https://amf.ui.ac.ir

Journal of Asset Management and Financing
E-ISSN: 2383-1189
Vol. 9, Issue 4, No. 35, Winter 2022, p 121-148
Received: 21.10.2021 Accepted: 20.04.2022

Research Paper

Predicted Systematic and Idiosyncratic Skewness: New Evidence from Pricing the Third Moment of Stock Return Distribution

Maryam Davallou *
Associate Professor, Department of Finance and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
m_davallou@sbu.ac.ir
Amir Hossein Shamshiri
M.S., Department of Finance and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
amirhosseinshamshiri.96@gmail.com

Abstract
Lottery preferences cause investors' tendency toward high skewed (third moment of return distribution) stocks. Such preferences differ based on various market conditions. In this study, using predicted systematic and idiosyncratic skewness ranks, pricing of the third moment of stock return distribution was empirically tested in Bear/Bullish market conditions. The predicted systematic skewness was shown to be priced, while the idiosyncratic part was not. After considering market states, the predicted systematic skewness had positive and negative risk premiums in the bearish and bullish markets, respectively. In addition, there was significant evidence of pricing idiosyncratic skewness in both bullish and bearish markets. In this study, for the first time, an empirical test of both systematic and idiosyncratic skewness was done based on different market conditions. The evidence of priced idiosyncratic skewness in both bull and bear markets was another contribution of this work.
Keywords: systematic Skewness Rank, Predicted Idiosyncratic Skewness, Bull/Bear Market States, Lottery Preference.

Introduction

The empirical and theoretical evidence of non-normal return distribution has encouraged researchers toward working on higher moments of return. Skewness as the third moment of this distribution is considered as an indicator of investors' lottery preferences. In other words, investors tend to have stocks with higher skewness in their portfolios. Similar to other types of risk, skewness has the two systematic and idiosyncratic parts. Since the idiosyncratic part is believed to be removed during diversification, the expected return should be attributed to the systematic part. In this paper, it was investigated whether systematic or idiosyncratic skewness could be priced.

Ex-post (historical) skewness is noisy enough to prevent us from testing the relationship between stock return and skewness. The noisy characteristics of skewness can be avoided by having predicted skewness based on firm characteristics. In this work, firm and price characteristics, which are important to investors with lottery preferences, were used to predict both systematic and idiosyncratic skewness separately. The relationship between skewness and stock return is sensitive to market conditions. For example, the higher the unemployment rates are during bearish markets, the lower and higher the investments and investors' tendency toward lottery stocks will be, respectively. Thus, it is believed that skewness may have a different relationship with stock returns during bullish or bearish markets. In this paper, pricing of systematic and idiosyncratic skewness was done by both considering and not considering market conditions, the results of which were then compared with each other.

Method and Data

In this work, skewness was categorized as systematic and idiosyncratic skewness. After predicting each of them based on price variables and firm characteristics and dividing market conditions, we formed the test portfolios based on the predicted skewness ranks. Then,

*Corresponding author
Davallou, M. & Shamshiri, A. M. (2021). Predicted Systematic and Idiosyncratic Skewness: New Evidence from Pricing the Third Moment of Stock Return Distribution. *Journal of Asset Management and Financing*, 9(4), 121-148.

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.2022.130412.1694 https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831189.1400.9.4.4.7

we used portfolio analysis and Fama & MacBeth's approach (1973) to empirically investigate the returns of the test portfolios in bullish and bearish market conditions together with cumulative return portfolio and separately. The sample used in this study included 268 firms, which were active in Tehran Stock Exchange between the years of 2001 and 2020. We extracted the price variables and firm characteristics for the firms by using TSECLIENT and Rahavard Novin 3 software.

Findings

The results of not considering market conditions showed that the predicted systematic skewness was priced, while the predicted idiosyncratic skewness was not. However, after dividing market states into bullish and bearish markets and separately testing them in each state, not only the predicted systematic skewness, but also the predicted idiosyncratic skewness was priced. In this case, the predicted systematic skewness had positive and negative risk premiums in the bearish and bullish states, respectively. In addition, there was significant evidence of pricing idiosyncratic skewness in both bullish and bearish markets.

Conclusion and discussion

The findings of this paper first revealed that using predicted skewness led to the results that were more matched with the theories behind skewness and had a relationship with stock return. Thus, it seemed that using predicted skewness significantly decreased the empirical errors made by the noise of this variable. Second, the predicted systematic skewness had an opposite relationship with stock return due to the different market states. It showed that investors acted differently toward high-skewed stocks in a bullish compared to the bearish market. And third, the predicted idiosyncratic skewness was priced, while it was believed to have been removed during diversification.

References

Albuquerque, R. (2010). Skewness in stock returns: Reconciling the evidence on firm versus aggregate returns. *CEPR Discussions Paper*, 7896.

Anghel, D. G., Caraiani, P., Rosu, A., Rosu, I. (2021). Asset pricing with systematic risk: Then and now. *SSRN*. https://doi.com/10.2139/ssrn.3872128.

Amaya, D., Christoffersen, P., Jacobs, K., & Vasquez, A. (2015). Does realized skewness predict the cross-section of equity return?. *Journal of Financial Economics*, 25(2), 1-58. https://doi.com/10.1016/j.jfineco.2015.02.009.

Arditti, F. D. (1967). Risk and the required return on equity. *The Journal of Finance*, 22(1), 19-36. https://doi.com/10.1111/j.1540-6261.1967.tb01651.x.

Bakshi, G., Kapadia, N., Madan, D. (2003). Stock return characteristics, skew laws, and the differential pricing of individual equity options. *The Review of Financial Studies*, 16(1), 101-143.

Bali, T. G., Engle, R. F., Murray, S. (2016). Empirical asset pricing: The cross section of stock returns. *John Wiley and Sons.*

Bali, T. G., Hu, J., & Scott, M. (2019). Option-implied volatility, skewness, and kurtosis and the cross-section of expected stock returns. *Research Collection Lee Kong Chian School of Business*, 1-67.

Barberis, N., & Huang, M. (2008). Stocks as lotteries: The implications of probability weighting for security prices. *American Economic Review 2008*, 98(5), 2066-2100. https://doi.com/10.1257/aer.98.5.2066.

Blau, B. M., Hsu, J. C., & Whitby, R. (2019). Skewness preference and gambling cultures. *Pacific-Basin Finance Journal*, 58(3), 1-13. https://doi.com/10.1016/j.pacfin.2019.101206.

Bookstaber, R. M., & McDonald, J. B. (1987). A General distribution of describing security price returns. *Journal of Business*, 60(3), 401-424.

Boyer, B., Mitton, T., & Vorkink, K. (2010). Expected idiosyncratic skewness. *The Review of Financial Studies*, 23(1), 169-202.

Chabi-Yo, F. (2012). Pricing kernels with stochastic skewness and volatility risk. *Management Science*, 58(3), 624-640. https://doi.com/10.1287/mnsc.1110.1424.

Chang, B., Christoffersen, P., Jacobs, K., Vainberg, G. (2009). Option-implied measures of equity risk. *Review of Finance*, 5(2), 12-27. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1416753.

Clark, P. K. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. *Econometrica*, 41(1), 135-155. https://doi.com/10.2307/1913889.

Conine, T. E., & Tamarkin, M. J. (1981). On diversification given asymmetry in returns. *The Journal of Finance*, 36(5), 1143-1155.

Connard, J., Dittmar, R. F., & Ghysels, E. (2013). Ex ante skewness and expected stock returns. *The Journal of Finance*, 68(1), 85-124. https://doi.com/10.1111/j.1540-6261.2012.01795.x.

Davallou, M., & Tirandazi, Q. (2016). Higher co-moments: Evidence from asset pricing. *Quantitative Economics Journal*, 12(4), 119-134. https://doi.com/10.22055/JQE.2015.12106. In persian.

Dittmar, R. F. (2002). Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference, and evidence from the cross section of equity returns. *The Journal of Finance*, 57(1), 369-403. https://doi.com/10.1111/1540-6261.00425.

Fama, E. F. (1965). The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, 64(1), 34-105.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636. https://doi.com/10.1086/260061.

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56. https://doi.com/10.1016/0304-405X(93)90023-5.

Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22. https://doi.com/10.1016/j.jfineco.2014.10.010.

Fang, H., & Lai, T. (1997). Co-kurtosis and capital asset pricing. *The Financial Review*, 32(2), 293-307. https://doi.com/10.1111/j.1540-6288.1997.tb00426.x.
Friend, I., & Westerfield, R. (1980). Co-skewness and capital asset pricing. *The Journal of Finance*, 35(4), 897-913. https://doi.com/10.2307/2327208.
Hajiha, Z., & Safari, F. (2016). The examination of relationship between stock systematic risk and skewness of returns. *Journal of Asset Management and Financing*, 20(1), 1-10. https://doi.com/10.22108/amf.2017.21176. In persian
Hanna, A. (2018). A top-down approach to identifying bull and bear market states. *International Review of Financial Analysis*, 55(1), 93-110. https://doi.com/10.1016/j.irfa.2017.11.001.
Harvey, C. R., & Siddique, A. (2000). Conditional skewness in asset Pricing tests. *The Journal of Finance*, 55(3), 1263-1294. https://doi.com/10.1111/0022-1082.00247.
Heaney, R. A., Lan, Y., & Treepongkaruna, S. (2011). Are co-skewness and co-kurtosis factors priced?. *24th Australasian Finance and Banking Conference 2011* Paper.
Jiang, L., Wu, K., Zhou, G., & Zhu, Y. (2020). Stock return asymmetry: Beyond Skewness. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 1-45. https://doi.com/10.1017/S0022109019000206.
Jondeau, E., Zhang, Q., & Zhu, X. (2019). Average skewness matters. *Journal of Financial Economics*, 134(1), 29-47. https://doi.com/10.1016/j.jfineco.2019.03.003.
Kalev, P. S., Saxena, K., & Zolotoy, L. (2018). Coskewness risk decomposition, covariation risk, and intertemporal asset pricing. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 22(1), 1-34.
Kan, R., Robotti, C., & Shanken, J. (2013). Pricing model performance and the two-pass cross-sectional regression methodology. *The Journal of Finance*, 68(1), 2617-2649. https://doi.com/10.1111/jofi.12035.
Kane, A. (1982). Skewness preference and portfolio choice. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 17(1), 15-25.
Kraus, A., & Litzenberger, R. H. (1976). Skewness preference and the valuation of risk assets. *The Journal of Finance*, 31(4), 1085-1100.
Kumar, A. (2005). *Institutional skewness preferences and the idiosyncratic skewness premium.* University of Texas Working Paper.
Kumar, A. (2009). Who gambles in stock markets?. *The Journal of Finance*, 64(4), 1889-1933. https://doi.com/10.1111/j.1540-6261.2009.01483.x.
Langlois, H. (2013). Asset pricing with return asymmetries: Theory and tests. Paris December 2015 Finance Meeting EUROFIDAI-AFFI.
Langlois, H. (2020). Measuring skewness premia. *Journal of Financial Economics*, 135(2), 399-424. https://doi.com/10.1016/j.jfineco.2019.06.002.
Lunde, A., & Timmermann, A. (2004). Duration dependence in stock prices. *Journal of Business and Economics Studies*, 22(3), 1-43.
Merton, R. C. (1986). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 42(3), 483-510. https://doi.com/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x.
Mikesell, J. L. (2006). State lottery sales: Influence of markets and game structure. *Journal of Growth and Change*, 18(4), 10-19. https://doi.com/10.1111/j.1468-2257.1987.tb00085.x.
Mitton, T., & Vorkink, K. (2007). Equilibrium underdiversification and the preference for skewness. *Review of Financial Studies*, 20(4), 1255-1288. https://doi.com/10.1093/revfin/hhm011.
Neuberger, A. (2012). Realized skewness. *Review of Financial Studies*, 25(11), 3423-3455. https://doi.com/10.1093/rfs/hhs101.
Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1-28. https://doi.com/10.1016/j.jfineco.2013.01.003.
Pagan, A., & Sossounov, K. (2003). A simple framework for analyzing bull and bear markets. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 23-46. https://doi.com/10.1002/jae.664.
Parker, H., & Kim, T. (2016). Is stock return predictability of option-Implied skewness affected by the market state?. *Journal of Future Markets*, 38(1), 1024-1042. https://doi.com/10.1002/fut.21921.
Raee, R., Baharvand, S., & Movafaghi, M. (2010). Higher moment asset pricing (Empirical study in tehran stock exchange market with panel data). *Quantitative Econometric Journal*, 7(4), 101-115. https://doi.com/10.22055/JQE.2010.10638. In persian.
Richardson, M., & Smith, T. (1993). A test for multivariate normality in stock return. *The Journal of Business*, 66(2), 295-321.
Rubinstein, M. E. (1973). The fundamental theorem of parameter-preference security valuation. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8(1), 61-69. https://doi.com/10.2307/2329748.
Samuelson, P. A. (1970). The fundamental approximation theorem of portfolio analysis in terms of means, variance and higher moments. *The Review of Economic Studies*, 37(4), 537-542. https://doi.com/10.2307/2296483.
Shen, K., Yao, J. & Li, W. K. (2016). On the surprising explanatory power of higher realized moments in practice. *Statistics and its Interface*, 11(1), 153-168. https://doi.com/10.4310/SII.2018.v11.n1.a13.
Schneider, M., & Nunez, M. A. (2020). A capital asset pricing model with idiosyncratic risk and the sources of the beta anomaly. ESI Working Paper 20-06.
Simkowitz, M. A., & Beedles, W. L. (1978). Diversification in a three-moment world. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(2), 1-15. https://doi.com/10.2307/2330635.
Smith, D. R. (2007). Conditional coskewness and asset Pricing. *Journal of Empirical Finance*, 14(1), 91-119.
Tehrani, R., Balgoorian, M., & Nabizadeh, A. (2011). Effect of skewness and kurtosis in explaining stock return using CAPM and three factor Fama French models. *Commerce Approaches Journal*, 17(1), 155-162. In persian.
Tversky, A., & Kehneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(4), 297-323.

Zhang, L. (2005). The value premium. The Journal of Finance, 60(1), 67-103. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00725.x.

مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال نهم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۳۵)، زمستان ۱۴۰۰، ص ۱۲۱- ۱۴۸
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۱/۳۱

مقاله پژوهشی

چولگی سیستماتیک و غیرسیستماتیک موردانتظار؛ شواهدی نوین از قیمت‌گذاری گشتاور مرتبهٔ سوم

مریم دولو *

دانشیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

m_davallou@sbu.ac.ir

امیرحسین شمشیری

کارشناسی ارشد، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

amirhosseinshamshiri.96@gmail.com

چکیده

هدف: ترجیحات بخت‌آزمایی سرمایه‌گذاران موجب گرایش افراد به سهام با چولگی (گشتاور سوم توزیع بازده) مثبت می‌شود. این نوع ترجیحات در شرایط اقتصادی مختلف بازار متفاوت است. در پژوهش حاضر، با استفاده از رتبهٔ موردانتظار چولگی سیستماتیک و غیرسیستماتیک، آزمون قیمت‌گذاری گشتاور سوم توزیع بازده سهام در شرایط کلی/ صعودی و نزولی بازار بررسی شده است.

روش: در راستای تحقق هدف، پس از پیش‌بینی رتبهٔ چولگی سیستماتیک و غیرسیستماتیک موردانتظار براساس متغیرهای قیمتی و شرکتی و بخش‌بندی شرایط بازار به صعودی و نزولی، بازده سبدهای سرمایه‌گذاری آزمون در چارچوب روش‌های تحلیل سبد سرمایه‌گذاری و مدل فاما و مکبث (۱۹۷۳) بررسی می‌شود.

نتایج: نتایج حاصل نشان‌دهندهٔ قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار و نبود قیمت‌گذاری چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار در شرایط کلی است؛ اما با تفکیک بازار به شرایط صعودی/نزولی، ضمن تأیید قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک، صرف ریسک آن در شرایط صعودی، مثبت و در شرایط نزولی، منفی است. قیمت‌گذاری چولگی غیر سیستماتیک موردانتظار در هر دو حالتِ صعودی و نزولی تأیید می‌شود.

نوآوری: در این پژوهش، برای نخستین بار آزمون چولگی سیستماتیک و غیرسیستماتیک موردانتظار با استفاده از رتبهٔ مقطعی (به‌جای مقدار) و به تفکیک شرایط صعودی/نزولی بازار انجام شده است. همچنین تأیید قیمت‌گذاری بخش غیر سیستماتیک چولگی موردانتظار در هر دو شرایط صعودی و نزولی، از دیگر نوآوری‌های این پژوهش به‌شمار می‌رود.

کلیدواژه‌ها: رتبهٔ چولگی سیستماتیک، چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار، شرایط صعودی/نزولی بازار، ترجیحات بخت‌آزمایی.

---

* نویسندهٔ مسئول

دولو، مریم. و شمشیری، امیرحسین. (۱۴۰۱). چولگی سیستماتیک و غیرسیستماتیک موردانتظار؛ شواهدی نوین از قیمت‌گذاری گشتاور مرتبهٔ سوم. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۹(۴)، ۱۴۸-۱۲۱.

2383-1189 / © 2021 The Authors. Pulished 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.2022.130412.1694 https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831189.1400.9.4.4.7

مقدمه

حدود نیم‌قرن از ثبت نرمال‌نبودن توزیع بازده سهام توسط آردیتی[۱](۱۹۶۷) می‌گذرد. شواهد تجربی بسیاری، توزیع غیرنرمال بازده سهام را تأیید کرد (Heany et al., 2011 ;Richardson, & Smith, 1993; Kraus, & Litzenberger, 1976 ؛Rubinstein, 1973). با تأیید نرمال‌نبودن توزیع بازده، استفاده از انحراف معیار به‌عنوان سنجهٔ ریسک برای تبیین تغییرات بازده سهام به چالش کشیده شد (Friend, & Westerfield,1980). به این ترتیب، زمینهٔ توجه به گشتاورهای مرتبهٔ بالاتر توزیع بازده سهام فراهم شد. به نحوی که نخستین بار آردیتی (۱۹۶۷) وجود صرف ریسک چولگی بازده بازار را تأیید کرد و نشان داد گشتاور مرتبهٔ سوم بخشی از تغییرات بازده بازار را تبیین می‌کند. دیتمار[۲](۲۰۰۲)، هینی[۳]و همکاران (۲۰۱۲) و لنگلویس[۴](۲۰۲۰) توان بالای چولگی تاریخی را در توضیح تفاوت بازده سهام تأیید کردند. چابی-یو[۵](۲۰۱۲) نیز توان توضیحی چولگی را در سطح بازار تأیید کرد تا این قابلیت گشتاور سوم توزیع بازده، محدود به سطح سهام انفرادی نباشد. کنین و تمرکین[۶](۱۹۸۱)، باربریس و هوانگ[۷](۲۰۰۸) و لنگلویس (۲۰۱۳) مانع اصلی سرمایه‌گذاران را برای تنوع‌بخشی کامل سبد سرمایه‌گذاری خود، ترجیحات مثبت افراد به چولگی سهام دانستند. به عقیدهٔ کراوس و لیتزنبرگر[۸](۱۹۷۶) بخشی از چولگی سهام از طریق تنوع‌بخشی حذف‌شدنی است (چولگی غیرسیستماتیک) و بخش دیگر، تحت‌تأثیر تنوع‌بخشی قرار نمی‌گیرد (چولگی سیستماتیک)[۹]. از آنجا که بخش غیرسیستماتیک چولگی حذف شدنی است، پیش‌بینی می‌شود بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران، مختص بخش سیستماتیک چولگی باشد. هاروی و سیدیک[۱۰](۲۰۰۰) و اسمیت[۱۱](۲۰۰۷) نیز نبود قیمت‌گذاری چولگی غیرسیستماتیک را تأیید کرده و بر رابطهٔ بازده موردانتظار سهام و چولگی سیستماتیک تأکید کردند. یکی از چالش‌های حوزهٔ آزمون قیمت‌گذاری چولگی، سنجهٔ مناسب چولگی موردانتظار است. به‌طور معمول دو رویکرد کلی برای تعیین سنجهٔ چولگی موردانتظار در نظر گرفته می‌شود. اول، استفاده از چولگی تاریخی؛ دیتمار (۲۰۰۲) ازجمله پژوهشگرانی است که برای اندازه‌گیری چولگی موردانتظار از چولگی تاریخی استفاده کرده است. استفاده از این روش انتقاداتی داشته است. چولگی تاریخی ازنظر آماری به‌شدت اخلالگر بوده و نوسان‌های بالا (نوفه) داشته است؛ همین امر موجب می‌شود کارایی این سنجه کاهش یابد و تحلیل‌های مبتنی بر آن مخدوش شود (Bali, 2013; Connard et al, 2013; Anghel et al., 2021). دوم، پیش‌بینی چولگی موردانتظار با استفاده از ویژگی‌های شرکتی؛ کنارد[۱۲]و همکاران (۲۰۱۳) و لنگلویس (۲۰۲۰) بیان می‌کنند در صورت پیش‌بینی چولگی با استفاده از ویژگی‌های شرکتی و دیگر سنجه‌های ریسک، ایرادهای ناشی از نوسان‌های بالای سنجهٔ ذکرشده مرتفع می‌شود. رویکردهای اخیر دربارهٔ هر دو نوع چولگی سیستماتیک و غیرسیستماتیک مطرح است؛ اما نکتهٔ مهم آن است که هنگام پیش‌بینی چولگی موردانتظار سهام، نوسان بالای متغیرها در طول زمان یا همان توزیع حاشیه‌ای متغیر در طول زمان[۱۳]باعث ایجاد تورش می‌شود. در حالی که با پیش‌بینی چولگی موردانتظار سهام به‌صورت مقطعی (به‌جای سری زمانی)، احتمال تورش کاهش چشم‌گیری می‌یابد. با استفاده از رتبهٔ چولگی موردانتظار به‌جای مقدار آن، ایراد وارده ناشی از تغییر طی زمان توزیع حاشیه‌ای برطرف می‌شود (Langlois, 2020).

رابطهٔ انواع چولگی و بازده موردانتظار سهام وابسته به شرایط کلی بازار است. در رکودهای اقتصادی (شرایط نزولی بازار)، با افزایش نرخ بیکاری، میزان سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و افراد بیشتر به‌دنبال انتخاب سهام با قیمت پایین و احتمال بازده نجومی

---

1. Arditti
2. Dittmar
3. Heaney
4. Langlois
5. Chabi-Yo
6. Conine & Tamarkin
7. Barberis & Huang
8. Kraus & Litzenberger

۹. در بسیاری از مطالعات چولگی سیستماتیک با عنوان هم‌چولگی (Co-Skewness) خوانده شده است.

10. Harvey & Siddique
11. Smith
12. Connard
13. Marginal Time-varying Distribution

(سهام شبه بخت‌آزمایی) هستند. به بیان دیگر، فعالیت‌های بخت‌آزمایی افراد در شرایط نزولی بازار به‌مراتب بیش از شرایط صعودی است (Mikesel, 2006). از آنجا که شاخص اصلی سهام شبه بخت‌آزمایی، گشتاورهای مرتبهٔ سوم و چهارم توزیع بازده است، ترجیح افراد به سهام با چولگی مثبت وابسته به شرایط بازار بوده و باید قیمت‌گذاری انواع چولگی (سیستماتیک و غیرسیستماتیک) به تفکیک شرایط صعودی/نزولی بازار انجام شود (Parker & Kim, 2016 ;Kumar, 2009). بر این اساس، پژوهش حاضر اثر چولگی موردانتظار سیستماتیک و غیر سیستماتیک را بر بازده سهام (به تفکیک شرایط بازار) بررسی می‌کند؛ با این تفاوت که رتبهٔ چولگی موردانتظار مبنای آزمون قرار می‌گیرد. پیش از این، در بورس اوراق بهادار تهران مطالعهٔ زمینهٔ بررسی تأثیر چولگی بر بازده سهام انجام شده است. برخی پیرامون رابطهٔ چولگی کل و بازده سهام (2010 ;R''ee, Bhhrrvnnd & oo vffggh Tehrani, Balguriyan & Nabizade, 2011; Hajiha & Safari, 2017) و برخی نیز درخصوص تأثیر چولگی سیستماتیک بر بازده سهام (Davallou, & Tirandazi, 2016) بوده است؛ اما در همهٔ مطالعات فوق، مقدار چولگی تاریخی به‌عنوان معیار اندازه‌گیری چولگی استفاده شده است. میان پژوهش‌های خارجی نظیر پارکر و کیم[1](۲۰۱۶)، اثر شرایط صعودی و نزولی بازار بر رابطهٔ چولگی تاریخی کل سهام و بازده موردانتظار بررسی شده است. منتها ایرادهای ناشی از نوفه‌بودن نسخهٔ تاریخی چولگی از اعتبار نتایج پژوهش آن‌ها می‌کاهد (Bali et al., 2016). بدین منظور، لنگلویس (۲۰۲۰) قیمت‌گذاری نسخهٔ موردانتظار چولگی را بررسی کرد. باید توجه داشت پژوهش وی، صرف‌نظر از شرایط صعودی و نزولی بازار انجام شده است. از آنجا که شرایط صعودی و نزولی بازار بر ترجیحات شبه بخت‌آزمایی سرمایه‌گذاران تأثیر دارد، در بررسی رابطهٔ انواع چولگی و بازده موردانتظار سهام، باید عامل شرایط بازار را در نظر گرفت. در این پژوهش، برای نخستین بار اثر چولگی موردانتظار با استفاده از رتبهٔ متغیر اخیر، به تفکیک شرایط بازار (صعودی/نزولی) بررسی می‌شود. نتایج حاصل از پژوهش‌های پیشین مغایرت‌های زیادی با یکدیگر دارد. نتایج پارکر و کیم (۲۰۱۶) حاکی از قیمت‌گذاری ضعیف چولگی سیستماتیک بوده و این در حالی است که نتایج لنگلویس (۲۰۲۰) نشان‌دهندهٔ شواهدی قوی از قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک است. اهمیت این پژوهش نه‌تنها بررسی نحوهٔ قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک و غیرسیستماتیک موردانتظار به‌طور هم‌زمان و تلاش برای برطرف‌کردن نتایج مغایر پیشین بوده است، دید روشنی از تأثیر شرایط صعودی و نزولی بازار بر این امر داده می‌شود.

مبانی نظری

نرمال‌نبودن توزیع بازده سهام با بهره‌گیری از رویکردهای مختلف تأیید شده است: بررسی توزیع بازده سهام (Fama, 1965 Samuelson, 1970; Clark, 1973)، بررسی جبری پراکندگی توزیع بازده (Neuberger, 2012 ;Bookstaber & MacDonald, 1987; Jiang, Wu, Zhou & Zhu, 2020) و اقتباس از نظریه‌های اقتصادی (Tversky & Kehneman, 1992). آردیتی (۱۹۶۷) بازده آتی سهام را متأثر از دو بخش می‌داند: بازده موردانتظار مبتنی بر گشتاورهای بالاتر توزیع بازده و متغیرهای مرتبط با سیاست‌های درونی شرکت (نظیر تقسیم سود). به اعتقاد وی اثر چولگی تاریخی بر بازده موردانتظار سهام به‌شدت معنادار است (Arditti, 1967). در بررسی توان توضیحی بازده سهام از سوی چولگی تاریخی دو دیدگاه وجود دارد: نخست، چولگی غیر سیستماتیک ناشی از ویژگی‌های شرکتی بوده و از طریق تنوع‌بخشی حذف‌شدنی است (Dittmar, 2002; Harvey & Siddique, 2000; Kraus & Litzenberger, 1976 Bali et al., 2016; Smith, 2007; Bakshi, Kapadia & Madan, 2003). بر این اساس، سرمایه‌گذاران به‌ازای قبول آن انتظار کسب پاداش نداشته و تمامی صرف ریسک چولگی مربوط به بخش سیستماتیک آن است. دوم، سرمایه‌گذاران قادر به تنوع‌بخشی کامل سبد سرمایه‌گذاری نبوده و درنتیجه مؤلفهٔ غیرسیستماتیک چولگی حذف‌شدنی نیست (Kane, 1982، Merton, 1987، Barberis & Huang, 2008، Mitton & Vorkink, 2010 Langlois, 2020). در این صورت، سرمایه‌گذاران به‌ازای چولگی غیر سیستماتیک، انتظار صرف ریسک مثبت دارند. کراوس و لیتزنبرگر (۱۹۷۶) نشان دادند مادامی که سرمایه‌گذاران تابع ترجیحات مقعر[2]دارند، جزء

