‌تر است. مسعود(۲۰۱۶) در مطالعه‌ای تعیین‌کننده‌های ساختار سرمایه بنگاه‌های ثبت‌شده در بازار سهام لیبی را مورد ارزیابی قرار میدهد. بررسی با استفاده از دو مدل گشتاورهای تعمیمیافته (GMM) داده‌های پانل و رویکرد رگرسیون مقطعی حداقل مربعات معمولی (OLS) برای هشت بنگاه طی دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳ انجام شده است و از طریق نرم‌افزار ایویوز ۱۰ و اکسل مورد تجزیه‌وتحلیل انجام گرفت. مطالعه علاوه بر متغیرهای ویژگی بنگاه، متغیرهای دیگری همچون شاخص‌های توسعه بازار سهام و بخش بانکی و نیز متغیرهای اقتصاد کلان را مورد آزمون قرار می‌دهد. نتایج نشان میدهد که متغیرهای ویژگی بنگاه شامل نقدینگی، اندازه بنگاه، درجه مشهود بودن دارایی، فرصت‌های رشد، نسبت قیمت به سود و نرخ‌های بهره اثر معناداری بر نسبت اهرم بنگاه‌ها دارند. بر اساس نتایج، نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم نقشی در تعیین نسبت بدهی به سهام بنگاه‌های لیبی ندارند. شاخص‌های بازار سهام تأثیر منفی و معناداری بر نسبت‌های اهرم دارند؛ این نتیجه حاکی از آن است همان‌طور که بازار سهام توسعه‌یافته‌تر می‌شود و نقدینگی آن بهبود می‌یابد، اهمیتش نیز به‌عنوان ابزاری برای تأمین مالی بنگاه‌ها بیشتر می‌شود. درواقع توسعه بازار سهام این امکان را برای بنگاه‌ها فراهم می‌سازد که سهام بیشتری منتشر کنند و تکیه خود به بدهی را کاهش دهند. سان و همکاران(۲۰۱۵) در پژوهش خود به بررسی مالکیت، ساختار سرمایه و تصمیم گیری تأمین مالی پرداختند. در این پژوهش، بررسی شده است که آیا میزان اختلاف هایی که ازنظر ساختار مالکیت وجود دارد، بر نسبتهای اهرم مالی و تصمیم گیری های مالی خارجی تأثیر میگذارد؟ برای این منظور، ۱۰۰۰ شرکت های انگلستان از طریق روش سیستماتیک در طول سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۲ انتخاب گردید و دادهها با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۰ با رویکرد اقتصاد سنجی داده‌های تابلویی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. برای ساختار مالکیت، از دو معیار، یعنی مالکیت سهام مدیریت و مالکیت نهادی استفاده شد. نتایج تجربی نشان داد که رابطهٔ غیریکنواختی میان مالکیت سهام شرکتی و نسبت بدهی وجود دارد که از دو نظریهٔ تطابق بهره و نظریهٔ جبه هگیری مدیریت پشتیبانی میکند. با وجود این، مالکیت سازمانی رابطهای مثبت با سطوح اهرم مالی شرکت دارد. نتایج حاصل نشان داد که شرکت هایی که دارای مالکیت سهام مدیریتی متمرکز هستند، اهرم مالی خود را با افزایش احتمال صدور سهام بیش از اوراق قرضه، افزایش می دهند.

## روش پژوهش

این پژوهش کاربردی و از نوع توصیفی پس رویدادی است و برای آزمون فرضیه های پژوهشی از رگرسیون چند متغیره برای فرضیات استفاده می گردد که با استفاده از داده های ثانویه که از صورت مالی شرکت‌ها استخراج شده در بازار معاملات به تحلیل رابطه می پردازد. انجام این پژوهش در چهارچوب استدلال قیاسی- استقرایی صورت گرفت. در پژوهش حاضر ابتدا همبستگی بین متغیرهای تأمین مالی شرکت سهامی(خالص وجه نقد حاصل از فعالیتهای تامین مالی شرکتهای سهامی، وجوه تامین مالی از طریق انتشار سهام شرکتهای سهامی، وجوه تامین مالی از طریق استقراض شرکت های سهامی) و خرید و توسعه بازار سهام پژوهش را مورد آزمون قرار داده و در صورت وجود همبستگی بین متغیرهای پژوهش اقدام به برآورد مدل های رگرسیونی چندگانه خواهیم کرد.

## فرضیه های پژوهش

تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

تأمین مالی شرکت سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است

خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است

وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است

وجوه تأمین مالی از طریق استقراض شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

وجوه تأمین مالی از طریق استقراض شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

## جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق، کلیه شرکت‌های تولیدی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۹ است. علت انتخاب شرکت‌ها از بازار سرمایه ایران (بورس اوراق بهادار تهران) آن است که امکان دسترسی آسان به داده‌ها و صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس نسبت به سایر شرکت‌های فعال در سطح کشور وجود دارد و هم‌چنین با توجه به نظارت مستمر حسابرسان و بازرسان، این اطلاعات قابلیت اتکاء، اعتبار و شفافیت بالایی را در مقایسه با اطلاعات سایر شرکت‌ها دارا است.

## مدل پژوهش

در این پژوهش؛ برای بررسی نقش تأمین مالی شرکت سهامی در خرید و توسعه بازار سهام است. مدل ریاضی برگرفته از مقاله نیهات و همکاران (۲۰۱۹) است که به شکل زیر می باشد:

-معادله فرضیه اول پژوهش

Number of Acquisitions=α_۰+α_۱〖ΔXfin〗_it+α_۲〖ΔEquty〗_it+α_۳〖ΔDebt〗_it+α_۴〖Size〗_it+α_۵〖Pro〗_it+α_۶〖Liq〗_it+u_it

Acquisition dummy =α_۰+α_۱〖ΔXfin〗_it+α_۲〖ΔEquty〗_it+α_۳〖ΔDebt〗_it+α_۴〖Size〗_it+α_۵Pro〗_it+α_۶〖Liq〗_it+u_it

۲- معادله فرضیه دوم و سوم پژوهش

Number of Acquisitions=α_۰+α_۱〖ΔXfin〗_it+α_۲〖Size〗_it+α_۳〖Pro〗_it+α_۴〖Liq〗_it+u_it

Acquisition dummy =α_۰+α_۱〖ΔXfin〗_it+α_۲〖Size〗_it+α_۳〖Pro〗_it+α_۴〖Liq〗_it+u_it

۳- معادله فرضیه چهارم و پنجم پژوهش

Number of Acquisitions=α_۰+α_۱〖ΔEquty〗_it+α_۲〖Size〗_it+α_۲〖Pro〗_it+α_۴〖Liq〗_it+u_it

Acquisition dummy =α_۰+α_۱〖ΔEquty〗_it+α_۲〖Size〗_it+α_۲〖Pro〗_it+α_۴〖Liq〗_it+u_it

۴- معادله فرضیه ششم و هفتم پژوهش

Number of Acquisitions=α_۰+α_۱〖ΔDebt〗_it+α_۲〖Size〗_it+α_۳〖Pro〗_it+α_۴〖Liq〗_it+u_it

Acquisition dummy =α_۰+α_۱〖ΔDebt〗_it+α_۲〖Size〗_it+α_۳〖Pro〗_it+α_۴〖Liq〗_it+u_it

معرفی متغیرهای پژوهش

Number of Acquisitions: تعداد خرید سهام.

Acquisition dummy: توسعه بازار سهام.

: خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی.

: خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی.

: وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت )استقراض(.

: اندازه شرکت i در زمان t.

: سودآوری شرکت i در زمان t.

: نقدینگی شرکت i در زمان t.

: جمله اختلال

بازدهی: بازده نقدی + بازده سرمایه‌ای = بازده کل

## تجزیه و تحلیل

### بررسی مانایی

جدول(۲) نشان می دهد از آزمون فیشر بررسی ایستایی یا مانایی متغیره استفاده شده است. و آزمون را برای سطح داده ها و با انتخاب گزینه مقدار ثابت و روند انجام گرفت. با توجه به جدول(۲) آماره آزمون محاسبه شده برای متغیرهای پژوهش؛تعداد خرید سهام( Number of Acquisitions)، خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی(XfinΔ)، خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت(Debt)، خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی(EquityΔ)، اندازه شرکت( Size)، سودآوری شرکت( Pro)، نقدینگی شرکت( Liq) مقدار آزمونt استاندارد بزرگتر ۱/۹۶ سطح خطا کمتر از ۰/۰۵درصد می باشد، بنابراین فرض صفر این آزمون مبنی بر وجود ناایستایی رد می‌شود و پس فرض یک آزمون ایستا بودن متغیرها در سطح صفر مورد قبول واقع می‌شود. پس تمام متغیرهای پژوهش در سطح صفر ایستا هستند و از لحاظ آماری مورد تأیید می باشند. بنابر این فرض مورد قبول میباشد.

**جدول۱. بررسی مانایی (ایستایی ) متغیرهای پژوهش**

| نام متغیر | نوع آزمون | آماره t | سطح معنی داری | نتایج |
|---|---|---|---|---|
| تعداد خرید سهام( Number of Acquisitions) | فیشر | 005/747 | 000/0 | مانا در سطح صفر |
| خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی($\Delta Xfin$) | فیشر | 703/996 | 000/0 | مانا در سطح صفر |
| خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت($Debt$) | فیشر | 52/1380 | 000/0 | مانا در سطح صفر |
| خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی( | فیشر | 48/1274 | 000/0 | مانا در سطح صفر |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $\Delta Equty$) | | | | |
| اندازه شرکت($Size$ ) | فیشر | 09/1633 | 000/0 | مانا در سطح صفر |
| سودآوری شرکت($Pro$ ) | فیشر | 440/967 | 000/0 | مانا در سطح صفر |
| نقدینگی شرکت($Liq$ ) | فیشر | 14/1070 | 0000/0 | مانا در سطح صفر |

منبع: یافته های پژوهشگر

## آزمون همجمعی

در ادامه پژوهش بایستی از همجمع بودن متغیرهای مدل اطمینان حاصل کرد. زیرا در صورت همجمع نبودن متغیرهای مدل، رابطه بدست آمده بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مدل جعلی و ساختگی خواهد بود. در این پژوهش، برای اطمینان از همجمع بودن متغیرها، از آزمون همجمعی کائو استفاده می شود.

