



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 Hosseinkhani¹, Yadollah Rajaei^{2*}, Nemat Falihi³, Mohammad Dalmanpor²

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.

ARTICLE INFO

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 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

References

- 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]
- 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]
- Allen, F. , Gale, D. (2000). Comparing Financial Systems. MIT press, Cambridge, MA .
- Antzoulatos, A. Koufopoulos, K. Lambrinoudakis,C. Tsiridakis E. (2016). Supply of Capital and Capital Structure: The Role of Financial Development. *Journal of Corporate Finance* 38,166-195.
- 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 .
- 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]
- 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.
- 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]
- 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]
- Eriotis, N, Vasilou, D. and Neokosmidi, Z.V.(2007) ; How firm characteristics affect capital structure:an empirical study,*Managerial Finance*, 1.33,(5), 321-331.
- 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]
- 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.
- 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]
- Fazzari, S., Hubbard, R., and Petersen, B (1988); Financing constraints and corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141–206.
- Kaplan, S., and Zingales, L (1997); Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?, *Quarterly Journal of Economics*. 112, 169–215.
- 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]
- 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 .
- Maksimovic, V. , Phillips, G. , Yang, L. , (2013). Private and public merger waves. *J. Fi- nanc.* 68 (5), 2177–2217 .
- Marimuthu, Maran.(2009), Corporate Restructuring, Firm Characteristics and Implications on Capital Structure, *Journal of Business and Management*,Vol.4, No.1
- 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.

- 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 Mellat 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]



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.

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

نعمت قلیخی - 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

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 پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۰ است که با استفاده از روش غیر تصادفی و بر حسب دسترسی بدن اطلاعات شامل ۱۵۰ شرکت تعیین شد و با استفاده از نرم‌افزار Eviews 10 مورد برآشن فرار گرفت. نتایج حاصل از فرضیه‌های پژوهش نشان داد که خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. وجود تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیر شبت دارد. وجوده 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 تأثیر شبت دارد. وجوده 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 تصمیم‌گیری 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 بدھی بانکی با بازده شرکت‌های با رشد دارایی بالا (بایین، مشت (منفی) و منفی دار 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 ریسک‌گیری‌ترند. 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 معنی دار است و اگر شرکت‌های با رشد بالا از انتشار سهام به عنوان منبع تأمین مالی استفاده کنند ارزش شرکت افزایش پیشتری می‌یابد. همچنین نتایج آزمون لاجیت نشان داد که نتایج نشان داد که عملکرد دو مدل تفاوت معنی داری ندارند. از جمیع پرتفویهای پرتفوی تشکیل شده تنها ۴ پرتفوی موقوف به کسب بازدهی اضافی نسبت به بازار شده اند. این پژوهش از طریق جمع‌آوری شواهد تجربی درخصوص سودمندی اطلاعات حسابداری و بررسی عملکرد مدل آماری لاجیت در پیش یینی بازدهی سهام و اجرای استراتژی سرمایه‌گذاری مصون، می‌تواند به دانش حسابداری و سرمایه‌گذاری، کمک نماید.

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، استقراری،

استناد: حسینخانی، فاطمه؛ رجائی، نعمت و دالمن پور، 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

مقدمه

ایجاد و توسعه روزافرون بنگاه‌های اقتصادی نیازمند تأمین منابع مالی قابل ملاحظه‌ای 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 بهادر تأمین نمایند. به عبارت دیگر بازار سرمایه به صورت کمالی جهت انتقال منابع از پس اندازکنندگان به مصرف کنندگان 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 بدست‌آمده 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 مجدد 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 (اسلام 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 موبدیلیانی و میلر (۱۹۵۸) وارد ادبیات تأمین مالی شرکتی شد. در زمینه 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 بدھی و انتشار سهام جدید تأمین نمایند (سان و همکاران، ۲۰۱۵). از سوی دیگر، تأمین مالی در شرکت‌های بزرگ عملی معمولی است. مدیریت شرکت برای فراهم ساختن وجه 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 بدھی انجام شود که تفاوت بین آن‌ها مشهود است (انتزوالتوس 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 ابوجی 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. فلانا 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 اشاره شده 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 فعالیت‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران دارد؟

ادبیات پژوهش

تأمین مالی

روش‌های تأمین مالی برای تداوم فعالیت و اجرای پروژه‌های سودآور در فرآیند رشد شرکت‌ها بسیار مؤثرند و موجب ادامه حیات شرکت‌ها در دنیای رقابتی امروز می‌شوند. سیاست‌های تأمین مالی و تصمیمات مالی مناسب بر اساس آینده‌نگری و کسب منافع مورد انتظار آتی انجام می‌شود، در نتیجه، این‌گونه تصمیمات مالی می‌توانند بر عملکرد و ارزش شرکت مؤثر واقع شوند (فرامرزی، ۱۳۹۶). هدف اصلی شرکت‌ها، افزایش بازده حقوق صاحبان سهام است و به این منظور، از روش‌هایی استفاده می‌کنند که آن‌ها را در رسیدن به این مهم یاری کنند. افزایش بازده حقوق صاحبان سهام و درنتیجه، کاهش هزینه سرمایه، ارزش شرکت را بالا می‌برد. سرمایه‌گذاران، اعم از سهامداران یا تأمینکنندگان وام و تسهیلات بلندمدت با اعطای سرمایه یا پول خود به شرکت، ریسک عدم وصول آن را پذیرفته‌اند و بازدهی معادل هزینه سرمایه شرکت را می‌خواهند (اروتیس و همکاران، ۲۰۰۷). بر این اساس، اگر هدف اصلی شرکت، حداکثر ساختن ثروت سهامداران است، باید ساختار سرمایه به گونه‌ای به کارگرفته شود که مخصوص فعالیت بنگاه در بلندمدت و سودآوری آن با ترکیب مناسب منابع و همچنین، حداکثر کننده 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 شیوه‌های تأمین مالی، بر ثروت سهامداران اثر بگذارد (قیصریان، ۱۳۹۰).

روش‌ها و منابع تأمین مالی

توانایی شرکت در مشخص ساختن منابع مالی بالقوه برای تهیه سرمایه در راستای سرمایه‌گذاری و تدوین برنامه‌های مالی مناسب، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت هر شرکت محسوب می‌شود (احمدی منصورآبادی، ۱۳۸۴)؛ و بهشت 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، بدھی‌ها و سرمایه، دو منبع اصلی تأمین منابع مالی در ساختار سرمایه شرکت هستند. استفاده از هریکی از این دو منبع مالی، تعهدات و هزینه‌های مختلفی را برای شرکت به همراه دارد و شرکت باید در راستای هدف افزایش ارزش شرکت، ترکیب مناسبی از سرمایه و بدھی را که دارای حداقل هزینه برای شرکت است، انتخاب کند. از لحاظ زمانی نیز روش‌های تأمین مالی به دو دسته 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 کامپل و همکاران (۲۰۱۰) نشان دادند که شرکتهایی که از لحاظ مالی با محدودیت روپرتو هستند حساسیت جریان نقدی سرمایه‌گذاری بالاتری نسبت به شرکتهایی که از لحاظ مالی با محدودیت روپرتو 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 دسته و بعنوان 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 خرید و فروش نمی‌شود، مشاهده می‌شود. این شرکتهای در مراحل اولیه رشدشان با انباشت بیشتر سهام و اعتبار داخلی روپرتو هستند، اگرچه نسبت دسترسی کمتری به تأمین مالی خارجی دارند، به همین دلیل به طور 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 به سادگی 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 روپاروی با مشکلات اطلاعاتی کاهش می‌دهد. در مورد تأثیر دسترسی به تأمین مالی و محدودیت در تأمین مالی به طور 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 باعتبار 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، به سادگی 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