[1]. Parker & Kim
[2]. Concave Preference

غیرسیستماتیک تمامی گشتاورهای توزیع بازده از طریق تنوع‌بخشی حذف‌شدنی است و تنها بخش سیستماتیک چولگی قیمت‌گذاری می شود (Fang & Lai, 1980). فرند و و سترفیلد[1](۱۹۸۰) نشان دادند سرمایه‌گذاران بابت سهام با چولگی سیستماتیک بالا، انتظار صرف ریسک مثبت دارند که این یافته مغایر منطق اقتصادی رایج (صرف ریسک منفی) است. آزمون قیمت‌گذاری CAPM با افزونهٔ چولگی از سوی هینی، لن و تریپانکارونا[2](۲۰۱۱) حاکی از صرف ریسک مثبت چولگی است. به بیان هاروی و سیدیک (۲۰۰۰) ایراد وارده ناشی از نادیده‌گرفتن اثر اطلاعات دوره‌های پیشین بوده است. همچنین با فرض حذف چولگی غیرسیستماتیک در اثر تنوع‌بخشی، فقط چولگی سیستماتیک را بااهمیت دانستند. براساس آزمون تجربی CAPM با افزونهٔ چولگی از سوی هاروی و سیدیک (۲۰۰۰) و اسمیت (۲۰۰۷)، صرف ریسک چولگی، منفی شد. دیتمار (۲۰۰۲) نیز بیان داشت سرمایه‌گذاران تنها به‌ازای چولگی و کشیدگی سیستماتیک، انتظار صرف ریسک دارند. با وجود این، مدل آنها، تک‌دوره‌ای بوده است و تردیدهایی مبنی بر وابستگی ارتباط چولگی و بازده موردانتظار به «تک‌دوره‌ای‌بودن» مدل باقی ماند. چابی-یو (۲۰۱۲) دریافت با در نظر گرفتن بازهٔ زمانی دو دوره‌ای، رابطهٔ چولگی سیستماتیک و بازده موردانتظار معنادار است. کومار[3](۲۰۰۵) اعتقاد داشت بررسی چولگی غیر سیستماتیک وابسته به تابع مطلوبیت نهایی سرمایه‌گذاران است. در چارچوب اقتصادی متشکل از سرمایه‌گذاران با ترجیحات مقعر، چولگی سیستماتیک، تنها بخش مستحق انتظار کسب بازده محسوب شده و چولگی غیر سیستماتیک، ثبت شدنی است. در هر چارچوبی غیر از تابع مطلوبیت نهایی مقعر، سهام با چولگی غیرسیستماتیک بالا، بر صرف ریسک سرمایه‌گذاران تأثیر خواهد داشت. دو دیدگاه کلی نسبت‌به چولگی غیرسیستماتیک تاریخی وجود دارد. برخی نظیر مرتون[4](۱۹۸۷) بر این باورند که چولگی غیرسیستماتیک به دلایل بسیاری اجتناب‌ناپذیر است. به‌دلیل دسترسی‌نداشتن تمامی افراد به اطلاعات کامل شرکت، سرمایه‌گذاران همواره با ریسک اطلاعات مواجه بوده‌اند و این ریسک در تمامی گشتاورهای توزیع بازده نمایان می شود (Langlois, 2013)؛ بنابراین صرف ریسکی در ازای چولگی غیرسیستماتیک در نظر گرفته می‌شود؛ زیرا سرمایه‌گذاران توان حذف کامل چولگی غیرسیستماتیک را از طریق تنوع‌بخشی ندارند. از سوی دیگر، به اعتقاد پژوهشگرانی مانند سیمکویتز و بیدلز[5](۱۹۷۸)، کنین و تمرکین[6](۱۹۸۱)، باربریس و هوانگ (۲۰۰۸) و بویر[7] و همکاران (۲۰۰۹) سرمایه‌گذاران ترجیحات بالایی به احتمال وقوع بازده مثبت نجومی داشته‌اند و از آنجا که این‌گونه سهام چولگی غیرسیستماتیک دارند، این افراد سهامی را انتخاب می‌کنند که چولگی غیرسیستماتیک دارد. در این حالت، ریسکی به سرمایه‌گذاران تحمیل نشده است و نباید انتظار صرف ریسک داشته باشند. به بیان آمایا، کریستوفرسن، جاکوبز و واسکوئز[8](۲۰۱۵) چولگی سیستماتیک توان پیش‌بینی بازده آتی سهام را تنها در صورتی دارد که اثر ویژگی‌های قیمتی و شرکتی در اندازه‌گیری چولگی سیستماتیک منظور شود.

با منظورکردن شرایط صعودی/نزولی بازار، بازده موردانتظار برآوردی از سوی CAPM با افزونهٔ گشتاور مرتبهٔ سوم تفاوت کمتری با بازده آتی سهام دارد (Parker & Kim, 2016). در شرایط نزولی بازار، نرخ بیکاری بالاتر می‌رود و میزان سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. در این حالت، سهام با قیمت پایین و در عین حال، با احتمال وقوع بازده مثبت نجومی (سهام شبه بخت‌آزمایی) جذاب‌تر به‌نظر می‌آید. به بیان دیگر، فعالیت‌های شبه بخت‌آزمایی سرمایه‌گذاران در شرایط نزولی بازار افزایش می‌یابد (Mikesel, 1994). کومار (۲۰۰۹) بیان داشت در شرایط نزولی بازار، سهام با چولگی بالا هدف فعالیت‌های شبه بخت‌آزمایی سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد. از آنجا که ترجیحات به سهام با چولگی مثبت در چرخه‌های اقتصادی مختلف با یکدیگر متفاوت است، ممکن است توان پیش‌بینی بازده

---

1. Friend & Westerfield
2. Heany, Lan & Treepongkaruna
3. Kumar
4. Merton
5. Simkowitz & Beedles
6. Conine & Tamarkin
7. Boyer
8. Amaya, Christoffersen, Jacobs & Vasquec

موردانتظار سهام از سوی چولگی در شرایط مختلف بازار متفاوت باشد (Parker & Kim, 2016). چنگ، کریستوفرسون و جکوبز[1] (۲۰۰۹) با اقتباس از ICAPM بیان داشتند از آنجا که افزودن چولگی تاریخی به CAPM ایرادهای وارد به مدل (نظیر معمای ریسک غیرسیستماتیک) را رفع می‌کند، پیش‌بینی می‌شود ICAPM[2] مبتنی بر چولگی سیستماتیک توان بالایی در تبیین تغییرات بازده آتی داشته باشد. اغلب ایرادهای وارد بر توان پیش‌بینی چولگی، مربوط به «تاریخی‌بودن» چولگی است (Langlois, 2020). مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای متضمن رابطهٔ بازده موردانتظار و اجزای تعیین‌کنندهٔ آن در حالت «موردانتظار» است. گشتاورهای بالاتر توزیع بازده نیز از این قاعده مستثنا نبوده است و در قیمت‌گذاری چولگی نیز نباید از نسخهٔ تاریخی استفاده کرد (Bali, Hu & Scott, 2019). به تعبیر بالی، انگل و موری[3] (۲۰۱۶) تنها در صورتی می‌توان از یک متغیر در مدل قیمت‌گذاری دارایی بهره برد که رفتار آن در طول زمان پایدار باشد. پایداری رفتار به‌معنای ثبات مقدار و جهت متغیر در طول زمان نیست، بلکه تغییر توزیع حاشیه‌ای متغیر مدنظر در طول زمان، باید پایین باشد و نوفه نباشد. آزمون پایداری انواع چولگی تاریخی کل/سیستماتیک/غیرسیستماتیک و بررسی رفتار هریک از آنها نشان‌دهندهٔ آن است که هیچ‌یک از انواع چولگی تاریخی در طول زمان، پایداری معناداری ندارد (Bali et al., 2016). ایراد چولگی تاریخی محدود به تغییر توزیع حاشیه‌ای این متغیر نبود. می‌توان نشان داد سنجه‌های چولگی تاریخی سیستماتیک صرف ریسک مثبت دارد یا ارتباط آنها با بازده موردانتظار معنادار نیست که در هر دو حالت، مغایر نظریه‌های اقتصادی است (Langlois, 2020). دو راهکار موجود برای برون‌رفت از این چالش وجود دارد: اول، استفاده از میانگین چولگی تاریخی؛ دوم، به‌کارگیری نسخهٔ «موردانتظار» چولگی است. جونداو، ژنگ و ژو[4] (۲۰۱۹) نشان دادند میانگین چولگی تاریخی بسیاری از مشکلات نوفه‌بودن آن را رفع می‌کند. باید توجه داشت در برخی مقاطع زمانی، رابطهٔ بازده موردانتظار و میانگین چولگی، برخلاف انتظار مستقیم است. در این حالت، دیدگاه استفاده از چولگی موردانتظار اعتبار بیشتری می‌یابد. چالش اصلی بررسی چولگی موردانتظار، نحوهٔ تخمین است. در بررسی نسخهٔ تاریخی چولگی راهکاری جز تجزیهٔ چولگی کل به مؤلفه‌های سیستماتیک/غیرسیستماتیک وجود نداشته است؛ اما در صورت استفاده از نسخهٔ موردانتظار چولگی، می‌توان نسبت‌به پیش‌بینی هریک از انواع چولگی به‌صورت جداگانه اقدام کرد. از آنجا که هریک از انواع چولگی وابسته به یکسری عوامل خاص است، در صورت پیش‌بینی انواع چولگی براساس این عوامل نتایج کاراتری به دست می‌آید (Bali et al., 2016). ژنگ[5] (۲۰۰۵) اعتقاد داشت چولگی سهام در هر دوره وابسته به چولگی دورهٔ قبل بود و از چولگی تاریخی برای پیش‌بینی چولگی موردانتظار استفاده می‌شود. وی بیان داشت چولگی تاریخی هر صنعت، قدرت پیش‌بینی چولگی آتی آن را دارد (Zhang, 2005). بالی و همکاران (۲۰۱۶) استدلال کردند در صورتی که مقادیر تاریخی یک متغیر نوفهٔ پایینی داشته باشد (توزیع حاشیه‌ای متمرکزتری داشته باشد)، می‌توان از داده‌های تاریخی متغیر برای پیش‌بینی مقادیر «موردانتظار» استفاده کرد. بویر و همکاران (۲۰۱۰) پایداری بالای چولگی تاریخی غیرسیستماتیک را در طول زمان تأیید کردند (Boyer et al., 2010). بالی و همکاران (۲۰۱۶) ضمن تأیید همبستگی بالای چولگی تاریخی غیرسیستماتیک با مقادیر تاریخی آن بیان داشتند با اینکه ممکن است متغیرهای بنیادین بسیاری بر چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار تأثیر بگذارد؛ اما این متغیرها خود را در چولگی غیرسیستماتیک تاریخی نشان می‌دهد. در این صورت، برای پیش‌بینی چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار می‌توان به مقادیر تاریخی آن بسنده کرد. این پیش‌بینی به سادگی چولگی غیرسیستماتیک نبود. نوفه‌بودن چولگی سیستماتیک باعث می‌شود به‌تنهایی، عامل مناسبی برای پیش‌بینی چولگی سیستماتیک موردانتظار نباشد (Harvey & Siddique, 2000). به دلیل رفتارهای نوفه‌گونهٔ چولگی سیستماتیک در طول زمان، تخمین چولگی سیستماتیک موردانتظار دشوار است. بویر، میتون و ورکینک[6] (۲۰۰۹) و لنگلویس (۲۰۲۰) از مدل‌های چندمتغیره برای پیش‌بینی چولگی موردانتظار استفاده کردند. گشتاور مرتبهٔ سوم توزیع بازده، نوفهٔ بیشتری نسبت‌به میانگین

---

1. Chang, Christoffersen & Jacobs
2. Intertemporal Capitatl Asset Pricing Model
3. Bali, Engle & Murray
4. Juandu, Chang & Zhu
5. Zhang
6. Boyer, Mitton & Vorkink

و واریانس دارد و پیش‌بینی چولگی موردانتظار مستلزم عواملی غیر از چولگی تاریخی است. در صورت پیش‌بینی چولگی موردانتظار براساس عوامل مرتبط با آن، می‌توان نوفه‌بودن چولگی را رفع کرد (Boyer et al., 2010). به بیان لنگلویس (۲۰۲۰) در صورت استفاده از متغیرهای بنیادین و قیمتی در کنار چولگی تاریخی، اثرهای نامناسب تغییرات توزیع حاشیه‌ای چولگی در طول زمان حذف می‌شود. یکی از مزیت‌های اصلی این رویکرد، پیش‌بینی انواع چولگی موردانتظار کل/سیستماتیک/غیرسیستماتیک به‌صورت مجزا و مستقل از یکدیگر است. چن، هانگ و استین[1] (۲۰۰۱) با هدف پیش‌بینی چولگی کل موردانتظار، بیان داشتند ویژگی‌های قیمتی و شرکتی که بر تمایلات سرمایه‌گذاران به انتخاب سهام تأثیر دارد، عوامل مهمی محسوب می‌شود. بدین منظور رفتار مجموعه‌ای از ویژگی‌های قیمتی و شرکتی را در مقایسه با چولگی کل سنجیدند و اثر سه متغیر بازده تاریخی، اندازهٔ شرکت و حجم معاملات را بیش از سایر عوامل دانستند. نتایج حاکی از آن بود که متغیرهای فوق در هر دورهٔ زمانی، رابطهٔ معناداری با چولگی آتی سهام دارد. چولگی غیرسیستماتیک تاریخی در طول زمان رفتار به‌نسبت پایداری دارد و می‌توان به استفادهٔ صرف از چولگی غیرسیستماتیک تاریخی برای پیش‌بینی چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار بسنده کرد. این در حالی است که نتایج آزمون تجربی بویر و همکاران (۲۰۰۹) نشان‌دهندهٔ آن است که با افزودن یک یا چند ویژگی شرکتی دقت تخمین مقادیر موردانتظار چولگی غیرسیستماتیک افزایش می‌یابد. چالش اصلی این رویکرد، انتخاب متغیرهای مناسب پیش‌بینی چولگی موردانتظار است. دشواری این امر از آن جهت است که اول، تعداد ویژگی‌های قیمتی و شرکتی به حدی بالا ست که درواقع بررسی رفتار تمام متغیرها نسبت‌به چولگی غیرممکن می شود؛ دوم، رفتار بسیاری از متغیرها در طول زمان با یکدیگر همبستگی بالایی داشته است؛ سوم، برخی ویژگی‌های قیمتی و شرکتی مختص پیش‌بینی چولگی سیستماتیک موردانتظار بوده است و برخی با هدف پیش‌بینی چولگی غیر سیستماتیک استفاده می شود. بر این اساس، تفکیک این عوامل از یکدیگر نیز یکی دیگر از چالش‌های این حوزه محسوب می‌شود (Boyer et al., 2010;Neuberger, 2012). بالی، هو و اسکات[2] (۲۰۱۹) با استفاده از قیمت قراردادهای اختیار معامله، مقادیر موردانتظار چولگی کل را تخمین زدند. به بیان آنها چولگی سیستماتیک موردانتظار حائز بیشترین تأثیر در توضیح تفاوت بازده موردانتظار است. یافتهٔ آنها مبنی بر رابطهٔ مستقیم چولگی و بازده موردانتظار مغایر یافته‌های کراوس و لیتزنبرگر (۱۹۷۶)، هاروی و سیدیک (۲۰۰۰) و میتون و ورکینک[3] (۲۰۰۷) بود. دلیل این تناقض قدم پیش‌بینی چولگی موردانتظار کل بر تجزیهٔ انواع چولگی است؛ از آنجا که هریک از انواع چولگی موردانتظار، تخمین‌زننده‌های خاص خود را دارد، بهتر است هریک به صورت جداگانه پیش‌بینی شود (Bali et al., 2019). لنگلویس (۲۰۲۰) پس از پیش‌بینی رتبهٔ اسپیرمن چولگی سیستماتیک موردانتظار، نشان داد سرمایه‌گذاران، بازده موردانتظار پایین‌تری برای عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار بالا طلب می‌کنند. بر این اساس، صرف ریسک عامل چولگی سیستماتیک، منفی است. بویر و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از متغیرهای بنیادین و قیمتی مرتبط با چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار نظیر ریسک غیرسیستماتیک، مومنتوم، اندازه، چولگی تاریخی غیرسیستماتیک و ویژگی‌های خاص صنعت اقدام به پیش‌بینی چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار کردند و رابطهٔ این متغیر و بازده سبد سرمایه‌گذاری را معنادار و منفی یافتند. مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی همگی با هدف پیش‌بینی بازده موردانتظار سهام بوده است و تمامی متغیرهای موجود در مدل، ماهیت تخمینی دارد. لنگلویس (۲۰۲۰) از همان متغیرهایی که برای پیش‌بینی عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار بهره برد، برای تخمین چولگی غیر سیستماتیک موردانتظار استفاده کرد. به بیان وی، چولگی غیر سیستماتیک موردانتظار در بورس نیویورک قیمت‌گذاری نمی‌شود. بالی، هو و اسکات[4] (۲۰۱۹) اعتقاد داشتند برای آزمون قیمت‌گذاری چولگی موردانتظار، لازم است از بازده موردانتظار استفاده کرد. بر این اساس، با اقتباس از رویکرد پیش‌بینی بازده موردانتظار برا ساس هزینهٔ سرمایهٔ شرکت، رابطهٔ انواع چولگی و بازده موردانتظار را بررسی کردند. منتها نتایجی مغایر رابطهٔ موردانتظار و بازده موردانتظار به دست آوردند.