**جدول ۲. آزمون همجمعی کائو**

| t | آماره | سطح معنیداری | |
|---|---|---|---|
| 912/11- | 000/0 | | ADF |

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۲) نشان می دهد آماره t همجعی کائو بزرگتر از ۱/۹۶ است. سطح خطا(سطح معنیداری) برابر ۰.۰۰۰ وکوچکتر از ۰.۰۵ است میتوان نتیجه گرفت رابطه بلند مدت بین متغیرهای تعداد خرید سهام( Number of Acquisitions)، خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی($\Delta$Xfin)، خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت(Debt)، خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی($\Delta$Equty)، اندازه شرکت( Size)، سودآوری شرکت( Pro)، نقدینگی شرکت( Liq) وجود دارد.

## آزمون‌های تشخیصی

### آزمون چاو

نتایج جدول (۳) بیانگر این مطلب است برای اگر سطح معناداری آزمون F و آزمون بالای ۰/۰۵درصد باشد داده‌های پژوهش از نوع تلفیقی و اگر سطح معناداری آزمون F و آزمون کمتر از ۰/۰۵درصد باشد داده‌های پژوهش ازنوع پانل میباشد. در نتیجه فرضیه H0رد میشود (یعنی دادههای مدل از نوع تلفیقی بودن رد میشود) و فرضیه مقابل داده‌های پژوهش ازنوع پانل پذیرفته میشود. در این پژوهش برای فرضیه اصلی و برای سه فرضیه فرعی فرضیه فرضیه H0رد و فرضیه مقابل تأیید است داده‌های پژوهش ازنوع پانل پذیرفته می شود. در ادامه کار براینکه مشخص شود مدل نهایی پانل از نوع اثرات ثابت هست یا از نوع اثرا تصادفی از آزمون هاسمن استفاده میشود.

**جدول ۳. آزمون چاو برای تشخیص الگوی داده‌های ترکیبی یا تلفیقی**

| | آزمون (چاو) | مقدار محاسبه شده‌ی F | D.F | سطح معنی‌داری | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| فرضیه یک | آزمون F | 533/1 | (۹۵۰و ۱۱۹) | 0004/0 | رد H0 |
| | آزمون $\chi 2$ | 106/189 | 119 | 000/0 | رد H0 |
| فرضیه دو | آزمون F | 0008/3 | (۹۵۱و ۱۱۹) | 000/0 | رد H0 |
| | آزمون $\chi 2$ | 0483/343 | 119 | 000/0 | رد H0 |
| فرضیه سه | آزمون F | 515/1 | (۹۵۲و ۱۱۹) | 006/0 | رد H0 |
| | آزمون $\chi 2$ | 632/186 | 119 | 000/0 | رد H0 |
| فرضیه چهار | آزمون F | 736/2 | (۹۵۲و ۱۱۹) | 000/0 | رد H0 |
| | آزمون $\chi 2$ | 597/316 | 119 | 000/0 | رد H0 |
| فرضیه پنج | آزمون F | 513/1 | (۹۵۲و ۱۱۹) | 0007/0 | رد H0 |
| | آزمون $\chi 2$ | 388/186 | 119 | 0001/0 | رد H0 |
| فرضیه شش | آزمون F | 790/2 | (۹۵۲و ۱۱۹) | 000/0 | رد H0 |
| | آزمون $\chi 2$ | 946/321 | 119 | 000/0 | رد H0 |
| فرضیه هفت | آزمون F | 535/1 | (۹۵۲و ۱۱۹) | 0004/0 | رد H0 |
| | آزمون $\chi 2$ | 970/188 | 119 | 000/0 | رد H0 |
| فرضیه هشت | آزمون F | 986/2 | (۹۵۲و ۱۱۹) | 000/0 | رد H0 |
| | آزمون $\chi 2$ | 317/341 | 119 | 000/0 | رد H0 |

منبع: یافته های پژوهشگر

### آزمون هاسمن

همان‌طور که نتایج جدول (۴)نشان میدهد؛ مقدار سطح معناداری به دست آمده برایCross-section random فرضیه یک، فرضیه سه، فرضیه پنج و فرضیه هفت بیشتر از ۰/۰۵درصد میباشد پس فرض فرضیه (داده‌های ترکیبی- اثرات تصادفی) و مقدار سطح معناداری به

دست آمده برایCross-section random برای فرضیه دو، فرضیه چهار، فرضیه شش و فرضیه هشت کمتر از ۰/۰۵درصد میباشد پس فرض قبول(دادههای ترکیبی- اثرات ثابت) میباشد.

**جدول ٤- آزمون هاسمن برای تشخیص الگوی دادههای اثرات ثابت یا تصادفی**

| | آزمون هاسمن(جهت تشخیص تصادفی یاثابت) | مقدار محاسبه شدهی F | درجه آزادی | سطح معنیداری | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|
| فرضیه یک | Cross-section | 416/5 | 6 | 491/0 | قبول H0(تصادفی) |
| فرضیه دو | Cross-section | 277/168 | 6 | 000/0 | قبول H1(ثابت) |
| فرضیه سه | Cross-section | 433/3 | 4 | 488/0 | قبول H0(تصادفی) |
| فرضیه چهار | Cross-section | 478/148 | 4 | 000/0 | قبول H1(ثابت) |
| فرضیه پنج | Cross-section | 542/3 | 4 | 471/0 | قبول H0(تصادفی) |
| فرضیه شش | Cross-section | 818/153 | 4 | 000/0 | قبول H1(ثابت) |
| فرضیه هفت | Cross-section | 927/4 | 4 | 294/0 | قبول H0(تصادفی) |
| فرضیه هشت | Cross-section | 818/153 | 4 | 000/0 | قبول H1(ثابت) |

منبع: یافته های پژوهشگر

برآورد مدل

۱-فرضیه یک: خالص وجه نقد حاصل از فعالیتهای تأمین مالی شرکتهای سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

**جدول ٥- برآورد مدل برای فرضیه یک**

| نام متغیر | ضریب$\beta$ | آماره t | سطح معنی داری | نتایج |
|---|---|---|---|---|
| خالص وجه نقد حاصل از فعالیتهای تامین مالی($\Delta Xfin$) | ۱/۶۵ | ۶/۲۵۷ | ۰/۰۰۰ | تایید |
| اندازهٔ شرکت($Size$) | ۲۹/۲۹۲ | ۲/۲۲۱ | ۰/۰۲۶ | تایید |
| سودآوری شرکت($Pro$) | ۱/۵۹ | ۲/۲۰۳ | ۰/۰۳۷ | تایید |
| نقدینگی شرکت($Liq$) | ۲/۶۴ | ۳/۲۵۶ | ۰/۰۲۳ | تایید |
| عرض از مبداء | ۳۸۸/۸۵۵ | ۴/۹۵۰ | ۰/۰۰۰ | تایید |
| شاخصهای برازندگی مدل | | | | |
| Durbin-Watson ۰/۹۲= $R^2$ | F=:۱/۸۸ | Prob(F-statistic):۱۰/۵۳۲ | ۰.۰۰۰۰ | |

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۵) نشان می دهد خالص وجه نقد حاصل از فعالیتهای تأمین مالی شرکتهای سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته میشود خالص وجه نقد حاصل از فعالیتهای تأمین مالی شرکتهای سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. ۲- فرضیه دو: خالص وجه نقد حاصل از فعالیتهای تأمین مالی شرکتهای سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

**جدول ٦- برآورد مدل برای فرضیه دو**

| نام متغیر | ضریب$\beta$ | آماره t | سطح معنی داری | نتایج |
|---|---|---|---|---|
| خالص وجه نقد حاصل از فعالیتهای تامین مالی($\Delta Xfin$) | ۴/۰۲ | ۳/۳۶۳ | ۰/۰۰۰ | تایید |
| اندازه شرکت($Size$) | ۰/۰۴۳ | ۱۸/۳۴۷ | ۰/۰۰۰ | تایید |
| سودآوری شرکت($Pro$) | ۱/۶۱ | ۲/۲۴۸ | ۰/۰۲۴ | تایید |
| نقدینگی شرکت($Liq$) | ۴/۳۹ | ۴/۷۲۳ | ۰/۰۰۸ | تایید |
| عرض از مبداء | ۰/۷۴۱ | ۵۲/۷۸۳ | ۰/۰۰۰ | تایید |
| شاخصهای برازندگی مدل | | | | |
| Durbin-Watson ۰/۹۴= $R^2$ | F=:۱/۸۸ | Prob(F-statistic):۴/۰۳۵ | ۰.۰۰۰۰ | |

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۶)- نشان می دهد خالص وجه نقد حاصل از فعالیتهای تأمین مالی شرکتهای سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چونt بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته میشود خالص وجه نقد حاصل از فعالیتهای تأمین مالی شرکتهای سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است. ۳- فرضیه سه: وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکتهای سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

**جدول ۷- برآورد مدل برای فرضیه سه**

| نام متغیر | ضریب$\beta$ | آماره t | سطح معنی داری | نتایج |
|---|---|---|---|---|
| خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی($\Delta Equty$) | ۷/۲۹ | ۱۴/۴۶۸ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| اندازه شرکت($Size$) | ۲۹/۹۱۹ | ۲/۲۷۹۹ | ۰/۰۲۲۸ | تایید |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| سودآوری شرکت($Pro$) | ۱/۴۹ | ۲۵/۴۱۴۷ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| نقدینگی شرکت($Liq$) | ۲/۲۳ | ۳۰/۱۴۱۱ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| عرض از مبداء | ۳۹۲/۵۰۳۱ | ۵/۰۱۷۳ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| شاخص‌های برازندگی مدل | | | | |
| Durbin-Watson ۰/۹۱= $R^2$ | F=:۱/۷۸ | Prob(F-statistic):۱۰/۵۷۱ | ۰.۰۰۰۰ | |

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۷) نشان می دهد وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. ۴-فرضیه چهار: وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

## جدول ۸- برآورد مدل برای فرضیه چهار

| نام متغیر | ضریب$\beta$ | آماره t | سطح معنی داری | نتایج |
|---|---|---|---|---|
| خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی($\Delta Equty$) | ۱/۰۹ | ۴/۷۵۷ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| اندازه شرکت($Size$) | ۰/۰۴۳ | ۴۷۶.۱۸ | ۰/۰۰۰ | تایید |
| سودآوری شرکت($Pro$) | ۳/۳۳ | ۹/۶۱۵ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| نقدینگی شرکت($Liq$) | ۵/۷۳ | ۲/۴۳۰ | ۰/۰۱۵۷ | تایید |
| عرض از مبداء | ۰/۷۳۸ | ۵۲/۳۹۹ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| شاخص‌های برازندگی مدل | | | | |
| Durbin-Watson ۰/۹۴= $R^2$ | F=:۱/۷۷ | Prob(F-statistic):۴/۰۷۸ | ۰.۰۰۰۰ | |