دادی و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای به بررسی سودمندی راهبردهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر تناوب زمانی در بورس اوراق بهادر پرداختند. در این مقاله به بررسی سودآوری دو نوسانگر مبتنی بر تناوب زمان، شامل نوسانگر هارمونیک ساده و تناوب موج در بورس اوراق بهادر تهران در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ یرداخته 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 بورس ابسطه مثبت و معناداری وجود دارد. باقری و پورسعید (۱۳۹۷) در مقاله‌ای به بررسی تأثیرگذاری روش‌های تامین مالی داخلی و خارجی بر بازده کل واقعی سهام پرداختند. هدف اصلی از این پژوهش، بررسی تأثیر روش‌های تامین مالی بر نرخ بازدهی کل واقعی شرکت‌های پذیرفته شده 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 ۱۳۹۰-۱۳۹۴ 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 نتایج آن بیانگر تأثیر رابطه مثبت و معنادار تمام متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش (هزینه سرمایه، سود انباسته، 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 تامین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. این منظور، تأثیر چهار شاخص توسعه مالی به همراه متغیرهای کنترلی، نظیر سودآوری، نقدینگی و اندازه شرکت در قالب دو مدل رگرسیون بر دو متغیر مربوط به تامین مالی، یعنی نسبت بدھی بلندمدت به کل داراییها و نسبت بدھی کوتاه‌مدت به کل 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 بآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که توسعه بازار سهام، اثر مثبت و معناداری بر نسبت بدھی بلندمدت به کل داراییها دارد و در این‌بین، 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 بدھی کوتاه‌مدت به کل داراییها دارد، بهطوری که تأثیر شاخصهای بانکی بیش از شاخصهای بازار سهام است. خزانی و همکاران (۱۳۹۵) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر تامین مالی داخلی بر بهره‌هوری 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 ۱۳۹۲-۱۳۷۹ تعیین شد و از طریق نرم‌افزار ایویوز ۱۰ مورد بررسی قرار گرفت. ابتدا با استفاده از روش لوینسون و پترین (۲۰۰۳) بهره‌هوری کل عوامل تولید برآورد شده و سپس با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تأثیر جریان نقدی داخلی بر بهره‌هوری کل عوامل تولید شرکت‌ها با استفاده از نرم‌افزار استاتا مورد آزمون قرار گرفت. نتایج به دست آمده نشان میدهد که دسترسی به منابع مالی داخلی به طور منفی و قویاً معنی‌دار بهره‌هوری کل عوامل تولید صنعت خودرو را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین تامین مالی از طریق ابزارهای بدھی تأثیر مثبت و درجه دوم بر بهره‌هوری 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 بهره‌هوری 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 تأثیر تورم بوده و همچنین ارزش سهام نیز تحت تأثیر 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 تامین مالی بر توسعه بازار سهام کشورهای اروپایی توسعه یافته 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 تجزیه و تحلیل قرار گرفت. با استفاده ضریب همبستگی پیرسون ارتباط بین فعالیت‌های تامین مالی با اقلام تهدی و بازده سهام پرداختند و نقش اوراق بهادار را به عنوان یک منع تامین 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 درحال توسعه با یک بازار سهام توسعه یافته بیشتر سود می‌برند تأثیر تامین مالی در

شرکت‌های از کشورهای توسعه‌یافته در بازار سهام سود کمتر است. مسعود(۲۰۱۶) در مطالعه‌ای تعیین کننده‌های ساختار سرمایه بنگاه‌های ثبت شده در بازار سهام لبی را مورد ارزیابی قرار میدهد. بررسی با استفاده از دو مدل گشتاورهای تعمیمیافته (GMM) داده‌های پانل و رویکرد رگرسیون مقطعي حداقل مریعات معمولی (OLS) برای هشت بنگاه طی دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳ انجام شده است و از طریق نرم‌افزار آیویز ۱۰ و اکسل مورد تجزیه و تحلیل انجام گرفت. مطالعه علاوه بر متغیرهای ویژگی بنگاه، متغیرهای دیگری همچون شاخص‌های توسعه بازار سهام و بخش بانکی و نیز متغیرهای اقتصادی کلان را مورد آزمون قرار می‌دهد. نتایج نشان میدهد که متغیرهای ویژگی بنگاه شاخص‌های توسعه 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 بدھی به سهام بنگاه‌های لبی 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 به عنوان ابزاری برای تأمین مالی بنگاه‌ها بیشتر می‌شود. درواقع توسعه بازار سهام این امکان را برای بنگاه‌ها فراهم می‌سازد که سهام بیشتری منتشر کند و تکیه خود به بدھی را کاهش دهن. 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 از نظر ساختار مالکیت وجود دارد، بر نسبت‌های اهرم مالی و تصمیم گیری های مالی خارجی تأثیر می‌گذارد؟ برای این منظور، ۱۰۰۰ شرکت‌های انگلستان از طریق روش سیستماتیک در طول سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۲ انتخاب گردید و داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار آیویز 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 رابطه غیریکنواختی میان مالکیت سهام شرکتی و نسبت بدھی وجود دارد که از دو نظریه تطبیق بهره و نظریه جبه همگری مدیریت پشتیبانی می‌کند. با وجود این، مالکیت سازمانی رابطه‌ای مثبت با سطوح اهرم مالی شرکت دارد. نتایج حاصل نشان داد که شرکت‌هایی که دارای مالکیت سهام مدیریتی متتمرکز هستند، اهرم مالی خود را با افزایش احتمال صدور سهام بیش از اوراق قرضه، افزایش می‌دهند.

روش پژوهش

این پژوهش کاربردی و از نوع توصیفی پس رویدادی است و برای آزمون فرضیه‌های پژوهشی از رگرسیون چند متغیره برای فرضیات استفاده می‌گردد که با استفاده از داده‌های ثانویه که از صورت مالی شرکت‌ها استخراج شده در بازار معاملات به تحلیل رابطه می‌پردازد. 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 تأمین مالی شرکت‌های سهامی، وجود تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی، وجود تأمین مالی از طریق استقراض شرکت‌های سهامی) و خرید و توسعه بازار سهام پژوهش را مورد آزمون قرار داده و در صورت وجود همبستگی بین متغیرهای پژوهش اقدام به برآورد مدل‌های رگرسیونی چندگانه خواهیم کرد.

فرضیه‌های 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 استقراض شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار 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 پذیرفته شده 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 نظرارت مستمر حسابرسان و بازرسان، این اطلاعات قابلیت اثکاء، 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 می‌باشد:

- معادله فرضیه اول پژوهش

$$\Delta \text{Size}_{it+a_1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{Debt}_{it+a_1} + \alpha_2 \Delta \text{Equty}_{it+a_1} + \alpha_3 \Delta Xfin_{it+a_1} + \alpha_4 \text{Number of Acquisitions}_{it+a_1} + \alpha_5 \text{Liq}_{it+u_it} + \alpha_6 \text{Pro}_{it+a_1}$$

$$\Delta \text{Size}_{it+a_1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{Debt}_{it+a_1} + \alpha_2 \Delta \text{Equty}_{it+a_1} + \alpha_3 \Delta Xfin_{it+a_1} + \alpha_4 \text{Acquisition dummy}_{it+a_1} + \alpha_5 \text{Liq}_{it+u_it} + \alpha_6 \text{Pro}_{it+a_1}$$

- معادله فرضیه دوم و سوم پژوهش

$$\Delta \text{Liq}_{it+u_it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{Pro}_{it+a_1} + \alpha_2 \Delta \text{Size}_{it+a_1} + \alpha_3 \Delta Xfin_{it+a_1} + \alpha_4 \text{Number of Acquisitions}_{it+a_1} + \alpha_5 \text{Liq}_{it+u_it} + \alpha_6 \text{Pro}_{it+a_1}$$

- معادله فرضیه چهارم و پنجم پژوهش

$$\Delta \text{Liq}_{it+u_it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{Pro}_{it+a_1} + \alpha_2 \Delta \text{Size}_{it+a_1} + \alpha_3 \Delta Xfin_{it+a_1} + \alpha_4 \text{Number of Acquisitions}_{it+a_1} + \alpha_5 \text{Liq}_{it+u_it} + \alpha_6 \text{Pro}_{it+a_1}$$

- معادله فرضیه ششم و هفتم پژوهش

$$\Delta \text{Liq}_{it+u_it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{Pro}_{it+a_1} + \alpha_2 \Delta \text{Size}_{it+a_1} + \alpha_3 \Delta Xfin_{it+a_1} + \alpha_4 \text{Number of Acquisitions}_{it+a_1} + \alpha_5 \text{Liq}_{it+u_it} + \alpha_6 \text{Pro}_{it+a_1}$$

- معادله فرضیه هشتم و نهم پژوهش

$$\Delta \text{Liq}_{it+u_it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{Pro}_{it+a_1} + \alpha_2 \Delta \text{Size}_{it+a_1} + \alpha_3 \Delta Xfin_{it+a_1} + \alpha_4 \text{Number of Acquisitions}_{it+a_1} + \alpha_5 \text{Liq}_{it+u_it} + \alpha_6 \text{Pro}_{it+a_1}$$

- معادله فرضیه نهم و دهم پژوهش

: تعداد خرید سهام.

