



<https://amf.ui.ac.ir>

Journal of Asset Management and Financing

E-ISSN: 2383-1189

Vol. 9, Issue 1, No. 32, Spring 2021, p 63-92


Received: 29.12.2019 Accepted: 08.06.2020

Research Paper

Analysis the effect of market anomalies and growth options on stock return

Alireza Jafari

Phd Student, Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
alirj1358@gmail.com

Mehdi Arab Salehi  *

Associated professor, Accounting department, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Iran
mehdi_arabsalehi@ase.ui.ac.ir

Saeed Samadi

Associated professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
s.samady@ase.ui.ac.ir

Abstract:

In financial markets, the effect of profitability anomaly, distress anomaly, lotteryneers anomaly and idiosyncratic volatility have been investigated individually. However, the potential relationship among these anomalies have not been analyzed yet. Recently it has been raised that growth options effect on the symmetry of the return distribution function and it can describe the potential relationship among anomalies and risk premium of anomalies. This relationship has been investigated in this research by use of the statistical properties governing over third order moments of return distribution function and isolating expected idiosyncratic skewness derived from growth options. For this purpose, data of 114 companies listed in Tehran Stock Exchange were collected during 2011 to 2016. Hypotheses were tested using portfolio approach and alpha evaluation of factor models. The findings shows that there is relationship between profitability, distress, lotteryneers, idiosyncratic volatility and stock return, but the common capital asset pricing models cannot explain premium risk of these anomalies. These findings confirm profitability, lotteryneers, distress and idiosyncratic volatility puzzle indirectly in the capital market of Iran and show that investors can earn extra return by using these anomalies.

Keywords: Anomaly, Profitability, Distress, Lotteryneers, Idiosyncratic Volatility, Growth Options, Skewness of Return Distribution Function

Introduction

There is evidence that various factors such as profitability, distress, lotteryneers, idiosyncratic volatility are related to stock returns. There is an extensive literature on these anomalies studied as separate phenomena: the profitability anomaly (e.g., Haugen and Baker (1996), Fama and French (2006, 2015), Novy-Marx (2013), Hou, Xue, & Zhang (2015)), the distress risk puzzle (Dichev (1998), Campbell, Hilscher, and Szilagyi (2008),), Salim, Shahriari and Fadaei Nejad (2015)), demand for lottery-like stocks (Kumar (2009), Bali, Cakici, and Whitelaw (2011)), the idiosyncratic volatility effect (Ang, Hodrick, Yuhang, and Zhang (2006)), growth options (Cao, Simin, and Zhao (2008), Trigeorgis and Lambertides (2014), Badri, Arab Mazar and Davaloo (2015)), and the skewness effect (Harvey and Siddique (2000), Boyer, Mitton, and Vorkink (2010)).

Although the literature on the above anomalies is rich and extensive in its own right, the inter-linkage between idiosyncratic skewness linked to growth options and their asymmetric impact on returns via idiosyncratic skewness, and the profitability, distress, lotteryneers, and idiosyncratic volatility phenomena remain essentially unexplored.

Accordingly, new ideas have been formed by researchers such as Andrsn Garcia-Fiejoo (2006), Trigeorgis & Lambertides (2014), Del Viva, kasanen & Trigeorgis (2017) and Bali, Del Viva, Lambertides & Trigeorgis (2017, 2019). Which claims that the origin of

*Corresponding author

Jafari, A., Arabsalehi, M., Samadi, S. (2021). Analysis the effect of market anomalies and growth options on stock return. *Journal of Asset Management and Financing*, 9(1), 63-92.



2383-1189 / © 2021 The Authors. Published by University of Isfahan

This is an open access article under the by-nc-nd/4.0/ License (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).



<http://dx.doi.org/10.22108/amf.2020.120050.1490>



<https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831170.1400.9.1.1.3>

these anomalies is due to the real options of company, which ultimately affects the skewness of the yield distribution function. A concept that justifies the selection of non-diverse portfolios based on behavioral considerations, in contrast to the Markowitz portfolio optimization paradigm.

In the other words, in this research examine how various stock market anomalies are related, namely whether idiosyncratic skewness arising from growth options is related to the profitability anomaly, the distress anomaly, demand for lottery-like stocks and the idiosyncratic volatility puzzle.

Material & Methods

The statistical population of the study is companies listed on the Tehran Stock Exchange that have been listed from 2011 to 2017. Not to be part of financial intermediation companies (banks, investments and insurances) and in order for the information to be comparable, the financial year of the company should be the end of March. No trading interval of more than three months and have at least 15 trading days during a period of one month. Do not have a negative equity value. Based on this, 114 companies have been selected and hypotheses tested. Due to the nature of the research, the library method was used to explain the theoretical foundations and research literature. In this regard, the necessary information was collected through books, specialized magazines and related websites. To collect the required data from the documentation method data related to the total index of Tehran Stock Exchange (TIPEX) from the database of Tehran Stock Exchange and data related to daily stock trading information of selected companies through TSE Client software version 2 and Rahavarde Novin software was collected.

In the first step, idiosyncratic skewness is regressed on growth opportunities and other growth determinants such as profitability, asset growth and its interrelationship with distress, lotteryiness and idiosyncratic risk.

Then, using the estimated coefficients obtained in this step, expected idiosyncratic skewness, $E[is]GO$, specifically attributed to growth options is calculated and its effect on future returns is investigated in Fama & Mc Beth (1973) cross-sectional regression framework.

Next, to analyze the anomalies caused by profitability, distress, lotteryiness and idiosyncratic risk in the three-factor models of Fama and French (1993), four-factor Carhart (1997), the hybrid model including market risk factor, size and value of the model. The three factors of Fama and French (1993), Pastor & Stambaugh (2003) liquidity risk and the skewness factor made in this study are discussed. This factor analyzes the internal relationship between the aforementioned anomalies using the statistical properties governing the higher moments of the stock return distribution function.

Finding

Findings shows that the difference between the 10th (High) and 1st (Low) decile in the three-factor model of Fama and French (1993) for profitability of about 0.017 percent and for the lotteryiness of about 0.14 percent, these differences are significant at the 1% level. In Carhart's four-factor model, these differences increased by about 0.016 percent for profitability and about 0.143 percent for lotteryiness. These differences are significant at the 1% Level.

In the first hybrid model, it is about 0.016 percent for profitability and about 0.142 percent for lotteryiness, which is also statistically significant. This significant relationship shows that profitability and lotteryiness are anomalies that exist in the economic environment and the capital market of Iran and cannot be explained by common pricing models. With the inclusion of the expected idiosyncratic skewness, $E[is]GO$, specifically attributed to growth options in the first hybrid model, the difference in coefficients for profitability test assets increased to about (0.019%) and for lotteryiness to about (0.15%) and for idiosyncratic risk to about (0.0158) percentage increased, which is also statistically significant. For distress, about (0.0057) percent decreased, which is not statistically significant. This evidence shows that the expected specific skewness factor resulting from growth opportunities is not able to explain merely due to the anomaly of profitability, lotteryiness and idiosyncratic risk, and can only explain this anomaly in the case of financial distress.

This evidence indirectly shows that in the economic environment of Iran, there is a riddle of profitability, lotteryiness and idiosyncratic risk, and investors can have different returns by choosing an investment strategy based on these anomalies.

As Badri et al. (2014) state, economic theories regarding the direction of skew pricing are silent. In a way that it is not possible to determine based on the existing theoretical foundations what it should be like to change the third order and output torque. It may be argued that this is due to the fact that it is not possible to determine whether investors see the skewness of the distribution of returns as a sign of improved or deteriorating investment opportunities.

Conclusions & Results

Based on the results of research hypotheses, it is suggested to investors to evaluate the future performance of companies, to pay attention to the existence of market anomalies including profitability, unsystematic risk, lottery, financial helplessness and growth opportunities and react more carefully to changes in these characteristics. And seek the help of financial analysts in making investment decisions. In forming their portfolios according to their utility function and degree of risk aversion; Use stocks whose yield distribution is skewed. It seems that despite these anomalies, financial market participants can use these anomalies as additional trading strategies to gain additional returns. It is expected that the prevalence of anomalies over time will decrease them and eliminate excess returns for investors.

References

- Anderson, C. W., & Garcia-Feijóo, L. (2006). Empirical evidence on capital investment, growth options and security returns. *Journal of Financ.* 61: 171–194.
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance.* 61: 259–299. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.2006.00836.x>.

- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. *Journal of Financial Economics*. 91(1): 1-23. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.12.005>.
- Asgarnezhad Nouri, B. (2018). Factors affecting stock return of firms listed in Tehran Stock Exchange: Meta-analysis approach. *Asset Management and Financing*. 6(1): 29-50. <http://doi: 10.22108/amf.2017.21193>. (In Persian)
- Badri, A., Arabmazar Yazdi, M., & Davallou, M. (2014). Higher moments and idiosyncratic volatility puzzle. *Journal of Investment Knowledge*. 3(11): 1-23. (In Persian)
- Bali, T., Viva, D. L., Lambertides, N., & Trigeorgis, L. (2017). Seemingly unrelated stock market anomalies: Profitability, distress, lotteryiness and volatility. Available at SSRN. <https://ssrn.com/abstract=2974452>.
- Bali, T., Viva, D. L., Lambertides, N., & Trigeorgis, L. (2019). Growth options and related stock market anomalies: Profitability, distress, lotteryiness, and volatility. *Forthcoming at Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 1-31. <http://doi.org/10.1017/S0022109019000619>.
- Bali, T. G., Engle, F., & Murray, S. (2016). *Empirical Asset Pricing: The Cross Section of Stock Returns*. John Wiley & Sons.
- Bali, T. G., Cakici, N., & Whitelaw, R. F. (2011). Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics*. 99: 427-446. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.08.014>.
- Boyer, B., Mitton, T., & Vorkink, K. (2010). Expected idiosyncratic skewness. *The Review of Financial Studies*. 23(1): 169-202. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp041>.
- Campbell, J. Y., Hilscher, J., & Szilagyi, H. (2008). In search of distress risk. *Journal of Finance*. 63: 2899-2939. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01416.x>.
- Cao, C., Simin, T., & Zhao, J. (2008). Can growth options explain the trend in idiosyncratic risk? *Review of Financial Studies*. 21: 2599-2633. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhl039>.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*. 52: 57-82. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>.
- Cederburg, S., & Doherty, M. M. (2015). Asset-pricing anomalies at the firm level. *Journal of Econometrics*. 186: 113-128. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.06.004>.
- Conrad, J., Kapadia, N., & Xing, Y. (2014). Death or jackpot: Why do individual investors hold overpriced stocks? *Journal of Financial Economics*. 113: 455-475. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.04.001>.
- Cooper, Michael J., Huseyin Gulen, and Michael J. Schill, 2008, Asset growth and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance*, 63, 1609-1651. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01370.x>
- Viva, D. L., Kasanen, E., & Trigeorgis, L. (2017). Real options, idiosyncratic skewness, and diversification. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 52: 215-241. <https://doi.org/10.1017/S0022109016000703>.
- Dichev, I. D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk? *Journal of Finance*. 53: 1131-1147. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00046>.
- Drew, M., Mirela, M., Tony, N., & Madhu, V. (2006). Idiosyncratic volatility and security returns: Evidence from Germany and United Kingdom. *Studies in Economics and Finance*. 23(2): 80-93. <https://doi.org/10.1108/10867370610683897>.
- Dutt, T., & Humphery-Jenner, M. (2013). Stock return volatility, operating performance and stock returns: International evidence on drivers of the "low volatility" anomaly. *Journal of Banking and Finance*. 37(3): 999-1017. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.11.001>.
- Fadaei Nejad, M., Shahriyari, S., & Salim, F. (2015). An analysis of the relationship between financial distress risk and equity returns. *Accounting and Auditing Review*. 22(2): 243-262. <http://doi: 10.22059/acctgrev.2015.54972>. (In Persian)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*. 47: 427-465. [Doi: 10.2307/2329112](https://doi.org/10.2307/2329112).
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*. 33: 3-56. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F., & French, K. R. (2006). Profitability, investment and average returns. *Journal of Financial Economics*. 82: 491-518. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.09.009>.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*. 116: 1-22. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>.
- Fama, E., & MacBeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*. 81: 607-36.
- Fu, Fangjian. (2009). Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 91 (1), 24-37. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.02.003>
- Harvey, C. R., & Siddique, A. (2000). Conditional skewness in asset pricing tests. *The Journal of Finance*. 55: 1263-1295. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00247>.
- Haugen, R. A., & Baker, N. L. (1996). Commonality in the determinants of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*. 41: 401-439. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(95\)00868-F](https://doi.org/10.1016/0304-405X(95)00868-F).
- Hornby, S. (2015). *Oxford Advanced Learner's Dictionary*. Oxford University Press, Fifth Edition.
- Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. *Review of Financial Studies*. 28: 650-705. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhu068>.
- Kraus, A., & Litzenberger, R. H. (1976). Skewness preference and the valuation of risk assets. *The Journal of Finance*. 31: 1085-1100. [Doi: 10.2307/2326275](https://doi.org/10.2307/2326275).
- Kumar, A. (2009). Who gambles in the stock market? *Journal of Finance*. 64: 1889-1933. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01483.x>.
- Levy, H. (1978). Equilibrium in an imperfect market: A constraint on the number of securities in a portfolio. *American Economic Review*. 68: 643-658.

- Lintner, J., (1965) The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, 13–37. <https://doi.org/10.2307/1924119>.
- Lipson, M. L., Mortal, S., & Schill, M. J. (2011). On the scope and drivers of the asset growth effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 46: 1651–1682. <https://doi.org/10.1017/S0022109011000561>.
- Maiti, M. (2019). Is idiosyncratic risk ignored in asset pricing: Sri Lankan evidence? *Futurure Business Journal*. 5(5): 1-12. <https://doi.org/10.1186/s43093-019-0004-6>
- Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*. 42: 483-510. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x>.
- Mitton, T., & Vorkink, K. (2007). Equilibrium under diversification and the preference for skewness. *Review of Financial Studies*. 20: 1255–1288. <https://doi.org/10.1093/revfin/hhm011>.
- Mossin, J., (1966) Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica* 34, 768–783. <https://doi.org/10.2307/1910098>
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*. 108: 1–28. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.01.003>.
- Pastor, L., & Stambaugh, R. (2003). Liquidity risk and stock returns. *Journal of Political Economy*. 111: 642–685..
- Reilly, F., & Brown, K. (2011). *Investment Analysis and Portfolio Management*. South-Western, Cengage learning, 11th edition.
- Salim, F., Shahryari, S., & Fadaei Nejad, M. (2015). A relation of the distress risk and equity returns puzzle- Empirical evidence from the Tehran Stock Exchange. *Asset Management and Financing*. 3(2): 33-54. (In Persian).
- Scott, R. C., & Horvath, P. A. (1980). On the direction of preference for moments of higher order than the variance. *Journal of Finance*. 35: 915–919. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1980.tb03509.x>.
- Sharpe, W.F., (1964) Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19, 425–442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Trigeorgis, L., & Lambertides, N. (2014). The role of growth options in explaining stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 49(3): 749-771. <https://doi.org/10.1017/S0022109014000118>.
- Zhang, X. J. (2013). Book-to-Market ratio and skewness of stock returns. *The Accounting Review*. 88(6): 2213-2240. <https://doi.org/10.2308/accr-50524>


مقاله پژوهشی

تحلیل تأثیر ناهنجاری‌های بازار و فرصت‌های رشد بر بازده سهام

علیرضا جعفری

دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

alirj1358@gmail.com

مهدی عربصالحی * 

دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

mehdi_arabsalehi@ase.ui.ac.ir

سعید صمدی

دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

s.samady@ase.ui.ac.ir

چکیده

در بازارهای مالی اثر هر یک از ناهنجاری‌های سودآوری، درماندگی مالی، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک بر بازده سهام به‌تنهایی بررسی شده است؛ اما ارتباط احتمالی آنها نامشخص است. به‌تازگی این ادعا مطرح شده است که فرصت‌های رشد بر تقارن تابع توزیع بازده اثر می‌گذارد و این ارتباط احتمالی و صرف ریسک ناشی از این ناهنجاری‌ها را توضیح می‌دهد. در این پژوهش با استفاده از خواص آماری حاکم بر گشتاور مرتبه سوم تابع توزیع بازده و با جداسازی چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد، این ارتباط بررسی شده است؛ بدین منظور داده‌های ۱۱۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد حذف سیستماتیک، بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ جمع‌آوری و فرضیه‌های پژوهش با رویکرد سببندی و ارزیابی آلفای برخی مدل‌های عاملی، آزمون شد. شواهد نشان می‌دهد بین سودآوری، درماندگی مالی، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک با بازده آتی رابطه وجود دارد؛ اما مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، صرف ناشی از ناهنجاری‌های مذکور را تبیین نمی‌کند. این شواهد به‌صورت غیرمستقیم مؤید وجود معمای سودآوری، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک در بازار سرمایه ایران است و نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران با گزینش راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر این ناهنجاری‌ها ممکن است بازده متفاوتی داشته باشند.