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۸) نشان می دهد وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چونt بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است. ۵-فرضیه پنج : وجوه تأمین مالی از طریق استقراض شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

## جدول ۹- برآورد مدل برای فرضیه پنج

| نام متغیر | ضریب$\beta$ | آماره t | سطح معنی داری | نتایج |
|---|---|---|---|---|
| خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت($Debt$) | -۴/۶۳۳ | -۹/۸۷۲ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| اندازه شرکت($Size$) | ۲۳/۶۲۲ | ۲/۰۲۳ | ۰/۰۳۸۵ | تایید |
| سودآوری شرکت($Pro$) | ۹/۹۶ | ۷/۳۱۶ | ۰/۰۰۰ | تایید |
| نقدینگی شرکت($Liq$) | ۳/۶۱ | ۸/۸۵۵ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| عرض از مبداء | ۶۸۱۰/۱۹۴ | ۱/۹۸۳ | ۰/۰۴۷۵ | تایید |
| شاخص‌های برازندگی مدل | | | | |
| Durbin-Watson ۰/۹۵= $R^2$ | F=:۱/۸۹ | Prob(F-statistic):۱۲/۳۹۸ | ۰.۰۰۰۰ | |

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۹) نشان می دهد خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت بر خرید سهام تأثیر منفی دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چونt بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است اما بصورت منفی. ۶-فرضیه شش: وجوه تأمین مالی از طریق استقراض شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

## جدول ۱۰- برآورد مدل برای فرضیه شش

| نام متغیر | ضریب$\boldsymbol{\beta}$ | آماره t | سطح معنی داری | نتایج |
|---|---|---|---|---|
| خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت($Debt$) | ۷/۴۴ | ۸/۰۰۶ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| اندازه شرکت($Size$) | ۰/۰۶۰ | ۲۴/۰۰۲ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| سودآوری شرکت($Pro$) | ۲/۵۳ | ۴/۹۶۵ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| نقدینگی شرکت($Liq$) | ۳/۸۸ | ۲/۷۴۵ | ۰/۰۳۱۱ | تایید |
| عرض از مبداء | ۰/۶۳ | ۴۲/۲۸۰ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| شاخص‌های برازندگی مدل | | | | |
| Durbin-Watson ۰/۹۵= $R^2$ | F=:۱/۷۷ | Prob(F-statistic):۵/۹۴۹ | ۰.۰۰۰۰ | |

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۱۰) نشان می دهد خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. ازلحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چونt بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

۷-فرضیه هفت: تأمین مالی شرکت سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

**جدول ۱۱- برآورد مدل برای فرضیه هفت**

| نام متغیر | ضریب$\beta$ | آماره t | سطح معنی داری | نتایج |
|---|---|---|---|---|
| خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تامین مالی($\Delta Xfin$) | ۷/۹۹ | ۳۳/۸۶ | ۰/۰۰۰ | تایید |
| خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی($\Delta Equty$) | ۴/۹۳ | ۵/۸۶ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت($Debt$) | -۱/۴۹ | -۱۳۵/۴۷ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| اندازه شرکت($Size$) | ۳۴/۵۳۴ | ۲/۵۲۵ | ۰/۰۱۱۷ | تایید |
| سودآوری شرکت($Pro$) | ۷/۲۱ | ۱۱/۶۲ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| نقدینگی شرکت($Liq$) | ۱/۹۸ | ۲/۳۸۰ | ۰/۰۲۴۱ | تایید |
| عرض از مبداء | ۱۴۸/۹۶۴ | ۵/۱۵۴ | ۰/۰۰۰۰ | تایید |
| شاخص‌های برازندگی مدل | | | | |
| Durbin-Watson ۰/۹۱= $R^2$ | F=:۱/۵۹ | Prob(F-statistic):۷/۴۰۸ | ۰.۰۰۰۰ | |

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۱۱) نشان می دهد: خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چونt بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. ۲-وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چونt بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. ۳-میدهد خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدهی بلندمدت بر خرید سهام تأثیر منفی دارد. ازلحاظ آمار رابطه معنیداری وجود دارد؛ چونt بدست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطا کمتر از ۰/۰۵ درصد است. پس نتیجه گرفته میشود وجوه تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است اما بصورت منفی. ضریب تعدیل شده شد داد درصد ۹۱ درصد متغیرهای مستقل توسط متغیر وابسته توضیح داده میشود. دوربین واتسون بدست آمده برابر ۱/۵۹ است. نشان می دهد بین متغیرهای رابطه هم خطی یا ضریب خود همبستگی وجود ندارد. آماره F بدست آمده برابر با۴/۳۴ است وسطح معنی دار برابر ۰.۰۰۰ میباشد. آمار F معنادار بودن کل رگرسیون تأیید میشود.

## آزمون لاجیت

کارول کامرتون در سال ۲۰۰۷ پژوهشی در بورس اوراق بهادار استرالیا انجام داده است که در آن از یک مدل الجیت باینری برای پیش بینی دستکاری قیمت استفاده کرد. یافته های پژوهش او حاکی از این است که این مدل از کارایی قابل قبولی برخوردار می باشد. فرم کلی مدل رگرسیون الجیت بهکار رفته در این پژوهش بهصورت زیر تعریف میشود: در معادله فوق ln بیان کنندهی لگاریتم طبیعی است. براساس مدل مذکور، برآورد احتمال وقوع دستکاری قیمت یک سهم براساس رابطه‌ی زیر محاسبه میشود:

## الگوهای مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌های پژوهش

در ابتدا، هر دو الگوی رگرسیونی ۱و۲ برآورد می‌شود، سپس متغیرهای معنی دار الگوی‌های زیر به عنوان متغیر مستقل در الگوهای رگرسیونی که متغیر وابسته آن بازده سهام شرکت‌ها می‌باشد قرار داده می‌شود:

$$AG_{1} = \alpha + \beta_{1}Lag_AG + \beta_{2}Lag_AG*Bank + \beta_{3}Bank + \beta_{4}Internal + \beta_{5}CapEx + \beta_{6}\Delta Equity + \beta_{7}\Delta Equity*Bank + \beta_{8}Debt + \beta_{9}Debt*bank + \beta_{10}MVE/Sales + \beta_{11}Loan/Sales + \beta_{12}Lag_AG*Loan/Sales + \beta_{13}FF + \beta_{14}Lag_AG*MVE/Sales + \varepsilon_{15}Lag_AG*FF + \beta$$

الگوی (۱)

$$AG_{1} = \alpha + \beta_{1}Lag_AG + \beta_{2}Lag_AG*Bank + \beta_{3}Bank + \beta_{4}Internal + \beta_{5}CapEx + \beta_{6}\Delta Equity + \beta_{7}\Delta Equity*Bank + \beta_{8}Debt + \beta_{9}Debt*bank + \beta_{10}MVE/Sales + \beta_{11}Loan/Sales + \beta_{12}Lag_AG*Loan/Sales + \beta_{13}FF + \beta_{14}Lag_AG*FF + \varepsilon_{15}Lag_AG*MVE/Sales + \beta$$

الگوی (۲)

برای آزمون فرضیه اول معادله رگرسیونی (۳) به شرح زیر برازش می‌شود:

$$Return_{1} = \alpha + \beta_{1}Lag_AG + \beta_{2}Lag_AG*Bank + \beta_{3}Bank + \beta_{4}Loan/Sales + \beta_{5}MVE/Sales + \beta_{6}FF + \beta_{7}Lag_AG*Loan/Sales + \beta_{8}Lag_AG*MVE/Sales + \varepsilon_{9}Lag_AG*FF + \beta$$

مبنای ارزیابی معنی داری رابطه رشد دارایی با بازده سهام ضریب متغیر Lag_AG می‌باشد.

در ادامه، برای تفکیک شرکت‌های با رشد دارایی بالا و پایین، ابتدا میانگین نرخ رشد دارایی شرکت‌های نمونه مورد بررسی محاسبه می‌شود. آن گاه شرکت‌هایی که نرخ رشد دارایی آن‌ها از میانگین بیشتر باشد به عنوان شرکت‌های با رشد دارایی بالا و شرکت‌هایی که نرخ رشد دارایی آن‌ها از میانگین کمتر باشد به عنوان شرکت‌های با رشد دارایی پایین در نظر گرفته می‌شود.

برای آزمون فرضیه دوم، معادله رگرسیونی (۴) به شرح زیر برازش می‌شود:

$$\text{Bank}\ \beta_{۷}\Delta EF*\text{Bank} + \beta_{۶}EF + \beta_{۵}\text{Internal}*\text{Bank} + \beta_{۴}\text{Internal} + \beta_{۳}\text{CapEx}*\text{Bank} + \beta_{۲}\text{CapEx} + \beta_{۱}\text{Return} = \alpha + \beta_{۱۳}\text{Lag_AG}*\text{MVE/Sales} + \beta_{۱۲}\text{Lag_AG}*\text{Loan/Sales} + \beta_{۱۱}FF + \beta_{۱۰}\text{MVE/Sales} + \beta_{۹}\text{Loan/Sales} + \beta_{۸}+ B\ \text{Lag_AG}*FF + \varepsilon$$

مبنای ارزیابی معنی داری رابطه تامین مالی خارجی با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا و پایین ضریب متغیر EF می‌باشد.

برای آزمون فرضیه‌های ۳ تا ۶ معادله رگرسیونی (۵) به شرح زیر برازش می‌شود:

$$\Delta\text{Equity}*\text{Bank} + \beta_{۶}\Delta\text{Equity} + \beta_{۵}\text{Internal}*\text{Bank} + \beta_{۴}\text{Internal} + \beta_{۳}\text{CapEx}*\text{Bank} + \beta_{۲}\text{CapEx} + \beta_{۱}\text{Return} = \alpha + \beta_{۱۳}FF + \beta_{۱۲}\text{MVE/Sales} + \beta_{۱۱}\text{Loan/Sales} + \beta_{۱۰}\text{Bank} + \beta_{۹}\text{Debt}*\text{bank} + \beta_{۸}\Delta\text{Debt} + \beta_{۷}\beta\ \text{Lag_AG}*\text{Loan/Sales} + \beta_{۱۵}\text{Lag_AG}*\text{MVE/Sales} + \beta_{۱۴}+ \beta\ \text{Lag_AG}*FF + \varepsilon$$

مبنای ارزیابی معنی داری رابطه تامین مالی داخلی با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا و پایین ضریب متغیر Internal است.