: 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 بدھی بلندمدت (استقراب).

: اندازه شرکت t در زمان t .

: سودآوری شرکت t در زمان t .

: نقدینگی شرکت t در زمان t .

: جمله اختلال

: بازده نقدی + بازده سرمایه‌ای = بازده کل

تجزیه و تحلیل

بررسی مانایی

جدول(۲) نشان می‌دهد از آزمون فیشر بررسی ایستایی یا مانایی متغیره استفاده شده است. و آزمون را برای سطح داده‌ها 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 ($\Delta Xfin$), خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدھی 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) مقدار آزمون t استاندارد بزرگتر $1/96$ سطح خطأ کمتر از 0.5% درصد می‌باشد، بنابراین فرض صفر این آزمون مبنی بر وجود نایستایی 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 می‌باشند. بنابر این فرض مورد قبول می‌باشد.

جدول ۱. 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 بدھی 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

				(Equity)
مانا در سطح صفر	000/0	09/1633	فیشر	(Size)
مانا در سطح صفر	000/0	440/967	فیشر	(Pro)
مانا در سطح صفر	0000/0	14/1070	فیشر	(Liq)

منبع: یافته های پژوهشگر

آزمون همجمعی

در ادامه پژوهش باستی 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

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

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول (۲) نشان می دهد آماره t همجمعی کائو بزرگتر از ۱/۹۶ است. سطح خطای (سطح معنیداری) برابر ۰۰۰۰۰ و کوچکتر از ۰۰۰۵ است میتوان نتیجه گرفت رابطه بلند مدت بین متغیرهای تعداد خرید سهام (Number of Acquisitions)، خالص وجه نقد حاصل از فعالیتهای تأمین مالی (XfinΔ)، خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدھی بلندمدت (Debt)، خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی (EqutyΔ)، اندازه شرکت (Size)، سودآوری شرکت (Pro)، نقدینگی شرکت (Liq) وجود دارد.

آزمون های تشخیصی

آزمون چاو

نتایج جدول (۳) بیانگر این مطلب است برای اگر سطح معناداری آزمون F و آزمون بالای ۰/۰۵ درصد باشد داده های پژوهش از نوع تلفیقی و اگر سطح معناداری آزمون F و آزمون کمتر از ۰/۰۵ درصد باشد داده های پژوهش از نوع پانل میباشد. در نتیجه فرضیه H0 رد میشود (یعنی داده های مدل از نوع تلفیقی بودن رد میشود) و فرضیه مقابله داده های پژوهش از نوع پانل پذیرفته میشود. در این پژوهش برای فرضیه اصلی و برای سه فرضیه فرعی فرضیه H0 رد و فرضیه مقابله تأیید است داده های پژوهش از نوع پانل پذیرفته می شود. در ادامه کار براینکه مشخص شود مدل نهایی پانل از نوع اثرات ثابت است یا از نوع اثرا تصادفی از آزمون هاسمن استفاده میشود.

جدول ۳. آزمون چاو برای تشخیص الگوی داده های ترکیبی یا تلفیقی

نتیجه	سطح معنیداری	D.F	مقدار محاسبه شده	آزمون (جاو)	
H0 رد	0004/0	(۱۱۹ و ۹۵۰)	533/1	F آزمون	فرضیه یک
H0 رد	000/0	119	106/189	۲٪ آزمون	
H0 رد	000/0	(۱۱۹ و ۹۵۱)	0008/3	F آزمون	فرضیه دو
H0 رد	000/0	119	0483/343	۲٪ آزمون	
H0 رد	006/0	(۱۱۹ و ۹۵۲)	515/1	F آزمون	فرضیه سه
H0 رد	000/0	119	632/186	۲٪ آزمون	
H0 رد	000/0	(۱۱۹ و ۹۵۲)	736/2	F آزمون	فرضیه چهار
H0 رد	000/0	119	597/316	۲٪ آزمون	
H0 رد	0007/0	(۱۱۹ و ۹۵۲)	513/1	F آزمون	فرضیه پنج
H0 رد	0001/0	119	388/186	۲٪ آزمون	
H0 رد	000/0	(۱۱۹ و ۹۵۲)	790/2	F آزمون	فرضیه شش
H0 رد	000/0	119	946/321	۲٪ آزمون	
H0 رد	0004/0	(۱۱۹ و ۹۵۲)	535/1	F آزمون	فرضیه هفت
H0 رد	000/0	119	970/188	۲٪ آزمون	
H0 رد	000/0	(۱۱۹ و ۹۵۲)	986/2	F آزمون	فرضیه هشت
H0 رد	000/0	119	317/341	۲٪ آزمون	

منبع: یافته های پژوهشگر

آزمون هاسمن

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

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

جدول ۴- آزمون هاسمن برای تشخیص الگوی داده‌های اثرات ثابت یا تصادفی

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

منبع: یافته‌های پژوهشگر

برآورد مدل

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

جدول ۵- برآورد مدل برای فرضیه یک

نتیجه	سطح معنیداری	آماره t	ضریب β	نام متغیر
تایید	۰/۰۰۰	۶/۲۰۷	۱/۶۵	خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی (ΔX_{fin})
تایید	۰/۰۲۶	۲/۲۲۱	۳۹/۳۹۲	اندازه شرکت (Size)
تایید	۰/۰۳۷	۲/۲۰۳	۱/۰۹	سودآوری شرکت (Pro)
تایید	۰/۰۲۳	۲/۲۰۶	۲/۶۴	نقدينگی شرکت (Liq)
تایید	۰/۰۰۰	۴/۹۵۰	۳۸۸/۸۰۵	عرض از میداء
				شاخص‌های بازارندگی مدل
	۰...۰۰۰	Prob(F-statistic): ۱/۰۰۲۳	F=۱/۸۸	Durbin-Watson ۰/۹۲=R ^t

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۵) نشان می‌دهد 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 بدهست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطای 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 ۶- برآورد مدل برای فرضیه دو

نتیجه	سطح معنیداری	آماره t	ضریب β	نام متغیر
تایید	۰/۰۰۰	۲/۲۶۳	۴/۰۲	خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی (ΔX_{fin})
تایید	۰/۰۰۰	۱۸/۳۴۷	۰/۰۴۳	اندازه شرکت (Size)
تایید	۰/۰۲۴	۲/۲۴۸	۱/۶۱	سودآوری شرکت (Pro)
تایید	۰/۰۰۸	۴/۷۲۲	۴/۳۹	نقدينگی شرکت (Liq)
تایید	۰/۰۰۰	۵۲/۷۸۲	۰/۷۴۱	عرض از میداء
				شاخص‌های بازارندگی مدل
	۰...۰۰۰	Prob(F-statistic): ۴/۰۰۲۵	F=۱/۸۸	Durbin-Watson ۰/۹۴=R ^t