---

[1]. Chen, Hong & Stein
[2]. Bali, Hu & Scott
[3]. Mitton & Vorkink
[4]. Bali, Hu & Scott

در بورس اوراق بهادار تهران نیز مطالعات بسیاری در زمینهٔ بررسی رابطهٔ بازده سهام و چولگی انجام شده که در تمامی آنها از سنجهٔ چولگی تاریخی استفاده شده است (Hajiha & Davallou & Tirandazi, 2016; Tehrani et al., 2011; Raee, 2010; Safari, 2017). تهرانی، بلگوریان و نبی‌زاده[1] (۱۳۹۰) دریافتند بازده سهام با چولگی رابطه‌ای معنادار و مثبت و با کشیدگی، رابطه‌ای معنادار و منفی دارد. دولو و تیراندازی[2] (۱۳۹۵) با استدلال حذف مؤلفهٔ غیرسیستماتیک گشتاورهای بالاتر توزیع بازده در اثر تنوع‌بخشی، رابطهٔ معنادار ضعیف چولگی سیستماتیک و بازده موردانتظار سهام را محرز دانستند. راعی[3] و همکاران (۱۳۸۹) نیز با افزودن چولگی و کشیدگی تاریخی سیستماتیک، مدل فاما و فرنچ[4] (۱۹۹۳) را تعدیل کردند و دریافتند چولگی تاریخی سیستماتیک توان توضیحی بازده ماهانهٔ سهام را دارد. منتها باید توجه داشت چولگی کل و سیستماتیک موردا ستفاده در پژوهش‌های یاد شده، همگی تاریخی بوده و در هیچ‌یک چولگی موردانتظار سیستماتیک و غیرسیستماتیک کنار یکدیگر بررسی نشده است.

روش پژوهش

در این پژوهش، از داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. نمونهٔ آماری شامل کلیهٔ شرکت‌های جامعه است به‌استثنای شرکت‌هایی که جزء واسطه‌های مالی هستند. بر این اساس، داده‌های لازم برای محاسبهٔ ویژگی‌های قیمتی و شرکتی ۲۶۸ شرکت با استفاده از دو نرم‌افزار TSECLIENT و رهاورد نوین ۳ گردآوری شده است. قیمت تعدیل شدهٔ سهام، ارزش بازار و حجم معاملات روزانهٔ سهام برای محاسبهٔ ویژگی‌های قیمتی پژوهش با بهره‌گیری از نرم‌افزار TSECLIENT و متغیرهای دارایی کل، بدهی کل و سود تقسیمی سهام به‌منظور محاسبهٔ ویژگی‌های بنیادین شرکت و با استفاده از نرم‌افزار رهاورد نوین ۳ به‌صورت فصلی استخراج شده است.

متغیرهای پژوهش به شرح ذیل اندازه‌گیری شده است:

چولگی سیستماتیک: در این پژوهش از سه سنجهٔ چولگی سیستماتیک استفاده شده است:

- چولگی سیستماتیک شرطی: به استناد لنگلویس (۲۰۲۰) به‌صورت رابطهٔ (۱) محاسبه می‌شود:

$$E_{t-1}[r_{i.t} - r_{f.t}] = \gamma_{M.t} Cov_{t-1}(r_{i.t} r_{M.t}) + \gamma_{M^2.t} Cov_{t-1}(r_{i.t} r_{M.t}^2) \quad (۱)$$

که $r_{f.t}$ بازده بدون ریسک، $r_{i,t}$ و $r_{M.t}$ بازده سهام و بازار در ماه t و $E_{t-1}[\circ]$ تابع محاسبهٔ مقادیر موردانتظار براساس اطلاعات ماه $t-1$ و $Cov_{t-1}(r_{i.t}.r_{M.t}^2)$ چولگی سیستماتیک شرطی سهام است.

چولگی سیستماتیک استانداردشده (بتای هاروی و سیدیک): به استناد پژوهش هاروی و سیدیک (۲۰۰۰)، بتای هاروی و سیدیک طبق رابطهٔ (۲) محاسبه می‌شود:

$$\beta_{HS.i.t} = \frac{E_{t-1}[\epsilon_{i.t}\epsilon_{M.t}^2]}{\sqrt{E_{t-1}[\epsilon_{i.t}^2]E_{t-1}[\epsilon_{M.t}^2]}} \quad (۲)$$

که $\epsilon_{M.t}$ اختلاف بازده اضافی بازار و میانگین بازده بازار است. همچنین $\epsilon_{i.t}$ خطای اندازه‌گیری رگرسیون بازده اضافی سهام i بر بازده اضافی بازار است و از رابطهٔ (۳) به دست می‌آید:

$$\epsilon_{i.t} = r_{i.t} - r_{f.t} - \alpha_i - \beta_{M.i}(r_{M.t} - r_{f.t}) \quad (۳)$$

---

[1]. Tehrani, Balgoorian & Nabizadeh
[2]. Davallou & Tirandazi
[3]. Raee
[4]. Fama & French

بتای هاروی و سیدیک برای سبد سرمایه‌گذاری بازار صفر بوده است و این موضوع در کنار برخوردارنبودن این سنجه از یک واحد اندازه‌گیری مشخص، جزء مزیت این سنجه محسوب می‌شود (Langlois, 2020).

- چولگی سیستماتیک غیرشرطی: به استناد پژوهش لنگلویس (۲۰۲۰)، این سنجه با استفاده از رابطهٔ (٤) و در قالب رگرسیون سری زمانی با استفاده از داده‌های ماهانهٔ دورهٔ تخمین اول، برازش می‌شود:

$$r_{i.t} - r_{f.t} = \alpha_{i.t\to t+11} + \beta_{M.i.t\to t+11}(r_{M.t} - r_{f.t}) + \beta_{M^2.i.t}(r_{M.t} - r_{f.t})^2 + v_{i.t} \quad (٤)$$

که $r_{i.t} - r_{f.t}$ بازده اضافی سهام در ماه t، $r_{M.t} - r_{f.t}$ بازده اضافی بازار ماه t و $\beta_{M^2.i.t}$ چولگی سیستماتیک است.

چولگی غیرسیستماتیک: به استناد لنگلویس (۲۰۲۰)، چولگی تاریخی غیرسیستماتیک از پسماند رابطهٔ (٤) در چارچوب رگرسیون سری زمانی با استفاده از داده‌های ماهانهٔ دورهٔ تخمین اول طبق رابطهٔ (٥) به دست می‌آید:

$$Idio.Skew = E\left[\frac{v_{i.t} - E(v_{i.t})}{\sigma(v_{i.t})}\right]^3 \quad (٥)$$

بازده سهام: بازده سهام i در زمان t از رابطهٔ (٦) محاسبه می‌شود:

$$R_{it} = Ln[\frac{P_t}{P_{t-1}}] \quad (٦)$$

که R_{it} بازده سهام i در زمان t و p_t قیمت تعدیل‌شدهٔ سهام (بابت سود نقدی و افزایش سرمایه) در زمان t است.

بتا: با استناد به لنگلویس (۲۰۲۰)، بتای سهام در ماه t با استفاده از بازده سهام طی ماه‌های t تا t-11 و با برازش رگرسیون سری زمانی (۷) محاسبه می‌شود:

$$r_{i.t_d} - r_{f.t_d} = \alpha_{i.t\to t+11} + \beta_{M.i.t\to t+11}(r_{M.t_d} - r_{f.t_d}) + \varepsilon_{i.t_d} \quad (٧)$$

که $r_{i.t_d}$، $r_{f.t_d}$ و $r_{M.t_d}$ به‌ترتیب بازده سهام i، بازده دارایی بدون ریسک و بازار در روز t_d و $\beta_{M.i.t\to t+11}$ بتای سهم i است.

ریسک غیرسیستماتیک: سرمایه‌گذاران به‌دنبال ترجیحات شبه بخت‌آزمایی، از تنوع‌بخشی سبد سرمایه‌گذاری امتناع می‌کنند؛ بنابراین ریسک غیرسیستماتیک بر رابطهٔ انواع چولگی و بازده سهام مؤثر است (Mitton & Vorkink, 2007). ریسک غیرسیستماتیک همانند بالی و همکاران (۲۰۱۱) از رابطهٔ (۸) اندازه‌گیری می‌شود:

$$IVOL = stdev\ (\varepsilon_{i.t_d}) \quad (٨)$$

که $\varepsilon_{i.t_d}$ جزء خطای مدل CAPM است.

مومنتوم: سهام با مومنتوم بالا، چولگی بالایی دارد (Harvey & Siddique, 2000 ;Schneider & Nunez, 2020). به تبعیت از هاروی و سیدیک (۲۰۰۰)، مومنتوم با استفاده از بازده ماه $t-12$ تا $t-2$ محاسبه می‌شود.

ارزش بازار سهام (اندازه شرکت): اندازهٔ شرکت یکی از عوامل اثرگذار بر ترجیحات سرمایه‌گذاران بوده است و پیش‌بینی می‌شود

رابطه‌ای معنادار میان چولگی سهام و اندازهٔ شرکت برقرار باشد. ارزش بازار به‌عنوان سنجهٔ اندازهٔ شرکت، در پایان هرماه از حاصل‌ضرب تعداد سهام منتشره در قیمت جاری سهم به دست می‌آید (Langlois, 2020).

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: سهام با نسبت B/M بالا، پتانسیل رشد زیادی دارد و سرمایه‌گذاران، احتمال بازده مثبت نجومی این‌گونه سهام را بالا تخمین می‌زنند. از سوی دیگر، ترجیحات سرمایه‌گذاران در انتخاب سهام رشدی/ارزشی بر بازده موردانتظار آنها مؤثر بوده و سنجهٔ مناسب این نوع ترجیحات، چولگی سهام است (Langlois, 2020). این نسبت با اقتباس از اسنس و فرتزانی[1] (۲۰۱۳)، به‌صورت حاصل تقسیم ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان هرماه t به دست می‌آید.

بازده سود تقسیمی: یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر ترجیحات سرمایه‌گذاران، ارزش واقعی سهام شرکت است. اخبار درونی شرکت نظیر تغییر جریان نقدی ورودی و خروجی، ارزش واقعی شرکت را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. بر این اساس، پیش‌بینی می شود ترجیحات سرمایه‌گذاران و بازده سود تقسیمی با یکدیگر مرتبط باشد (Kalev, Saxena & Zolotoy, 2018). این متغیر همانند بودوخ[2] و همکاران (۲۰۰۷) از حاصل تقسیم سود تقسیمی به قیمت جاری سهام محاسبه می‌شود.

نسبت سودآوری: طبق نظریهٔ انتظارات[3] عواملی که بازده موردانتظار سهام را تحت‌تأثیر قرار دهد، به‌طور مستقیم بر ترجیحات سرمایه‌گذاران اثر دارد. یکی از این عوامل، طبق مدل فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، نسبت سودآوری است. این نسبت از تقسیم سود ناخالص بر دارایی شرکت به دست می‌آید (Fama & French, 2015؛ Langlois, 2020).

نسبت سرمایه‌گذاری: رشد دارایی‌های شرکت بر ترجیح سرمایه‌گذاران به خرید/فروش آتی سهم مؤثر بوده است؛ درنتیجه، بر چولگی موردانتظار اثر دارد (Novy-Marks, 2013). این نسبت با استناد به پژوهش نوی-مارکس[4] (۲۰۱۳) براساس نرخ رشد دارایی‌ها (لگاریتم طبیعی نسبت دارایی‌های شرکت در ماه $(t+1)$به دارایی‌های شرکت در ماه t) به دست می‌آید.

بازده آخرین ماه: بازده ماه اخیر، آخرین اطلاعات سهام محسوب می‌شود. آن، انتظارات سرمایه‌گذاران را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و بر چولگی سهام نیز مؤثر است. با بررسی رفتار بازده آخرین ماه سهام و چولگی، رابطه‌ای همواره منفی (و مستقل از شرایط بازار) میان این دو متغیر برقرار است (Langlois, 2020). این متغیر به‌صورت بازده ماه $t-1$ تعریف می‌شود.