واژه‌های کلیدی: بخت‌آزمایی، درماندگی مالی، ریسک غیرسیستماتیک، فرصت‌های رشد، چولگی تابع توزیع

* نویسنده مسؤول

جعفری، علیرضا، عربصالحی، مهدی و صمدی، سعید. (۱۴۰۰). تحلیل تأثیر ناهنجاری‌های بازار و فرصت‌های رشد بر بازده سهام، مدیریت دارایی و

تأمین مالی، ۹(۱): ۶۳-۹۲.



2383-1189 / © 2021 The Authors. Published by University of Isfahan

This is an open access article under the by-nc-nd/4.0/ License (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).



<http://dx.doi.org/10.22108/amf.2020.120050.1490>



<https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831170.1400.9.1.1.3>

مقدمه.

یکی از دغدغه‌های همیشگی پژوهشگران یافتن مدل مقبولی است که با آن رابطه فراگیر بین آنچه در نظریه گفته می‌شود با آنچه در عمل اتفاق می‌افتد برقرار شود. رابطه بین ریسک و بازده یکی از برجسته‌ترین موضوعات در این حوزه است. انتظار می‌رود با تحمل ریسک بیشتر، بازده بیشتری به دست آید؛ اما شواهد تجربی این موضوع را نشان نمی‌دهد و این ارتباط به صورت یک معما باقی مانده است.

سرخا از بسیاری از مدل‌سازی‌ها برای تبیین این رابطه، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای^۱ است. این مدل براساس مجموعه‌ای از مفروضات مشخص و در قالب معادله‌ای ساده بیان می‌کند که تنها عامل ریسک، از کوواریانس بین بازده دارایی و بازده مجموعه بازار به دست می‌آید و امکان تنوع‌بخشی به این ریسک وجود دارد.

بنابراین، در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی منطبق بر نظریه مدرن سبد، پاداشی برای پذیرش ریسک‌هایی که منشأ آن ریسک سیستماتیک نیست، در نظر گرفته نخواهد شد و بازده مورد انتظار صرفاً با ریسک سیستماتیک پیوند دارد؛ با این حال مدل مذکور تمام بازده سهم و تغییرات آن را توضیح نمی‌دهد و این موضوع ضمن اینکه زمینه تلاش پژوهشگران برای ارائه مدل‌های کاراتر را فراهم کرد، دستمایه تلاش پژوهشگران برای بررسی عوامل مؤثر بر بازده شده است؛ در این راستا و از دهه هفتاد میلادی تلاش‌ها در این زمینه سرعت و از این رو ادبیات ناهنجاری‌ها شکل گرفت. ناهنجاری در لغت به معنای انحراف از قواعد رایج (Hornby, 2015) است و در حوزه مالی به الگویی در متوسط بازده سهام اطلاق می‌شود که با مدل‌های مرسوم در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها سازگاری ندارد (Cederburg & Doherty, 2015).

شواهدی وجود دارد که عوامل مختلفی نظیر سودآوری^۲، ریسک درماندگی مالی^۳، بخت‌آزمایی^۴ و ریسک غیرسیستماتیک^۵ با بازده سهم رابطه دارد، مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری این ناهنجاری‌ها را توضیح نمی‌دهد و نحوه این ارتباط به صورت معمایی حل نشده باقی مانده است. در پژوهش‌های متعددی هر یک از این ناهنجاری‌ها جداگانه تحلیل شده است که در این راستا به پژوهش‌های هاگن و بیکر^۶ (1996)، فاما و فرنچ^۷ (2006, 2015)، نوی - مارکس^۸ (2013) و هو، ژو و ژانگ^۹ (2015) در زمینه ناهنجاری ناشی از عامل سودآوری، دیچو^{۱۰} (1998)، کمپیل، هیلشر و زیلاگی^{۱۱} (2008) و سلیم، شهریاری و فدایی‌نژاد (۱۳۹۴) در زمینه ناهنجاری ناشی از ریسک درماندگی مالی، کومار^{۱۲} (2009) و بالی، کاکسی و وایتلاو^{۱۳} (2011) در زمینه ناهنجاری‌های ناشی از سهام بخت‌آزمایی، آنگ، هودریک، ژینگ و ژانگ^{۱۴} (2006) درباره ناهنجاری‌های ناشی از اثر ریسک غیرسیستماتیک، کائو، سیمین و ژائو^{۱۵} (2008) و بدری، عرب مازار و دولو (۱۳۹۳) اشاره می‌شود.

1. Capital asset pricing model
2. Profitability
3. Distress anomaly
4. Demand for lottery-like stocks
5. Idiosyncratic volatility
6. Haugen & Baker
7. Fama & French
8. Novy-Marx
9. Hou, Xue & Zhang
10. Dichev
11. Campbell, Hilscher, & Szilagyi
12. Kumar
13. Bali, Cakici & Whitelaw
14. Ang, Hodrick, Xing & Zhang
15. Cao, Simin & Zhao

با وجود اینکه ادبیات نظری و یافته‌های تجربی مربوط به هر یک از این ناهنجاری‌ها و پژوهش‌های تجربی مرتبط با آن بسیار غنی و گسترده است؛ اما اثر ترکیبی آنها بر بازده سهام مبهم است. بر این اساس، تفکرات جدید از سوی پژوهشگرانی نظیر اندرسون و گارسیا^۱ (2006)، تریجورجیس و لمبرتیدس^۲ (2014)، دل ویوا، کازانن و تریجورجیس^۳ (2017) و بالی، دل ویوا، لمبرتیدس و تریجورجیس^۴ (2019, 2017) شکل گرفته است که ادعا می‌کند منشأ این ناهنجاری‌ها به واسطه اختیارات و فرصت‌های رشد واقعی شرکت است که در نهایت بر چولگی تابع توزیع بازده اثر می‌گذارد؛ مفهومی که بر پایه ملاحظات رفتاری و محیطی، شرایط گزینش سبدهای کمتر متنوع را برخلاف پارادایم بهینه‌سازی سبدهای مارکوییتز توجیه می‌کند.

در این پژوهش با توجه به مبانی نظری موجود، صرف ریسک ناشی از ناهنجاری‌های پیش‌گفته با بازده آتی سهام تحت تأثیر فرصت‌های رشد، تحلیل می‌شود. اگر شواهد مناسبی از صرف ریسک ناشی از این ناهنجاری‌ها به دست آید، نتایج در فرآیند سرمایه‌گذاری و مدیریت دارایی‌ها استفاده می‌شود. بدین منظور، در گام اول چولگی غیرسیستماتیک بر فرصت‌های رشد و عوامل تعیین‌کننده دیگر رشد مثل سودآوری، رشد دارایی و ارتباط متقابل آن با ریسک غیرسیستماتیک، در ماندگی مالی، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک برآزش شده است؛ سپس با استفاده از ضرایب تخمین به‌دست‌آمده در این مرحله، چولگی ویژه (غیرسیستماتیک) مورد انتظار به دلیل فرصت‌های رشد محاسبه و تأثیر آن بر بازده آتی با استفاده از چارچوب رگرسیون فاما و مک‌بت^۵ (1973) بررسی شده است. در مرحله بعد ناهنجاری‌های ناشی از سودآوری، در ماندگی مالی، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک در مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)، چهارعاملی کارهارت^۶ (1997)، مدل ترکیبی شامل عامل صرف ریسک بازار، اندازه و ارزش از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)، ریسک نقد شونددگی پاستور و استامباق^۷ (2003) و عامل چولگی ساخته‌شده در این پژوهش تحلیل شده است. این عامل با خواص آماری حاکم بر گشتاورهای مراتب بالاتر^۸ تابع توزیع بازده سهام، ارتباط درونی بین ناهنجاری‌های پیش‌گفته را تحلیل می‌کند.

در ادامه مقاله مبانی نظری فرضیه‌های پژوهش مطرح خواهد شد؛ سپس مراحل آماده‌سازی لازم برای آزمون فرضیه و توصیف متغیرهای پژوهش تشریح و در پایان نتایج پژوهش و پیشنهادها حاصل از آن ارائه خواهد شد.

مبانی نظری.

پژوهش‌های تجربی سال‌های اخیر بر تحلیل ویژگی‌های شرکت در توضیح بازده سهام تمرکز کرده است. ناتوانی بتا مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (Sharp, 1964; Lintner, 1964; Mossin, 1966) در توضیح بازده سهام، مجموعه‌ای از پرسش‌های بدون پاسخ را در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای به‌جای گذاشته است. نظریه‌ای بر پایه چارچوب میانگین - واریانس مارکوییتز^۹ پیش‌بینی می‌کند در وضعیت تعادل، فقط ریسک بازار ناشی از حرکات متقابل^{۱۰} (کوواریانس) بین بازده دارایی با سبب بازار قیمت‌گذاری می‌شود و سرمایه‌گذاران با تنوع‌بخشی کافی و تحمل ریسک مذکور انتظار کسب بازده دارند. افراد ریسک‌گریز هستند، تابع توزیع بازده نرمال است و دو گشتاور اول تابع توزیع بازده (میانگین و واریانس) برای سرمایه‌گذاران اهمیت دارد؛ اما

1. Andrson Garcia-Fiejoo
2. Trigeorgis & Lambertides
3. Del Viva, kasanen & Trigeorgis
4. Bali, Del Viva, Lambertides & Trigeorgis
5. Fama & Mc Beth
6. Carhart
7. Pastor & Stambaugh
8. Higher moments
9. Markowitz
10. Co-movement

به دلیل ترجیحات فردی متفاوت سرمایه‌گذاران و عوامل محیطی مختلف مانند اطلاعات ناقص، محدودیت فروش استقرایی، عدم نقدشوندگی، هزینه معاملات و سایر عوامل بازدارنده، این باور مطرح می‌شود که شاید توضیح بازده مورد انتظار صرفاً از طریق کوواریانس بازده بازار و سهم ممکن نیست و انتقادات جدی به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای وارد شد و بنای ناهنجاری‌ها در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شکل گرفته است؛ در این راستا فاما و فرنچ (1992, 1993) در جایگاه منتقدان برجسته، با معرفی عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار برای ریسک غیرقابل تنوع‌بخشی نشان دادند که بتا قدرت کمی در توضیح بازده دارد و آنگونه که تریجورجیس و لمبرتیدس (2014) بیان می‌کنند بدون ارائه دلایل نظری قانع‌کننده مبنی بر بهتر بودن نسبت ارزش دفتری به بازار، پیامی با این مضمون دادند که: «بتا مرده است، زنده باد ارزش دفتری به بازار»^۱.

یکی از ناهنجاری‌هایی که در ادبیات مالی به‌وفور بررسی شده است، ناهنجاری سودآوری است. بر این اساس بین سودآوری و بازده رابطه مثبتی وجود دارد؛ به گونه‌ای که به‌طور متوسط برای شرکت‌هایی که سودآوری بیشتری دارد، بازده بالاتری وجود دارد. ناهنجاری سودآوری برای نخستین بار در پژوهش هاگن و بیکر (1996) مطرح شد و در ادامه پژوهشگران دیگری مثل نوی - مارکس (2013) و فاما و فرنچ (2006, 2015) نیز آن را بررسی کردند. فاما و فرنچ (2006) نشان دادند حتی با کنترل میزان سرمایه‌گذاری (رشد دارایی) و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، در شرکت‌هایی که سودآوری بیشتری وجود دارد بازده بالاتری نیز دیده می‌شود. هو، ژو و ژانگ (2015) نیز اینگونه بیان می‌کنند که در شرکت‌های با ریسک بالا، نرخ بازده مورد انتظار بسیار بالا است و در این شرکت‌ها تنها پروژه‌هایی پیاده‌سازی می‌شوند که سودآوری بالایی داشته باشند؛ این در حالی است که در شرکت‌های با ریسک پایین، آستانه بازده مورد انتظار بسیار پایین است و پروژه‌های کمتر سودآور نیز پیاده‌سازی می‌شود. در ایران نیز نتایج پژوهش‌هایی مثل پژوهش مرادی، کمری و داهی (۱۳۹۴) و عسکرزاد نوری (۱۳۹۷) مبین رابطه بین سودآوری و بازده است. باوجود پژوهش‌های زیادی که درباره این ناهنجاری تاکنون صورت گرفته، منشأ و ماهیت اقتصادی آن هنوز نامشخص است. ناهنجاری ناشی از ریسک غیرسیستماتیک به‌واسطه وجود صرف ریسکی است که برخی سرمایه‌گذاران با تحمل این نوع ریسک مطالبه می‌کنند. نتیجه پژوهش لوی^۲ (1978)، مرتون^۳ (1987)، درو، میرلا، تونی و مادو^۴ (2004, 2006)، فو^۵ (2009) و مایتی^۶ (2019) مبین رابطه مستقیم بین ریسک غیرسیستماتیک است و نتیجه پژوهش آنگ و همکاران (2006, 2009) رابطه معکوس بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده را نشان می‌دهد. این نتایج متناقض منجر به شکل‌گیری معمای ریسک غیرسیستماتیک و ابهام درباره وجود داشتن یا نداشتن صرف ریسک ناشی از آن شده است (بدری و همکاران ۱۳۹۳).

براساس ادبیات نظری سوگیری ذهنی^۷، سوگیری ناشی از بیش‌اعتمادی سرمایه‌گذاران^۸ و تحقق مطلوبیت^۹ (Reilly & Brown, 2011)، تمایل به گشتاورهای مراتب بالاتر در گزینش سبد سهام و تمایل به بخت‌آزمایی بر برخی سهم‌ها (Bali et al., 2011) و ویژگی‌های شرکت (Dutt & Humphery-Jenner, 2013) دلایل احتمالی بروز این ناهنجاری است.