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۶)- نشان می‌دهد 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؛ چون t بدهست آمده از ۱/۹۶ بزرگتر و سطح خطای 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: وجوده تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

جدول ۷- برآورد مدل برای فرضیه سه

نتیجه	سطح معنیداری	آماره t	ضریب β	نام متغیر
تایید	۰/۰۰۰	۱۴/۴۶۸	۷/۲۹	خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام برداختی ($\Delta Equity$)
تایید	۰/۰۲۲۸	۲/۲۷۹۹	۲۹/۹۱۹	اندازه شرکت (Size)

تابید	۰/۰۰۰۰	۲۵/۴۱۴۷	۱/۴۹	(سوداوری شرکت) Pro
تابید	۰/۰۰۰۰	۲۰/۱۴۱۱	۲/۲۲	(نقدینگی شرکت) Liq
تابید	۰/۰۰۰۰	۰/۰ ۱۷۲	۲۹۲/۰۰۳۱	عرض از مبداء
				شاخصهای بازارندگی مدل
	۰.۰۰۰۰	Prob(F-statistic): ۱۰/۰۷۱	F=۱/۷۸	Durbin-Watson ۰/۹۱= R ^t

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۷) نشان می دهد وجوده 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 $1/۹۶$ بزرگتر و سطح خطای کمتر از $۰/۰۵$ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجوده تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکتهای سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. ۴- فرضیه چهار: وجوده تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکتهای سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

جدول -۸- برآورد مدل برای فرضیه چهار

نتایج	سطح معنی داری	آماره t	ضریب β	نام متغیر
تابید	۰/۰۰۰۰	۴/۷۵۷	۱/۰۹	خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی ($\Delta Equt(y)$)
تابید	۰/۰۰۰	۴۷۶.۱۸	۰/۰۴۳	اندازه شرکت (Size)
تابید	۰/۰۰۰۰	۹/۶۱۵	۲/۲۳	(سوداوری شرکت) Pro
تابید	۰/۰۱۰۷	۲/۴۲۰	۰/۷۳	(نقدینگی شرکت) Liq
تابید	۰/۰۰۰۰	۰۲/۳۹۹	۰/۷۳۸	عرض از مبداء
	۰.۰۰۰۰	Prob(F-statistic): ۴/۰۷۸	F=۱/VV	Durbin-Watson ۰/۹۴= R ^t

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۸) نشان می دهد وجوده تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکتهای سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از $1/۹۶$ بزرگتر و سطح خطای کمتر از $۰/۰۵$ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجوده تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکتهای سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است. ۵- فرضیه پنج: وجوده تأمین مالی از طریق استقراراضع شرکتهای سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

جدول -۹- برآورد مدل برای فرضیه پنج

نتایج	سطح معنی داری	آماره t	ضریب β	نام متغیر
تابید	۰/۰۰۰۰	-۹/۸۷۲	-۴/۵۳۳	خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدھی بلندمدت (Debt)
تابید	۰/۰۳۸۵	۲/۰۲۲	۳۲/۶۲۲	اندازه شرکت (Size)
تابید	۰/۰۰۰	۷/۲۱۶	۹/۹۶	(سوداوری شرکت) Pro
تابید	۰/۰۰۰۰	۸/۸۰۵	۳/۶۱	(نقدینگی شرکت) Liq
تابید	۰/۰۴۷۵	۱/۹۸۲	۶۸۱۰/۱۹۴	عرض از مبداء
	۰.۰۰۰۰	Prob(F-statistic): ۱۲/۳۹۸	F=۱/۸۹	Durbin-Watson ۰/۹۵= R ^t

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۹) نشان می دهد خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدھی بلندمدت بر خرید سهام تأثیر منفی دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چون t بدست آمده از $1/۹۶$ بزرگتر و سطح خطای کمتر از $۰/۰۵$ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجوده تأمین مالی از طریق انتشار سهام شرکتهای سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است اما بصورت منفی. ۶- فرضیه شش: وجوده تأمین مالی از طریق استقراراضع شرکتهای سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.

جدول -۱۰- برآورد مدل برای فرضیه شش

نتایج	سطح معنی داری	آماره t	ضریب β	نام متغیر
تابید	۰/۰۰۰۰	۸/۰۰۶	۷/۴۴	خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدھی بلندمدت (Debt)
تابید	۰/۰۰۰۰	۲۴/۰۰۲	۰/۰۶۰	اندازه شرکت (Size)
تابید	۰/۰۰۰۰	۴/۹۶۰	۲/۰۲	(سوداوری شرکت) Pro
تابید	۰/۰۳۱۱	۲/۷۴۰	۳/۸۸	(نقدینگی شرکت) Liq
تابید	۰/۰۰۰۰	۴۲/۲۸۰	۰/۶۳	عرض از مبداء
	۰.۰۰۰۰	Prob(F-statistic): ۰/۹۴۹	F=۱/VV	Durbin-Watson ۰/۹۵= R ^t

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۱۰) نشان می دهد خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدھی بلندمدت بر توسعه بازار سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چون^a بدست آمده از $1/۹۶$ بزرگتر و سطح خطای کمتر از $۰/۰۵$ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجود تأمين مالي از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر توسعه بازار سهام تأثیرگذار است.
۷- فرضیه هفت: تأمين مالي شرکت سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است.

جدول ۱۱ - برآورد مدل برای فرضیه هفت

نتایج	سطح معنی داری	t آماره t	ضریب β	نام متغیر
تأیید	۰/۰۰۰	۳۲/۸۶	۷/۹۹	خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمين مالي ($\Delta XFin$)
تأیید	۰/۰۰۰۰	۵/۸۶	۴/۹۲	خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام پس از کسر سود سهام پرداختی ($\Delta Equity$)
تأیید	۰/۰۰۰۰	-۱۲۵/۹۷	-۱/۴۹	خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدھی بلندمدت ($Debt$)
تأیید	۰/۰۱۱۷	۲/۰۲۵	۳۴/۰۳۴	اندازه شرکت ($Size$)
تأیید	۰/۰۰۰۰	۱۱/۶۲	۷/۲۱	سودآوری شرکت (Pro)
تأیید	۰/۰۲۴۱	۲/۳۸۰	۱/۹۸	نقینگی شرکت (Liq)
تأیید	۰/۰۰۰۰	۵/۱۵۴	۱۴۸/۹۶۴	عرض از مبدأ
شاخص‌های برآزنده مدل				
۰/۰۰۰۰ Prob(F-statistic): ۷/۴۰۸ F= ۱/۰۹ Durbin-Watson R= ۰/۹۱				

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول(۱۱) نشان می دهد: خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمين مالي سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چون^a بدست آمده از $1/۹۶$ بزرگتر و سطح خطای کمتر از $۰/۰۵$ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمين مالي شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است. ۲- وجود تأمين مالي از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیر مثبت دارد. از لحاظ آمار رابطه معنی داری وجود دارد؛ چون^a بدست آمده از $1/۹۶$ بزرگتر و سطح خطای کمتر از $۰/۰۵$ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجود تأثیرگذار است. ۳- میدهد خالص وجه نقد حاصل از انتشار بدھی بلندمدت بر خرید سهام تأثیر منفی دارد. از لحاظ آمار رابطه معنیداری وجود دارد؛ چون^a بدست آمده از $۱/۹۶$ بزرگتر و سطح خطای کمتر از $۰/۰۵$ درصد است. پس نتیجه گرفته می شود وجود تأمين مالي از طریق انتشار سهام شرکت‌های سهامی بر خرید سهام تأثیرگذار است اما بصورت منفی. ضریب تعديل 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 با $۴/۳۴$ است و سطح 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 بهادر 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 In بیان کننده لگاریتم طبیعی است. براساس مدل مذکور، برآورد احتمال وقوع دستکاری قیمت یک سهم براساس رابطه زیر محاسبه میشود:

الگوهای مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌های پژوهش

در ابتدا، هر دو الگوی رگرسیونی ۱ و ۲ برآورد می شود، سپس متغیرهای معنی دار الگوی های زیر به عنوان متغیر مستقل در الگوهای رگرسیونی که متغیر وابسته آن بازده سهام شرکت‌ها می باشد قرار داده می شود:

$$\gamma FF + \beta \gamma MVE/Sales + \beta \gamma Loan/Sales + \beta \gamma Bank + \beta \gamma Lag_AG*Bank + \beta \gamma Lag_AG + \beta \gamma AG = \alpha + \beta$$

$$\gamma Lag_AG*FF + \epsilon \gamma Lag_AG*MVE/Sales + \beta \gamma Lag_AG*Loan/Sales + \beta \gamma$$

$$\gamma \Delta Equity*Bank + \beta \gamma \Delta Equity + \beta \gamma Internal*Bank + \beta \gamma Internal + \beta \gamma CapEx*Bank + \beta \gamma CapEx + \beta \gamma AG = \alpha + \beta$$

$$\gamma Lag_AG*Loan/Sales + \gamma \gamma FF + \beta \gamma MVE/Sales + \beta \gamma Loan/Sales + \beta \gamma Bank + \beta \gamma Debt*bank + \beta \gamma \Delta Debt + \beta$$

$$\gamma Lag_AG*FF + \epsilon \gamma Lag_AG*MVE/Sales + \beta \gamma Lag_AG*Loan/Sales + \beta \gamma$$

برای آزمون فرضیه اول معادله رگرسیونی (3) به شرح زیر برآش می شود:

$$\gamma FF + \beta \gamma MVE/Sales + \beta \gamma Loan/Sales + \beta \gamma Bank + \beta \gamma Lag_AG*Bank + \beta \gamma Lag_AG + \beta \gamma Return = \alpha + \beta$$

$$\gamma Lag_AG*FF + \epsilon \gamma Lag_AG*MVE/Sales + \beta \gamma Lag_AG*Loan/Sales + \beta \gamma$$

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 برآش می‌شود:

$$\text{Bank} \quad \gamma \Delta\text{EF} * \text{Bank} + \beta \Delta\text{EF} + \beta \Delta\text{Internal} * \text{Bank} + \beta \Delta\text{Internal} + \beta \Delta\text{CapEx} * \text{Bank} + \beta \Delta\text{CapEx} + \beta \Delta\text{Return} = \alpha + \beta \Delta\text{Lag_AG} * \text{MVE/Sales} + \beta \Delta\text{Lag_AG} * \text{Loan/Sales} + \beta \Delta\text{FF} + \beta \Delta\text{MVE/Sales} + \beta \Delta\text{Loan/Sales} + \beta \Delta\text{B} + \beta \Delta\text{Lag_AG} * \text{FF} + \varepsilon$$

مبنای ارزیابی معنی داری رابطه تأمین 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 برآش می‌شود:

$$\Delta\text{Equity} * \text{Bank} + \Delta\text{Equity} + \beta \Delta\text{Internal} * \text{Bank} + \beta \Delta\text{Internal} + \beta \Delta\text{CapEx} * \text{Bank} + \beta \Delta\text{CapEx} + \beta \Delta\text{Return} = \alpha + \beta \Delta\text{Lag_AG} * \text{Loan/Sales} + \beta \Delta\text{FF} + \beta \Delta\text{MVE/Sales} + \beta \Delta\text{Loan/Sales} + \beta \Delta\text{Bank} + \beta \Delta\text{Debt} * \text{bank} + \beta \Delta\text{Debt} + \beta \Delta\text{Lag_AG} * \text{FF} + \varepsilon$$

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

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

		الگوی ۲		الگوی ۱		الگوها	
	معناداری	آماره t	ضریب متغیر	معناداری	آماره t	ضریب متغیر	متغیرها
۰/۰۰۰	۱۰۱/۱۷	۰/۰۹۸	۰/۰۰۰	-۷۵/۴۶	-۲/۰۹		C
				۲۷/۹۲	۳/۱۰		LAG_AG
				۰/۰۰۰	-۷۵/۴۶	-۳/۰۹	LAG_AG*BANK
۰/۰۰۰	۴/۱۰	۰/۱۲					CAPEX
۰/۰۰۰	۳/۷۹	۰/۱۱					CAPEX*BANK
۰/۰۰۰	-۱۲/۰۳	-۰/۳۵					INTERAL
۰/۰۰۰	۲۱/۴۵	۰/۶۰					INTERAL*BANK
۰/۰۰۰	-۵/۵۴	-۰/۲۶					EQUITY
۰/۰۰۰	۱۷/۸۰	۰/۸۴					EQUITY*BANK
۰/۰۳۷	-۲/۰۷۶	-۰/۰۳۹					DEBT
۰/۰۰۰	۴/۲۴	۰/۶۱					DEBT*BANK
۰/۰۰۰	-۲۳/۹۱	-۰/۰۱۲	۰/۰۰۰	۱۲/۲۰	۰/۲۸		BANK
۰/۰۰۰	۳۳/۴۰	۰/۰۴	۰/۰۰۰	۱۱/۴۹	۰/۰۹		LOAN/Sales
۰/۰۰۰	-۳۷/۱۸	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۰	۱۲/۰۶	۰/۰۶		MVE/Sales
۰/۰۰۰	-۹/۰۹۹	-۰/۰۴۸	۰/۰۰۰	۷/۲۸	۰/۲۱		FREE FLOAT
۰/۰۰۰	-۳۰/۹۳	-۰/۰۳۹	۰/۰۰۰	-۷/۲۰	-۰/۹۷		LAGAG*LOAN/Sales
۰/۰۰۰	۳۶/۰۲	۰/۰۴۶	۰/۰۰۰	-۱۰/۹۵	-۰/۱۰		LAGAG*MVE/Sales
۰/۰۰۰	۹/۹۸	۰/۰۹۲	۰/۰۰۰	-۷/۱۴	-۰/۹۴		LAGAG*FF
۰/۰۰۰	۲۰۲/۹۴	۰/۱۰					(۱)Ar(
۰/۶۸			۰/۱۰				R-squared
۰/۶۵			۰/۱۰				Adjusted R-squared
۷۳۰/۶/۷۲			۵۰/۹۸				F-statistic
۰/۰۰۰			۰/۰۰۰				Prob (F-statistic)
۱/۶۱			۱/۷۲				Durbin-Watson stat

همانگونه که ملاحظه می‌شود آماره t 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 $0/۱۰$ و $۰/۶۸$ درصد از تغییرات 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 برآنش الگوی پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب ازین 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 برآنش الگوی (۳) برای آزمون فرضیه اول در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۱۲: نتایج آزمون الگوی (۳)

معناداری	آماره t	ضریب متغیر	متغیرها
-۰/۰۰۰	۷/۶۶	۳۶/۹۷	C
-۰/۰۰۰	۱۳/۰۰۵	۹۴/۴۸	LAG_AG
-۰/۰۰۰	-۷/۰۷	-۱۰۴/۷۱	LAG_AG*BANK
-۰/۰۰۱	-۳/۲۲	-۲۲/۲۶	BANK
-۰/۰۷۲	-۱/۸۰	-۵/۹۷	LOAN/Sales
-۰/۰۱۸	۲/۲۶	۲/۷۷	MVE/Sales
-۰/۰۰۰	۶/۹۰	۹۱/۳۹	FREE FLOAT
-۰/۰۳۰	۲/۱۸	۶/۷۹	LAG AG*LOAN/Sales
-۰/۰۰۲	-۲/۹۹	-۵/۹۵	LAGAG*MVE/Sales
-۰/۰۲۵	-۲/۲۶	-۱۰۹/۳۹	LAG AG*FF
-۰/۰۰۲	-۳/۱۰	-۰/۳۱)\Ar(
-۰/۴۶			R-squared
-۰/۳۱			Adjusted R-squared
۲/۰۵			F-statistic
-۰/۰۰۰			Prob (F-statistic)
۲/۰۸۶			Durbin-Watson stat
-۰/۰۰۰			Test hasman
-۰/۰۰۰			Test limer
Lag_AG*Loan/Sales + Δ FF + β MVE/Sales + β LOAN/Sales + β BANK + β Lag_AG*Bank + β Lag_AG + β Return = α + β Lag_AG*FF + ϵ Lag_AG*MVE/Sales + β Δ B			