حجم معاملات: چن[5] و همکاران (۲۰۰۱) استدلال کردند با بررسی روند حجم معاملات سهام می‌توان ورود و خروج خریداران و فروشندگان (و درنتیجه تمایلات آنها) را بررسی کرد. این متغیر همانند چن و همکاران (۲۰۰۱) به‌صورت حاصل تقسیم حجم ریالی معاملات ماهانه بر ارزش بازار سهام آخرین روز ماه $t-1$ محاسبه می‌شود.

بازده میان‌مدت: نوی-مارکس (۲۰۱۳) استدلال کرد اثر بازده میان‌مدت بر مومنتوم بیش از تأثیر بازده یک ماه اخیر سهام است. از سوی دیگر، یافتهٔ هاروی و سیدیک (۲۰۰۰) مؤید رابطهٔ مومنتوم و چولگی سهام است. بر این اساس، بازده میان‌مدت سهام در پیش‌بینی چولگی مؤثر است. برای اندازه‌گیری این متغیر از بازده ماه‌های $(t-12)$ تا $(t-7)$ استفاده می‌شود (Langlois, 2020).

اثرهای قیمتی[6] سهامی که فقط بازده تاریخی بالاتری دارد، ازنظر بسیاری از سرمایه‌گذاران، سهام شبه بخت‌آزمایی محسوب نمی‌شود و یکی دیگر از شروط لازم، میزان حجم معاملات آن سهم است. اثرهای قیمتی از تقسیم بازده سهام بر میانگین حجم معاملات ماهانه به دست می‌آید (Langlois, 2020).

حداکثر بازده (MAX): سرمایه‌گذاران، سهام دارای بازده تاریخی بالا را با احتمال وقوع بازده‌های مثبت نجومی می‌دانند. بر این اساس، حداکثر بازده دوره‌های پیشین را می‌توان عاملی مرتبط با چولگی سهام دانست (Lin & Liv, 2017). به تبعیت از بالی و

---

1. Asness & Frazziani
2. Bodukh
3. Prospect Theory
4. Novy-marks
5. Chen
6. Price Impact

همکاران (۲۰۱۱) این متغیر به‌صورت میانگین پنج بازده با بالاترین مقدار در ماه محاسبه می‌شود.

بتای مثبت و منفی: همانند انگل[1] و همکاران (۲۰۲۱) برای اندازه‌گیری بتای مثبت و منفی از یک سطح بازده تعریف‌شده، از رابطهٔ (۹) استفاده می‌شود:

$$Ref = \mu_M - \sigma_M \quad (۹)$$

که μ_M و σ_M به‌ترتیب میانگین و انحراف معیار بازده اضافی بازار است. اگر بازده بازار کمتر از Ref باشد، بتای مثبت برابر صفر و بتای منفی برابر بازده بازار در نظر گرفته می‌شود. اگر بازده بازار بیش از Ref باشد، بتای منفی برابر صفر و بتای مثبت برابر بازده بازار فرض می‌شود (Anghel et al.,۲۰۲۱).

رتبهٔ پیش‌بینی‌شدهٔ چولگی موردانتظار: استفاده از رتبهٔ چولگی به‌جای مقدار آن باعث حذف اثرهای تغییرات طی زمان توزیع حاشیه‌ای متغیرها می‌شود (Langlois, 2020). برای پیش‌بینی رتبهٔ انواع چولگی موردانتظار نخست، رتبهٔ تاریخی هریک از ویژگی‌های شرکتی و سنجه‌های ریسک به دست می‌آید.

پیش از تبیین روش تحقیق لازم است دوره‌های زمانی متفاوت مبنای تخمین‌ها شامل: «تخمین اول»، «تخمین دوم» و «آزمون» معرفی شود:

۱. دورهٔ تخمین اول: دوره‌هایی با طول یک سال، منتهی به هریک از ماه‌های دورهٔ تخمین دوم است. به‌طور مثال، دورهٔ یک‌سالهٔ فروردین ۱۳۸۷ تا فروردین ۱۳۸۸ (ماه اول دورهٔ تخمین دوم) اولین بخش از دورهٔ تخمین اول بوده و دورهٔ یک‌سالهٔ اردیبهشت ۱۳۸۷ تا اردیبهشت ۱۳۸۸ (ماه دوم دورهٔ تخمین دوم)، دومین بخش از دورهٔ تخمین اول است. محاسبهٔ متغیرهای مورداستفاده برای پیش‌بینی رتبهٔ چولگی موردانتظار با استفاده از داده‌های ماهانهٔ این دوره انجام می‌شود.

۲. دورهٔ تخمین دوم: دوره‌هایی با طول یک سال، منتهی به هریک از ماه‌های دورهٔ آزمون است. به‌طور مثال، دورهٔ یک‌سالهٔ فروردین ۱۳۸۸ تا فروردین ۱۳۸۹ (ماه اول دورهٔ آزمون) اولین بخش از دورهٔ تخمین دوم بوده و دورهٔ یک سالهٔ اردیبهشت ۱۳۸۸ تا اردیبهشت ۱۳۸۹ (ماه دوم دورهٔ آزمون)، دومین بخش از دورهٔ تخمین دوم است. رتبهٔ چولگی موردانتظار با استفاده از داده‌های ماهانهٔ این دوره پیش‌بینی می‌شود.

۳. دورهٔ آزمون: نشان‌دهندهٔ مقاطع زمانی ماهانهٔ سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ است. در این دورهٔ آزمون، رابطهٔ رتبهٔ چولگی موردانتظار و بازده سهام بررسی می‌شود.

برای پیش‌بینی رتبهٔ چولگی موردانتظار در پایان هرماه دورهٔ تخمین دوم، مقادیر تاریخی متغیرهای مذکور حسب مورد با استفاده از داده‌های روزانهٔ دورهٔ تخمین اول محاسبه می‌شود. سپس سهام نمونه در پایان هرماه دورهٔ تخمین دوم براساس مقادیر تاریخی هریک از متغیرها به‌ترتیب نزولی مرتب شده و رتبهٔ تاریخی هریک از آنها مشخص می‌شود. آنگاه رابطهٔ (۱۰) در چارچوب رگرسیون داده‌های ترکیبی با استفاده از داده‌های ماهانهٔ دورهٔ تخمین دوم و در هرماه t برازش می‌شود:

$$F(Cos_{i.k-12\to k-1}) = \alpha + F(Y_{i.k-24\to k-13})\theta + F(X_{i.k-13})\emptyset + \varepsilon_{i.k-12\to k-1} \quad (۱۰)$$

که t ،k=25,26,…, k ،$i = 1. \dots . N_k$ تعداد سهام موجود در زمان N_k ،$Cos_{i.k-12\to k-1}$ رتبهٔ چولگی تاریخی سیستماتیک سهام i، بردارهای Y و X به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ رتبهٔ سنجه‌های ریسک (بتا، ریسک غیرسیستماتیک، چولگی سیستماتیک و غیرسیستماتیک) و ویژگی‌های شرکتی (اندازه، بازده سود تقسیمی، نسبت سودآوری، مومنتوم، بازده میان‌مدت، بازده تأخیری ماهانه، حجم معاملات،

[1]. Anghel

حداکثر بازده در دسترس و نسبت B/M) است. رتبهٔ تاریخی متغیرها قبل از برازش رابطهٔ (۱۰) براساس رابطهٔ (۱۱) نرمال می‌شود:

$$F(x_{i.t}) = \frac{Rank(x_{i.t})}{N_t + 1} \qquad (۱۱)$$

که $Rank(x_{i.t})$ رتبهٔ متغیر x سهم i بین کل سهام زمان t است. پس از برازش رابطهٔ (۱۱) در پایان هرماه تخمین دوم، ضرایب برآوردی برای پیش‌بینی رتبهٔ چولگی موردانتظار سیستماتیک و غیرسیستماتیک استفاده می‌شود:

$$F\left(\widehat{Cos_{i.t\to t+11}}\right) = \hat{\alpha} + F(Y_{i.t-12\to t-1})\hat{\theta} + F(X_{i.t-1})\hat{\emptyset} \qquad (۱۲)$$

که $F\left(\widehat{Cos_{i.t\to t+11}}\right)$ پیش‌بینی رتبهٔ چولگی سیستماتیک سهام i ماه t و $t = 13,14,15,\dots$ است.

هدف این پژوهش، آزمون قیمت‌گذاری چولگی توزیع بازده سهام است. از آنجا که ترجیحات شبه بخت‌آزمایی سرمایه‌گذاران وابسته به شرایط بازار است (Parker & Kim, 2016)، آزمون قیمت‌گذاری انواع چولگی به تفکیک شرایط بازار انجام می‌شود. همچنین با اقتباس از ایراد های وارد به انواع چولگی تاریخی، از چولگی موردانتظار برای آزمون قیمت گذاری چولگی سیستماتیک/ غیرسیستماتیک استفاده شده است. برای بررسی تأثیر چولگی موردانتظار سیستماتیک/ غیرسیستماتیک بر بازده سهام، از روش «تحلیل سبد سرمایه‌گذاری» و «رگرسیون فاما و مک‌بث» استفاده می‌شود.

آزمون قیمت‌گذاری چولگی موردانتظار در چارچوب تحلیل سبد سرمایه‌گذاری: پس از محا سبهٔ متغیرهای پیش‌بین ی ا ستفاده از داده‌های روزانهٔ دورهٔ تخمین اول، سهام شرکت‌های نمونه در پایان هرماه دورهٔ تخمین دوم برحسب هریک از متغیرهای پیش‌بینی، به‌ترتیب نزولی مرتب شده و رتبهٔ هر سهم ا ستخراج می شود. سپس با ا ستفاده از رتبه‌های ا ستخراج شده، رتبهٔ چولگی موردانتظار پیش‌بینی می‌شود. پس از پیش‌بینی رتبهٔ چولگی موردانتظار هرماه دورهٔ آزمون، دورهٔ مذکور و به‌تبع آن دورهٔ تخمین اول، یک ماه به جلو منتقل می شود؛ اما نقطهٔ شروع دورهٔ تخمین دوم، همواره فروردین ۱۳۸۸ است. در چارچوب تحلیل سبد سرمایه‌گذاری، به‌منظور بررسی اثر چولگی موردانتظار بر بازده، سهام نمونه در پایان هریک از ماه‌های دورهٔ آزمون براساس رتبهٔ پیش‌بینی‌شدهٔ چولگی موردانتظار به‌ترتیب نزولی مرتب می‌شود؛ به نحوی که سی درصد بالا، سهام با رتبهٔ چولگی موردانتظار بالا و سی درصد پایین، سهام دارای رتبهٔ چولگی موردانتظار پایین است. سپس بازده سبد سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری صفر متشکل از خرید سهام با رتبهٔ چولگی موردانتظار پایین و فروش سهام با رتبهٔ چولگی موردانتظار بالا محاسبه می‌شود. بازده این سبد سرمایه‌گذاری با استفاده از آمارهٔ t آزمون می‌شود. با تخمین آلفای جنسن، توان عوامل ریسک در توضیح بازده سبدهای سرمایه‌گذاری بررسی می‌شود و می‌توان نسبت‌به قیمت‌گذاری چولگی موردانتظار اظهارنظر کرد.

از آنجا که احتمال بازده بالای سبد سرمایه‌گذاری تک‌سهمی دلیل اصلی نبودِ تنوع‌بخشی سرمایه‌گذاران با ترجیحات شبه بخت‌آزمایی ا ست و سرمایه‌گذاران فقط به‌دنبال چولگی غیر سیستماتیک، سهام شبه بخت‌آزمایی را انتخاب نمی‌کنند، رویکرد تحلیل سبد سرمایه‌گذاری برای آزمون قیمت‌گذاری چولگی غیر سیستماتیک نیازی به وزن‌دهی سهام برا ساس ارزش بازار ندارد. به عبارت دیگر، ممکن است سرمایه‌گذاران فقط بازده موردانتظار تک سهم سبد سرمایه‌گذاری خود را دلیل انتخاب سهام با چولگی غیرسیستماتیک بالا بدانند (Langlois, 2020).

آزمون قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک موردانتظار با ا ستفاده از مدل فاما و مک‌بث: برای این منظور، سه سبد سرمایه‌گذاری آزمون استفاده می‌شود که هریک براساس (۱) اندازه و نسبت B/M، (۲) اندازه و مومنتوم و (۳) اندازه و چولگی سیستماتیک، مرتب‌سازی شده است. در مرحلهٔ اول، سهام شرکت‌ها در هرماه برحسب متغیر اول به‌صورت نزولی مرتب شده است و به چهار سبد سرمایه‌گذاری تقسیم می‌شود. سپس در هر سبد سرمایه‌گذاری، مرحلهٔ اول (این بار برحسب متغیر دوم) تکرار می‌شود. بر این اساس،

در انتها به‌ازای هریک از سه دستهٔ فوق، ۱۶ سبد سرمایه‌گذاری به دست می‌آید. برای آزمون صرف ریسک عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار، از رگرسیون فاما و مک‌بث[1](۱۹۷۳) بازده اضافی سبدهای سرمایه‌گذاری فوق بر عوامل فراگیر ریسک استفاده می‌شود.

در صورتی که هنگام استفاده از رگرسیون معمولی[2](نظیر برازش بتا در CAPM) روابط جبری خاص میان چولگی سیستماتیک و بازده سهام وجود داشته باشد، نتایج به شدت گمراه‌کننده است. از آنجا که نوع ارتباط میان این دو متغیر مبهم بوده، بهتر است برای بررسی ارزش‌افزودهٔ یک متغیر در توضیح بازده سهام/سبد سرمایه‌گذاری، از رگرسیون کوواریانسی نیز استفاده شود (Kan, Robotti & Shanken, 2013). در این پژوهش همانند کن[3] و همکاران (۲۰۱۳)، برای بررسی ارزش‌افزودهٔ عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار (PSS) در توضیح بازده سبدهای سرمایه‌گذاری آزمون، علاوه بر صرف ریسک این عامل، قیمت ریسک نیز محاسبه می‌شود. به‌طور مثال، رگرسیون کوواریانسی CAPM به‌صورت رابطهٔ (۱٤) تعریف می‌شود:

$$r_i - r_f = a + \gamma Cov\left((r_i - r_f).(r_m - r_f)\right) + \varepsilon \qquad (۱٤)$$

که $r_i - r_f$ و $r_m - r_f$ به‌ترتیب بازده اضافی هریک از ۱۶ سبد سرمایه‌گذاری آزمون و بازار است (Langlois, 2020; Kan et al., 2013). رابطهٔ (۱٤) در چارچوب مدل فاما و مک‌بث برازش می‌شود.