از بین این مجموعه، دلایل تمایل به گشتاورهای مراتب بالاتر در گزینش سبد سهام طرفداران بیشتری دارد. در مواردی دیده می‌شود سرمایه‌گذاران سبدهای کمتر متنوع را برمی‌گزینند. این رویه با آنچه در پارادایم میانگین - واریانس مارکوویتز بیان شده

1. Beta was proclaimed dead, long live book-to-market
 2. Levy
 3. Merton
 4. Drew, Mirela, Tony & Madhu.
 5. Fu
 6. Maiti
 7. Representativeness bias
 8. Overconfidence bias
 9. Realization utility

است، تناقض دارد. برخلاف پیش‌بینی این پارادایم و مفاهیم بازار کارا انتظار نمی‌رود با تحمل ریسک غیرسیستماتیک بازده اضافی یا صرف ریسکی برای سرمایه‌گذاران ایجاد شود. احتمالاً این رویه در تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران ریشه دارد؛ تمایلاتی که باعث می‌شود سرمایه‌گذاران برای افزایش احتمال وقوع بازده‌های حادی و بهره‌مندی از سطوح بالاتر چولگی بازده سبد، عامدانه سبدهای سهام کمتر متنوع را نگهداری کنند و رابطه‌ای بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده دیده می‌شود. بر این اساس تمایل خیلی زیاد به سهام‌های با ریسک غیرسیستماتیک بالا باعث می‌شود افراد به صورت غیرمنطقی حاضر به پرداخت مبالغ بسیاری برای این نوع سهام‌ها شوند و از این رو سهام‌های با ریسک غیرسیستماتیک بالا به صورت غیرمتعارف بیش از اندازه قیمت‌گذاری شوند.

ناهنجاری دیگری نیز به واسطه ریسک درماندگی مطرح است. ممکن است برخی شرکت‌ها از عهده تعهدات مالی خود برنیایند و دچار درماندگی مالی شوند. قیمت سهام و روند حرکت این نوع شرکت‌ها با یکدیگر همسو است و در نتیجه این ریسک قابل تنوع‌بخشی نیست و سرمایه‌گذاران برای تحمل چنین ریسکی صرف بازده را مطالبه می‌کنند. اگر درماندگی مالی و وخامت اوضاع شرکت با از دست دادن فرصت‌های سرمایه‌گذاری یا با از دست دادن اجزای اندازه‌گیری‌نشده ارزش شرکت مثل سرمایه انسانی یا فرصت استقراض همبستگی داشته باشد، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای صرف ریسک مذکور را در نظر می‌گیرد و ناهنجاری درماندگی مالی مطرح می‌شود (Campbell et al., 2008).

این ناهنجاری درباره سهام‌هایی که تحلیل‌گران کمی آنها را پوشش می‌دهند و سطح مالکیت نهادی، قیمت هر سهم و حجم مبادلات پایین است، به شکل قوی‌تر خود را نشان می‌دهد. زمانی که تحلیل‌گران کمی سهمی را دنبال می‌کنند، اخبار پیرامون سهم به‌کندی منتشر می‌شود. به دلیل اینکه سهامداران نهادی کمی حاضر به قرض دادن سهم هستند، فروش استقراضی سهم به احتمال زیاد به سختی انجام می‌شود و درباره سهمی که قیمت آن پایین و حجم مبادلات پایینی دارد به احتمال زیاد در بین فعالان بازارهای مالی تمایل چندانی برای مبادله آن وجود ندارد؛ بنابراین به صورتی پایدار این ناهنجاری ادامه می‌یابد (Campbell et al., 2008).

در نهایت، ناهنجاری دیگری ناشی از بروز رفتار بخت‌آزمایی دیده می‌شود. سهام از نوع بخت‌آزمایی براساس ویژگی‌های بلیت‌های بخت‌آزمایی تعریف می‌شود. بلیت‌های بخت‌آزمایی قیمت‌های بسیار پایینی نسبت به نتیجه (پاداش) بالقوه آنها دارد؛ مثلاً جایزه‌ای که برای دارنده بلیت بخت‌آزمایی با دورنمای برنده شدن تمام پول‌های دریافتی در نظر گرفته می‌شود^۱. این بلیت‌ها به طور معمول بازده مورد انتظار منفی بسیار پایینی دارد؛ در حالی که ریسک کسب بازده مثبت در آنها بسیار بالاست. پس از نظر توزیع آماری، تابع توزیع جایزه یا پاداش در این نوع بلیت‌ها واریانس بسیار بالایی دارد و از آن مهم‌تر احتمال بسیار کمی برای کسب بازده و پاداش زیاد وجود دارد، تابع توزیع بازده آنها نامتقارن است و از نظر آماری تابع توزیع بازده در اینگونه بلیت‌ها دارای چولگی مثبت خواهد بود. ویژگی بخت‌آزمایی در جایی نمود پیدا می‌کند که در شرکت‌های خاصی مثل شرکت‌هایی که دچار بحرانی مالی هستند، سرمایه‌گذاران (به‌ویژه سرمایه‌گذاران خرد) شانس (احتمال) بالای زیان کم را به شانس (احتمال) کم سود زیاد ترجیح می‌دهند (Kumar, 2009).

همان‌گونه که در قسمت مقدمه اشاره شده است باوجود ادبیات نظری و یافته‌های تجربی بسیار غنی که درباره هر یک از این ناهنجاری‌ها به‌تنهایی وجود دارد؛ اثر ترکیبی آنها بر بازده آتی سهم همچنان مبهم باقی مانده است. رویکرد مطرح‌شده از سوی برخی پژوهشگران نظیر اندرسون و گارسیا (2006)، تریجورجیس و لمبرتیدس (2014)، دل ویوا، کازانن و تریجورجیس (2017) و بالی، دل ویوا، لمبرتیدس و تریجورجیس (2017) نشان می‌دهد اختیارات و فرصت‌های رشد واقعی شرکت که در نهایت بر چولگی تابع توزیع بازده اثر می‌گذارد، منشأ مهم و تعیین‌کننده این ناهنجاری‌ها است.

برای تحلیل رابطه چولگی و بازده مورد انتظار سهم، لازم است از چارچوب میانگین - واریانس مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای کمی دور شد. فرض ضمنی پارادایم میانگین - واریانس این است که همه ریسک مرتبط با گزینش سبد سرمایه گذاران از طریق گشتاور دوم تابع توزیع بازده (واریانس بازده) محاسبه و استخراج شدنی است. براساس این پارادایم مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای بیان می کند بازده مورد انتظار هر ورقه بهادار معادل نرخ بازده بدون ریسک به علاوه صرف ریسک ناشی از بتا بازار است. این مفاهیم برپایه شرایط مفروض محیطی (عقلانیت کامل، منفعت شخصی کامل و اطلاعات کامل) و انسان منطقی و دارای عقلانیت اقتصادی شکل گرفته است و انتظار می رود در یک بازار، سرمایه گذاران سبدهای کاملاً متنوع را نگهداری کنند؛ اما در عمل با طرح مفاهیم جدید مالی رفتاری، مشاهده می شود در موارد بسیاری سرمایه گذاران تمایل زیادی به نگهداری سبدهای متنوع ندارند. سرمایه گذاران حاضرند در ازای پذیرش ریسک بالاتر، بازده بالاتری به دست آورند که این مهم از رهگذر سبدهای کمتر متنوع دور از انتظار نیست (Zhang, 2013).

شواهد تجربی مختلف نیز حاکی از اهمیت تأثیر چولگی بازده بر تصمیم گیری سرمایه گذاران است. اسکات و هرواث^۱ (1980) نشان دادند تحت شرایطی عام، سرمایه گذاران چولگی مثبت تابع توزیع بازده را ترجیح می دهند. یافته های کراوس و لیتزبرگ^۲ (1976) و هاروی و صدیق^۳ (2000) نیز بیانگر این است که چولگی شرطی دارایی باید با سبد و مجموعه بازار در چارچوبی مشخص قیمت گذاری شده باشد. میتون و ورکینک^۴ (2007) نشان دادند در مدلی که ترجیحات همگن سرمایه گذاران نسبت به چولگی تابع توزیع بازده وجود دارد، بازده پایین تری برای سهم های با چولگی غیرسیستماتیک (ویژه) انتظار می رود. در جمع بندی کلی به نظر می رسد گروهی از پژوهشگران با این پیش فرض که سرمایه گذاران به طور کامل سبد متنوع نگهداری می کنند، معتقدند چولگی غیرسیستماتیک نباید در فرآیند تصمیم گیری دخیل باشد و در قیمت گذاری دخالت ندارد؛ اما گروه دیگری از پژوهشگران معتقدند، از آنجایی که متنوع سازی سبد (سبدهای به اندازه کافی متنوع) چولگی را از بین می برد، برخی سرمایه گذاران برای کسب چولگی بازده، سبد کمتر متنوع را نگهداری می کنند و از این رو انتظار می رود چولگی ویژه (غیرسیستماتیک) در امر تصمیم گیری، موضوعی مهم و مرتبط باشد. در ادبیات نظری عواملی مانند خاصیت اهرمی، حجم مبادلات، رفتار ناهمگن سرمایه گذاران، متوسط بازده گذشته، حباب قیمت و سقوط آتی قیمت، اندازه، مالکیت نهادی و پیچیدگی محیط اطلاعاتی (واکنش های ناهمسان به اخبار خوب و بد) در تعیین چولگی ویژه بازده مؤثر است (Viva et al., 2017).

همان گونه که اشاره شد رویکرد جدیدی مطرح شده است که نشان می دهد اختیارات و فرصت های رشد شرکت، منشأ اصلی چولگی بازده است. در یک دسته بندی کلی، هر شرکتی دو نوع اختیارات و فرصت های مدیریتی، شامل اختیارات و فرصت های توسعه دهنده^۵ و فرصت های حمایتی و بازدارنده^۶ دارد. منظور از اختیارات و فرصت های توسعه دهنده، فرصت هایی است که شرکت در مواجهه با شرایط نامطمئن از آن استفاده می کند و با توسعه فعالیت های عملیاتی خود، پتانسیل ها و ظرفیت های بالقوه را افزایش می دهد و مزیت رقابتی ایجاد می کند. فرصت های رشد^۷، فرصت های سرمایه گذاری مضاعف^۸ و فرصت های افزایش ظرفیت^۹ (ایجاد ظرفیت مازاد) نمونه هایی از فرصت های توسعه دهنده هستند.

1. Scott & Horvath
2. Kraus & litzenberger
3. Harvey & Siddique
4. Mitton & Vorkink
5. Expanding
6. Protective
7. Growth options
8. Compound investments
9. Excess capacity

در مقابل، فرصت‌های حمایتی و بازدارنده، فرصت‌هایی است که شرکت در مواجهه با شرایط نامساعد و نامطمئن بازار از آن استفاده می‌کند و با کاهش حجم فعالیت‌های خود، عدم اطمینان‌های محیطی را مدیریت می‌کند. فرصت یا اختیار کم‌کردن حجم فعالیت^۱، اختیار توقف^۲ و اختیار تأخیر در راه‌اندازی^۳، نمونه‌هایی از این نوع فرصت‌ها هستند.

فرصت‌های رشد یکی از انواع فرصت‌های توسعه‌دهنده با ماهیت اختیاری دارد. فرصت‌های رشد حق یا اختیاری است که شرکت یا مدیریت آن در صورت لزوم استفاده می‌کند؛ اما الزام یا اجباری برای استفاده از آن نیست. زمانی که مشخص شود برنامه تجاری فعلی شرکت به اندازه کافی مفید نیست، مدیریت برای جلوگیری از رخداد زیان‌های آتی و کاهش آنها برنامه‌ریزی خواهد کرد؛ همچنین در شرایط بهبود وضعیت بازار، مدیریت براساس فرصت‌ها و اختیاراتی که پیش روی دارد عملیات خود را توسعه می‌دهد؛ بنابراین انتظار می‌رود احتمال رخداد زیان‌ها و سودها به صورت نامتقارن باشد و در نتیجه بازده حاصل از عملیات شرکت اغلب دچار چولگی شود (Trigeorgis & Lambertides, 2014).

در جمع‌بندی مباحث بالا بیان می‌شود، سرمایه‌گذاران انتظار دارند به دلیل وجود فرصت‌های رشد، وضعیت شرکت در آینده بهبود پیدا کند و در نتیجه در زمان فعلی انتظارات خود را تعدیل می‌کنند و بازده مورد انتظار بالایی را مطالبه نخواهند کرد. به علت همگن نبودن انتظارات سرمایه‌گذاران برپایه مفاهیم مالی رفتاری، این انتظارات به نحو یکسانی توزیع نمی‌شود و تابع توزیع بازده نامتقارن خواهد شد. این ارزش فرصت رشد نیز در قیمت‌های جاری منعکس و منجر به بازده آتی متوسط پایین‌تر می‌شود؛ به بیان دیگر تحت تأثیر انتظارات فرصت‌های رشد در آینده، سرمایه‌گذاران این اطلاعات را از پیش تحلیل و آثار آن را در قیمت‌های جاری مطالبه می‌کنند؛ در نتیجه قیمت‌های جاری افزایش و احتمالاً قیمت‌های آتی برخلاف انتظار منطقی کاهش خواهد یافت. در شرکتی فعال در صورت لزوم و هنگام رشد تقاضا، شرکت با استفاده از فرصت‌های رشدی که در اختیار دارد سهم بازار خود را و با ایجاد مزیت رقابتی، سود و بازده خود را نیز افزایش می‌دهد؛ در صورت لزوم و هنگام سقوط و کاهش تقاضا از فرصت‌ها و اختیارات بازدارنده و حمایتی خود استفاده می‌کند و با کم کردن ابعاد فعالیتش، احتمال زیان خود را کاهش می‌دهد و نوعی سپر امنیتی برای مواجهه با ریسک نامطلوب فراهم می‌کند. این فرآیند پویا و مستمر تطبیق با شرایط محیطی و مواجهه با شرایط در حال تغییر، باعث می‌شود تابع توزیع عایدی شرکت محدب^۴ شود؛ یعنی میزان احتمال رخداد سود و زیان به صورت نامتقارن توزیع شود و به تبع آن چولگی ویژه بازده افزایش یابد.

بحث مشابهی شبیه آنچه بیان شد که فرصت‌های رشد چولگی را افزایش می‌دهد، برای شرکت‌های دچار در ماندگی مالی و اهرم زیاد مطرح می‌شود. در شرکت‌هایی که مشکلات مالی و ناتوانی در ایفای تعهدات مطرح نیست، توزیع سود و زیان به صورت متقارن انجام می‌شود؛ اما در شرکت‌هایی که در ایفای تعهدات مشکلاتی وجود دارد و احتمالاً دچار در ماندگی مالی هستند، احتمال رخداد سود و زیان به صورت متقارن نخواهد بود و رخداد زیان محتمل‌تر خواهد بود؛ پس برای اینکه سرمایه‌گذار را نسبت به پذیرش نرخ بازده مورد انتظار پایین‌تر قانع کرد باید صرف ریسک یا فرصت مناسبی در اختیار آن قرار داد. در شرکت‌های سهامی، مسئولیت سهامدار به ارزش هر سهم خود محدود می‌شود؛ پس اگر خاصیت اهرمی ایجاد شده باشد، سهامدار از این فرصت استفاده و استدلال می‌کند در شرایط در ماندگی مالی، دارایی شرکت برای پرداخت احتمالی بدهی‌ها از دست می‌رود و این بده

1. Contraction
2. Abandonment
3. Delay
4. Convex pay-off position

بستان سرمایه گذار را متقاعد خواهد کرد تا بازده مورد انتظار پایین را بپذیرد و نرخ بازده تعدیل شده نسبت به ریسک پایین برای آنها قانع کننده خواهد بود و نامتقارن بودن تابع و چولگی تابع توزیع بازده دور از انتظار نیست (Bali et al., 2017).