همانگونه که ملاحظه می‌شود آماره t 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 سطح معناداری 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 $۰/۴۸$ 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 برآنش الگوی (۴) آزمون F لیمر برای انتخاب ازین 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 شرکت‌هایی 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 شرکت‌هایی 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 برآنش الگو برای آزمون فرضیه دوم در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۱۳: نتایج آزمون الگوی (۴)

شرکت‌های با رشد دارایی بالا	شرکت‌های با رشد دارایی پایین	معناداری	آماره t	ضریب متغیر	معناداری	آماره t	ضریب متغیر	معناداری	آماره t	ضریب متغیر	متغیرها
-۰/۰۵۹	-۱/۸۹	-۲۸/۰۷	۰/۷۶	۰/۳۰	۱/۳۷	C					
-۰/۰۰۰	-۱۴/۰۹	-۱۰۰/۱۰	۰/۰۳۸	۲/۰۸	۳۷/۶۸	CAPEX					
-۰/۰۰۰	۴/۶۴	۶۲/۷۰	۰/۰۰۰	-۲/۸۷	-۲۲/۲۳	CAPEX*BANK					
-۰/۰۶	-۱/۸۹	-۱۴۲/۱۸	۰/۰۰۲	۲/۰۵	۸۶/۰۲	INTERAL					

۰/۱۲	۱/۵۸	۹۷/۸۸	۰/۰۲۹	-۲/۱۹	-۷۶/۱۷	INTERAL*BANK
۰/۰۰۰	۸/۴۸	۱۳۴۹/۶۰	۰/۰۰۰	-۱۴/۲۷	-۴۶/۶۳	EXTERNAL FINANCING
۰/۰۰۰	-۹/۰۳	-۱۵۰۴/۲۳	۰/۰۰۰	-۲/۲۸	-۲۷/۸۱	EXTERNALFINANCING*BANK
۰/۰۰۰	۲/۶۷	۴۸/۶۳	۰/۰۰۰	۱۲/۹۰	۲۹/۷۵	BANK
۰/۰۲۳	-۲/۳۱	-۱۲۷/۰۷	۰/۰۰۰	-۲۲/۳۰	-۱۲/۴۸	LOAN/Sales
۰/۰۰۰	۹/۱۶	۱۰/۳۵	۰/۰۰۰	۵/۲۹	۵/۰۸	MVE/Sales
۰/۰۰۰	۷/۱۷	۴۴/۲۲	۰/۲۸۹	-۱/۰۶	-۲۷/۴۵	FREE FLOAT
۰/۰۰۰	-۲۲/۴۴	-۲۲/۷۲	۰/۰۰۰	۱۲/۶۸	۱۰/۱۱	LAG AG*LOAN/Sales
۰/۰۰۱	۲/۴۰	۱۰/۸۶	۰/۰۰۰	-۴/۴۱	-۹/۰۹	LAG AG*MVE/Sales
۰/۰۰۰	-۴/۰۳	-۰۲/۸۷	۰/۰۹۸	-۱/۶۶	-۴۷/۰۳	LAG AG*FF
۰/۷۶	-۰/۳۱	-۰/۰۰۱۷				(۱Ar)
۰/۶۴			۰/۳۰			R-squared
۰/۶۱			۰/۲۶			Adjusted R-squared
۲۶/۹۳			۷/۸۹			F-statistic
۰/۰۰۰			۰/۰۰۰			Prob (F-statistic)
۱/۸۱			۱/۹۱			Durbin-Watson stat
۰/۰۰۰			۰/۰۰۲			Test hasman
۰/۰۰۰			۰/۰۰۰			Test limer

$$\text{Loan/Sales} + \Delta \text{Bank} + B \Delta \text{EF*Bank} + \beta \Delta \text{EF} + \beta \Delta \text{Internal*Bank} + \beta \Delta \text{Internal} + \beta \Delta \text{CapEx*Bank} + \beta \Delta \text{CapEx} + \beta \Delta \text{Return} = \alpha + \beta \text{Lag_AG*FF} + \epsilon \Delta \text{Lag_AG*MVE/Sales} + \beta \Delta \text{Lag_AG*Loan/Sales} + \beta \Delta \text{FF} + \beta \Delta \text{MVE/Sales} + \beta \Delta \text{B}$$

از آنجا که مقدار آماره دوربین-واتسون در هر دو الگو بین ۱.۲ و ۱.۵ 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 ۰/۰۶۴ و ۰/۰۶۰ از تغییرات متغیر وابسته را در شرکت‌های با رشد دارایی بالا و شرکت‌های با رشد دارایی پایین تبیین می‌کند. با توجه به اینکه سطح معناداری 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 ۰/۰۶۴ و ۰/۰۶۰، آماره t متغیر مورد نظر در این شرکت‌ها ۱۴/۲۷ و ۰/۰۴۸ و میزان احتمال آنها ۰/۰۰۰ است. بنابراین تأمین 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 بر عکس 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 برآذش الگو برای آزمون فرضیات سوم تا ششم در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۱۴: نتایج آزمون الگوی (۵)

شرکت‌های با رشد دارایی پایین			شرکت‌های با رشد دارایی بالا			متغیرها
معناداری	آماره t	ضریب متغیر	معناداری	آماره t	ضریب متغیر	
۰/۰۰۰	۴/۸۴	۲۵/۸۹	۰/۰۰۰	۷/۲۴	۲۲/۹۱	C
۰/۰۰۳	-۲/۰۱	-۱۷۸/۷۶	۰/۰۱۵	-۲/۴۴	-۱۱/۰۱	CAPEX
۰/۰۰۷	۲/۶۹	۱۵۰/۸۲	۰/۰۲۰	۲/۱۸	۳۵/۰۵	CAPEX*BANK
۰/۰۰۵	۲/۸۲	۴۴/۸۲	۰/۰۰۰	-۲/۸۰	-۴۶/۰۴	INTERAL
۰/۱۴۴	-۱/۴۶	-۳۵/۶۹	۰/۰۰۳	-۱/۹۵	-۲۶/۷۲	INTERAL*BANK
۰/۰۰۰	-۴/۰۰۱	-۱۷۵/۰۰۱	۰/۰۰۰	۱۴/۰۵	۱۰۱/۱۱	EQUITY
۰/۳۱۲	۱/۰۱۲	۷۲/۶۷	۰/۰۰۰	۶/۲۲	۱۲/۷۱	EQUITY*BANK
۰/۰۰۸	۱/۹۰	۴۰۹/۳۷	۰/۰۰۰	۷/۹۹	۶۲۹/۹۱	DEBT
۰/۰۰۵	-۲/۸۲	-۴۸۰/۱۶	۰/۰۰۰	-۴/۶۸	-۴۶۳/۵۸	DEBT*BANK
۰/۰۱۴	-۲/۴۸	-۶/۶۱	۰/۰۲۴	۲/۲۶	۸/۶۱	BANK
۰/۰۲۰	-۱/۰۵	-۶/۹۸	۰/۰۰۰	-۱۴/۴۷	-۱۰/۷۹	LOAN/Sales
۰/۰۰۰	۱۶/۲۰	۸/۰۸	۰/۰۰۰	۰/۳۲	۲/۶۰	MVE/Sales