بخش‌بندی بازار: از آنجا که قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک/غیر سیستماتیک وابسته به شرایط بازار است (Parker & Kim, 2016)، تأثیر چولگی موردانتظار بر بازده سهام به تفکیک شرایط بازار بررسی می‌شود. الگوریتم پاگان و سوسونوف (۲۰۰۳) دو عامل زمان و تغییرات قیمت را در نظر گرفته است و عملکرد بهتری نسبت‌به الگوریتم لوند و تیمرمن (۲۰۰٤) دارد. در الگوریتم پاگان و سوسونوف (۲۰۰۳)، ابتدا نقطهٔ سقف/کف اولیه پیدا می‌شود. بدین منظور با انتخاب یک مقطع زمانی بازار، گذشته و آیندهٔ آن مقطع به‌اندازهٔ هشت ماه بررسی می‌شود و نقطه‌ای با بالاترین (پایین‌ترین) مقدار را به‌عنوان سقف (کف) در بازهٔ زمانی ۱۶ ماهه مشخص می‌کند. در گام بعد، برای تشخیص نقاط چرخش بازار، سقف‌های بالاتر از سقف قبلی و کف‌های پایین‌تر از کف قبلی تداوم روند تلقی می‌شود تا زمانی که یکی از قوانین این الگوریتم نقض شود. این قوانین عبارت است از: (۱) دوره‌های کمتر از ۱۶ ماه برای تشخیص روند اولیه نامناسب تلقی می‌شود؛ (۲) کف و سقف‌های شش‌ماهه[4] در نظر گرفته نمی‌شود؛ مگر آنکه حاوی تغییرات بیش از بیست در صد باشد. در بخش‌بندی بازار پنج قانون اصلی وجود دارد و الگوریتمی کارا محسوب می‌شود که در صد بیشتری از این قوانین را اجرا کند (Hanna, 2018):

۱. یک روند یا صعودی تلقی می‌شود یا نزولی؛
۲. تمامی ریزش (صعود)های شدید باید در بخش نزولی (صعودی) بازار اتفاق افتاده باشد؛
۳. نقاط بیشینه و کمینهٔ قیمتی باید در انتهای روندها باشد؛
٤. تغییرات ناچیز پارامترهای تشخیص روند نباید تأثیر محسوسی در بخش‌بندی بازار بگذارد؛
۵. افزایش افق زمانی نباید باعث تغییر روندهای تشخیص داده‌شده شود.

برای رعایت این قوانین، در این الگوریتم از $\gamma_{Bull} = 20\%$ و $\gamma_{Bear} = 15\%$ استفاده شده است. بدین معنا که در صورت برابری بازده تجمعی شاخص از نقطهٔ شروع الگوریتم با γ_{Bull}، تمامی نقاط از نقطهٔ شروع تا آن نقطه، فاز صعودی محسوب می‌شود. در صورت برابری بازده تجمعی شاخص با γ_{Bear}، فاز بین نقطهٔ شروع و بررسی، نزولی در نظر گرفته می‌شود. البته نتایج تجربی حاصل

---

[1] Fama & Macbeth

[2] در برخی پژوهش‌های پیشین، این نوع رگرسیون، «رگرسیون بتایی» در مقابل رگرسیون کوواریانسی خطاب شده است.

[3] Kan

[4] برای جلوگیری از اثرهای فصلی (پاگان و سوسونوف، ۲۰۰۳).

از مقایسهٔ دو الگوریتم پاگان[1](۲۰۰۳) و هانا[2](۲۰۱۸) نشان‌دهندهٔ آن است که برخی روندهای اصلی بازار (قانون ۳ فوق) در مدل پاگان (۲۰۰۳) نمایان نمی‌شود. برای رفع این اشکال، با اقتباس از هانا (۲۰۱۸) رابطهٔ γ_{Bull} و γ_{Bear} به‌صورت $\gamma_{Bull} = \frac{\gamma_{Bear}}{1-\gamma_{Bear}}$ تعریف می‌شود تا کف و سقف‌های میانی روندها به اشتباه، تغییر روند محسوب نشود. در این پژوهش از هر دو الگوریتم استفاده شد.

قیمت‌گذاری چولگی تاریخی: با اقتباس از بالی و همکاران (۲۰۱۶) و لنگلویس (۲۰۲۰) از رویکرد تحلیل سبد سرمایه‌گذاری تک‌متغیره برای مقایسهٔ قیمت‌گذاری نسخهٔ تاریخی چولگی با رتبهٔ موردانتظار آن استفاده می‌شود. بر این اساس، سهام نمونه براساس چولگی تاریخی (سیستماتیک/غیرسیستماتیک)، مرتب‌سازی و به سه سبد سرمایه‌گذاری مساوی تقسیم می‌شود. سپس بازده سبدهای سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری صفر با استفاده از آزمون t بررسی می‌شود.

یافته‌ها

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول (۱) آمار توصیفی

Table (1) Descriptive Statistics

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
بتا	۰/۶۷۱۲	۰/۴۲۵۱	−۱/۰۱۲۰	۱/۱۵۴۷
ریسک غیرسیستماتیک	۰/۰۷۹۸۹	۰/۰۲۹۵۵	۰/۰۱۸۸	۰/۱۶۱۱
چولگی سیستماتیک شرطی	۰/۰۰۰۱۵۱۲	۰/۰۰۰۱۰۸	−۰/۰۰۰۵۴۱	۰/۰۰۰۵۱۲۲
بتای هاروی و سیدیک	−۰/۰۱۸۷۹	۰/۲۱۴۳۳	−۰/۲۱۴۹	۰/۳۸۵۴
چولگی سیستماتیک غیرشرطی	−۱/۷۸۴۴	۲/۷۸۹۵	−۳/۷۹۳۶	۳/۱۱۴۹
چولگی غیرسیستماتیک	۰/۲۰۵۶	۰/۴۱۱۳	−۰/۳۱۴۹	۰/۸۹۴۱
بازده میان‌مدت	۰/۱۰۰۱	۰/۱۸۶۴	−۰/۱۴۶۶	۰/۴۹۱۲
بازده آخرین ماه	۰/۰۲۴۱۸	۰/۰۶۷۹	−۰/۸۴۵۱	۰/۱۸۶۵
حداکثر بازده	۰/۰۳۰۱	۰/۰۱۱۰	−۰/۰۵۳۱	۰/۴۱۰۱
مومنتوم	۰/۲۳۱۱	۰/۲۱۱۹	−۰/۱۱۴۹	۰/۷۴۱۲
اثر قیمتی	۰/۰۰۱۲۷۹	۰/۰۰۰۱۴	۰/۰۰۰۰۰۰۱۴۱	۰/۰۰۱۶۶۴
بازده سود تقسیمی	۰/۰۰۳۹۸	۰/۰۰۱۴۴	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۵۱۴۷
نسبت سودآوری	۰/۰۷۹۹	۰/۰۶۳۳	−۰/۱۵۴۹	۰/۱۹۸۸
نسبت سرمایه‌گذاری	۰/۰۹۸۹۷	۰/۱۰۶۶	−۰/۷۵۲۳	۰/۴۳۳۲
نسبت B/M	۰/۵۹۶۲	۰/۱۸۳۷	−۰/۱۷۴۶	۱/۴۸۶
ارزش بازار (میلیون ریال)	۴,۹۱۲,۲۷۵	۱۸,۴۸۷,۶۵۵	۲۶۰,۷۸۸	۷۹۹,۶۱۲,۲۴۹

متغیرها در سطح ۵ و ۹۵ درصد پیرایش شده‌اند.

طبق جدول (۱) دامنهٔ هر سه سنجهٔ چولگی سیستماتیک، تفاوت چشمگیری داشته و بیشینه و کمینهٔ هریک اختلاف بسیاری با میانگین دارد. میانگین چولگی سیستماتیک غیرشرطی و بتای هاروی و سیدیک، در تأیید برخی شواهد تجربی، منفی است. نظیر البوکورکو[3](۲۰۱۰)، بالی و همکاران (۲۰۱۶) و لنگلویس (۲۰۲۰).

نتایج حاصل از آزمون قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک موردانتظار با استفاده از رویکرد تحلیل سبد سرمایه‌گذاری در جدول (۲)

[1]. Pagan
[2]. Hanna
[3]. Albuquerque

ارائه شده است:

جدول (۲) نتایج بررسی رابطهٔ بازده و چولگی سیستماتیک موردانتظار (رویکرد تحلیل سبد سرمایه‌گذاری)

Table (2) Relationship between stock return and expected systematic skewness (portfolio study approach)

بازده ماهانهٔ سبد سرمایه‌گذاری مبتنی بر چولگی سیستماتیک موردانتظار	میانگین	آماره t
P_1 سبد سرمایه‌گذاری حاوی سهام با سی درصد بالای چولگی سیستماتیک موردانتظار	۰/۰۱۹۶۱۲***	۲/۷۳۷
P_2 سبد سرمایه‌گذاری حاوی سهام با چهل درصد میانی چولگی سیستماتیک موردانتظار	۰/۰۲۶۷۱۹***	۲/۸۱۱
P_3 سبد سرمایه‌گذاری حاوی سهام با سی درصد پایین چولگی سیستماتیک موردانتظار	۰/۰۳۸۶۴۴***	۲/۹۲۱
$P_3 - P_1$	۰/۰۱۹۰۳۲*	۱/۷۱۵۲

***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح خطای یک، پنج و ده درصد است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، میانگین بازده سبدهای سرمایه‌گذاری همراه با کاهش چولگی سیستماتیک موردانتظار، افزایش یافته است (از ۱/۹۶ به ۳/۸۶ درصد). طبق جدول (۲) بازده ماهانهٔ سبد سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری صفر ۱/۹ درصد و در سطح خطای ۱۰ درصد، معنادار است. بر این اساس، چولگی سیستماتیک موردانتظار بالاتر، متضمن بازده موردانتظار پایین‌تری است که تأییدی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با افزونهٔ چولگی است. مابه‌التفاوت بازده سبد سرمایه‌گذاری با چولگی سیستماتیک موردانتظار بالا و پایین (P3-P1) به‌عنوان عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار (PSS) محاسبه شده است و قیمت‌گذاری آن بررسی می‌شود.

آزمون قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار (PSS): برای آزمون صرف ریسک PSS از بازده سه سبد سرمایه‌گذاری آزمون مبتنی بر اندازه و نسبت B/M، (۲) اندازه و مومنتوم و (۳) اندازه و چولگی سیستماتیک تاریخی استفاده شده است. بدین منظور بازده ا ضافی ۱۶ سبد سرمایه‌گذاری (۴*۴) حا صل از طبقه‌بندی‌های دوگانهٔ فوق با ا ستفاده از رگر سیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) بر عوامل فراگیر ریسک برازش شده است. نتایج در جدول (۳) ملاحظه می‌شود.

همان‌گونه که در قسمت (الف) جدول (۳) ملاحظه می‌شود، صرف ریسک PSS در مدل‌های (۲) و (۳) برابر ۱/۹ و ۱/۱ درصد و در سطح خطای 5 درصد همواره ازنظر آماری معنادار و مؤید قیمت‌گذاری PSS ا ست. لحاظ‌کردن PSS ذیل مدل (۲) موجب افزایش ضریب تعیین تعدیل شده از ۰/۲۴ به ۰/۳۳ شده که نشان از توان PSS در افزایش تبیین تغییرات بازده سبد سرمایه‌گذاری آزمون اول اسـت. احتسـاب اثر بتا در مدل (۳) ضـمن کاهش ناچیز ضـریب PSS، معناداری اثر این متغیر را حفظ کرده اسـت. روند مشـابهی در قسمت‌های (ب) و (ج) نیز دیده می شود. کاهش معناداری صرف ریسک PSS در قسمت (ب) جدول (۳) نسبت‌به قسمت (الف) جدول (۳)، منتسب به کنترل اثر مومنتوم در سبد سرمایه‌گذاری آزمون دوم ا ست؛ زیرا صرف ریسک PSS در قسمت (ج) و ذیل مدل‌های (۲) و (۳) به‌ترتیب ۲/۱ و ۱/۶ در سطح اطمینان ۹۵ در صد معنادار ا ست. معناداری قیمت ریسک *PSS* مؤید اثر افزودهٔ این متغیر در توضـیح تغییرات بازده سـبد سـرمایه‌گذاری اسـت؛ اما معناداری آماری آن در سـبدهای سـرمایه‌گذاری مبتنی بر اندازه و مومنتوم/چولگی (قسمت‌های ب و ج) کاهش می‌یابد.

جدول (۳) نتایج آزمون قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار (PSS)

Table (3) Results from testing expected systematic skewness (PSS) factor pricing

مدل (۱): $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \varepsilon$

مدل (۲): $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \gamma PSS + \varepsilon$

مدل (۳): $R_i - R_f = \alpha + \beta_1\beta^+ + \beta_2\beta^- + \gamma PSS + \varepsilon$

	رویکرد	عرض از مبدأ	بتا	PSS	بتای منفی	بتای مثبت	R^2 تعدیل‌شده
الف) سبد سرمایه‌گذاری آزمون (۱): مبتنی بر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار							
مدل (۱)	صرف ریسک	۰/۰۱۲۱*	۰/۰۱۱	-	-	-	۰/۲٤
	قیمت ریسک	۰/۲٤*	۱/۰۰۲*	-	-	-	
مدل (۲)	صرف ریسک	۰/۰۳۱٤*	۰/۰۰۹	۰/۰۱۹**	–	-	۰/۳۳
	قیمت ریسک	۰/۵۲*	۱/۰۱۷	۱/۵۱**	-	-	
مدل (۳)	صرف ریسک	۰/۰۱۷*	-	۰/۰۱۱**	۰/۰۲۱	۱/۰۳۵	۰/۲۸
	قیمت ریسک	۰/۱۸*	-	۱/۲٤**	۱/۰۰٦	۳/۸۱	
ب) سبد سرمایه‌گذاری آزمون (۲): مبتنی بر اندازه و مومنتوم							
مدل (۱)	صرف ریسک	۰/۰۱۷	۰/۰۵۱	-	-	-	۰/۱۷
	قیمت ریسک	۰/۱۸	۰/۰۸۷*	-	-	-	
مدل (۲)	صرف ریسک	۰/۰٤٤*	۰/۰۱۷	۰/۰۲٤*	-	-	۰/۲۹
	قیمت ریسک	۰/۹۹*	۱/۰۱۲	۱/۹٦*	-	-	
مدل (۳)	صرف ریسک	۰/۰۱۳	-	۰/۰۱۷*	۰/۰۳۱	۱/۰۱۱	۰/۲۱
	قیمت ریسک	۰/۰۲۱	-	۱/۳۳*	۰/۰٤۹	٤/۱۱	
ج) سبد سرمایه‌گذاری آزمون (۳): مبتنی بر اندازه و چولگی سیستماتیک تاریخی							
مدل (۱)	صرف ریسک	۰/۰۲۹	۰/۰۰۵۱	-	-	-	۰/۱۲
	قیمت ریسک	۰/۰۸٤	۱/٦٤	-	-	-	
مدل (۲)	صرف ریسک	۰/۰۳۱*	۰/۰٤۹	۰/۰۲۱**	-	-	۰/۱۹
	قیمت ریسک	۰/۰۹۲*	۱/۷۹	۱/۱۱*	-	-	
مدل (۳)	صرف ریسک	۰/۰۱۸*	-	۰/۰۱٦**	۰/۰۲۹	۱/۲٤٤	۰/۱۷
	قیمت ریسک	۰/۰۳٤*	-	۱/۵۵**	۰/۰۹۷	۵/۱۱	

***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح خطای یک، پنج و ده درصد است.

توان توضیحی PSS ناشی از نادیده‌انگاشتن سایر عوامل فراگیر ریسک نظیر اندازه، نسبت B/M و مومنتوم است. نتایج حاصل از احتساب اثر عوامل فوق در جدول (٤) مشاهده می‌شود. همان‌طور که در قسمت (الف) جدول (٤) ملاحظه می‌شود، صرف ریسک PSS در مدل (۲) معادل ۱/۷ درصد و در سطح ۵ درصد، معنادار است. صرف ریسک عامل اندازه در مدل (۱) این قسمت معادل ۵/٤ در صد و معنادار است؛ اما با احتساب هم‌زمان PSS و اندازه در مدل (۳)، معناداری تأثیر هر دو متغیر به ۱۰ در صد کاهش می‌یابد. با این حال، قیمت ریسک PSS در مدل (۳) برابر ۱/٤ درصد و معناداری در سطح ۱۰ درصد، نشان‌دهندهٔ آن است که با اضافه‌کردن عامل اندازه، ارزش‌افزودهٔ این عامل در توضیح تغییرات بازده سبد سرمایه‌گذاری آزمون اول، کماکان معنادار است.