این استدلال برخلاف استدلال‌های مرسوم است که درباره ناهنجاری درماندگی مالی مطرح می‌شود؛ استدلال‌هایی که اندازه‌گیری نادرست بازده^۱ (خطای اندازه‌گیری افق زمانی بازده)، قیمت‌گذاری نادرست^۲ و مذاکرات احتمالی^۳ مجدد برای تغییر ساختار در شرکت‌های دچار درماندگی مالی را دلایل افزایش احتمال کاهش ارزش سهام‌های دچار درماندگی مالی مطرح می‌کند و استدلال می‌کند سرمایه‌گذاران، بازده تعدیل شده نسبت به ریسک کمتری برای این شرکت‌ها مطالبه می‌کنند و در نتیجه تابع توزیع بازده نامتقارن و احتمالاً دچار چولگی مثبت می‌شود (Bali et al., 2017).

درباره ناهنجاری ریسک غیرسیستماتیک با چولگی بازده و رفتار سهامداران نیز این مسئله مطرح است. به اعتقاد بالی و همکاران (2017) اگر رابطه‌ای بین اختیارات واقعی ایجاد شده در اثر فرصت‌های رشد یا درماندگی مالی برقرار کرد، ابهام ناشی از بازده پایین برای سهام‌های با ریسک غیرسیستماتیک بالا برطرف خواهد شد. بویور، میتون و ورکینک^۴ (2010) عقیده دارند ریسک غیرسیستماتیک پیش‌بینی‌کننده مناسبی برای چولگی مورد انتظار است؛ به همین دلیل، رابطه معکوس ریسک غیرسیستماتیک و بازده، پس از کنترل چولگی مورد انتظار تا حد زیادی کاهش می‌یابد. با افزایش چولگی تابع توزیع بازده، احتمال وقوع بازده‌های حدی افزایش می‌یابد؛ بنابراین ممکن است سرمایه‌گذاران به منظور دستیابی به چولگی بالاتر، از تشکیل سبدهای کاملاً متنوع اجتناب کنند و این امر باعث می‌شود چولگی و ریسک غیرسیستماتیک بالاتر یکدیگر را همراهی کنند؛ بنابراین استدلال می‌شود که چولگی تابع توزیع بازده توضیح مناسبی برای ناکارآمدی آشکار میانگین - واریانس در تبیین سبدهای کمتر متنوع است. سرمایه‌گذاران، کارایی پایین‌تر میانگین - واریانس را با چولگی بالاتر، مبادله می‌کنند. به نظر نمی‌رسد تنوع بخشی ناکافی، تصادفاً با چولگی مرتبط باشد. اغلب سهامی که سرمایه‌گذاران دارای سبد با تنوع کم برمی‌گزینند، نسبت به سهامی که عمدتاً سرمایه‌گذار با سبد متنوع انتخاب می‌کند، متوسط چولگی بالاتری دارد؛ به همین دلیل یکی از دلایل احتمالی تنوع بخشی ناکافی^۵ سبد سرمایه‌گذاران، افزایش احتمال وقوع بازده‌های حدی مثبت است و بر این اساس انتظار می‌رود با افزایش چولگی بازده، تنوع بخشی سبد کاهش و ریسک غیرسیستماتیک افزایش یابد (بدری و همکاران، ۱۳۹۳)؛ به بیان دیگر یکی از توضیحات محتمل برای بروز تنوع بخشی ناکافی و در نتیجه حذف نشدن کامل ریسک غیرسیستماتیک آن است که سرمایه‌گذاران برای افزایش احتمال وقوع بازده‌های حدی مثبت و بهره‌مندی از سطوح بالاتر چولگی بازده سبد، عامدانه تنوع بخشی ناکافی را برمی‌گزینند. بازده سبدهای کمتر متنوع در مقایسه با سبدهای متنوع، چولگی مثبت بیشتری دارد و در نتیجه سبدهای دارای بیشترین بازده، کمتر متنوع است. هاروی و صدیق (2000) و تریجورجیس و لمبرتیدس (2014) نشان می‌دهند سرمایه‌گذاران به سبب ملاحظات رفتاری، سبدهایی که چوله به راست هستند (مثلاً سبدهایی که از سهام‌های با فرصت‌های رشد بالا تشکیل شده است) را ترجیح می‌دهند و در نتیجه این نوع سهام‌ها مطلوبیت مناسبی برای برخی سرمایه‌گذاران دارد؛ همچنین ویژگی بخت‌آزمایی با درماندگی مالی درهم‌تنیده است. در این باره کمپبل و همکاران (2008) بیان می‌کنند به علت احتمال نامتقارن بودن تابع توزیع بازده و چولگی مثبت تابع توزیع سهام‌های دچار درماندگی، برخی سرمایه‌گذاران به این نوع سهام‌ها ابراز علاقه می‌کنند و در مواردی شانس خود را در ازای از دست دادن مقدار کمی از سرمایه‌گذاری و احتمال کم دست یافتن به سودهای احتمالی زیاد آزمایش می‌کنند. این ویژگی در

1. Mismeasurement of returns
2. Mispricing
3. Renegotiation
4. Boyer, Mitton & Vorkink
5. Under-diversification

رفتارهای سفته‌بازی و احتمالاً بخت‌آزمایی نیز دور از انتظار نیست. به نظر می‌رسد سهام شرکت‌های دچار بحران مالی از این نوع سهام است و به‌زودی به احتمال زیاد ارزش سهم از دست خواهد رفت. این همان ویژگی است که مشابهت زیادی با بخت‌آزمایی دارد و انتظار می‌رود ناهنجاری درماندگی مالی منشأ مناسبی برای رفتار بخت‌آزمایی باشد (Conrad, Kapadia & Xing, 2014).

فدایی‌نژاد، شهریاری و سلیم (۱۳۹۴) نیز بیان می‌کنند تمایل برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌های درمانده مالی در سال‌های اخیر افزایش یافته است؛ بنابراین انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران در بازار از طریق بازده‌های بالاتر، پاداش دریافت کنند و صرف ریسکی درباره اینگونه شرکت‌ها وجود داشته باشد. این مفاهیم در کنار این مفهوم که شرکتی که دچار درماندگی مالی است احتمال خطر از دست رفتن سرمایه بالاتری برای سرمایه‌گذاری دارد و انتظار کسب بازده نیز برای آن نیست، تصویری نامتجانس از ماهیت ریسک درماندگی مالی و قیمت‌گذاری آن در بازده سهم نشان می‌دهد.

فرضیه رفتار عقلایی نیز بیان می‌کند سرمایه‌گذاران ممکن است به‌طور منطقی بازده متوسط پایینی را از سهم‌های رشدی مطالبه کنند. در این شرکت‌ها نوعی بده‌بستان بین ارزش فرصت رشد و بازده فعلی برقرار می‌شود و وجود فرصت رشد در جایگاه وجود مدیریتی فعال قلمداد می‌شود؛ یعنی سرمایه‌گذاران حاضرند در سایه مدیریتی فعال که باعث می‌شود در زمان فعلی بازده پایین‌تری ایجاد شود و در آینده رابطه ریسک و بازده مطلوبی رخ دهد، نوعی بده‌بستان انجام دهند؛ بنابراین در اینگونه شرکت‌ها ویژگی ریسک و بازده مطلوب برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌شود و تابع توزیع بازده نامتقارن و تا اندازه‌ای دارای چولگی مثبت خواهد شد (Trigeorgis & Lambertides, 2014).

به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران با انتظار بهبود وضعیت شرکت در اثر فرصت‌های رشد آتی، در زمان فعلی انتظار کسب بازده بالایی نخواهند داشت و نرخ بازده مورد انتظار پایین‌تر را مطالبه می‌کنند. به سبب ناهمگنی انتظارات سرمایه‌گذاران بر پایه مفاهیم مالی رفتاری، این انتظارات به‌نحو یکسانی توزیع نمی‌شود و تابع توزیع بازده نامتقارن خواهد شد؛ همین‌طور این ارزش فرصت رشد در قیمت‌های جاری منعکس می‌شود و منجر به بازده آتی متوسط پایین‌تر می‌شود.

با وجود اثر و ارزش فرصت رشد و تحت تأثیر انتظارات ناشی از فرصت‌های رشد در آینده، سرمایه‌گذاران این انتظارات را از پیش تحلیل می‌کنند و مطالبه خود را در قالب قیمت‌های جاری به نمایش می‌گذارند که باعث کاهش بازده در آینده می‌شود. در نتیجه، قیمت‌های جاری افزایش و احتمالاً قیمت‌های آتی برخلاف انتظار منطقی کاهش خواهد یافت. پیش‌بینی‌های گفته‌شده مطابق انتظارات موجود در نظریه اختیار سرمایه‌گذاری^۱ است. بازده در جایگاه گشتاور اول تابع توزیع مطرح است. در مرحله بعد به علت احتمال نامساوی رخداد بازده مثبت و منفی در آینده، پراکندگی بازده حول محور میانگین نامتقارن شده و چولگی مثبت تابع توزیع بازده دور از انتظار نیست (Trigeorgis & Lambertides, 2014).

با توجه به مبانی نظری مطرح شده به نظر می‌رسد از یک‌سو در شرکت‌هایی که فرصت‌های رشد آتی بالایی دارند تابع توزیع بازده نامتقارن است و احتمالاً چولگی مثبت دارد؛ از سوی دیگر روابط بین سودآوری، ریسک درماندگی مالی، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک با چولگی تابع توزیع بازده در شرکت‌های با فرصت‌های رشد آتی ارتباط دارد و این چولگی روابط ضمنی بین این ناهنجاری‌ها را توضیح می‌دهد.

با توجه به مبانی نظری مطرح شده در بالا فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد آتی، صرف ناشی از ناهنجاری سودآوری را توضیح می‌دهد.

فرضیه دوم: چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد آتی، صرف ناشی از ناهنجاری ریسک درماندگی مالی را توضیح می‌دهد.

فرضیه سوم: چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد آتی، صرف ناشی از ناهنجاری ریسک غیرسیستماتیک را توضیح می‌دهد.

فرضیه چهارم: چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد آتی، صرف ناشی از ناهنجاری بخت‌آزمایی را توضیح می‌دهد.

روش پژوهش

جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ پذیرفته شده باشد، جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری و بیمه‌ها) نباشد، به منظور مقایسه پذیر بودن اطلاعات، سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفندماه باشد، وقفه معاملاتی بیشتر از سه ماه نداشته، در طی دوره زمانی یک‌ماه دست‌کم ۱۵ روز مبادلاتی داشته و ارزش حقوق صاحبان سهام، منفی نداشته باشد؛ بر این اساس تعداد ۱۱۴ شرکت گزینش و آزمون فرضیه‌ها انجام شده است. با توجه به ماهیت پژوهش، برای تبیین مبانی نظری و ادبیات پژوهش از روش کتابخانه‌ای استفاده شد؛ در این راستا از طریق کتاب‌ها، مجله‌های تخصصی و تارنماهای مرتبط، اطلاعات لازم گردآوری شد. برای گردآوری داده‌های مورد نیاز از روش اسنادکاوی استفاده و داده‌های مربوط به شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (تیبیکس) از پایگاه داده بورس اوراق بهادار تهران و داده‌های مربوط به اطلاعات روزانه معاملات سهام شرکت‌های انتخاب شده با کمک نرم‌افزار تی اس ای کلاینت نسخه ۲^۱ و نرم‌افزار ره‌آورد نوین جمع‌آوری شد. برای دسته‌بندی و آماده‌سازی داده‌ها و محاسبات اولیه متغیرهای پژوهش از نرم‌افزار صفحات گسترده^۲ و برای محاسبات نهایی، تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از نرم‌افزار اویویوز^۳ نسخه ۱۰ و استاتا^۴ نسخه ۱۶ استفاده شده است. در مرحله اول براساس مدل رگرسیونی به شرح زیر رابطه مقطعی بین چولگی ویژه و ناهنجاری‌های فرصت رشد، سودآوری، درماندگی مالی، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک بررسی شد که نتایج حاصل از تخمین در جدول ۱ ارائه شده است.

$$\begin{aligned}
 is_t = & \alpha + \beta_{GO}GO_{t-1} + \beta_{ROE}ROE_{t-1} \\
 & + \beta_{DR}DR_{t-1} \\
 & + \beta_{MAX}MAX_{t-1} \\
 & + \beta_{iv}iv_{t-T} + \beta_{AG}AG_{t-1} \\
 & + \beta_{AGIV}(AG \times iv)_{t-T} \\
 & + \beta_{BM}BM_{t-1} \\
 & + \beta_{TURN}TURN_{t-1} \\
 & + \beta_{LEV}LEV_{t-1} + \beta_{is}is_{t-T} \\
 & + \beta_{SMALL}SMALL \\
 & + \beta_{BIG}BIG + INDU + \epsilon_t
 \end{aligned} \quad (1)$$

در این مدل «*is*» چولگی غیرسیستماتیک و «*iv*» ریسک غیرسیستماتیک است که برای محاسبه آن در گام اول مدل ۲، مانند آنچه در پژوهش بالی و همکاران (2017) اشاره شده است، برای بازده روزانه هر شرکت، طی پنج سال، تخمین زده شد:

1. Tse Client 2.0
2. Microsoft office- Excell
3. Eviews #10
4. Statat

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_{i,t}^{mkt}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,t}^{cosk}(R_{m,t} - R_{f,t})^2 + u_{i,t} \quad (2)$$

در این رابطه $R_{i,t} - R_{f,t}$ بازده مازاد سهام i ، $R_{m,t} - R_{f,t}$ بازده مازاد بازار در زمان t ، $\beta_{i,t}^{mkt}$ حساسیت بازده سهم i به تغییرات بازده بازار در زمان t و $\beta_{i,t}^{cosk}$ حساسیت بازده به تغییرات در نوسان‌پذیری بازار یا چولگی شرطی^۱ است. پس از تخمین مدل پسماند، مدل با قواعد آماری محاسبه گشتاورهای دوم و سوم به ترتیب با کمک رابطه

$$iv = \frac{\sqrt{E_t[(\hat{u}_{i,j} - E_t[\hat{u}_{i,j}])^2]}}{\sqrt{N-1}} \sqrt{N}$$

ریسک غیرسیستماتیک و رابطه

$$is = \frac{E_t[(\hat{u}_{i,j} - E_t[\hat{u}_{i,j}])^3]}{\sqrt{E_t[(\hat{u}_{i,j} - E_t[\hat{u}_{i,j}])^2]}} \frac{\sqrt{N(N-1)}}{N-2}$$