شرکت‌های با رشد دارایی پایین			شرکت‌های با رشد دارایی بالا			متغیرها
معناداری	آماره t	ضریب متغیر	معناداری	آماره t	ضریب متغیر	
+/***	۵/۱۰	۴۵/۲۶	+/-۴۴۲	-۰/VV	-۱V/V۰	FREE FLOAT
+/VVV	-۰/۰۶	-۲/۰۵	+/***	V/۲۰	۴/۳۲	LAG AG*LOAN/Sales
+/۰۰۳	۱/۹۵	V/۳۹	+/***	-۲/۶۴	-۰/۳۸	LAGAG*MVE/Sales
+/***	-۴/۲۱	۲۵/۸۹	+/۰۲۷	-۲/۲۳	-۶۴/+۸	LAG AG*FF
			+/***	V/۲۴	۲۲/۹۱)\Ar(
+/۴۶۹			+/۲۲۲			R-squared
+/۴۴۴			+/۷۷۸			Adjusted R-squared
۱۸/۲۱			V/۲۶۸			F-statistic
+/***			+/***			Prob (F-statistic)
۱/۹۳			۱/۸۷۸			Durbin-Watson stat
+/***			+/***			Test hasman
+/***			+/۰۰۲			Test limer

از آنجا که مقدار آماره دورین-واتسون در هر دو الگو بین ۱/۵ تا 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 و ۰/۴۷ 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٪ تأیید 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 و ۲/۸۲ و سطح معنی داری آن 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 بدھی 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 float Free در شرکت‌های با رشد دارایی بالا ۱۷/۷۵، آماره t این متغیر ۷/۷ 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 ۱۰/۵ 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 نمی‌باشد. فرضیه صفر اول بیان می‌کند که افزایش (یا کاهش) (بازدهی سال بعد مستقل از متغیرهای پیش‌بینی کننده صورت‌های مالی (نسبت‌های مالی) سال قبل است. برای آزمون این فرضیه از برآش مدل‌های 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. برآش مدل‌ها با استفاده از روش گام به گام حذفی (پیرو) 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 تعديل شده بر اساس بازده بازار ضرایب ۵ متغیر و تغییرات بازده تعديل 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 می‌کند. شاخص توان تبیین یا

خوبی برازش مدل برای تغییرات بازده خام، بازده تعديل شده بر اساس بازده بازار، بازده تعديل شده بر اساس اندازه به ترتیب $0/06$, $0/07$, $0/053$ می‌باشد. بنابراین فرضیه تحقیق تایید می‌شود. نتایج تحقیق شعری (۱۳۸۱) نشان داده بود در شرایط تورمی کم، توان تبیین مدل‌ها افزایش می‌یابد. همچنین همان‌طور که قبل اشاره شد شاخص‌های کل بورس جهش ناگهانی را تجربه کردند و جباب‌های 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 پیش‌بینی لاجیت چند متغیره برای تغییرات بازده خام

$P Z R((\Delta it+1)=1,0) = +(1 \exp(-\theta xit)) - 1$			تعداد مشاهدات
۲۵۰۱			۲۲×۲
۰۴۹/۱۶			K۲ - جدول
۰۶/۰			شاخص توان تبیین مدل ۳
۱/۰۹			درصد زوج‌های جور ۴
۴/۴۴			درصد پیش‌بینی درست افزایش
۸/۷۱			درصد پیش‌بینی درست کاهش
p_value	۶Wald	۰۰	متغیرهای حسابداری
۰۱۲/۰	۱۴۴/۶	۰/۲۴۸	تغییر در بازده حقوق صاحبان سهام
۰۲۶/۰	۹۸۴/۴	۸۰۵/۱-	بازده دارایها
۰۰۷/۰	۰۶۲/۷	۶۴۷/۰-	رشد سود خالص به فروش
۳۱۰/۰	۰۱۱/۱	۱۸۸/۰	عرض از مبداء

تعداد کل مشاهدات می‌باشی ۳۷۰ شرکت سال باشد که به دلیل بی معنی بودن ۲۰ متغیر مربوط به تغییر در سود نقدی هر سهم (R^2) به دلیل صفر بودن سود نقدی هر سهم در سال گذشته ۲ مشاهده در مدل‌های لاجیت به عنوان داده موهوم حذف شده است. Nagelkerke جدول در سطح $1/0$ معنادار است و فرضیه صفر دمی‌شود. شاخص توان تبیین، خوبی برازش مدل را نشان می‌دهد و از R Square استفاده شده است که قابل مقایسه با R^2 در حدائق مربعات معمولی می‌باشد. درصد زوج‌های جور صحت کلی مدل را آزمون می‌کند. θ برآورد حداکثر درست مایه ضرایب متغیرهای حسابداری است و در واقع بیانگر معیار تغییر در نسبت احتمالات می‌باشد.

جدول ۱۶: خلاصه مدل پیش‌بینی لاجیت چند متغیره برای تغییرات بازده تعديل شده بر اساس بازده بازار

$P Z MAR((\Delta it+1)=1,0) = +(1 \exp(-\theta xit)) - 1$			تعداد مشاهدات
۱۸/۹۲۸			۲۲×۲ - جدول
۰/۰۷			شاخص توان تبیین مدل ۳
۱/۶۱			درصد زوج‌های جور ۴
۷۷			درصد پیش‌بینی درست افزایش
۱/۴۳			درصد پیش‌بینی درست کاهش
p_value	۶Wald	۰۰	متغیرهای حسابداری
۰۶۵/۰	۴۰۹/۳	۱۷/۰	بازده دارایها
۱۱۶/۰	۴۷۰/۲	۳۰۱/۴-	بازده سرمایه‌گذاریها
۰۲۷/۰	۸۸۲/۴	۴۹۴/۶	رشد سود خالص به فروش
۰۲۸/۰	۸۲۵/۴	۴۸۰/۰-	سود عملیاتی به جمع دارایها
۰۸۲/۰	۰۰۶/۳	۱۳۰/۴-	عرض از مبداء
۰۱۲/۰	۱۵۰/۶	۵۰۲/۰	

جدول ۱۷: مقایسه توان تبیین مدل‌های لاجیت برازش شده

						دوره بررسی	
۱۳۹۹						۱۳۹۰	
۳۹۳/۰	۲۲۰/۰	۲۴۲/۰	۵۷۶/۰	۲۲۶/۰	۰/۶۰		شاخص توان تبیین مدل R
۲۶۴/۰	۲۸/۰	۲۷۹/۰	۵۶۴/۰	۱۷/۰	۰/۷۰		شاخص توان تبیین مدل MAR
۳۹۲/۰	۱۰۵/۰	۱۸۲/۰	۳۷۸/۰	۲۸۰/۰	۰/۵۲/۰		شاخص توان تبیین مدل SAR