مبنای ارزیابی معنی داری رابطه تامین مالی بانکی با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا و پایین ضریب متغیر Bank است.

مبنای ارزیابی معنی داری رابطه نسبت سهام شناور آزاد با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا و پایین ضریب متغیر FF می‌باشد.

مبنای ارزیابی رابطه تامین مالی از طریق بازار سرمایه با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا و پایین ضریب متغیر ΔEquity می‌باشد نتایج آزمون الگوهای (۱) و (۲)

| الگوها | الگوی ۱ | | | الگوی ۲ | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | ضریب متغیر | آماره t | معناداری | ضریب متغیر | آماره t | معناداری |
| C | -۲/۵۹ | -۷۵/۴۶ | ۰/۰۰۰ | ۰/۵۹۸ | ۱۰۱/۱۷ | ۰/۰۰۰ |
| LAG_AG | ۳/۱۰ | ۳۷/۹۳ | ۰/۰۰۰ | | | |
| LAG_AG*BANK | -۲/۵۹ | -۷۵/۴۶ | ۰/۰۰۰ | | | |
| CAPEX | | | | ۰/۱۲ | ۴/۱۰ | ۰/۰۰۰ |
| CAPEX*BANK | | | | ۰/۱۱ | ۳/۷۹ | ۰/۰۰۰ |
| INTERAL | | | | -۰/۳۵ | -۱۲/۵۳ | ۰/۰۰۰ |
| INTERAL*BANK | | | | ۰/۶۰ | ۲۱/۴۵ | ۰/۰۰۰ |
| EQUITY | | | | -۰/۲۶ | -۵/۵۴ | ۰/۰۰۰ |
| EQUITY*BANK | | | | ۰/۸۴ | ۱۷/۸۰ | ۰/۰۰۰ |
| DEBT | | | | -۰/۰۲۹ | -۲/۰۷۶ | ۰/۰۳۷ |
| DEBT*BANK | | | | ۰/۶۱ | ۴/۳۴ | ۰/۰۰۰ |
| BANK | ۰/۳۸ | ۱۲/۲۰ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۱۳ | -۲۳/۹۱ | ۰/۰۰۰ |
| LOAN/Sales | ۰/۰۹ | ۱۱/۴۹ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۴ | ۳۳/۴۰ | ۰/۰۰۰ |
| MVE/Sales | ۰/۰۶ | ۱۳/۰۶ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۲۳ | -۳۷/۱۸ | ۰/۰۰۰ |
| FREE FLOAT | ۰/۳۱ | ۷/۳۸ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۴۸ | -۹/۰۹۹ | ۰/۰۰۰ |
| LAGAG*LOAN/Sales | -۰/۹۷ | -۷/۲۰ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۳۹ | -۲۰/۹۳ | ۰/۰۰۰ |
| LAGAG*MVE/Sales | -۰/۱۰ | -۱۰/۹۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۴۶ | ۳۶/۵۲ | ۰/۰۰۰ |
| LAGAG*FF | -۰/۹۴ | -۷/۱۴ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۹۳ | ۹/۹۸ | ۰/۰۰۰ |
| (۱Ar | | | | ۰/۱۵ | ۲۰۲/۹۴ | ۰/۰۰۰ |
| R-squared | | | ۰/۱۰ | | | ۰/۶۸ |
| Adjusted R-squared | | | ۰/۱۰ | | | ۰/۶۵ |
| F-statistic | | | ۵۰/۹۸ | | | ۷۳۰۶/۷۲ |
| Prob (F-statistic) | | | ۰/۰۰۰ | | | ۰/۰۰۰ |
| Durbin-Watson stat | | | ۱/۷۲ | | | ۱/۶۱ |

همانگونه که ملاحظه می‌شود آماره‌t محاسباتی و مقادیر سطح اطمینان ۹۵ درصدی در نگاره ۳ حاکی از این است که تمامی متغیرهای پژوهش رابطه معناداری با نرخ رشد دارایی‌ها (متغیر وابسته) دارند. از آنجا که مقدار آماره دوربین–واتسون در هر دو الگو بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگوی ۱ و عدم همبستگی شدید مرتبه اول در اجزاء باقیمانده الگوی ۲ را تأیید می‌کند. مقدار ضریب

تعیین الگوی اول و دوم نشان می‌دهد مجموعاً به ترتیب ۰/۱۰ و ۰/۶۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. با توجه به اینکه سطح معنی داری آماره F فیشر در هر دو الگو کمتر از ۱٪ است، لذا معناداری کل رگرسیون‌ها در سطح اطمینان ۹۹٪ تأیید می‌شود. قبل از برازش الگوی پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود. نتایج آن در نگاره (۴) آورده شده است. با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده از آزمون F لیمر، کمتر از ۵٪ بود روش داده‌های تابلویی پذیرفته شد و از آنجا که سطح معناداری به دست آمده از آزمون هاسمن، کمتر از ۵٪ بود روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. بنابراین، برای تخمین الگو از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده شد. نتایج برازش الگوی (۳) برای آزمون فرضیه اول در جدول زیر ارائه شده است.

**جدول ۱۲: نتایج آزمون الگوی (۳)**

| متغیرها | ضریب متغیر | آماره t | معناداری |
|---|---|---|---|
| C | ۳۶/۹۷ | ۷/۶۶ | ۰/۰۰۰ |
| LAG_AG | ۹۴/۴۸ | ۱۳/۰۵۵ | ۰/۰۰۰ |
| LAG_AG*BANK | -۱۰۴/۷۱ | -۷/۰۷ | ۰/۰۰۰ |
| BANK | -۲۳/۳۶ | -۳/۳۳ | ۰/۰۰۱ |
| LOAN/Sales | -۵/۹۷ | -۱/۸۰ | ۰/۰۷۲ |
| MVE/Sales | ۳/۷۷ | ۲/۳۶ | ۰/۰۱۸ |
| FREE FLOAT | ۹۱/۲۹ | ۶/۹۰ | ۰/۰۰۰ |
| LAG AG*LOAN/Sales | ۶/۷۹ | ۲/۱۸ | ۰/۰۳۰ |
| LAGAG*MVE/Sales | -۵/۹۵ | -۲/۹۹ | ۰/۰۰۳ |
| LAG AG*FF | -۱۰۹/۳۹ | -۲/۳۶ | ۰/۰۲۵ |
| )۱Ar ( | -۰/۲۱ | -۳/۱۰ | ۰/۰۰۲ |
| R-squared | | | ۰/۴۶ |
| Adjusted R-squared | | | ۰/۳۱ |
| F-statistic | | | ۳/۰۵ |
| Prob (F-statistic( | | | ۰/۰۰۰ |
| Durbin-Watson stat | | | ۲/۰۸۶ |
| Test hasman | | | ۰/۰۰۵ |
| Test limer | | | ۰/۰۰۰ |

$Return = \alpha + \beta_1 Ar(1) + \beta_2 Lag_AG + \beta_3 Lag_AG*Bank + \beta_4 Bank + \beta_5 Loan/Sales + \beta_6 MVE/Sales + \beta_7 Lag_AG*Loan/Sales + \beta_8 Lag_AG*FF + \varepsilon_9 Lag_AG*MVE/Sales + \beta_8$

همانگونه که ملاحظه می‌شود آمارهt محاسباتی و مقادیر سطح اطمینان ۹۵ درصدی در نگاره فوق حاکی از این است تمامی متغیرهای پژوهش رابطه معناداری با بازده سهام (متغیر وابسته) دارند. مقدار آماره دوربین واتسون برای الگوی رگرسیونی فوق عدم وجود همبستگی شدید مرتبه اول در اجزاء باقیمانده الگو را تأیید می‌کند. مقدار ضریب تعیین الگو نشان می‌دهد مجموعاً ۰/۴۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. با توجه به اینکه سطح معنی داری آماره F فیشر کمتر از ۱٪ است، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۹٪ تأیید می‌شود. همانطور که مشاهده می‌شود ضریب متغیر Lag_AG برابر ۹۴/۴۸ است، آماره t این متغیر برابر ۱۳/۰۵ و سطح معنی داری آن برابر ۰/۰۰۰ است. بنابراین رابطه مثبت رشد دارایی‌ها با بازده سهام در سطح خطای ۱٪ تأیید می‌گردد. قبل از برازش الگوی (۴) آزمون F لیمر و هاسمن برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی عمومی در مقابل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شد. با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده از آزمون F لیمر برای شرکت‌های با رشد دارایی بالا و شرکت‌های با رشد دارایی پایین، کمتر از ۵٪ بود روش داده‌های تابلویی پذیرفته شد و از آنجا که سطح معناداری به دست آمده از آزمون هاسمن برای شرکت‌های با رشد دارایی بالا و شرکت‌های با رشد دارایی پایین، کمتر از ۵٪ بود روش اثرات ثابت پذیرفته شد. بنابراین، برای تخمین الگو از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده شد. نتایج برازش الگو برای آزمون فرضیه دوم در جدول زیر ارائه شده است.