چولگی ویژه محاسبه شده است. «GO» فرصت‌های رشد است که با رابطه $GO_{i,t} = V_{i,t} - \frac{CF_{i,t}}{k_i}$ اندازه‌گیری شده است که در آن $V_{i,t}$ ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در زمان t ، $CF_{i,t}$ جریان‌های نقدی حقوق صاحبان سهام شرکت i در زمان t و k_i میانگین موزون هزینه سرمایه است. «ROE» سودآوری است که در پژوهش‌های کائو و همکاران (2008) و بالی و همکاران (2017) با مقیاس مبتنی بر جریان نقدی طبق رابطه $ROE_t = \frac{CF_t}{SHEQUITY_{t-1}}$ محاسبه شده است. CF_t جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی استخراج شده از صورت جریان وجوه نقد و $SHEQUITY_{i,t-1}$ ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام پایان سال مالی قبل است. «DR» درماندگی مالی است که برای اندازه‌گیری این متغیر از معیار ریسک درماندگی مالی مبتنی بر چارچوب توسعه‌یافته مرتون^۲ (1974) به شرح زیر استفاده شده است:

$$DD = \frac{\ln \left[\frac{MV(Equity) + Debt}{Debt} \right] + (\mu - 0.5 \times \sigma_v^2) \times T}{\sigma_v \times \sqrt{T}} \quad (3)$$

$MV(Equity)$ ارزش بازار شرکت (تعداد سهام ضرب در قیمت هر سهم در بازار)، $Debt$ ارزش دفتری بدهی‌های شرکت و μ نشان‌دهنده بازده مورد انتظار شرکت است که طبق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای محاسبه می‌شود. σ_v بیانگر نوسان برآوردی مؤثر در ارزش شرکت است که بر پایه میانگین موزون نوسان‌های بازده گذشته، طبق معیاری از نوسان ارزش حقوق صاحبان سهام و نوسان ارزش بدهی‌های شرکت، به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$\sigma_v = \frac{MV(Equity)}{MV(Equity) + Debt} \times \sigma_{ret,t-1} + \frac{Debt}{MV(Equity) + Debt} \times (0.05 + 0.25 \times \sigma_{ret,t-1}) \quad (4)$$

1. Conditional Skewness (Cosk)
2. Merton

$\sigma_{ret,t-1}$ نوسان بازده گذشته شرکت است که از طریق واریانس بازده طی هر دوره زمانی محاسبه می‌شود. هرچه مقدار DD کوچک‌تر باشد، احتمال در ماندگی بزرگ‌تر است. «MAX» براساس پژوهش بالی و همکاران (2011) عبارت است از بیشینه بازده روزانه به دست آمده هر سهم در طول ماه گذشته و از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$MAX_{i,t} = \max(R_{i,d}), \quad d = 1, \dots, D_t \quad (5)$$

در این رابطه، بازده روزانه هر سهم در روز d و D_t تعداد روزهای معاملاتی در ماه t است. «AG» رشد دارایی است و طبق رابطه ۴ محاسبه شده است:

$$AG_t = \frac{TA_t - TA_{t-1}}{TA_{t-1}} \quad (6)$$

در این رابطه TA_t برابر با ارزش دفتری دارایی‌های شرکت است. با توجه به ارتباط نزدیک بین رشد دارایی و ریسک غیرسیستماتیک که در پژوهش‌های دیگر (Trigeorgis & Lambertides, 2014) نشان داده شده و اهمیت ارتباط متقابل بین آنها که در پژوهش لیسون، مورتال و شیل (2011) اشاره شده است، معیار ارتباط متقابل این دو متغیر نیز با نماد «AG×iv» در مدل وارد شده است. BM_{t-1} نسبت ارزش دفتری به بازار، $TURN_{t-1}$ نسبت حجم مبادلات در ماه قبل به کل سهام منتشر شده، LEV_{t-1} نسبت ارزش دفتری کل بدهی‌ها به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، $SMALL$ شرکت‌هایی که در ۳۰ درصد پایین ارزش بازار است، BIG شرکت‌هایی که در ۳۰ درصد بالای ارزش بازار است و $INDU$ متغیرهای صنعت است. در این مرحله، با ضرایب تخمین زده شده در مدل شماره ۱ (ستون ۷ جدول ۲) جزء چولگی ویژه مورد انتظار متناسب به فرصت‌های رشد به شرح زیر محاسبه شد:

$$E[is]_{GO} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_{GO} GO_t \quad (7)$$

مقدار برآورد شده در معادله بالا ابزاری است که با آن اثر چولگی مورد انتظار ایجاد شده صرفاً در اثر فرصت‌های رشد، به دست می‌آید؛ سپس تأثیر چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد بر بازده آتی سهام با مدل رگرسیونی به شرح زیر و با کاربرد رویکرد فاما و مک بث (1973) در سطح شرکت بررسی شد. به منظور غلبه بر مشکلات ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی در اجزای خطای مدل، از تصحیح نیوی - وست استفاده شد.

$$R_{i,t+1} = \alpha + \beta E_t[is]_{GO} + \gamma X_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (8)$$

در این مدل، $R_{i,t+1}$ بازده آتی ماهانه شرکت i در ماه $t+1$ چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد آتی شرکت i در ماه t و $X_{i,t}$ مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی در زمان t برای شرکت i شامل بتا بازار (β) است که برای محاسبه این متغیر از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شارپ و لیتنر طبق رویکرد فاما و فرنچ (1992) و رابطه زیر استفاده شده است:

$$E[R_{i,t}] = R_{f,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - R_{f,t}) \quad (9)$$

در این رابطه $R_{i,t}$ بازده سهم شرکت i در ماه t ، $R_{m,t}$ بازده بازار در ماه t ، $R_{f,t}$ نرخ بازده بدون ریسک در ماه t ، $\beta_{i,t}$ بتا شرکت i در ماه t است و $Size$ براساس لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (قیمت روز هر سهم ضرب در تعداد سهام منتشرشده) به دست می‌آید. « B/M » طبق نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌شود. « MOM » تفاضل میانگین بازده تجمعی دوازده‌ماه گذشته از بازده ماه قبل، « ROE » نسبت جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و « AG » درصد تغییر در دارایی‌ها است.

همان‌گونه که در قسمت نتایج در ادامه دیده می‌شود، رابطه معناداری بین چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد و بازده آتی وجود دارد؛ بنابراین با رویکرد فاما و فرنچ (1993) عامل چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد مبتنی بر سبدهای $2*3$ ساخته شد؛ به این ترتیب که شرکت‌ها ابتدا طبق میانه اندازه شرکت به دو گروه (۵۰ درصد بالا و ۵۰ درصد پایین) تقسیم‌بندی؛ سپس براساس چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد در هر یک از گروه‌های قبلی و برپایه نقطه تفکیک شامل ۳۰ درصد مقادیر بالای آن (H)، ۴۰ درصد مقادیر میانی (M) و ۳۰ درصد مقادیر پایین (L) تقسیم شدند. در مرحله بعد شرکت‌ها براساس اشتراک دو گروه اندازه و سه گروه سطح چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد، ۶ سبد ترکیبی تشکیل دادند. عامل چولگی ویژه مورد انتظار براساس اختلاف بین بازده بالاترین نسبت به پایین‌ترین سبد محاسبه شد.

$$SK_{GO} = \frac{(S/H + B/H)}{2} - \frac{(S/L + B/L)}{2} \quad (10)$$

در مرحله بعد، برای آزمون فرضیه‌ها، شرکت‌های نمونه پژوهش به ترتیب به ۱۰ سبد با فاصله مساوی طبق ویژگی‌های سودآوری، درمادگی مالی، ریسک غیرسیستماتیک و بخت‌آزمایی تقسیم‌بندی شدند؛ سپس، در هر سبد، ناهنجاری‌های ناشی از سودآوری، درمادگی مالی، ریسک غیرسیستماتیک و بخت‌آزمایی براساس مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)، چهارعاملی کارهارت (1997)، پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) و مدل ترکیبی مشتمل بر عامل صرف ریسک بازار، اندازه و ارزش از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)، ریسک نقدشوندگی پاستور و استامباک (2003) (که از این پس به آن مدل ترکیبی اول گفته می‌شود) و مدل ترکیبی دیگری شامل عوامل مدل ترکیبی اول و عامل چولگی ساخته شده در این پژوهش تحلیل شده است.^۱ با تخمین هر یک از این مدل‌ها در هر سبد، عرض از مبدأ مدل‌ها محاسبه و در نهایت برپایه معناداری اختلاف بین عرض از مبدأ بالاترین سبد از پایین‌ترین سبد آزمون فرضیه‌ها انجام شده است.

یافته‌ها

در جدول شماره ۱ آماره‌های توصیفی کلیه متغیرهای استفاده‌شده در تحلیل یافته‌ها ارائه شده است. متوسط نرخ بازده در طی دوره پژوهش حدود یک درصد است؛ در حالی که میانگین نسبت ارزش دفتری به بازار حدود ۰/۷۲ است. این نتایج تقریباً همسو با یافته‌های پژوهش‌های دیگر نظیر کوپر^۲ و همکاران (2008)، اندرسون و گارسسیافیجو (2006) و بالی و همکاران (2019) است. میانگین چولگی ویژه مورد انتظار حدود ۱/۹۹- است و با در نظر گرفتن انحراف معیار این متغیر، (۲/۷۶۶) گفته می‌شود این متغیر در بازه نوسانی متعارفی است.

۱. برای رعایت اختصار نحوه محاسبه عامل‌ها در متن مقاله ارائه نشده است.

² Cooper

جدول (۱) آماره‌های توصیفی متغیرهای اصلی

Table (1) Descriptive statistics of main variables

نام متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
بازده سهام	R	۰/۰۱۱۷	-۰/۰۰۱۱	۱۰/۵۰۸۶	-۰/۸۷۴۱	۰/۱۹۸۹
اندازه شرکت	Size	۲۷/۸۳۷۵	۲۷/۶۴۱۶	۳۳/۵۵۵۳	۲۳/۸۶۹۱	۱/۷۵۱۷
ارزش دفتری به بازار	B/M	۰/۷۲۱۵	۰/۷۰۵۸	۲/۰۱۱۷	۰/۰۷۲۲	۰/۲۴۶۸
مومتوم	MOM	۰/۳۷۴۳	-۰/۰۲۳۷	۱۴/۳۱۲۳	-۹/۷۶۰۶	۱۴/۶۸۵۱
رشد دارایی‌ها	AG	۰/۰۴۹۷	۰/۰۱۱۴	۲۲/۹۲۲۰	-۰/۰۵۰۰	۰/۸۱۱۷
اهرم مالی	Lev	۱/۲۳۹۸	۰/۷۰۳۰	۲۱/۳۴۳۵	۰/۰۰۸۵	۱/۷۱۱۱
فرصت‌های رشد	GO	۲۷/۷۷۲۵	۲۷/۶۶۸۳	۳۹/۷۹۵۱	۱۶/۹۹۲۵	۲/۱۳۰۳
درماندگی مالی	DR	-۵۶/۵۲۲۱	-۳۴/۰۹۰	۲۵/۳۸۸۸	-۱۱/۳۵۷۵	۱۴/۶۴۳۸
بخت‌آزمایی	MAX	۰/۰۴۲۵	۰/۰۳۷۲	۱۳/۴۱۸۰	-۰/۰۰۰۹	۰/۱۹۶۴
ریسک غیرسیستماتیک	IS	۰/۰۲۲۶	۰/۰۱۹۵	۳/۰۱۹۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۷۸
چولگی ویژه مورد انتظار	E(is)go	-۱/۹۹۸۱	-۱/۴۹۸۳	۱۱/۲۹۲۷	-۲۴/۷۵۵۳	۲/۷۶۶۶

نتایج ارزیابی رابطه بین چولگی و ناهنجاری‌های پیش‌گفته براساس رویکرد رگرسیونی در جدول ۲ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد هر یک از متغیرها به تنهایی در برخی مدل‌ها رابطه معناداری با چولگی ویژه دارند. در این باره بیان می‌شود که در ستون ۱ فرصت‌های رشد رابطه منفی معنادار و در ستون ۲ سودآوری رابطه مثبت معناداری با چولگی ویژه بازده دارند؛ این در حالی است که از نظر آماری رابطه معناداری بین درماندگی مالی، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک به ترتیب در ستون‌های ۳، ۴ و ۵ دیده نمی‌شود. با این وجود، با کنترل سایر متغیرها رابطه معناداری در مدل ۶ و ۷ بین این متغیرها دیده می‌شود؛ به گونه‌ای که بین فرصت‌های رشد و بخت‌آزمایی رابطه منفی معناداری با چولگی ویژه مورد انتظار وجود دارد. رشد دارایی با چولگی غیرسیستماتیک رابطه مثبت معناداری دارد. چنین یافته‌ای نشان می‌دهد وقتی شرکتی در گذشته فرصت‌های رشد را تجربه کرده است و جریان‌های نقدی ناشی از دارایی را به وجود آورد، انتظار می‌رود قرینگی تابع توزیع بازده سهام به هم‌خورده و منجر به چولگی تابع توزیع شود.

با توجه به مجموع یافته‌های به دست آمده گفته می‌شود که از نظر اقتصادی چولگی تابع توزیع بازده سهام، تحت‌تأثیر ویژگی‌های شرکت مانند رشد دارایی، فرصت‌های رشد و ریسک غیرسیستماتیک بازده سهام قرار می‌گیرد و با تجزیه و جداسازی چولگی ویژه بازده که متناسب به این ویژگی‌ها است، عاملی مؤثر در تحلیل بازده آتی ارائه می‌شود.