نتایج و پیشنهادها

مقدمه شرکت‌ها به منظور اجرای پروژه‌های سودآور و دستیابی به حداکثر بازدهی واقعی در جهت افزایش ثرت سهامداران خود، از منابع مالی مختلفی بهره می‌برند. توانایی شرکت در مشخص ساختن منابع درونی و بیرونی سازمان در فراهم ساختن سرمایه و تهییه برنامه‌های مالی مناسب، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت هر شرکت محسوب می‌شود. 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 مذبور 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(۲۰۱۶)، مسعود(۲۰۱۹)، اتموهتار(۲۰۱۴)، باقری(۱۳۹۷)، اسلامی دوست(۱۳۹۶)، خرائی 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 همso و همراستا با مطالعات انجام شده می‌باشد. پس توجه 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 بنگاه‌ها، تزریق غیر تورمی منابع مالی به اقتصاد و افزایش شفافیت در فضای کسب و کار از جمله مزایای توسعه بازار بدهی در کشور می‌باشد. سابقه کم شکل گیری بازار بدهی در ایران و عدم شناخت کامل شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران 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 تأمین مالی و ریز اطلاعات تأمین مالی بنگاه‌ها، 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 شرکت‌ها به منظور باز پرداخت اصل مبالغ اوراق در سرسید، از جمله دلایل عدم توسعه بازار بدهی در ایران است. براساس نتایج به دست آمده و همچنین، با توجه به نقش 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. از جمله این اقدامات، می‌توان به کارگیری 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 فرصت‌های متنوع سرمایه‌گذاری، زمینه‌های همکاری با سایر نهادهای پولی و مالی، از جمله بانک‌ها، بیمه‌ها، صندوق بازنشتگی 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 بنگاه‌ها، تزریق غیر تورمی منابع مالی به اقتصاد و افزایش شفافیت در فضای کسب و کار از جمله مزایای توسعه بازار بدهی در کشور می‌باشد. سابقه کم شکل گیری بازار بدهی در ایران و عدم شناخت کامل شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران 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 تأمین مالی و ریز اطلاعات تأمین مالی بنگاه‌ها، 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 شرکت‌ها به منظور باز پرداخت اصل مبالغ اوراق در سرسید، 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 می‌شود: سازوکارهای الزم برای استفاده از نوآوری‌های مالی و ابزارهای نوین تأمین مالی در بازار سرمایه فراهم شود. از جمله این اقدامات، می‌توان به کارگیری 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 فرصت‌های متنوع سرمایه‌گذاری، زمینه‌های همکاری با سایر نهادهای پولی و مالی، از جمله بانک‌ها، بیمه‌ها، صندوق بازنشتگی 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 می‌تواند جهت تأمین مالی پژوهه‌های دولت نیز مناسب بوده و از صکوک اجاره و استصناع جهت تأمین مالی پژوهه‌های 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 تأمین 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 تأمین مالی در سطح بین الملل دارد. در ایجاد ساختهای ذکر شده گام‌های موثری در چند سال اخیر برداشته است اما این حوزه همچنان نیازمند توجه خاصی از سوی تمام ارکان نظام است. ناباین 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 یافنگی قرار داد تأمین مالی به عنوان مهم‌ترین رکن اجرائی رشد اقتصادی متصوره در برنامه پنجم توسعه است که می‌بایست تدبیر خاصی در آن نمود و یکی از مطمئن‌ترین

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

با توجه به فرضیه: تأثیر 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 تأمین مالی استفاده کنند. با توجه به فرضیه: مالکیت دولتی دارای تأثیر 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 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 بدھی‌ها 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 بدھی‌ها استفاده کنند. با توجه به فرضیه تأمین مالی شرکت‌های 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. روش‌های تأمین مالی داخلی سود انباشته و اندوخته‌ها و همچنین سایر تعییرات در ساختار سرمایه سود سهمی و افزایش سرمایه از محل مطالبات (میتواند مورد بررسی قرار گیرد. از آنجا که مبالغ تأمین مالی شده، در پژوهه‌هایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که دارای دوره بازگشت سرمایه بلندمدت می‌باشند؛ لذا در پژوهش جداگانه‌ای، تأثیر روش‌های تأمین مالی بر بازدهی بلند مدت مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به آزمون و فرضیه‌های بخش لاجیت با توجه به اینکه ارتباط بین تعییرات 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 عalan بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود که بخشی از تجزیه و تحلیل‌های خود را به تجزیه و تحلیل‌های صورت‌های مالی اختصاص داده و در کنار آن به سایر مسایل محیطی و متغیرهای کلان اقتصادی نیز توجه کنند. در این پژوهش یکی از ویژگی‌های مهم کیفی اطلاعات حسابداری که همان ارزش پیش‌بینی کنندگی اطلاعات حسابداری است به طور تجربی در بازار سرمایه ایران بررسی و اثبات شده است. علیرغم ایراداتی که به صورتهای مالی گرفته می‌شود، ولی این منبع همچنان برای تصمیمات سرمایه‌گذاری سودمند است. نتایج این پژوهش می‌تواند به عنوان الگویی جهت مطالعات بعدی قرار گیرد. فهرستی از پژوهش‌های 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 پیش‌بینی تعییرات سود و اجرای استراتژی سرمایه‌گذاری پرتفوی مصون بر اساس پیش‌بینی تعییرات سود. بررسی توان پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از مدل‌های لاجیت و بر اساس متغیرهای بیان کننده رسک مثل E/P (نسبت سود هر سهم به قیمت)، B/M (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار)، UEPS/P (نسبت سود غیرمنتظره هر سهم به قیمت). تکرار این پژوهش با متغیر وابسته بازده اضافی نسبت به بازدهی که توسط مدل دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از آلفا جنسن محاسبه می‌شود و اجرای استراتژی سرمایه‌گذاری بر اساس مدل لاجیت برآش شده برای این متغیر وابسته. بررسی B/P میان Pr محاسبه شده از مدل‌های لاجیت برآش شده با ویژگی‌های رسکی شرکت مثل E/P (نسبت سود هر سهم به قیمت)، (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار)، P/U (نسبت سود غیرمنتظره هر سهم به قیمت).

منابع

۱. احمدی منصورآبادی، م. (۱۳۸۶). بررسی رو شهای تأمین مالی بر ارزش شرکتهای پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادر تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، رشته مدیریت دولتی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات.
۲. اسلام دوست، ن. و غلامی، ا. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر توسعه مالی بر تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران، پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار، سال هشتم، شماره ۱۵-۱۵:۲۶.
۳. آقایی، م؛ احمدیان، و. و جهاز آتشی، ا. (۱۳۹۳). عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه در شرکتهای کوچک و متوسط ایران، فصلنامه 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، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری سال هفتم، شماره بیست و ششم: ۱۸۷-۲۱۰.
۵. پهلوانی قمی، ع.(۱۳۹۶). تأثیر همگرایی مالی و اقتصادی بر ارتباط پویای میان نرخ واقعی و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه مدیریت بازرگانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات تهران.
۶. خزانی، ا؛ طهرانچیان، ا؛ جعفری صمیمی، ا. و طالبو، ر.(۱۳۹۵). تأثیر تامین مالی داخلی بر بهره‌وری بنگاهها(شواهد تجربی از صنعت خودرو در ایران)، فصلنامه مطالعات و سیاستهای اقتصادی، سال ۹۵، شماره ۱۰-۱۲۸.
۷. داوید، سید محمد رضا، عبدالباقی عطا‌آبادی، عبدالمجید، یوسفی، جواد. (۱۴۰۱). سودمندی راهبردهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر تناوب زمانی در بورس اوراق بهادار تهران: تحلیل محتوای نوسانگرهای هارمونیک و تناوب موج. فصلنامه اقتصاد مالی، سال ۱۶، شماره ۵۸-۱۲۹.
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 ۱۳، شماره ۴۸-۴۷، ۱۶۶-۱۴۷.
۹. فرامرزی، م.(۱۳۹۶). تأثیر بازارهای موازی در قالب بازار سهام و ارز بر تقاضای پول در ایران، پایان نامه 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 نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد امارات.
۱۱. قیصریان، ج. (۱۳۹۰). تحلیل ساختار سرمایه بانک ملی ایران و ارائه الگویی برای آن، پایان نامه کارشناسی ارشد، رشتۀ مدیریت بازرگانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنتندج.
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 وقایعه‌های زمانی آن، فصلنامه اقتصاد مالی، سال ۱۶، شماره ۵۹، ۱۲۷-۱۵۴.
۱۳. یاوری، ک؛ شهیدی، آ؛ دهقان دهنی، م؛ حیدری، ح.(۱۳۹۵). اثر توسعه مالی بر ساختار سرمایه بنگاههای غیرمالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار ایران، مجله علمی پژوهشی سیاستگذاری اقتصادی، سال هشتم، شماره ۱۵-۲۵.
14. Allen, F. , Gale, D. (2000). Comparing Financial Systems. MIT press, Cambridge, MA.
15. Antzoulatos, A. Koufopoulos, K. Lambrinoudakis,C. Tsiridakis 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 Neokosmida, Z.V.(2007) ; How firm characteristics affect capital structure:an empirical study,Managerial Finance, 1.33,(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.