**جدول ۱۳: نتایج آزمون الگوی (٤)**

| | شرکت‌های با رشد دارایی بالا | | | شرکت‌های با رشد دارایی پایین | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | ضریب متغیر | آماره t | معناداری | ضریب متغیر | آماره t | معناداری |
| C | ۱/۳۷ | ۰/۳۰ | ۰/۷۶ | -۲۸/۵۷ | -۱/۸۹ | ۰/۰۵۹ |
| CAPEX | ۳۷/۶۸ | ۲/۰۸ | ۰/۰۳۸ | -۱۰۵/۱۰ | -۱۴/۵۹ | ۰/۰۰۰ |
| CAPEX*BANK | -۳۲/۳۴ | -۳/۸۷ | ۰/۰۰۰ | ۶۳/۷۰ | ۴/۶۴ | ۰/۰۰۰ |
| INTERAL | ۸۶/۰۲ | ۳/۰۵ | ۰/۰۰۲ | -۱۴۲/۱۸ | -۱/۸۹ | ۰/۰۶ |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| INTERAL*BANK | -۷۶/۱۷ | -۳/۱۹ | ۰/۰۲۹ | ۹۷/۸۸ | ۱/۵۸ | ۰/۱۲ |
| EXTERNAL FINANCING | -۴۶/۶۴ | -۱۴/۲۷ | ۰/۰۰۰ | ۱۳۴۹/۶۰ | ۸/۴۸ | ۰/۰۰۰ |
| EXTERNALFINANCING*BANK | -۲۷/۸۱ | -۳/۳۸ | ۰/۰۰۰ | -۱۵۰۴/۲۳ | -۹/۰۳ | ۰/۰۰۰ |
| BANK | ۲۹/۷۵ | ۱۲/۹۰ | ۰/۰۰۰ | ۴۸/۶۳ | ۳/۶۷ | ۰/۰۰۰ |
| LOAN/Sales | -۱۲/۴۸ | -۲۲/۳۰ | ۰/۰۰۰ | -۱۳/۰۷ | -۲/۳۱ | ۰/۰۲۲ |
| MVE/Sales | ۵/۵۸ | ۵/۳۹ | ۰/۰۰۰ | ۱۰/۳۵ | ۹/۱۶ | ۰/۰۰۰ |
| FREE FLOAT | -۲۷/۴۵ | -۱/۰۶ | ۰/۲۸۹ | ۴۴/۳۲ | ۷/۱۷ | ۰/۰۰۰ |
| LAG AG*LOAN/Sales | ۱۰/۱۱ | ۱۲/۶۸ | ۰/۰۰۰ | -۳۳/۷۲ | -۲۲/۴۴ | ۰/۰۰۰ |
| LAG AG*MVE/Sales | -۹/۵۹ | -۴/۴۱ | ۰/۰۰۰ | ۱۰/۸۶ | ۳/۴۰ | ۰/۰۰۱ |
| LAG AG*FF | -۴۷/۰۳ | -۱/۶۶ | ۰/۰۹۸ | -۵۲/۸۷ | -۴/۵۳ | ۰/۰۰۰ |
| (۱Ar) | | | | -۰/۰۰۱۷ | -۰/۳۱ | ۰/۷۶ |
| R-squared | | | ۰/۳۰ | | | ۰/۶۴ |
| Adjusted R-squared | | | ۰/۲۶ | | | ۰/۶۱ |
| F-statistic | | | ۷/۸۹ | | | ۲۶/۹۲ |
| Prob (F-statistic) | | | ۰/۰۰۰ | | | ۰/۰۰۰ |
| Durbin-Watson stat | | | ۱/۹۱ | | | ۱/۸۱ |
| Test hasman | | | ۰/۰۰۲ | | | ۰/۰۰۰ |
| Test limer | | | ۰/۰۰۰ | | | ۰/۰۰۰ |

$$Loan/Sales = \alpha + \beta_{1}Return + \beta_{2}CapEx + \beta_{3}CapEx*Bank + \beta_{4}Internal + \beta_{5}Internal*Bank + \beta_{6}EF + \beta_{7}\Delta EF*Bank + \beta_{8}Bank + B_{9}\beta Lag_AG*FF + \varepsilon_{13}Lag_AG*MVE/Sales + \beta_{12}Lag_AG*Loan/Sales + \beta_{11}FF + \beta_{10}MVE/Sales +$$

از آنجا که مقدار آماره دوربین–واتسون در هر دو الگو بین ۱. ۵ تا ۲. ۵ قرار دارد، عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگو در شرکت‌های با رشد دارایی بالا و عدم همبستگی شدید مرتبه اول در اجزاء باقیمانده الگو در شرکت‌های با رشد دارایی پایین را تأیید می‌کند. مقدار ضریب تعیین الگو نشان می‌دهد الگوی مورد نظر به ترتیب ۰/۳۰ و ۰/۶۴ از تغییرات متغیر وابسته را در شرکت‌های با رشد دارایی بالا و شرکت‌های با رشد دارایی پایین تبیین می‌کند. با توجه به اینکه سطح معنی داری آماره F فیشر کمتر از ۱٪ است، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۹٪ تأیید می‌شود. همانطور که در نگاره فوق مشاهده می‌شود ضریب متغیر EF در شرکت‌های با رشد دارایی بالا و پایین به ترتیب ۴۶/۶۴– و ۱۳۴۹/۶۰، آماره t متغیر مورد نظر در این شرکت‌ها ۱۴/۲۷– و ۸/۴۸ و میزان احتمال آن‌ها ۰/۰۰۰ است. بنابراین تامین مالی خارجی با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا (پایین)، رابطه منفی (مثبت) دارد و این رابطه در سطح خطای ۱٪ معنی دار است. اما از آنجا که انتظار می‌رفت این رابطه برعکس باشد، بنابراین فرضیه دوم پژوهش تأیید نشد.

## نتایج آزمون فرضیه‌های سوم تا ششم

برای آزمون فرضیه‌های ۳ تا ۶ الگوی رگرسیونی شماره (۵) استفاده می‌شود. همانگونه که ملاحظه می‌شود با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده از آزمون F لیمر برای شرکت‌های با رشد دارایی بالا و شرکت‌های با رشد دارایی پایین، کمتر از ۵٪ بود روش داده‌های تابلویی پذیرفته شد و از آنجا که سطح معناداری به دست آمده از آزمون هاسمن برای شرکت‌های با رشد دارایی بالا و شرکت‌های با رشد دارایی پایین، کمتر از ۵٪ بود روش اثرات ثابت پذیرفته شد. بنابراین، برای تخمین الگو از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده شد. نتایج برازش الگو برای آزمون فرضیات سوم تا ششم در جدول زیر ارائه شده است.

**جدول ۱۴: نتایج آزمون الگوی (۵)**

| | شرکت‌های با رشد دارایی بالا | | | شرکت‌های با رشد دارایی پایین | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | ضریب متغیر | آماره t | معناداری | ضریب متغیر | آماره t | معناداری |
| C | ۳۲/۹۱ | ۷/۳۴ | ۰/۰۰۰ | ۲۵/۸۹ | ۴/۸۴ | ۰/۰۰۰ |
| CAPEX | -۱۱/۵۱ | -۲/۴۴ | ۰/۰۱۵ | -۱۷۸/۷۶ | -۳/۰۱ | ۰/۰۰۳ |
| CAPEX*BANK | ۳۵/۵۵ | ۲/۱۸ | ۰/۰۳۰ | ۱۵۰/۸۳ | ۲/۶۹ | ۰/۰۰۷ |
| INTERAL | -۴۶/۵۴ | -۳/۸۵ | ۰/۰۰۰ | ۴۴/۸۲ | ۲/۸۲ | ۰/۰۰۵ |
| INTERAL*BANK | -۳۶/۷۳ | -۱/۹۵ | ۰/۰۵۲ | -۳۵/۶۹ | -۱/۴۶ | ۰/۱۴۴ |
| EQUITY | ۱۰۱/۱۸ | ۱۴/۰۵ | ۰/۰۰۰ | -۱۷۵/۰۰۱ | -۴/۰۰۱ | ۰/۰۰۰ |
| EQUITY*BANK | ۱۳/۷۱ | ۶/۲۲ | ۰/۰۰۰ | ۷۲/۶۷ | ۱/۰۱۳ | ۰/۳۱۲ |
| DEBT | ۶۳۹/۹۱ | ۷/۹۹ | ۰/۰۰۰ | ۴۵۹/۳۷ | ۱/۹۰ | ۰/۰۵۸ |
| DEBT*BANK | -۴۶۳/۵۸ | -۴/۶۸ | ۰/۰۰۰ | -۴۸۰/۱۶ | -۲/۸۳ | ۰/۰۰۵ |
| BANK | ۸/۶۱ | ۲/۲۶ | ۰/۰۲۴ | -۶/۶۱ | -۲/۴۸ | ۰/۰۱۴ |
| LOAN/Sales | -۱۰/۷۹ | -۱۴/۴۷ | ۰/۰۰۰ | -۶/۹۸ | -۱/۵۵ | ۰/۰۲۰ |
| MVE/Sales | ۳/۶۵ | ۵/۳۲ | ۰/۰۰۰ | ۸/۵۸ | ۱۶/۲۰ | ۰/۰۰۰ |

| | شرکت‌های با رشد دارایی بالا | | | شرکت‌های با رشد دارایی پایین | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | ضریب متغیر | آماره t | معناداری | ضریب متغیر | آماره t | معناداری |
| FREE FLOAT | -۱۷/۷۵ | -۰/۷۷ | ۰/۴۴۳ | ۴۵/۲۶ | ۵/۱۰ | ۰/۰۰۰ |
| LAG AG*LOAN/Sales | ۴/۴۳ | ۷/۲۵ | ۰/۰۰۰ | -۲/۵۵ | -۰/۵۶ | ۰/۵۷۷ |
| LAGAG*MVE/Sales | -۵/۳۸ | -۳/۶۴ | ۰/۰۰۰ | ۷/۳۹ | ۱/۹۵ | ۰/۰۵۳ |
| LAG AG*FF | -۶۴/۰۸ | -۲/۲۳ | ۰/۰۲۷ | ۲۵/۸۹ | -۴/۲۱ | ۰/۰۰۰ |
| )۱Ar ( | ۲۲/۹۱ | ۷/۲۴ | ۰/۰۰۰ | | | |
| R-squared | | | ۰/۳۳۲ | | | ۰/۴۶۹ |
| Adjusted R-squared | | | ۰/۲۷۸ | | | ۰/۴۴۴ |
| F-statistic | | | ۷/۳۶۸ | | | ۱۸/۳۱ |
| Prob (F-statistic) | | | ۰/۰۰۰ | | | ۰/۰۰۰ |
| Durbin-Watson stat | | | ۱/۸۷۶ | | | ۱/۹۳ |
| Test hasman | | | ۰/۰۰۰ | | | ۰/۰۰۰ |
| Test limer | | | ۰/۰۰۳ | | | ۰/۰۰۰ |

Debt*bank ۸ΔDebt + β ۷ΔEquity*Bank + β ۶ΔEquity + β ۵Internal*Bank + β ۴Internal + β ۳CapEx*Bank + β ۲CapEx + β ۱Return = α + β
Lag_AG*FF + ε ۱۵Lag_AG*MVE/Sales + β ۱۴Lag_AG*Loan/Sales + β ۱۳FF + β ۱۲MVE/Sales + β ۱۱Loan/Sales + β ۱۰Bank + β ۹+ β