جدول (۲) نتایج حاصل از رگرسیون عوامل تعیین‌کننده چولگی ویژه

Table (2) Results of regression of idiosyncratic skewness determinants

$$is_t = \alpha + \beta_{GO}GO_{t-1} + \beta_{ROE}ROE_{t-1} + \beta_{DR}DR_{t-1} + \beta_{MAX}MAX_{t-1} + \beta_{iv}iv_{t-T} + \beta_{AG}AG_{t-1} + \beta_{AGIV}(AG \times iv)_{t-T} + \beta_{BM}BM_{t-1} + \beta_{TURN}TURN_{t-1} + \beta_{LEV}LEV_{t-1} + \beta_{is}is_{t-T} + \beta_{SMALL}SMALL + \beta_{BIG}BIG + INDU + \epsilon_t$$

نام متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
مقدار ثابت	۰/۰۰۰۰ (۰/۰۰۰۰۴)	-۰/۰۷۶۵ (-۰/۴۵۹۱)	-۰/۰۴۴۰ (-۰/۲۶۳۵)	-۰/۰۵۷۱ (-۰/۳۴۲۴)	-۰/۰۸۴۵۸ (-۰/۵۰۳۰)	-۱/۶۱۰۹ (-۷/۶۴۴۳)	-۰/۲۱۰ (-۰/۲۸۱۸)
چولگی ویژه	-	-	-	-	-	۰/۱۳۵۹* (۱۳/۳۹۵۵)	۰/۱۳۸۹* (۱۳/۵۰۷۹)
فرصت‌های رشد	-۰/۱۱۹۱* (-۰/۱۱۹۱)	-	-	-	-	-۰/۰۳۴۹ (-۱/۱۶۲۱)	-۰/۰۵۱** (-۲/۰۳۸۷)
سودآوری	-	۰/۲۵۵۸* (۲/۷۵۳۴)	-	-	-	-	۰/۰۴۰۰ (۰/۴۱۶۴)
درماندگی مالی	-	-	۰/۰۰۰۴ (۱/۴۹۰۷)	-	-	-	-۰/۰۰۰۳ (-۱/۰۶۷۶)
بخت‌آزمایی	-	-	-	-۰/۱۲۸۱ (-۰/۶۰۵۱)	-	-	-۰/۵۲۵۰** (-۲/۲۸۴۶)
ریسک غیرسیستماتیک	-	-	-	-	۰/۸۳۹۱ (۰/۹۵۷۶)	-	۰/۳۰۶۲ (۰/۳۲۱۳)
رشد دارایی	-	-	-	-	-	۰/۰۹۱۶*** (۱/۸۱۵۸)	۰/۳۴۱۶* (۲/۸۵۴۷)
اثر متقابل رشد دارایی و ریسک غیرسیستماتیک	-	-	-	-	-	-	-۱۰/۶۰۰** (-۲/۳۰۲)
ارزش دفتری به بازار	-	-	-	-	-	۲/۲۸۴۱* (۱۱/۸۴۶۸)	۲/۳۱۷۵* (۱۱/۸۸۳۱)
حجم مبادلات	-	-	-	-	-	-	۰/۰۰۰۰ (۰/۵۶۲۴)
اهرم مالی	-	-	-	-	-	-	-۰/۰۱۸۹ (-۰/۶۳۱۸)
اندازه کوچک	۰/۴۱۶۸* (۳/۷۶۱۳)	۰/۴۱۶۰* (۳/۷۴۸۹)	۰/۴۳۲۵* (۳/۹۰۲۷)	۰/۴۳۱۲* (۳/۸۹۰۵)	۰/۴۳۰۹* (۳/۸۸۷۸)	۰/۳۱۴۹* (۲/۸۷۶۲)	۰/۲۳۱۶** (۲/۰۰۰۲)
اندازه بزرگ	-۰/۲۸۹۸* (-۲/۷۳۰۳)	-۰/۳۲۴۹* (-۳/۰۷۰۹)	-۰/۳۱۳۵* (-۲/۹۵۱۱)	-۰/۳۲۷۹* (-۳/۰۹۹۱)	۰/۳۲۷۰* (-۳/۰۹۱۱)	-۰/۰۷۴۲۱ (-۰/۶۹۰۳)	-۰/۰۱۴۲ (-۰/۱۲۵۴)
صنعت	کنترل شد	کنترل شد	کنترل شد	کنترل شد	کنترل شد	کنترل شد	کنترل شد
ضریب تعیین	۰/۰۲۴۶	۰/۰۲۳۵	۰/۰۲۳۰	۰/۰۲۲۸	۰/۰۲۲۸	۰/۰۶۰۹	۰/۰۶۲۵
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۰۲۳۱	۰/۰۲۲۱	۰/۰۲۱۵	۰/۰۲۱۳	۰/۰۲۱۴	۰/۰۵۹۰	۰/۰۶۰۱

سطح معناداری یک درصد **سطح معناداری پنج درصد *سطح معناداری ده درصد

با توجه به این نتایج رابطه بین چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد و بازده آتی ارزیابی شد. نتایج حاصل از تخمین در جدول ۳ ارائه شده است. در ستون اول، نقش عامل صرف بازار، اندازه، ارزش دفتری به بازار و مومنتوم، در تعیین بازده آتی، در جایگاه شواهد اضافی بررسی شده است. در ستون دوم نقش سودآوری گذشته و رشد دارایی در تعیین بازده آتی بررسی شده است؛ سپس چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد به جمع متغیرها اضافه شده است. نتایج نشان می‌دهد چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد رابطه منفی معناداری در سطح خطای قابل پذیرش کمتر از یک درصد با بازده آتی سهام دارد و زمانی که این متغیر اضافه شده است، معناداری متغیر سودآوری از دست رفته است. به عبارت دیگر، با کنترل سایر متغیرها، یک واحد تغییر در چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد، ماهانه $0/005$ درصد و سالانه حدود $0/06$ درصد منجر به کاهش متوسط بازده خواهد شد. یافته‌های مذکور شواهد مناسبی ارائه می‌دهد و از ماهیت چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد در تبیین بازده آتی استفاده می‌شود و شواهد مناسبی برای این نظریه فراهم می‌کند که سرمایه‌گذاران تمایل دارند، در زمان فعلی، بازده متوسط پایین برای سهام‌هایی که پتانسیل رشد آتی مناسبی از آنها انتظار می‌رود را بپذیرند؛ بنابراین این پتانسیل در قالب و نمای کلی ایجاد انحراف در تابع توزیع عمل می‌کند و باعث چولگی تابع توزیع بازده در دوره‌های بعدی خواهد شد؛ بر این اساس با استفاده از عامل چولگی ویژه مورد انتظار فرضیه‌های پژوهش تبیین شده است.

نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش در جدول ۴ ارائه شده است. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود برای هر ماه، اختلاف عرض از مبدأ سبدهای پوششی براساس مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (ستون ۱)، مدل چهارعاملی کارهارت (ستون ۲) و مدل ترکیبی (ستون ۳) تقریباً معادل مقدار $0/01$ درصد افزایش داشته است که در سطح خطای قابل پذیرش کمتر از یک درصد، از نظر آماری معنادار است. این شواهد نشان می‌دهد مدل‌های مذکور صرف ریسک بازده ناشی از ناهنجاری سودآوری را توضیح نمی‌دهد؛ به بیان دیگر این نتایج شواهدی را مبنی بر وجود ناهنجاری ناشی از ویژگی سودآوری ارائه می‌کند. انتظار می‌رود با افزودن عامل چولگی مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد به عامل‌های مرسوم، صرف ریسک بازده ناشی از ناهنجاری سودآوری توضیح داده شود. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود عرض از مبدأ اولین دهک ($-0/0029$) از آخرین دهک ($0/0165$) کمتر است و نتایج بررسی اختلاف عرض از مبدأ سبدهای پوششی در ستون ۴ نشان می‌دهد، در اختلاف ماهانه، معادل $0/01$ درصد افزایش وجود دارد که در سطح خطای قابل پذیرش کمتر یک درصد نیز معنادار است. به عبارت دیگر، با افزودن عامل چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد عرض از مبدأ دهک دهم نسبت به دهک اول کاهش پیدا نکرده؛ بلکه این مقدار افزایش یافته و افزایش اختلاف مذکور از نظر آماری معنادار بوده است. این شواهد نشان‌دهنده رد فرضیه اول پژوهش است. این نتایج با یافته‌های پژوهش‌های فاما و فرنچ (2015) و بالی و همکاران (2017) همخوانی ندارد.

جدول (۳) نتایج رگرسیون مقطعی به شیوه فاما و مک بث (1973)

Table (3) Results of cross-sectional regression by Fama & MacBeth (1973)

نام متغیر	نماد	ستون ۱	ستون ۲	ستون ۳
عرض از مبدأ	α	۰/۵۲۷۲ (۱/۰۶۱۱)	۰/۰۵۰۰۴ (۱/۰۰۵۱)	۰/۰۴۵۸۸ (۱/۲۶۰۴)
بتا بازار	β	۰/۰۰۰۲ (۰/۱۴۶۸)	۰/۰۰۰۳ (۰/۱۸۱۱)	۰/۰۰۰۴ (۰/۰۵۵۴۵)
اندازه	SIZE	-۰/۰۰۳** (-۲/۲۲۱۷) (-۰/۰۰۳۶** (-۲/۱۸۵۲)	-۰/۰۰۴* (-۳/۳۲۰۱)
ارزش دفتری به بازار	BM	۰/۰۸۷۹* (۵/۲۶۷۶)	۰/۰۸۱۹۴* (۵/۴۵۸۸)	۰/۰۹۰۰* (۱۰/۱۳۴۸)
مومنتوم	MOM	۰/۰۰۲۵ (۰/۴۱۲۵)	۰/۰۰۱۴ (۰/۲۹۱۵)	-۰/۰۰۰۰ (-۰/۵۲۹۴)
سودآوری	ROE	-	۰/۰۲۰۶** (۲/۱۳۱۶)	-۰/۰۰۲۲ (-۰/۹۱۵۵)
رشد دارایی	AG	-	۰/۱۵۱۱* (۲/۷۱۱۰)	۰/۰۱۷۲* (۳/۶۹۶۶)
چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد	$E[is]_{GO}$	-	-	-۰/۰۰۵۶* (-۷/۷۱۳۰)
ضریب تعیین تعدیل شده	Adjusted - R^2	۰/۰۹۰۳	۰/۱۱۰۸	۰/۰۲۴۸
آماره اف	F-Statistics	۸/۲۲۲	۷/۷۷۷	۳۴/۸۸۸
ارزش احتمال آماره اف	Prob	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
*سطح معناداری یک درصد **سطح معناداری پنج درصد ***سطح معناداری ده درصد				

جدول (۴) نتایج تحلیل ناهنجاری سودآوری

Table (4) Results of profitability anomaly analysis

ستون ۴	ستون ۳	ستون ۲	ستون ۱	دهک
مدل ترکیبی دوم	مدل ترکیبی اول	مدل چهارعاملی کارهارت (1997)	مدل سه عاملی فاما و فرنچ (1993)	
-۰/۰۰۲۹ (-۰/۶۲۶۲)	۰/۰۰۰۵ (۰/۱۳۷۸)	۰/۰۰۰۵ (۰/۱۴۰۹)	۰/۰۰۰۶ (۰/۱۴۸۷)	دهک اول (پایین ترین)
-۰/۰۲۳۰* (-۶/۴۱۲۴)	-۰/۰۲۳۰* (-۶/۸۳۷۲)	-۰/۰۲۳۱* (-۷/۱۴۰۷)	-۰/۰۲۳۰* (-۷/۰۴۲۵)	دهک دوم
-۰/۰۱۶۶* (-۳/۸۱۵۷)	-۰/۰۱۴۷* (-۳/۷۶۱۸)	-۰/۰۱۵۰* (-۳/۸۷۸۶)	-۰/۰۱۵۹* (-۴/۱۵۴۷)	دهک سوم
-۰/۰۰۴۱ (-۱/۰۶۲۱)	-۰/۰۰۹۴* (-۲/۸۱۶۸)	-۰/۰۰۹۶* (-۲/۹۴۲۷)	-۰/۰۰۹۵* (-۲/۹۲۶۶)	دهک چهارم
-۰/۰۱۳۷* (-۳/۹۴۹۴)	-۰/۰۱۳۳* (-۴/۲۲۰۱)	-۰/۰۱۲۱* (-۳/۸۷۴۶)	-۰/۰۱۲۱* (-۳/۸۷۰۰)	دهک پنجم
-۰/۰۱۰۵* (-۲/۹۴۱۵)	-۰/۰۰۹۸* (-۳/۱۶۸۲)	-۰/۰۱۰۴* (-۳/۳۷۰۹)	-۰/۰۱۰۶* (-۳/۴۲۷۶)	دهک ششم
-۰/۰۱۰۱* (-۳/۰۶۶۳)	-۰/۰۰۹۰* (-۳/۰۸۶۱)	-۰/۰۰۹۲* (-۳/۱۶۹۰)	-۰/۰۱۰۲* (-۳/۳۹۱۷)	دهک هفتم
-۰/۰۰۱۸ (-۰/۵۷۲۸)	-۰/۰۰۲۲ (-۰/۷۵۶۹)	-۰/۰۰۲۹ (-۰/۹۹۴۲)	-۰/۰۰۲۰ (-۰/۷۱۲۲)	دهک هشتم
-۰/۰۰۶۶* (-۱/۷۹۳۵)	-۰/۰۰۷۸* (-۲/۳۹۶۹)	-۰/۰۰۹۰* (-۲/۷۶۷۱)	-۰/۰۱۰۱* (-۳/۰۶۰۶)	دهک نهم
۰/۰۱۶۵* (۳/۰۲۷۹)	۰/۰۱۷۱* (۳/۶۳۷۰)	۰/۰۱۷۴* (۳/۸۵۱۹)	۰/۰۱۸۱* (۴/۲۶۷۸)	دهک دهم (بالا ترین)
۰/۰۱۹۵* (۲/۶۹۵۶)	۰/۰۱۶۵* (۲/۶۲۴۲)	۰/۰۱۶۹* (۲/۷۴۷۹)	۰/۰۱۷۵* (۲/۹۵۹۱)	اختلاف بالاترین دهک از پایین ترین دهک
*سطح معناداری یک درصد **سطح معناداری پنج درصد ***سطح معناداری ده درصد				

نتایج آزمون فرضیه دوم در جدول ۵ ارائه شده است. همان گونه که در جدول مشاهده می شود برای هر ماه اختلاف عرض از مبدأ سبدهای پوششی طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ (ستون ۱) تقریباً معادل $-۰/۰۰۴۵$ است. این اختلاف برای مدل چهارعاملی کارهارت (ستون ۲) حدود $-۰/۰۰۴۱$ درصد و برای مدل ترکیبی اول (ستون ۳) تقریباً معادل $-۰/۰۰۱۷$ درصد در هر ماه است. این اختلافها از نظر آماری معنادار نیست. این شواهد در جایگاه شواهد الگو، مؤید این مطلب است که مدل های سه عاملی فاما و فرنچ (1993)، مدل چهارعاملی کارهارت (1997) و مدل ترکیبی متشکل از عامل های اندازه، ارزش، مومنتوم و نقدشوندگی صرف ناشی از ناهنجاری درماندگی مالی را توضیح می دهد.