از آنجا که مقدار آماره دوربین–واتسون در هر دو الگو بین ۱/۵تا ۲/۵ قرار دارد، عدم همبستگی شدید مرتبه اول در اجزاء باقیمانده الگو در شرکت‌های با رشد دارایی بالا و عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگو در شرکت‌های با رشد دارایی پایین را تأیید می‌کند. مقدار ضریب تعیین الگو برای شرکت‌های با رشد دارایی بالا و شرکت‌های با رشد دارایی پایین نشان می‌دهد به ترتیب ۰/۳۲ و۰/۴۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل در این الگو توضیح داده می‌شود. با توجه به اینکه سطح معنی داری آماره F فیشر کمتر از ۱٪ است، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۹٪ تایید می‌شود. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود ضریب متغیر Internal در شرکت‌های با رشد دارایی بالا و پایین به ترتیب ۴۶/۵۴– و ۴۴/۸۲، آماره t این متغیر به ترتیب ۳/۸۵– و۲/۸۲ و سطح معنی داری آن ۰/۰۰۰ و ۰/۰۰۵ است. بنابراین رابطه تامین مالی داخلی با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا (پایین)، منفی (مثبت) و در سطح خطای ۱٪ معنی دار است. از آنجا که انتظار می‌رفت این رابطه معکوس باشد، در نتیجه فرضیه سوم پژوهش تأیید نشد. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود ضریب متغیر Bank نیز در گروه شرکت‌های با رشد دارایی بالا و پایین ۸/۶۱ و ۶/۶۱–، آماره t این متغیرها ۲/۲۶ و ۲/۴۸– و میزان احتمال آن‌ها به ترتیب ۰/۰۲۴ و ۰/۰۱۴ است. بنابراین رابطه بدهی بانکی با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا مثبت و با بازده شرکت‌های با رشد دارایی پایین منفی است و این رابطه در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار است. در نتیجه فرضیه سوم پژوهش تأیید می‌شود. ضریب متغیر Free float هم در شرکت‌های با رشد دارایی بالا ۱۷/۷۵–، آماره t این متغیر ۰/۷۷– و میزان احتمال آن ۰/۴۴ است. بنابراین بین نسبت سهام شناور آزاد با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا رابطه معنی داری وجود ندارد. از طرفی ضریب این متغیر در گروه شرکت‌های با رشد دارایی پایین ۴۵/۲۶، آماره t آن ۵/۱۰ و میزان احتمال آن ۰/۰۰۰ است و از اینرو رابطه بین نسبت سهام شناور آزاد و بازده شرکت‌های با رشد دارایی پایین مثبت و معنی دار است. با توجه به مطالب فوق، فرضیه پنجم پژوهش تأیید نمی‌شود. در پایان، ضریب متغیر Equity در شرکت‌های با رشد دارایی بالا و پایین به ترتیب ۱۰۱/۱۸ و ۱۷۵/۰۰۱–، آماره t این متغیر به ترتیب ۱۴/۰۵ و ۴/۰۰۱– و سطح معنی داری آن ۰/۰۰۰ و ۰/۰۰۱ است. بنابراین رابطه تامین مالی از طریق سهام با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا (پایین)، مثبت (منفی) است و این رابطه در سطح خطای ۱٪ تأیید می‌شود. با توجه به مطالب فوق فرضیه ششم پژوهش تأیید می‌شود.

## مدل های لاجیت در پیش بینی بازده بازار سهام

فرضیه صفر اول پژوهش به شرح زیر است: جهت تغییرات بازدهی با استفاده از مدل‌های لاجیت و تجزیه و تحلیل صورت‌های مالی قابل پیش‌بینی نمی باشد. فرضیه صفر اول بیان می کند که افزایش( یا کاهش ) بازدهی سال بعد مستقل از متغیرهای پیش بینی کننده صورت‌های مالی( نسبت‌های مالی) سال قبل است. برای آزمون این فرضیه از برازش مدل های لاجیت بر اساس متغیرهای منتخب صورت‌های مالی به عنوان متغیر مستقل و تغییرات بازدهی سهام(سه اندازه مختلف از بازدهی) در سال بعد به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. دلیل این طبقه بندی، شناسایی نقش اطلاعات پیش‌بینی کننده و پایداری آن‌ها در طول زمان است. برازش مدل‌ها با استفاده از روش گام به گام حذفی(پسرو) انجام شده و تنها متغیرهایی که آماره والد ضرایب آن‌ها در مدل چند متغیره در سطح کمتر از ۱۰٪ معنی دار بود، در مدل نهایی باقی ماندند. برای تغییرات بازدهی خام ضرایب ۳ متغیر، تغییرات بازده تعدیل شده بر اساس بازده بازار ضرایب ۵ متغیر و تغییرات بازده تعدیل شده بر اساس اندازه ضرایب ۴ متغیر به لحاظ آماری معنی دار بودند. عناوین متغیرهای منتخب، ضرایب متغیرها و آماره والد سه اندازه مختلف تغییرات بازدهی ارایه شده است. دو نسبت حسابداری تغییر در بازده حقوق صاحبان سهام ورشد سود خالص به فروش در هر سه مدل به طور مشترک معنی دار بودند. نتایج بدست آمده شواهدی را در رد فرضیه صفر اول فراهم می کند. شاخص توان تبیین یا

خوبی برازش مدل برای تغییرات بازده خام، بازده تعدیل شده بر اساس بازده بازار، بازده تعدیل شده بر اساس اندازه به ترتیب ۰/۰۶، ۰۷، ۰/۰۵۳ می‌باشد. بنابراین فرضیه تحقیق تایید می‌شود. نتایج تحقیق شعری (۱۳۸۱) نشان داده بود در شرایط تورمی کم، توان تبیین مدل‌ها افزایش می یابد. همچنین همان‌طور که قبلا اشاره شد شاخص‌های کل بورس جهش ناگهانی را تجربه کردند و حباب‌های قیمتی شکل گرفت و در نتیجه نقش اطلاعات حسابداری کاهش یافت که خود این امر باعث کاهش توان تبیین مدل‌ها می‌گردد.

**جدول ۱۵: خلاصه مدل پیش بینی لاجیت چند متغیره برای تغییرات بازده خام**

| P Z R( (Δ it+۱) =۱,۰) = +(۱ exp(−θxit ))−۱ | | | |
|---|---|---|---|
| تعداد مشاهدات | ۳۵۰۱ | | |
| K۲ - جدول۲×۲۲ | ۰۴۹/۱۶ | | |
| شاخص توان تبیین مدل۳ | ۰۶/۰ | | |
| درصد زوج های جور۴ | ۱/۵۹ | | |
| درصد پیش بینی درست افزایش | ۴/۴۴ | | |
| درصد پیش بینی درست کاهش | ۸/۷۱ | | |
| متغیرهای حسابداری | θ۵ | ۶Wald | p_value |
| تغییر در بازده حقوق صاحبان سهام | ۰/۲۴۸ | ۱۴۴/۶ | ۰۱۳/۰ |
| بازده داراییها | ۸۵۵/۱- | ۹۸۴/۴ | ۰۲۶/۰ |
| رشد سود خالص به فروش | ۶۳۷/۰- | ۰۶۳/۷ | ۰۰۸/۰ |
| عرض از مبداء | ۱۸۸/۰ | ۰۱۱/۱ | ۳۱۵/۰ |

تعداد کل مشاهدات می بایستی ۳۷۰ شرکت سال باشد که به‌دلیل بی معنی بودن ۲۰ متغیر مربوط به تغییر در سود نقدی هر سهم( به‌دلیل صفر بودن سود نقدی هر سهم درسال گذشته ۲ مشاهده در مدل‌های لاجیت به عنوان داده موهوم حذف شده است. K۲ جدول در سطح ۰/۱ معنادار است و فرضیه صفر رد می‌شود. شاخص توان تبیین، خوبی برازش مدل را نشان می‌دهد و از Nagelkerke R Square استفاده شده است که قابل مقایسه با R۲ در حداقل مربعات معمولی می‌باشد. درصد زوج‌های جور صحت کلی مدل را آزمون می‌کند. $\theta$ برآورد حداکثر درست مایی ضرایب متغیرهای حسابداری است و در واقع بیانگر معیار تغییر در نسبت احتمالات می‌باشد.

**جدول ۱۶: خلاصه مدل پیش بینی لاجیت چند متغیره برای تغییرات بازده تعدیل شده بر اساس بازده بازار**

| ( P Z MAR( (Δ it+۱) =۱,۰) = +(۱ exp(−θxit ))−۱ | | | |
|---|---|---|---|
| K ۲ - جدول۲×۲۲ | ۱۸/۹۳۸ | | |
| شاخص توان تبیین مدل۳ | ۰/۰۷ | | |
| درصد زوج های جور۴ | ۱/۶۱ | | |
| درصد پیش بینی درست افزایش | ۷۷ | | |
| درصد پیش بینی درست کاهش | ۱/۴۳ | | |
| متغیر های حسابداری | θ۵ | ۶Wald | p_value |
| | ۱۷/۰ | ۴۰۹/۳ | ۰۶۵/۰ |
| بازده دارایی‌ها | ۳۰۱/۴- | ۴۷۰/۲ | ۱۱۶/۰ |
| بازده سرمایه گذاری‌ها | ۴۹۴/۶ | ۸۸۲/۴ | ۰۲۷/۰ |
| رشد سود خالص به فروش | ۴۸۰/۰- | ۸۲۵/۴ | ۰۲۸/۰ |
| سود عملیاتی به جمع دارایی‌ها | ۱۳۰/۴- | ۰۰۶/۳ | ۰۸۳/۰ |
| عرض از مبداء | ۵۰۲/۰ | ۱۵۰/۶ | ۰۱۳/۰ |

**جدول ۱۷: مقایسه توان تبیین مدل های لاجیت برازش شده**

| | دوره بررسی | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | ۱۳۹۰ | | | | | ۱۳۹۹ |
| شاخص توان تبیین مدل **R** | ۰۶/۰ | ۳۲۶/۰ | ۵۷۶/۰ | ۲۴۳/۰ | ۲۳۰/۰ | ۳۹۳/۰ |
| شاخص توان تبیین مدل **MAR** | ۰۷/۰ | ۱۷/۰ | ۵۶۴/۰ | ۲۷۹/۰ | ۲۸/۰ | ۲۶۴/۰ |
| شاخص توان تبیین مدل **SAR** | ۰۵۳/۰ | ۲۸۰/۰ | ۲۷۸/۰ | ۱۸۳/۰ | ۱۰۵/۰ | ۲۹۲/۰ |

## نتایج و پیشنهادها

مقدمه شرکت ها به منظور اجرای پروژه های سودآور و دستیابی به حداکثر بازدهی واقعی در جهت افزایش ثرت سهامداران خود، از منابع مالی مختلفی بهره می برند. توانایی شرکت در مشخص ساختن منابع درونی و بیرونی سازمان در فراهم ساختن سرمایه و تهیه برنامه های مالی مناسب، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت هر شرکت محسوب می شود. یکی از دغدغه‌های همیشگی مدیران مالی شرکت‌ها تأمین مالی می‌باشد. مدیران مالی شرکت‌ها برای انجام طرح‌های توسعه‌ای و یا تأمین سرمایه در گردش روزمره خود نیاز به تأمین مالی پیدا می‌کنند. با