جدول (۵) نتایج تحلیل ناهنجاری درماندگی مالی

Table (5) Results of financial distress anomaly analysis

ستون (۴)	ستون (۳)	ستون (۲)	ستون (۱)	دهک
مدل ترکیبی دوم	مدل ترکیبی اول	مدل چهارعاملی کارهارت (1997)	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)	
-۰/۰۰۶۷* (-۴/۰۵۵۷)	-۰/۰۰۶۴* (-۴/۹۱۹۵)	-۰/۰۰۶۳* (-۴/۹۶۰۵)	-۰/۰۰۶۸* (-۵/۵۶۵۶)	دهک اول (پایین‌ترین)
-۰/۰۰۷۴* (-۴/۷۳۳۴)	-۰/۰۰۷۵* (-۵/۶۰۹۸)	-۰/۰۰۶۶* (-۵/۴۹۸۶)	-۰/۰۰۶۱* (-۵/۶۲۳۹)	دهک دوم
۰/۰۰۰۳ (۰/۱۵۶۳)	-۰/۰۰۱۴ (-۰/۶۵۶۶)	-۰/۰۰۱۱ (-۰/۵۴۶۹)	-۰/۰۰۱۱ (-۰/۵۳۹۳)	دهک سوم
۰/۰۰۶۵** (۲/۱۱۱۳)	۰/۰۰۴۴ (۱/۶۴۰۹)	۰/۰۰۴۶*** (۱/۷۰۵۷)	۰/۰۰۴۹*** (۱/۸۳۸۴)	دهک چهارم
-۰/۰۰۳۹ (-۱/۲۶۱۳)	-۰/۰۰۵۴** (-۱/۹۸۶۶)	-۰/۰۰۴۸*** (-۱/۷۹۶۸)	-۰/۰۰۴۴*** (-۱/۸۲۱۵)	دهک پنجم
-۰/۰۰۰۷ (-۰/۲۲۱۲)	۰/۰۰۰۳ (۰/۱۰۲۰)	۰/۰۰۰۸ (۰/۲۷۵۲)	-۰/۰۰۱۲ (-۰/۴۱۳۷)	دهک ششم
-۰/۰۰۴۶ (-۱/۴۱۱۸)	-۰/۰۰۳۳ (-۱/۱۱۶۶)	-۰/۰۰۳۰ (-۱/۰۰۷۲)	-۰/۰۰۲۶ (-۰/۸۹۰۷)	دهک هفتم
-۰/۰۱۱۱۰** (-۲/۵۹۹۱)	-۰/۰۰۹۸* (-۲/۶۰۹۵)	-۰/۰۰۹۰** (-۲/۴۵۸۴)	-۰/۰۰۹۲** (-۲/۵۳۰۳)	دهک هشتم
-۰/۰۰۴۸ (-۱/۱۳۴۵)	-۰/۰۰۴۱ (-۱/۰۲۷۳)	-۰/۰۰۴۳ (-۱/۱۰۱۰)	-۰/۰۰۴۱ (-۱/۰۴۲۴)	دهک نهم
-۰/۰۱۲۵** (-۲/۱۵۲۶)	-۰/۰۰۸۱ (-۱/۵۷۲۶)	-۰/۰۱۰۴** (-۲/۰۱۸۹)	-۰/۰۱۱۴** (-۲/۲۶۲۲)	دهک دهم (بالا‌ترین)
-۰/۰۰۵۷ (-۰/۹۴۶۲)	-۰/۰۰۱۷ (-۰/۳۲۱۳)	-۰/۰۰۴۱ (-۰/۷۸۰۹)	-۰/۰۰۴۵ (-۰/۸۸۲۸)	اختلاف بالاترین دهک از پایین‌ترین دهک
*سطح معناداری یک درصد **سطح معناداری پنج درصد ***سطح معناداری ده درصد				

برای ارزیابی عامل چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد در تبیین صرف ناشی از ناهنجاری درماندگی مالی، دوباره این ارزیابی در دهک‌های ده‌گانه انجام شد. شواهد نشان می‌دهد، برای هرماه، در پایین‌ترین دهک (دهک اول) عرض از مبدأ حدود ۰/۰۰۶۷- درصد و در بالاترین دهک (دهک دهم) عرض از مبدأ حدود ۰/۰۱۲۵- درصد است و از نظر آماری نیز این مقدار معنادار است؛ اما اختلاف عرض از مبدأ دهک دهم نسبت به دهک اول معادل ۰/۰۰۵۷- درصد در ماه کاهش یافته است و از نظر آماری نیز اختلاف معنادار نیست. شواهد مذکور مؤید این مطلب است که با افزودن عامل چولگی ویژه

مورد انتظار، صرف ناشی از ناهنجاری درماندگی توضیح داده می‌شود و فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود؛ همچنین این یافته‌ها نشان می‌دهد در مقایسه با سایر مدل‌ها مقدار اختلاف عرض از مبدأ دهک دهم نسبت به دهک اول کاهش یافته است و این عامل به نحو مناسب‌تری صرف ناشی از ناهنجاری درماندگی مالی را توضیح می‌دهد. این نتایج با یافته‌های پژوهش‌های کمپبل و همکاران (2009) سازگار است و با نتایج پژوهش بالی و همکاران (2017) و فدایی نژاد و همکاران (۱۳۹۴) همخوانی ندارد.

نتایج آزمون فرضیه سوم در جدول ۶ ارائه شده است. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود برای هرماه اختلاف عرض از مبدأ سبدهای پوششی براساس مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (ستون ۱) تقریباً معادل $0/0095$ درصد، طبق مدل چهارعاملی کارهارت (ستون ۲) تقریباً معادل $0/0127$ درصد و براساس مدل ترکیبی اول (ستون ۳) تقریباً معادل $0/0094$ درصد افزایش داشته است که از لحاظ آماری معنادار نیست. این شواهد نشان می‌دهد ناهنجاری ناشی از ریسک غیرسیستماتیک بازده وجود دارد.

انتظار می‌رود عامل چولگی مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد در کنار سایر عامل‌های مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری صرف ریسک بازده ناشی از ناهنجاری ریسک غیرسیستماتیک را توضیح دهد. همان‌گونه که در ستون ۴ جدول مشاهده می‌شود، عرض از مبدأ اولین دهک ($-0/017$) از آخرین دهک ($-0/014$) کمتر است و نتایج بررسی اختلاف عرض از مبدأ سبدهای پوششی در آخرین ردیف ستون ۴ نشان می‌دهد، اختلاف ماهانه معادل $0/01$ درصد افزایش وجود دارد که در سطح خطای قابل پذیرش کمتر از ده درصد نیز معنادار است. به عبارت دیگر، با افزودن عامل چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد، عرض از مبدأ دهک دهم نسبت به دهک اول کاهش پیدا نکرده است؛ بلکه این مقدار افزایش یافته و افزایش اختلاف از لحاظ آماری معنادار بوده است. این شواهد نشان‌دهنده رد فرضیه چهارم پژوهش است و عامل مذکور صرف ناشی از ناهنجاری ریسک غیرسیستماتیک را توضیح نمی‌دهد. شواهد ذکرشده با شواهد تجربی ارائه‌شده توسط بالی و همکاران (2017) در تضاد است و با یافته‌های پژوهش درو و همکاران (2007)، فو (2008) و بدری و همکاران (۱۳۹۳) همسو است.

نتایج آزمون فرضیه چهارم در جدول ۷ ارائه شده است. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، برای هرماه، اختلاف عرض از مبدأ سبدهای پوششی براساس مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (ستون ۱)، مدل چهارعاملی کارهارت (ستون ۲) و مدل ترکیبی (ستون ۳) تقریباً معادل $0/14$ درصد است که در سطح خطای قابل پذیرش کمتر از یک درصد، از نظر آماری معنادار است. این شواهد نشان می‌دهد مدل‌های ذکرشده صرف ریسک بازده ناشی از ناهنجاری بخت‌آزمایی توضیح نمی‌دهد؛ به بیان دیگر این نتایج شواهدی مبنی بر وجود ناهنجاری ناشی از ویژگی بخت‌آزمایی ارائه می‌کند. انتظار می‌رود با افزودن عامل چولگی مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد به عامل‌های مرسوم، صرف ریسک بازده ناشی از ناهنجاری بخت‌آزمایی توضیح داده شود. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود عرض از مبدأ اولین دهک از آخرین دهک کمتر است و نتایج بررسی اختلاف عرض از مبدأ سبدهای پوششی در ستون ۴ نشان می‌دهد، اختلاف ماهانه معادل $0/15$ درصد وجود دارد که در سطح خطای قابل پذیرش کمتر از یک درصد نیز معنادار است. به عبارت دیگر، با افزودن عامل چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد، عرض از مبدأ دهک دهم نسبت به دهک اول کاهش پیدا نکرده است؛ بلکه این مقدار از $-0/0409$ به $0/1147$ افزایش یافته و افزایش اختلاف مذکور از نظر آماری معنادار بوده است. این شواهد نشان‌دهنده رد فرضیه چهارم پژوهش است و عامل ذکرشده صرف ناشی از ناهنجاری بخت‌آزمایی را توضیح نمی‌دهد. این نتایج با یافته‌های پژوهش‌های کومار (2009) و بالی و همکاران (2011) همخوانی دارد و با یافته‌های بالی و همکاران (2017) سازگاری ندارد. به نظر می‌رسد ناهنجاری ناشی از بخت‌آزمایی خاستگاهی متفاوت در ابعاد روان‌شناسی، رفتاری و رفتار اجتماعی افراد دارد و این ابهام به واکاوی بیشتری در بازار سرمایه ایران نیاز دارد.

جدول (۶) نتایج تحلیل ناهنجاری ریسک غیرسیستماتیک

Table (6) Results of idiosyncratic risk analysis

ستون ۴	ستون ۳	ستون ۲	ستون ۱	دهک
مدل ترکیبی دوم	مدل ترکیبی	مدل چهارعاملی کارهارت (1997)	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)	
-۰/۰۱۷۳* (-۳۶/۴۷۴۵)	-۰/۰۱۴۴* (-۳۴/۸۹۷۲)	-۰/۰۱۵۷* (-۲۳/۴۴۶۰)	-۰/۰۱۳۹* (-۵۸/۳۳۳۲)	دهک اول (پایین‌ترین)
-۰/۰۱۵۷* (-۱۳/۰۷۳۴)	-۰/۰۱۵۰* (-۱۴/۷۹۱۴)	-۰/۰۱۴۸* (-۱۵/۱۷۰۰)	-۰/۰۱۵۶* (-۱۴/۸۰۹۰)	دهک دوم
-۰/۰۱۶۱* (-۷/۳۷۷۷)	-۰/۰۱۵۹* (-۸/۱۵۱۵)	-۰/۰۱۶۷* (-۸/۵۴۶۵)	-۰/۰۱۶۷* (-۸/۵۶۵۹)	دهک سوم
-۰/۰۰۸۲* (-۳/۳۶۷۵)	-۰/۰۰۷۳* (-۳/۲۷۷۸)	۰/۰۰۷۵* (-۳/۴۰۲۵)	-۰/۰۰۷۵* (-۳/۴۰۷۴)	دهک چهارم
-۰/۰۰۲۶ (-۰/۸۴۴۰)	-۰/۰۰۲۱ (-۰/۷۶۱۴)	-۰/۰۰۰۸ (-۰/۲۸۳۶)	-۰/۰۰۰۹ (-۰/۳۲۸۸)	دهک پنجم
-۰/۰۰۴۰ (-۱/۱۵۹۳)	۰/۰۰۳۱ (۱/۰۹۱۲)	۰/۰۰۴۶*** (۱/۷۰۲۱)	۰/۰۰۴۴*** (۱/۶۵۴۳)	دهک ششم
-۰/۰۰۱۲ (-۰/۴۴۶۴)	-۰/۰۰۰۶ (-۰/۲۳۹۸)	۰/۰۰۰۳ (۰/۱۲۶۳)	۰/۰۰۰۰ (۰/۰۰۳۳)	دهک هفتم
۰/۰۰۵۰ (۱/۱۸۵۶)	۰/۰۰۵۵ (۱/۴۰۳۵)	۰/۰۰۵۷ (۱/۴۵۴۹)	۰/۰۰۵۷ (۱/۴۳۸۸)	دهک هشتم
۰/۰۱۲۷* (۲/۶۰۶۷)	۰/۰۱۳۵* (۳/۰۷۷۲)	۰/۰۱۲۷* (۲/۹۲۰۶)	۰/۰۱۲۰* (۲/۷۸۱۶)	دهک نهم
-۰/۰۰۱۴ (-۰/۱۵۷۵)	-۰/۰۰۴۹ (-۰/۶۰۶۹)	-۰/۰۰۳۰ (-۰/۳۷۳۷)	-۰/۰۰۴۳ (-۰/۵۲۹۹)	دهک دهم (بالا‌ترین)
۰/۰۱۵۸*** (۱/۷۲۱۸)	۰/۰۰۹۴ (۱/۱۴۷۸)	۰/۰۱۲۷ (۱/۵۴۳۳)	۰/۰۰۹۵ (۱/۱۶۳۰)	اختلاف بالاترین دهک از پایین‌ترین دهک
*سطح معناداری یک درصد **سطح معناداری پنج درصد ***سطح معناداری ده درصد				

جدول (۷) نتایج تحلیل ناهنجاری بخت‌آزمایی

Table (7) Results of lottery analysis

ستون ۴	ستون ۳	ستون ۲	ستون ۱	دهک
مدل ترکیبی دوم	مدل ترکیبی اول	مدل چهارعاملی کارهارت (1997)	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)	
-۰/۰۴۰۹* (-۲۳/۸۸۱۷)	-۰/۰۳۲۰* (-۱۸/۶۷۹۳)	-۰/۰۳۲۳* (۱۸/۷۸۴۵)	-۰/۰۳۲۴۵* (-۱۹/۰۳۹۱)	دهک اول (پایین‌ترین)
-۰/۰۳۹۶* (-۲۵/۶۲۰۰)	-۰/۰۴۰۴* (-۲۷/۸۳۸۷)	-۰/۰۴۰۶* (-۲۸/۱۶۹۴)	-۰/۰۴۱۱* (۲۸/۲۳۲۹)	دهک دوم
-۰/۰۳۷۵* (-۲۳/۰۲۲۶)	-۰/۰۳۶۳* (-۲۵/۰۴۲۸)	-۰/۰۳۶۳* (-۲۵/۱۶۷۷)	-۰/۰۳۶۱۶* (-۲۴/۸۶۷۴)	دهک سوم
-۰/۰۳۳۶* (-۱۳/۶۷۲۰)	-۰/۰۳۲۶* (-۱۵/۱۱۵۹)	-۰/۰۳۲۲* (-۱۴/۹۹۹۲)	-۰/۰۳۱۹۶* (-۱۴/۹۱۳۳)	دهک چهارم
-۰/۰۲۳۹* (-۸/۳۲۸۳)	-۰/۰۲۶۴* (-۱۰/۳۰۲۶)	-۰/۰۲۵۷* (-۱۰/۱۴۵۸)	-۰/۰۲۵۱* (-۹/۹۶۵۶)	دهک پنجم
-۰/۰۰۸۱* (-۲/۴۶۰۵)	-۰/۰۰۸۸* (-۳/۰۰۳۹)	-۰/۰۰۹۳* (-۳/۱۹۰۲)	-۰/۰۰۹۰* (-۳/۰۴۶۷)	دهک ششم
۰/۰۰۱۷ (۰/۴۳۰۲)	۰/۰۰۴۳ (۱/۲۳۳۷)	۰/۰۰۵۳ (۱/۵۰۵۳)	۰/۰۰۴۶ (۱/۳۲۳۶)	دهک هفتم
۰/۰۲۳۲* (۵/۹۵۷۵)	۰/۰۲۵۸* (۶/۹۴۳۶)	۰/۰۲۵۶* (۶/۹۵۳۶)	۰/۰۲۵۶* (۷/۰۰۹۱)	دهک هشتم
۰/۰۷۱۲* (۱۵/۸۷۵۸)	۰/۰۷۵۱* (۱۸/۷۳۵۸)	۰/۰۷۵۷* (۱۸/۹۲۱۶)	۰/۰۷۵۶* (۱۸/۹۴۸۹)	دهک نهم
۰/۱۱۰۴۷* (۱۴/۵۱۷۲)	۰/۱۱۰۵* (۱۶/۲۲۵۸)	۰/۱۱۰۷* (۱۶/۳۵۵۹)	۰/۱۰۸۴* (۱۶/۱۲۹۴)	دهک دهم (بالا‌ترین)
۰/۱۵۱۴* (۱۹/۴۱۳۹)	۰/۱۴۲۵* (۲۰/۲۹۲۱)	۰/۱۴۳۰* (۲۰/۴۷۹۹)	۰/۱۴۰۹* (۲۰/۳۱۲۶)	اختلاف بالاترین دهک از پایین‌ترین دهک
*سطح معناداری یک درصد **سطح معناداری پنج درصد ***سطح معناداری ده درصد				

نتایج و پیشنهادها.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد اختلاف عرض از مبدأ بین سبدهای اول تا دهم به‌طور ماهانه، در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) برای سودآوری حدود ۰/۰۱۷ درصد و برای بخت‌آزمایی حدود ۰/۱۴ درصد افزایش داشته که از نظر آماری در سطح

خطای کمتر از یک درصد معنادار است. در مدل چهارعاملی کارهات این اختلاف‌ها برای سودآوری حدود ۰/۰۱۶ و برای بخت‌آزمایی حدود ۰/۱۴۳ درصد افزایش داشته که از لحاظ آماری معنادار است و در مدل ترکیبی اول برای سودآوری حدود ۰/۰۱۶ درصد و برای بخت‌آزمایی حدود ۰/۱۴۲ درصد افزایش داشته که این نیز از نظر آماری معنادار است. این رابطه معناداری نشان می‌دهد سودآوری و بخت‌آزمایی ناهنجاری‌هایی است که در فضای اقتصادی و بازار سرمایه ایران وجود دارد و با مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری توضیح داده نمی‌شود. با ورود عامل چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد به مدل ترکیبی اول، اختلاف ضرایب برای دارایی آزمون سودآوری به حدود ۰/۰۱۹ درصد، برای بخت‌آزمایی به حدود ۰/۱۵ درصد و برای ریسک غیرسیستماتیک به حدود ۰/۰۱۵۸ درصد افزایش یافته که از نظر آماری معنادار است؛ ولی برای درماندگی مالی حدود ۰/۰۰۵۷ درصد کاهش یافته است که از لحاظ آماری معنادار نیست. این شواهد نشان می‌دهد عامل چولگی ویژه مورد انتظار ناشی از فرصت‌های رشد صرف ناشی از ناهنجاری سودآوری، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک را توضیح نمی‌دهد و تنها ناهنجاری درماندگی مالی را توضیح می‌دهد. این شواهد به صورت غیرمستقیم نشان می‌دهد در فضای اقتصادی ایران معمای سودآوری، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک وجود دارد و سرمایه‌گذاران با گزینش راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر این ناهنجاری‌ها بازده متفاوتی دارند. آنگونه که بدری و همکاران (۱۳۹۳) بیان می‌کنند نظریه‌های اقتصادی برای قیمت‌گذاری چولگی، مسکوت است؛ به نحوی که براساس مبانی نظری موجود، چگونگی تغییرات گشتاور مرتبه سوم و بازده سهام مشخص نمی‌شود. شاید ادعا شود، این امر ناشی از این واقعیت است که مشخص نمی‌شود آیا سرمایه‌گذاران، چولگی و کشیدگی بالای توزیع بازده را نشانه بهبود یا نشانه وخامت فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌دانند.

اگرچه تبیین رابطه بین ریسک و بازده امری مهم تلقی می‌شود، باید به این نکته توجه کرد که ریسک سیستماتیک و ریسک غیرسیستماتیک و گزینش سبد کاملاً متنوع برپایه الگوی جامع مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در چارچوب تحلیلی میانگین - واریانس مطرح‌شدنی است. به نظر می‌رسد انتظار رخداد سبدهای با تنوع کمتر، این چارچوب را به چالش کشیده است و این مدل‌ها عوامل تعیین‌کننده رفتاری آنها را تبیین نمی‌کند. این مسئله در بازارهای نوظهوری نظیر بازار سرمایه ایران صدق می‌کند؛ بازاری که طبق آمار شرکت سپرده‌گذاری مرکزی ایران، تقریباً عمده سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری بر تک سهم یا سبدهای با تعداد سهم بسیار محدود مثلاً ۳ یا ۴ سهم تمایل دارند. این امر نشان می‌دهد احتمالاً به دلیل وجود سرمایه‌گذاران کمتر خبره یا شرایط محیطی سرمایه‌گذاری، فضای تحلیل سرمایه‌گذاران و رفتار آنها براساس پارادایم میانگین - واریانس قابلیت تحلیل کمتری دارد.

در مجموع، براساس نتایج پژوهش به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در ارزیابی عملکرد آتی شرکت‌ها، به وجود ناهنجاری‌های بازار شامل سودآوری، ریسک غیرسیستماتیک، بخت‌آزمایی، درماندگی مالی و فرصت‌های رشد توجه کنند، با دقت بیشتری نسبت به تغییرات این ویژگی‌ها واکنش نشان دهند، از تحلیلگران مالی در اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری کمک بگیرند و در تشکیل سبدهای خود با توجه به تابع مطلوبیت و درجه ریسک‌گریزی خود، از سهم‌های دچار چولگی در توزیع بازده، استفاده کنند. به نظر می‌رسد با وجود اینکه ناهنجاری‌های گفته‌شده وجود دارد؛ اما فعالان بازارهای مالی با بهره‌گیری از این ناهنجاری‌ها در نقش استراتژی‌های مبادلاتی، بازده اضافی به دست می‌آورند. انتظار می‌رود رواج بهره‌گیری از ناهنجاری در گذر زمان باعث کمرنگ‌شدن آنها و حذف بازده مزاد برای سرمایه‌گذاران شود.

نظر به اینکه شرایط معاملات مثل رعایت حجم مبنا و دامنه مجاز نوسان قیمت در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس با یکدیگر متفاوت است، بررسی و ارزیابی عامل مطرح‌شده در این پژوهش امکان مدنظر قرار گرفتن در پژوهش‌های بعدی، برای تحلیل ناهنجاری بازار را دارد؛ همین‌طور بررسی شکست ساختاری ناشی از شوک‌های ارزی و تحلیل موازی رفتار قیمت و بازده سهام در مقایسه با بازارهای طلا، سکه، مسکن و اوراق بدهی امکان بررسی در پژوهش‌های بعدی را دارد؛

به علاوه به نظر می رسد استفاده از رویکرد بیز سلسله مراتبی در تحلیل ناهنجاری های بازار در سطح شرکت ممکن است به آشکار شدن زوایای پنهان ماهیت این ناهنجاری ها کمک کند.

ذکر این نکته ضروری است که ویژگی خاص پژوهش های شبه تجربی، کنترل نکردن برخی عوامل مؤثر بر نتایج پژوهش از جمله تأثیر متغیرهایی چون عوامل اقتصادی، شرایط سیاسی و وضعیت اقتصاد جهانی است که خارج از دسترس پژوهشگر است؛ همین طور بسیاری از مدل های اشاره شده در این پژوهش برپایه کارایی بازارهای مالی است که تردیدهای گفته شده و تأثیرگذاری هزینه معاملات در تعیین استراتژی مبادلاتی و تشکیل سبد سرمایه گذاری یکی از عوامل تأثیرگذار هزینه معاملات است که با اعمال آن نتایج پژوهش تحت تأثیر قرار می گیرد.

منابع فارسی

- بدری، ا.، عرب مازار یزدی، م.، و دولو، م. (۱۳۹۳). گشتاورهای مرتبه بالاتر و معمای ریسک غیرسیستماتیک. *دانش سرمایه گذاری*، ۳ (۱۱)، ۱-۲۳.
- سلیم، ف.، شهریاری، س.، و فدایی نژاد، م. (۱۳۹۴). معمای رابطه ریسک درماندگی مالی با بازده سهام مطالعه تجربی در بورس اوراق بهادار تهران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۳ (۲)، ۳۳-۵۴.
- عسگرنژاد نوری، ب. (۱۳۹۷). عوامل مؤثر در بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد فراتحلیل. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۶ (۱)، ۲۹-۵۰.
- فدایی نژاد، م.، شهریاری، س.، و سلیم، ف. (۱۳۹۴). تجزیه و تحلیل رابطه ریسک درماندگی مالی و بازده سهام. *بررسی های حسابداری و حسابرسی*، ۲۲ (۲)، ۲۶۲-۲۴۳.
- مرادی، م.، کمری، ج.، و داهی، ف. (۱۳۹۴). تأثیر عوامل سودآوری و سرمایه گذاری بر بازده سهام (مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، ۲۰۱۵). *چشم انداز مدیریت مالی*، ۵ (۱۱)، ۵۳-۷۸.

References

- Anderson, C. W., & Garcia-Feijóo, L. (2006). Empirical evidence on capital investment, growth options and security returns. *Journal of Financ.* 61: 171-194.
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance.* 61: 259-299. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.2006.00836.x>.
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. *Journal of Financial Economics.* 91(1): 1-23. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.12.005>.
- Asgarnezhad Nouri, B. (2018). Factors affecting stock return of firms listed in Tehran Stock Exchange: Meta-analysis approach. *Asset Management and Financing.* 6(1): 29-50. <http://doi: 10.22108/amf.2017.21193>. (In Persian)
- Badri, A., Arabmazar Yazdi, M., & Davallou, M. (2014). Higher moments and idiosyncratic volatility puzzle. *Journal of Investment Knowledge.* 3(11): 1-23. (In Persian)
- Bali, T., Viva, D. L., Lambertides, N., & Trigeorgis, L. (2017). Seemingly unrelated stock market anomalies: Profitability, distress, lotteryiness and volatility. Available at SSRN. <https://ssrn.com/abstract=2974452>.
- Bali, T., Viva, D. L., Lambertides, N., & Trigeorgis, L. (2019). Growth options and related stock market anomalies: Profitability, distress, lotteryiness, and volatility. *Forthcoming at Journal of Financial and Quantitative Analysis.* 1-31. <http://doi.org/10.1017/S0022109019000619>.
- Bali, T. G., Engle, F., & Murray, S. (2016). *Empirical Asset Pricing: The Cross Section of Stock Returns*. John Wiley & Sons.
- Bali, T. G., Cakici, N., & Whitelaw, R. F. (2011). Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics.* 99: 427-446. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.08.014>.
- Boyer, B., Mitton, T., & Vorkink, K. (2010). Expected idiosyncratic skewness. *The Review of Financial Studies.* 23(1): 169-202. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp041>.

- Campbell, J. Y., Hilscher, J., & Szilagyi, H. (2008). In search of distress risk. *Journal of Finance*. 63: 2899–2939. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01416.x>.
- Cao, C., Simin, T., & Zhao, J. (2008). Can growth options explain the trend in idiosyncratic risk? *Review of Financial Studies*. 21: 2599–2633. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhl039>.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*. 52: 57–82. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>.
- Cederburg, S., & Doherty, M. M. (2015). Asset-pricing anomalies at the firm level. *Journal of Econometrics*. 186: 113-128. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.06.004>.
- Conrad, J., Kapadia, N., & Xing, Y. (2014). Death or jackpot: Why do individual investors hold overpriced stocks? *Journal of Financial Economics*. 113: 455–475. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.04.001>.
- Cooper, Michael J., Huseyin Gulen, and Michael J. Schill, 2008, Asset growth and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance*, 63, 1609–1651. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01370.x>
- Viva, D. L., Kasanen, E., & Trigeorgis, L. (2017). Real options, idiosyncratic skewness, and diversification. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 52: 215–241. <https://doi.org/10.1017/S0022109016000703>.
- Dichev, I. D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk? *Journal of Finance*. 53: 1131–1147. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00046>.
- Drew, M., Mirela, M., Tony, N., & Madhu. V. (2006). Idiosyncratic volatility and security returns: Evidence from Germany and United Kingdom. *Studies in Economics and Finance*. 23(2): 80-93. <https://doi.org/10.1108/10867370610683897>.
- Dutt, T., & Humphery-Jenner, M. (2013). Stock return volatility, operating performance and stock returns: International evidence on drivers of the “low volatility” anomaly. *Journal of Banking and Finance*. 37(3): 999–1017. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.11.001>.
- Fadaei Nejad, M., Shahriyari, S., & Salim, F. (2015). An analysis of the relationship between financial distress risk and equity returns. *Accounting and Auditing Review*. 22(2): 243-262. <http://doi:10.22059/acctgrev.2015.54972>. (In Persian)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*. 47: 427–465. Doi: 10.2307/2329112.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*. 33: 3–56. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F., & French, K. R. (2006). Profitability, investment and average returns. *Journal of Financial Economics*. 82: 491–518. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.09.009>.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*. 116: 1–22. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>.
- Fama, E., & MacBeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*. 81: 607–36.
- Fu, Fangjian. (2009). Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 91 (1), 24-37. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.02.003>
- Harvey, C. R., & Siddique, A. (2000). Conditional skewness in asset pricing tests. *The Journal of Finance*. 55: 1263-1295. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00247>.
- Haugen, R. A., & Baker, N. L. (1996). Commonality in the determinants of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*. 41: 401–439. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(95\)00868-F](https://doi.org/10.1016/0304-405X(95)00868-F).
- Hornby, S. (2015). *Oxford Advanced Learner's Dictionary*. Oxford University Press, Fifth Edition.
- Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. *Review of Financial Studies*. 28: 650–705. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhu068>.
- Kraus, A., & Litzenberger, R. H. (1976). Skewness preference and the valuation of risk assets. *The Journal of Finance*. 31: 1085-1100. Doi: 10.2307/2326275.
- Kumar, A. (2009). Who gambles in the stock market? *Journal of Finance*. 64: 1889–1933. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01483.x>.
- Levy, H. (1978). Equilibrium in an imperfect market: A constraint on the number of securities in a portfolio. *American Economic Review*. 68: 643-658.
- Lintner, J., (1965) The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, 13–37. <https://doi.org/10.2307/1924119>.
- Lipson, M. L., Mortal, S., & Schill, M. J. (2011). On the scope and drivers of the asset growth effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 46: 1651–1682. <https://doi.org/10.1017/S0022109011000561>.
- Maiti, M. (2019). Is idiosyncratic risk ignored in asset pricing: Sri Lankan evidence? *Futurure Business Journal*. 5(5): 1-12. <https://doi.org/10.1186/s43093-019-0004-6>
- Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*. 42: 483-510. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x>.
- Mitton, T., & Vorkink, K. (2007). Equilibrium under diversification and the preference for skewness. *Review of Financial Studies*. 20: 1255–1288. <https://doi.org/10.1093/revfin/hhm011>.

- Mossin, J., (1966) Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica* 34, 768–783. <https://doi.org/10.2307/1910098>
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*. 108: 1–28. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.01.003>.
- Pastor, L., & Stambaugh, R. (2003). Liquidity risk and stock returns. *Journal of Political Economy*. 111: 642–685..
- Reilly, F., & Brown, K. (2011). *Investment Analysis and Portfolio Management*. South-Western, Cengage learning, 11th edition.
- Salim, F., Shahryari, S., & Fadaei Nejad, M. (2015). A relation of the distress risk and equity returns puzzle- Empirical evidence from the Tehran Stock Exchange. *Asset Management and Financing*. 3(2): 33-54. (In Persian).
- Scott, R. C., & Horvath, P. A. (1980). On the direction of preference for moments of higher order than the variance. *Journal of Finance*. 35: 915–919. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1980.tb03509.x>.
- Sharpe, W.F., (1964) Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19, 425–442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Trigeorgis, L., & Lambertides, N. (2014). The role of growth options in explaining stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 49(3): 749-771. <https://doi.org/10.1017/S0022109014000118>.
- Zhang, X. J. (2013). Book-to-Market ratio and skewness of stock returns. *The Accounting Review*. 88(6): 2213-2240. <https://doi.org/10.2308/accr-50524>