رشد و توسعه علم مالی و طراحی انواع و اقسام ابزارهای تأمین مالی در دنیا جهت انجام تأمین مالی شرکت‌ها، مدیران مالی جهت تأمین مالی شرکت خود با انبوهی از ابزارها و روش‌ها و قراردادهای تأمین مالی مواجه هستند؛ بنابراین مدیران مالی برای تصمیم‌گیری جهت انتخاب روش تأمین مالی بنگاه اقتصادی خود همواره با این سؤال جدی مواجه هستند که کدام روش یا ابزار تأمین مالی می‌تواند بهترین و بهینه‌ترین تأمین مالی را برای شرکت مزبور انجام دهد. فلذا برای کمک به مدیران مالی جهت تصمیم‌گیری درست برای تأمین مالی بهینه در فرآیند تأمین مالی بنگاه اقتصادی لازم است تا یک سری معیارهای کمی و کیفی ارائه شود تا مدیران بتوانند با توجه به معیارهای اشاره‌شده در خصوص ابزار تأمین مالی تصمیم‌گیری نمایند. نیهات و همکاران(۲۰۱۹)، مسعود(۲۰۱۶)، اتوموهتار(۲۰۱۴)، باقری(۱۳۹۷)، اسلامی دوست(۱۳۹۶)، خزائی و همکاران(۱۳۹۶)، یاوری(۱۳۹۶) در مطالعات خود نشان دادند تأمین مالی شرکت سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است. نتایجی که در این پژوهش بدست آمده است همسو و همراستا با مطالعات انجام شده میباشد. پس نتیجه گرفته میشود تأمین مالی شرکت سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است جلو گیری از قفل شدن منابع بانکی و تسویه بدهی دولت به پیمانکاران، ایجاد تناسب بین ریسک و بازده، جذب نقدینگی های سرگردان از بازارهای دارایی، تقسیم وظایف تأمین مالی در بازار پول و بازار سرمایه بر اساس اندازه بنگاه ها، تزریق غیر تورمی منابع مالی به اقتصاد و افزایش شفافیت در فضای کسب و کار از جمله مزایای توسعه بازار بدهی در کشور می باشد. سابقه کم شکل گیری بازار بدهی در ایران و عدم شناخت کامل شرکت ها و سرمایه گذاران از آن، حاکم نبودن نظام عرضه و تقاضا بر نرخ گذاری اوراق منتشر شده، عدم امکان تغییر قیمت و بازدهی اوراق با درآمد ثابت، عدم اجرای رتبه بندی اعتباری اوراق بدهی، نیاز به انتشار اطلاعات مالی و ریز اطلاعات تأمین مالی بنگاه ها، گران بودن تأمین مالی از طریق بازار بدهی، دشواری و زمان بر بودن تأمین مالی از طریق بازار بدهی، زمان بر بودن فرآیند تهیه گزارش توجیهی، دیدگاه سنتی موجود مبنی بر اعتماد بیشتر به سیستم بانکی، فشار بر شرکت ها به منظور باز پرداخت اصل مبالغ اوراق در سررسید، از جمله دلایل عدم توسعه بازار بدهی در ایران است. براساس نتایج به دست آمده و همچنین، باتوجه به نقشِ مثبت توسعه بازار سهام بر تأمین مالی، پیشنهاد می‌شود، سازوکارهای الزم برای استفاده از نوآوری‌های مالی و ابزارهای نوین تأمین مالی در بازار سرمایه فراهم شود. ازجمله این اقدامات، می توان به به کارگیری اوراق مشارکت، انتشار برگه گواهی سبد سهام و گواهی فروش متری مسکن اشاره کرد. علاوه بر این، به منظور گوناگونِ سازی ترکیب ریسک و بازده و ایجاد فرصتِ های متنوع سرمایه گذاری، زمینه های همکاری با سایر نهادهای پولی و مالی، ازجمله بانک‌ها، بیمه‌ها، صندوق بازنشستگی و تأمین اجتماعی فراهم شود. جلوگیری از قفل شدن منابع بانکی و تسویه بدهی دولت به پیمانکاران، ایجاد تناسب بین ریسک و بازده، جذب نقدینگی های سرگردان از بازارهای دارایی، تقسیم وظایف تأمین مالی در بازار پول و بازار سرمایه بر اساس اندازه بنگاه ها، تزریق غیر تورمی منابع مالی به اقتصاد و افزایش شفافیت در فضای کسب و کار از جمله مزایای توسعه بازار بدهی در کشور می باشد. سابقه کم شکل گیری بازار بدهی در ایران و عدم شناخت کامل شرکت ها و سرمایه گذاران از آن، حاکم نبودن نظام عرضه و تقاضا بر نرخ گذاری اوراق منتشر شده، عدم امکان تغییر قیمت و بازدهی اوراق با درآمد ثابت، عدم اجرای رتبه بندی اعتباری اوراق بدهی، نیاز به انتشار اطلاعات مالی و ریز اطلاعات تأمین مالی بنگاه ها، گران بودن تأمین مالی از طریق بازار بدهی، دشواری و زمان بر بودن تأمین مالی از طریق بازار بدهی، زمان بر بودن فرآیند تهیه گزارش توجیهی، دیدگاه سنتی موجود مبنی بر اعتماد بیشتر به سیستم بانکی، فشار بر شرکت ها به منظور باز پرداخت اصل مبالغ اوراق در سررسید، از جمله دلایل عدم توسعه بازار بدهی در ایران است.

با توجه به فرضیه: خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. پیشنهاد می شود: سازوکارهای الزم برای استفاده از نوآوری‌های مالی و ابزارهای نوین تأمین مالی در بازار سرمایه فراهم شود. ازجمله این اقدامات، می‌توان به به‌کارگیری اوراق مشارکت، انتشار برگه گواهی سبد سهام و گواهی فروش متری مسکن اشاره کرد. علاوه بر این، به منظور گوناگون سازی ترکیب ریسک و بازده و ایجاد فرصتِ های متنوع سرمایه‌گذاری، زمینه‌های همکاری با سایر نهادهای پولی و مالی، ازجمله بانک‌ها، بیمه‌ها، صندوق بازنشستگی و تأمین اجتماعی فراهم شود. ایجاد و انتشار ابزارهای مالی اسلامی از جمله صکوک و توسعه بازار اولیه و ثانویه آن می‌تواند در مدیریت نقدینگی بانک‌ها نقش بسزایی داشته باشد. همچنین صکوک می تواند جهت تأمین مالی پروژه‌های دولت نیز مناسب بوده و از صکوک اجاره و استصناع جهت تأمین مالی پروژه های عمرانی دولت استفاده کرد همچنین بر روی سیاست‌های پولی و مالی تأثیر گذاشته و سبب کارایی این سیاست‌ها باشد. مهمترین مسئله در این بخش ایجاد سازکارهای مناسب در فراملی نمودن تامین مالی از بازار سرمایه در حوزه بین المللی است که خود نیازمند تجهیز زیرساختی نرم افزاری و سخت افزاری بازار سرمایه است. این گام نقش موثری در جذب منابع تامین مالی در سطح بین الملل دارد. در ایجاد ساخت‌های ذکر شده گام های موثری در چند سال اخیر برداشته است اما این حوزه همچنان نیازمند توجه خاصی از سوی تمام ارکان نظام است. نابراین همانگونه که اشاره و پیشنهاد شد بستر سازی از مهمترین ارکان توسعه بازار سرمایه است که نیازمند عزم ملی در این بخش است. از آنجا که کشور در مرحله توسعه یافتگی قرار داد تامین مالی به عنوان مهم ترین رکن اجرائی رشد اقتصادی متصوره در برنامه پنجم توسعه است که میبایست تدبیر خاصی در آن نمود و یکی از مطمئن ترین

رویکردها در این بخش حوزه بازار سرمایه است. با توجه به تاثیر مثبت حقوق صاحبان سهام بانک‌ها بر بازدهی و سودآوری بانک‌ها توصیه می‌شود حقوق صاحبان سهام افزایش یابد.

**با توجه به فرضیه: تاثیر مثبت صکوک بر بازدهی بانک‌ها**

توصیه می‌شود انتشار اوراق صکوک افزایش داده شود تا سودآوری بانک‌ها افزایش یابد. هم‌چنین پیشنهاد می‌شود که بانک‌ها برای رسیدن به مزایایی هم‌چون افزایش نقدینگی، افزایش ثروت سهامداران و افزایش تنوع در منابع تأمین مالی از ابزارهای نوین تامین مالی استفاده کنند. با توجه به فرضیه: مالکیت دولتی دارای تاثیر منفی بر بازدهی بانک‌ها دارد، توصیه می‌گردد که سهم دولت از مالکیت بانک کاهش یابد. لذا واگذاری سهام دولتی در بورس در این راستا مثبت ارزیابی می‌شود. با توجه به نتایج این پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنی دار بین رشد دارایی و بازده سهام، به استفاده کنندگان اطلاعات مالی پیشنهاد می‌شود در ارزیابی پرتفوی سرمایه‌گذاری، به رشد اقلام سمت راست ترازنامه توجه بیشتری شود، و در در ارزیابی رشد دارایی‌ها به توان ایجاد بازدهی دارایی‌ها و توان استفاده کارا واحد تجاری از آن‌ها توجه داشته باشند. به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود، تأثیرات اقلام تعهدی سرمایه در گردش و اقلام تعهدی بلند مدت بر رابطه تأمین مالی خارجی از طریق انتشار سهام و تأمین مالی خارجی از طریق بدهی‌ها با بازده آتی سهام را در سرمایه‌گذاری‌های خود مدنظر قرار دهند. همچنین به مدیران مالی شرکت‌ها توصیه می‌شود، برای تأمین نقدینگی لازم جهت خرید دارایی‌های ثابت مورد نیاز خود، بیشتر به تأمین مالی خارجی از طریق انتشار سهام تأکید داشته و کمتر از تأمین مالی خارجی از طریق بدهی‌ها استفاده کنند. با توجه به فرضیه تامین مالی شرکت های سهامی بر بازدهی سهام: با توجه به نتایج این پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنی دار بین رشد دارایی و بازده سهام، به استفاده کنندگان اطلاعات مالی پیشنهاد می‌شود در ارزیابی پرتفوی سرمایه‌گذاری، به رشد اقلام سمت راست ترازنامه توجه بیشتری شود، و در در ارزیابی رشد دارایی‌ها به توان ایجاد بازدهی دارایی‌ها و توان استفاده کارا واحد تجاری از آن‌ها توجه داشته باشند. روش های تامین مالی داخلی سود انباشته و اندوخته ها و همچنین سایر تغییرات در ساختار سرمایه سود سهمی و افزایش سرمایه از محل مطالبات( میتواند مورد بررسی قرار گیرد. از آنجا که مبالغ تامین مالی شده، در پروژه هایی مورد استفاده قرار می گیرد که دارای دوره بازگشت سرمایه بلندمدت می باشند؛ لذا در پژوهش جداگانه ای، تاثیر روش های تامین مالی بر بازدهی بلند مدت سهام می تواند مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به آزمون و فرضیه های بخش لاجیت با توجه به اینکه ارتباط بین تغییرات بازدهی سهام و ارقام حسابداری (نسبتهای مالی) به صورت تجربی مورد بررسی و آزمون قرار گرفته است و مشخص شده است که بین این دو رابطه معنی دار وجود دارد، به فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می شود که بخشی از تجزیه و تحلیل های خود را به تجزیه و تحلیل های صورت های مالی اختصاص داده و در کنار آن به سایر مسایل محیطی و متغیر های کلان اقتصادی نیز توجه کنند. در این پژوهش یکی از ویژگی های مهم کیفی اطلاعات حسابداری که همان ارزش پیش بینی کنندگی اطلاعات حسابداری است به طور تجربی در بازار سرمایه ایران بررسی و اثبات شده است. علیرغم ایراداتی که به صورتهای مالی گرفته می شود، ولی این منبع همچنان برای تصمیمات سرمایه گذاری سودمند است. نتایج این پژوهش می‌تواند به عنوان الگویی جهت مطالعات بعدی قرار گیرد. فهرستی از پژوهش های جدید که تکمیل کننده و یا مرتبط با این پژوهش است در زیر ارایه شده است: انجام این پژوهش با استفاده از مدلهای فازی و هوش مصنوعی. نجام این پژوهش برای پیش بینی تغییرات سود و اجرای استراتژی سرمایه گذاری پرتفوی مصون بر اساس پیش بینی تغییرات سود. بررسی توان پیش بینی بازده سهام با استفاده از مدلهای لاجیت و بر اساس متغیرهای بیان کننده ریسک مثل E/P(نسبت سود هر سهم به قیمت ،) B/M (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ،) UEPS/P(نسبت سود غیر منتظره هر سهم به قیمت). تکرار این پژوهش با متغیر وابسته بازده اضافی نسبت به بازدهی که توسط مدل داراییهای سرمایه ای با استفاده از آلفا جنسن محاسبه می شود و اجرای استراتژی سرمایه گذاری بر اساس مدل لاجیت برازش شده برای این متغیر وابسته. بررسی رابطه بین Pr محاسبه شده از مدلهای لاجیت برازش شده با ویژگیهای ریسکی شرکت مثلE/P (نسبت سود هر سهم به قیمت ،) B/M (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ،) UEPS/P( نسبت سود غیر منتظره هر سهم به قیمت).

**منابع**


۱. احمدی منصورآبادی، م.(۱۳۸۶). بررسی رو شهای تأمین مالی بر ارزش شرکتهای پذیرفتهشده در بورس و اوراق بهادار تهران، پایان نامۀ کارشناسی ارشد، رشتۀ مدیریت دولتی ،دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات.

۲. اسلام دوست، ن. و غلامی، ا.(۱۳۹۶). بررسی تأثیر توسعۀ مالی بر تأمین مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار، سال هشتم،شماره ۱۵:۲۶-۱۵.

۳. آقایی، م.؛ احمدیان، و. و جهاز آتشی، ا.(۱۳۹۳). عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه در شرکتهای کوچک و متوسط ایران، فصلنامۀ پژوهشهای حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۶: ۲۱۲-۱۷۵.

۴. باقری، ا.؛ رمضانی،ع. و پورسعید، ع.(۱۳۹۷).آزمون مدل تاثیرگذاری روش های تامین مالی داخلی و خارجی بر بازده کل واقعی سهام، فصلنامـه علمی پژوهشی دانش سرمایهگـذاری سال هفتم، شماره بیست وششم:۲۱۰-۱۸۷.

۵. پهلوانی قمی، ع.(۱۳۹۶). تأثیر همگرایی مالی و اقتصادی بر ارتباط پویای میان نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامۀ کارشناسی ارشد، گروه مدیریت بازرگانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات تهران.

۶. خزائی، ا.؛ طهرانچیان، ا.؛ جعفری صمیمی، ا. و طالبو، ر.(۱۳۹۵). تأثیر تأمین مالی داخلی بر بهرهوری بنگاهها( شواهد تجربی از صنعت خودرو در ایران)، فصلنامه مطالعات و سیاستهای اقتصادی ،سال۹۵،شماره ۱: ۱۲۸-۱۰۱.

۷. داودی، سید محمدرضا, عبدالباقی عطاآبادی، عبدالمجید، یوسفی، جواد. (۱۴۰۱). سودمندی راهبردهای سرمایه گذاری مبتنی بر تناوب زمانی در بورس اوراق بهادار تهران: تحلیل محتوایی نوسانگرهای هارمونیک و تناوب موج. فصلنامه اقتصاد مالی، سال۱۶، شماره ۵۸، ۱۲۹-۱۵۲.

۸. دهقان، عبدالمجید، کامیابی، منیره. (۱۳۹۸). چگونگی اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر بازدهی شرکت‌های بورسی در شرایط رونق و رکود بازار سرمایه ایران. فصلنامه اقتصاد مالی،سال ۱۳شماره۴۸، ۱۴۷-۱۶۶.

۹. فرامرزی، م.(۱۳۹۶). تأثیر بازارهای موازی در قالب بازار سهام و ارز بر تقاضای پول در ایران،پایان نامۀ کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال.

۱۰. قاسمی، ح. (۱۳۹۵). بررسی و شناسایی عوامل مؤثر بر کارآیی اقتصادی بانکهای خصوصی و دولتی در ایران،پایان نامۀ کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد امارات.

۱۱. قیصریان، ج. (۱۳۹۰). تحلیل ساختار سرمایۀ بانک ملی ایران و ارائۀ الگویی برای آن، پایانامۀ کارشناسی ارشد، رشتۀ مدیریت بازرگانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.

۱۲. محقق نیا، محمد جواد، ضیاچی، علی اصغر، سرگلزائی، مصطفی، خاشعی، وحید. (۱۴۰۱). ارزیابی اثر نوسانات ارزی بر عملکرد شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و سنجش وقفههای زمانی آن، فصلنامه اقتصاد مالی ، سال ۱۶، شماره ۵۹، ۱۵۴-۱۲۷

۱۳. یاوری، ک.؛ شهیدی، آ.؛ دهقان دهنوی، م.؛ حیدری، ح.(۱۳۹۵).اثر توسعۀ مالی بر ساختار سرمایۀ بنگاههای غیرمالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار ایران،مجلۀعلمی پژوهشی سیاستگذاری اقتصادی، سال هشتم، شماره:۱۵-۲۵.

14. Allen, F. , Gale, D. (2000). Comparing Financial Systems. MIT press, Cambdridge, MA.
15. Antzoulatos, A. Koufopoulos, K. Lambrinoudakis,C. Tsiritakis E. (2016). Supply of Capital and Capital Structure: The Role of Financial Development. Journal of Corporate Finance 38,166-195.
16. Aslan, H. , Kumar, P. , (2011). Lemons or cherries? Growth opportunities and market temptations in going public and private. Journal of Financ QuantAnal. 46 (2), 489.
17. Campello, M., Graham, J., Harvey, C (2010); The real effects of financial constraints: evidence from a financial crisis, Journal of Financial Economics,. 97, 470–487.
18. Etudaiye-Muhtar, O.F., Ahmad, R. (2014). Banking Sector Development and Corporate Leverage: Empirical Evidence from South African Firms. International Journal of Economics and Finance 6(8): 278-288.
19. Eriotis, N, Vasilou, D. and Neokosmidi, Z.V.( 2007) ; How firm characteristics affect capital structure:an empirical study,Managerial Finance, l.33,(5), 321-331.
20. Fazzari, S., Hubbard, R., and Petersen, B (1988); Financing constraints and corporate Investment", Brookings Papers on Economic Activity, 1, 141–206.
21. Kaplan, S., and Zingales, L (1997); Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?, Quarterly Journal of Economics. 112, 169– 215.
22. Lowry, M. , Michaely, R. , Volkova, E. , (2017). Initial public offerings: A synthesis of the literature and directions for future research. Foundat. Trend. Financ. 11 (3-4), 154–320.
23. Maksimovic, V. , Phillips, G. , Yang, L. , (2013). Private and public merger waves. J. Fi- nanc. 68 (5), 2177–2217.
24. Masoud, N. (2016). "The Determinants of Capital Structure Choice: Evidence from Libyan Firms", Research Journal of Finance and Accounting 5(1), 67-83.
25. Marimuthu,Maran.(2009), Corporate Restructuring, Firm Characteristics and Implications on Capital Structure, Journal of Business and Management,Vol.4, No.1
26. Modigliani, F., Miller, M. (1958). "The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment". American Economic Review 48: 261-297.
27. Mokhova, N., Zinecker, M. (2014). "Macroeconomic Factors and Corporate Capital Structure". Procedia-Social and Behavioral Sciences 110: 530-540.
28. Nihat ,A. Kathleen ,A .Ettore ,C . and Ozdakaka,A.(2019). Stock market development and the financing role of IPOs in acquisitions, Journal of Banking and Finance 98 (2019) 25–38.

29. Rahaman, M. M (2011); "Access to financing and firm growth", Journal of Banking & Finance, Vol. 35, No. 3, pp 709-723.
30. Saunders, A. , Steffen, S. , (2011). The costs of being private: evidence from the loan market. Rev. Financ. Stud. 24 (12), 4091–4122.
31. Sun, J.; Ding, L.; Guo, J.; Li, Y. (2015). "Ownership, Capital Structure and Financing Decision: Evidence from the UK", The British Accounting Review. http://dx.doi.org/10.1016/j. bar.2015.04.001.
32. Sun, J. Mohanty, S.K., Nandha, M., Turkistani, A.Q. and Alaitani, M.Y. (2013). Oil price movements and stockmarket returns: Evidence from Gulf Cooperation Council (GCC) countries. Global Finance Journal22, 42–55.