جدول (٤) نتایج آزمون قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار (PSS)

Table (4) Results from testing the expected systematic skewness (PSS) factor pricing

مدل (۱): $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \varphi SMB + \omega HML + \delta MOM + \varepsilon$

مدل (۲): $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \gamma PSS + \omega HML + \delta MOM + \varepsilon$

مدل (۳): $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \gamma PSS + \varphi SMB + \omega HML + \delta MOM + \varepsilon$

	رویکرد	عرض از مبدأ	بتا	PSS	عامل اندازه	عامل ارزش	عامل مومنتوم	R^2 تعدیل‌شده
الف) سبد سرمایه‌گذاری (۱): مرتب‌سازی دوگانه مبتنی بر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار								
مدل (۱)	صرف ریسک	۰/۰۳۰۱*	۰/٤۷۱	-	۰/۰٥٤**	۰/۰۱۱*	۰/۰٤۱**	۰/۳٦
	قیمت ریسک	۰/٤٤*	۱/۸۹*	-	۰/۸٤**	۰/٤٦*	۰/۸۲**	
مدل (۲)	صرف ریسک	۰/۰۲۸٤*	۰/۳۱٤	۰/۰۱۷**	-	۰/۰۱٤**	۰/۰۳۸*	۰/٤۱
	قیمت ریسک	۰/۳٥*	۱/۱٦*	۰/٦٦*	-	۰/٤۱*	۰/۷۹*	
مدل (۳)	صرف ریسک	۰/۰۲۹۱	۰/۳۹۱	۰/۰۱٤*	۰/۰٤۹*	۰/۰۱۲*	۰/۰۳۱*	۰/۳۷
	قیمت ریسک	۰/۲۹	۱/۲۷	۰/٥۱*	۰/۹۱*	۰/۳۸*	۰/٦۸*	
ب) سبد سرمایه‌گذاری (۲): مرتب‌سازی دوگانه مبتنی بر اندازه و مومنتوم								
مدل (۱)	صرف ریسک	۰/۰۲۹۸*	۰/٤٥٥*	-	۰/۰۳۹**	۰/۰۱۷*	۰/۰۳۹**	۰/۳۸
	قیمت ریسک	۰/۳۳*	۱/٦٦*	-	۰/٥۷*	۰/٥۹*	۰/۷۷**	
مدل (۲)	صرف ریسک	۰/۰۲٤٤*	۰/۳۹۹	۰/۰۱۱**	-	۰/۰۱۹*	۰/۰۳۳*	۰/٤۲
	قیمت ریسک	۰/۲٤*	۱/۸۹*	۰/٤۱**	-	۰/۷۱*	۰/٦۱**	
مدل (۳)	صرف ریسک	۰/۰۱۹۸*	۰/٤۱۲	۰/۰۱٥*	۰/۰٤٤**	۰/۰۱٤*	۰/۰٤۱**	۰/۳۹
	قیمت ریسک	۰/۱۷*	۱/۷۱*	۰/٦۲*	۰/۷۷*	۰/٥۹*	۰/۸۸**	
ج) سبد سرمایه‌گذاری (۳): مرتب‌سازی دوگانه مبتنی بر اندازه و چولگی سیستماتیک تاریخی								
مدل (۱)	صرف ریسک	۰/۰۳۲۲*	۰/۳۸۲	-	۰/۰۲۲**	۰/۰۱۹**	۰/۰۱۱**	۰/۲٤
	قیمت ریسک	۰/٤۹*	۱/٦٦*	-	۰/۸۸*	۰/٦۳*	۰/۳۱	
مدل (۲)	صرف ریسک	۰/۰۲۸۸*	۰/۲۱	۰/۰۱٦*	-	۰/۰۱۰*	۰/۰۲۹*	۰/۳۳
	قیمت ریسک	۰/۳۱*	۱/۰۱*	۰/۳۱*	-	۰/٤٤	۰/۷۲*	
مدل (۳)	صرف ریسک	۰/۰۲۷۳	۰/۲۹	۰/۰۱۹*	۰/۰۱۷	۰/۰۱۲*	۰/۰۳۲**	۰/۳۱
	قیمت ریسک	۰/۲٤	۱/٤۱*	۰/٤۹*	۰/۷۱	۰/٥۹*	۰/۸۸*	

***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح خطای یک، پنج و ده درصد است.

ضریب تعیین مدل (۲) در اثر افزودن PSS از ۰/۳٦ (مدل ۱) به ۰/٤۱ افزایش داشته است؛ اما با افزودن اندازه به مدل (۲) ضریب تعیین به ۰/۳۷ کاهش یافته است. این موضوع فرضیه‌ای مبنی بر همبستگی PSS و عامل اندازه مطرح می‌کند؛ به نظر می‌رسد اثر PSS بر بازده غلبه داشته است؛ بنابراین افزودن عامل اندازه به مدل حاوی PSS ظرفیت جدیدی برای توضیح بازده سبد سرمایه‌گذاری ایجاد نکرده است و ضریب تعیین تعدیل‌شده را کاهش می‌دهد. در قسمت (ب) جدول (٤) صرف ریسک اندازه و PSS به‌ترتیب برابر ۳/۹ و ۱/۱ درصد و معنادار است. قیمت ریسک PSS برابر ۱/٤ درصد در سطح خطای ۵ درصد معنادار است که نشان‌دهندهٔ اثر توضیحی افزوده ناشی از PSS بیش‌ازاندازه است. با حضور هم‌زمان PSS و اندازه در مدل (۳) معناداری اثر اندازه قوی‌تر از PSS است. طبق قسمت (ج) جدول (٤) صرف ریسک PSS در مدل (۲) معادل ۱/٦ درصد است. با افزودن عامل اندازه به مدل، این بار معناداری صرف ریسک PSS حفظ شد. منتها صرف ریسک عامل اندازه، معناداری خود را از دست داد و ضریب تعیین از ۰/۳۳ به ۰/۳۱ کاهش یافت. این موضوع نشان می‌دهد در صورت کنترل چولگی سیستماتیک تاریخی (اساس تشکیل سبد سرمایه‌گذاری آزمون سوم)، اثر عامل اندازه در کنار PSS معنادار نبوده است و توان توضیح بازده این سبد سرمایه‌گذاری را ندارد. قیمت ریسک عامل اندازه (۰/۷۱)

در هیچ سطحی معنادار نیست. می‌توان نتیجه گرفت کاهش ۲ درصدی ضریب تعیین به عامل اندازه یا ارتباط درونی عامل اندازه و PSS مربوط است.

این یافته نشان‌دهندهٔ آن است که احتساب PSS در کنار عامل اندازه، ارزش‌افزوده‌ای برای توضیح بازده سبد سرمایه‌گذاری‌ها ندا شته ا ست و افزودن عامل اندازه به مدل حاوی PSS، ضریب تعیین مدل و معناداری صرف ریسک PSS را کاهش می‌دهد. از این رو، رابطهٔ این دو متغیر بررسی می‌شود.

عامل اندازه و چولگی سیستماتیک موردانتظار: طبق یافته‌های جداول (۳) و (٤) ارتباط نزدیک قیمت‌گذاری اندازه و PSS محتمل ا ست. با اقتباس از بالی و همکاران (۲۰۱٦) با تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری دوباره مرتب سازی شده مبتنی بر PSS و اندازه، نحوهٔ ارتباط قیمت‌گذاری این دو عامل بررسی می شود. برای این منظور، سهام نمونه در هرماه برحسب ارزش بازار ماه قبل، به چهار سبد سرمایه‌گذاری تقسیم می‌شود. سپس در هر بخش، چهار سبد سرمایه‌گذاری برحسب PSS تشکیل می‌شود و بازده هریک از ۱٦ سبد سرمایه‌گذاری به‌همراه بازده سبد سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری صفر، آزمون می‌شود. از آنجا که هدف این بخش، مقایسهٔ قیمت‌گذاری عامل اندازه و PSS ا ست، مرحلهٔ پیشین بار دیگر با مرتب سازی ابتدا برا ساس PSS و سپس SMB تکرار می شود. جدول (۵) نتایج حاصل از آزمون t بازده هریک از سبد سرمایه‌گذاری‌ها را نشان می‌دهد:

جدول (۵) بررسی بازده سبدهای سرمایه‌گذاری مرتب‌سازی‌شده براساس SMB و PSS

Table (5) Return of portfolios sorted by PSS and SMB

(الف) مرتب‌سازی ابتدا براساس اندازه و سپس برحسب PSS

	PSS_1(پایین)	PSS_2	PSS_3	PSS_4(بالا)	سبد سرمایه‌گذاری (بالا − پایین)	آلفای جنسن
P_1 (کوچک)	۰/۰۳۹۱۲***	۰/۰۳۷۵۱***	۰/۰۳۲۱۱***	۰/۰۳۰۲۹***	−۰/۰۰۸۸۳***	−۰/۰۰۲۳**
P_2	۰/۰۳۲۷۸ ***	۰/۰۳۱۲ ***	۰/۰۳۰۱۷ ***	۰/۰۲۹٤۸ ***	−۰/۰۰۳۳۰ **	−۰/۰۰۱۷*
P_3	۰/۰۲۹٤۵***	۰/۰۲۷٤٦***	۰/۰۲۵۸٤***	۰/۰۲۳۸۹***	−۰/۰۰۵۵٦***	−۰/۰۰۲۹**
P_4 (بزرگ)	۰/۰۲۷۹۸***	۰/۰۲۵۱***	۰/۰۲٤۰۱***	۰/۰۲۲۱۷***	−۰/۰۰۵۸۱**	−۰/۰۰۱۱*

(ب) مرتب‌سازی ابتدا براساس PSS و سپس برحسب اندازه

	P_1 (کوچک)	P_2	P_3	P_4 (بزرگ)	سبد سرمایه‌گذاری (بزرگ− کوچک)	آلفای جنسن
PSS_1(پایین)	۰/۳۲۷۸***	۰/۰۳۳۱***	۰/۲۸۱۵***	۰/۰۲۷۱۱***	−۰/۰۰۵٦۷*	−۰/۰۰۲۱
PSS_2	۰/۰۳۱۱۹***	۰/۰۲۷٤٦***	۰/۰۲٤۹۸***	۰/۰۲۱۸۸***	−۰/۰۰۹۳۱*	−۰/۰۰۱۱*
PSS_3	۰/۰۲٤۸٦***	۰/۰۲٤۵۹***	۰/۰۲۳۸۸***	۰/۰۱۹۸۸***	−۰/۰۰۸٤۷**	−۰/۰۰٤۱*
PSS_4(بالا)	۰/۰۲٤۵۱***	۰/۰۲۱۸۸***	۰/۰۱۹٤۱***	۰/۰۱۸۵۵***	−۰/۰۰۲۳۸۸	−۰/۰۰۱۷

***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح خطای یک، پنج و ده درصد است.

در قسمت (الف) جدول (۵)، معناداری بازده سبدهای سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری صفر مبتنی بر PSS حفظ می‌شود. بدین نحو، قیمت‌گذاری PSS بعد از کنترل عامل اندازه تأیید می‌شود. در قسمت (ب)، با مرتب‌سازی دوگانهٔ سبدهای سرمایه‌گذاری ابتدا براساس PSS و سپس اندازه، می‌توان دید معناداری بازده سبدهای سرمایه‌گذاری به‌قدری کاهش می‌یابد که فقط سبد سرمایه‌گذاری PSS_3 در سطح معناداری ۵ در صد و PSS_1 و PSS_2 در سطح ۱۰ در صد، دارای بازده معنادار و منفی ا ست. با کنترل PSS، قیمت‌گذاری عامل اندازه تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد و بازده غیر صفر سبدهای سرمایه‌گذاری حدی مبتنی بر این عامل تأیید نمی‌شود؛ بنابراین به نظر می‌رسد توان توضیحی بازده از سوی PSS بر عامل اندازه غلبه دارد.

قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک به تفکیک شرایط بازار: از روش «پاگان» (۲۰۰۳) برای تشخیص بازار صعودی/نزولی استفاده شده است. جدول (٦) نتایج حاصل از بخش‌بندی بازار را نشان می‌دهد:

جدول (٦) مقایسهٔ مدل‌های «پاگان»، «بالا به پایین» و «لوند و تیمرمن» در بخش‌بندی بازار

Table (6) Comparing Pagan, Top-Down and Lunde-Timmerman models in dividing market states

تعداد بخش‌های صعودی	۱۳
میانگین تعداد روزهای مثبت در هر بخش	۱۷۷
تعداد بخش‌های نزولی	۱۲
میانگین تعداد روزهای منفی در هر بخش	۷۳
تعداد روزهای مثبت بازار به‌ازای هر بخش	۱۷۹
تعداد روزهای منفی بازار به‌ازای هر بخش	۷۱

با بهره‌گیری از الگوریتم «پاگان»، بازار به ۱۳ بخش صعودی و ۱۲ بخش نزولی تقسیم می شود. با مقایسهٔ میانگین روزهای مثبت تشخیص داده‌شدهٔ مدل با مقادیر موردانتظار آن می‌توان نتیجه گرفت مدل «پاگان» به‌طور میانگین ۱۷۷ روز از ۱۷۹ روز مثبت را تشخیص داده است. با بهره‌گیری از الگوریتم پاگان (۲۰۰۳)، دورهٔ آزمون به دو بخش صعودی (٦۱ ماه) و نزولی (٤۷ ماه) تقسیم می‌شود. جدول (۷) نشان‌دهندهٔ نتایج تحلیل بازده سبدهای سرمایه‌گذاری به تفکیک شرایط صعودی/نزولی بازار است:

جدول (۷) نتایج آزمون رابطهٔ بازده و چولگی سیستماتیک موردانتظار (رویکرد تحلیل سبد سرمایه‌گذاری)

Table (7) Relationship between stock return and predicted systematic skewness (portfolio study approach)

	میانگین	آماره t
شرایط صعودی بازار		
P_1 حاوی سهام با سی درصد بالای چولگی سیستماتیک موردانتظار	۰/۰۲٦٤۹٦***	٤/۲۷٥٤
P_2 حاوی سهام با چهل درصد میانی چولگی سیستماتیک موردانتظار	۰/۰٥۱۹۳٥***	۷/٥۸۸٤
P_3 حاوی سهام با سی درصد پایینی چولگی سیستماتیک موردانتظار	۰/۰٥۷۰۰***	٦/۱۰۷٥
$P_3 - P_1$	۰/۰۲۹۲۰٤**	۲/۳۰۱۸
شرایط نزولی بازار		
P_1 حاوی سهام با سی درصد بالای چولگی سیستماتیک موردانتظار	-۰/۰۰۰۳٥	-۰/۱۱۳۳
P_2 حاوی سهام با چهل درصد میانی چولگی سیستماتیک موردانتظار	-۰/۰۱٦۷٤**	-۲/٤۲۷۱
P_3 حاوی سهام با سی درصد پایینی چولگی سیستماتیک موردانتظار	-۰/۰۲۰۲٤***	-۲/٦۹۳
$P_3 - P_1$	-۰/۰۱۹۸۹***	۳/۱٤۰٤

***، ** و * به ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح خطای یک، پنج و ده درصد است.

طبق جدول (۷)، بازده سبد سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری صفر مبتنی بر چولگی سیستماتیک موردانتظار (۲/۹۲ درصد) در شرایط صعودی بازار، مثبت و معنادار است (به‌مراتب بیش‌تر از بازده این سبد سرمایه‌گذاری در شرایط کلی بازار ۰/۷۸ درصد). بازده سبد سرمایه‌گذاری مذکور در شرایط نزولی بازار ۱/۹۸- درصد و معنادار است. در شرایط صعودی بازار، افزایش تقاضای سرمایه‌گذاران به انتخاب سهام با چولگی سیستماتیک بالا موجب بالارفتن قیمت این‌گونه سهام و به‌تبع آن کاهش بازده موردانتظار می‌شود. این در حالی است که در شرایط نزولی بازار، سرمایه‌گذاران بیشتر به‌دنبال سهام با چولگی سیستماتیک پایین‌تر هستند تا چولگی سبد سرمایه‌گذاری خود را کاهش دهند و از ضررهای بیشتر جلوگیری کنند؛ بنابراین تقاضا برای سهام با چولگی سیستماتیک بالاتر، کاهش یافته و به‌تبع آن بازده موردانتظار افزایش می‌یابد.

نتایج حاصل از آزمون قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار (PSS) به تفکیک شرایط بازار (صعودی/نزولی) در چارچوب رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) در جدول (۸) ملاحظه می‌شود.

جدول (۸) نتایج آزمون قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار (PSS) به تفکیک شرایط بازار

Table (8) Results from testing predicted systematic skewness (pss) factor, based on market states

$R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \varepsilon$:CAPM

مدل بازده اضافی بازار و چولگی: $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \gamma PSS + \varepsilon$

مدل FF3: $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \varphi SMB + \omega HML + \varepsilon$

مدل FF3 با چولگی: $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \gamma PSS + \varphi SMB + \omega HML + \varepsilon$

عرض از مبدأ	بازده اضافی بازار	PSS	عامل اندازه	عامل ارزش	R2 تعدیل‌شده
الف) سبد سرمایه‌گذاری (۱): مرتب‌سازی دوگانه مبتنی بر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار					
شرایط صعودی بازار					
$CAPM$	۰/۰۱۹	۰/۱۱۸	-	-	۰/۱۷
بازده اضافی بازار و چولگی	۰/۰۲۱	۰/۱۲٤	۰/۰۱۷*	-	۰/۲٤***
FF_3	۰/۰۸۷*	۰/۱۷۷	-	۰/۰۲۷*	۰/۲۱
FF_3 همراه با چولگی	۰/۰۹٦*	۰/۱٦۹	۰/۰۲۱*	۰/۰٤۲*	۰/۳۰***
شرایط نزولی بازار					
$CAPM$	۰/۰۱۷	۰/۱۱٤	-	-	۰/۱٦
بازده اضافی بازار و چولگی	۰/۰۳۳*	۰/۱٤۷	-۰/۰۱۹**	-	۰/۲۹***
FF_3	۰/۰۹۱	۰/۱٦۱	-	۰/۰۳۱*	۰/۲۳
FF_3 همراه با چولگی	۰/۱۰۸*	۰/۱۵۸	-۰/۰۲۹**	۰/۰۲۸**	۰/۲۹***
ب) سبد سرمایه‌گذاری (۲): مرتب‌سازی دوگانه مبتنی بر اندازه و مومنتوم					
شرایط صعودی بازار					
$CAPM$	۰/۰۲۱	۰/۱۲٤	-	-	۰/۱٤
بازده اضافی بازار و چولگی	۰/۰۲۹	۰/۱۲۱	۰/۰۲۲*	-	۰/۲۱***
FF_3	۰/۰۸۱*	۰/۱۸۱	-	۰/۰۳۳*	۰/۲۱
FF_3 همراه با چولگی	۰/۰۹۱*	۰/۱۷٦	۰/۰۳۱*	۰/۰۲۸*	۰/۲۹***
شرایط نزولی بازار					
$CAPM$	۰/۰۲۳*	۰/۱۲۲	-	-	۰/۱۹
بازده اضافی بازار و چولگی	۰/۰۲۹*	۰/۱۳۸	-۰/۰۳۱**	-	۰/۲۳***
FF_3	۰/۰۹۹*	۰/۲۱۱	-	۰/۰۵۱*	۰/۱۸
FF_3 همراه با چولگی	۰/۱۰۷*	۰/۲۳۹	-۰/۰۳۹**	۰/۰٤۱*	۰/۲۸***
ج) سبد سرمایه‌گذاری (۳): مرتب‌سازی دوگانه مبتنی بر اندازه و چولگی سیستماتیک تاریخی					
شرایط صعودی بازار					
$CAPM$	۰/۰۳۱*	۰/۱۸۱	-	-	۰/۱۵
بازده اضافی بازار و چولگی	۰/۰۲۹*	۰/۱۷۲	۰/۰۲۱**	-	۰/۲۱***
FF_3	۰/۱۱۹	۰/۲۰۸	-	۰/۰۵۲**	۰/۲۷
FF_3 همراه با چولگی	۰/۱۳۵*	۰/۲۱۱	۰/۰۲۸*	۰/۰٤۱*	۰/۳۱***
شرایط نزولی بازار					
$CAPM$	۰/۰۷۱	۰/۱۳۲*	-	-	۰/۱٤
بازده اضافی بازار و چولگی	۰/۰٦٤*	۰/۱۳۸	-۰/۰۳۱**	-	۰/۲۷***
FF_3	۰/۱٤۱	۰/۱۱۹*	۰/۰۷۱**	۰/۰۲۲*	۰/۲٤
FF_3 همراه با چولگی	۰/۰۱۲۲*	۰/۱۳۱	-۰/۰۳۱*	۰/۰۱۹*	۰/۲۸***

***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح خطای یک، پنج و ده درصد است.

طبق جدول (۸)، صرف ریسک PSS در شرایط نزولی بازار به‌ازای سبدهای سرمایه‌گذاری (۱) و (۲) در سطح ۵ در صد و در شرایط صعودی بازار در سطح ۱۰ درصد معنادار بوده است و قیمت‌گذاری عامل مذکور تأیید می‌شود. نتایج حاصل از مدل سه عاملی برای توضیح بازده سبد سرمایه‌گذاری آزمون اول، نشان از کاهش معناداری اثر عامل اندازه در صورت افزودن PSS در حالت صعودی بوده است که باعث می شود صرف ریسک عامل اندازه از سطح معناداری ۵ در صد به ۱۰ در صد بر سد (فرضیهٔ همبستگی PSS و

SMB). نکتهٔ اخیر با افزایش ضریب تعیین مدل توام شده است. در شرایط نزولی بازار، با اضافه‌کردن PSS به مدل سه عاملی، سطح معناداری عامل اندازه تغییر نمی‌کند؛ اما همچنان ضریب تعیین (از ۰/۲۳ به ۰/۲۹) افزایش می‌یابد. نتایج حاصل از سبد سرمایه‌گذاری آزمون دوم نشان‌دهندهٔ آن است که در شرایط صعودی بازار، با افزودن PSS به مدل سه عاملی، معناداری عامل اندازه از ۵ به ۱۰ درصد تقلیل یافته و صرف ریسک آن از ۷/۹ به ٤/۹ در صد کاهش می‌یابد که تأییدی بر همبستگی این دو عامل است؛ بنابراین در شرایط نزولی بازار، افزودن PSS تغییری در سطح معناداری عامل اندازه ایجاد نمی‌کند؛ همچنان که صرف ریسک ۳/۹- درصد برای PSS ثبت می‌شود. روندهای مذکور در سبد سرمایه‌گذاری سوم نیز ملاحظه می‌شود. در همهٔ موارد، صرف ریسک PSS در حالت صعودی بازار معنادار و مثبت بوده و در شرایط نزولی منفی و معنادار است.

قیمت‌گذاری چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار: برای این منظور سهام نمونه براساس رتبهٔ چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار به سه سبد سرمایه‌گذاری متشکل از سهام با سی درصد بیشترین رتبه، چهل درصد میانی و سی درصد کمترین تقسیم می‌شود و بازده این سه سبد سرمایه‌گذاری به تفکیک شرایط بازار و با استفاده از آزمون t بررسی می‌شود. نتایج حاصل در جدول (۹) ارائه شده است:

جدول (۹) آزمون قیمت‌گذاری چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار به تفکیک شرایط بازار

Table (9) Results from testing predicted idiosyncratic skewness (pss) factor, based on market states

مدل (۱): $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \gamma PSS + \varepsilon$

مدل (۲): $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \gamma PSS + \omega HML + \delta MOM + \varepsilon$

مدل (۳): $R_i - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \gamma PSS + \omega HML + \theta PRF + \vartheta INV + \varepsilon$

سبدهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر چولگی غیر سیستماتیک موردانتظار	میانگین بازده ماهانه	آلفای جنسن مدل۱	آلفای جنسن مدل۲	آلفای جنسن مدل۳
کل بازار				
P_1 سبد سرمایه‌گذاری سهام با سی درصد بالا	۰/۰۳٦۱۲*	-۰/۰۱٤	-۰/۰٦۲*	-۰/۰٤۱*
P_2 سبد سرمایه‌گذاری سهام با چهل درصد میانی	۰/۰۲۷۸۱*	۰/۰۵٦	-۰/۰۷۱**	-۰/۰۱۷**
P_3 سبد سرمایه‌گذاری سهام با سی درصد پایین	۰/۰۱۹۱۸*	۰/۰۷۱	-۰/۰۹۳*	۰/۰۱۱
$P_3 - P_1$	-۰/۰۱٦۹٤	۰/۰۸۵	-۰/۰۳۱	۰/۰۵۲
شرایط صعودی بازار				
P_1 سبد سرمایه‌گذاری سهام با سی درصد بالا	۰/۰٤۱۱۲***	-۰/۰۳۳*	-۰/۰۱٦*	-۰/۰۱۲**
P_2 سبد سرمایه‌گذاری سهام با چهل درصد میانی	۰/۰۳۸۵۱***	-۰/۰۲۷	-۰/۰۲٤**	-۰/۰۱۹**
P_3 سبد سرمایه‌گذاری سهام با سی درصد پایین	۰/۰۳۰۱۹***	-۰/۰۲۲*	-۰/۰۲۹**	-۰/۰۱۸*
$P_3 - P_1$	-۰/۰۱۰۹۳**	-۰/۰۱۱*	-۰/۰۱۳*	-۰/۰۰٦*
شرایط نزولی بازار				
P_1 سبد سرمایه‌گذاری سهام با سی درصد بالا	-۰/۰۲۹۱۷*	۰/۰۵۷*	۰/۰۷۱**	۰/۰۱۹**
P_2 سبد سرمایه‌گذاری سهام با چهل درصد میانی	-۰/۰۲۲٦۸*	۰/۰٦۹**	۰/۰۷٤***	۰/۰۲۷*
P_3 سبد سرمایه‌گذاری سهام با سی درصد پایین	-۰/۰۱۹۱۵*	۰/۰۷۱**	۰/۰۷۹**	۰/۰۳۱**
$P_3 - P_1$	۰/۰۱۰۰۲**	۰/۰۱٤*	۰/۰۰۸**	۰/۰۱۲*

مدل۱:عوامل بازده اضافی بازار و چولگی سیستماتیک موردانتظار

مدل۲:عوامل بازده اضافی بازار، چولگی سیستماتیک موردانتظار، نسبت B/M و مومنتوم

مدل۳:عوامل بازده اضافی بازار، چولگی سیستماتیک موردانتظار، نسبت B/M، سرمایه‌گذاری و سودآوری

***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح خطای یک، پنج و ده درصد است.

همان‌گونه که در جدول (۹) ملاحظه می شود، چولگی غیر سیستماتیک موردانتظار در کل بازار قیمت‌گذاری نمی شود؛ اما در هر بخش صعودی و نزولی، بازده غیر صفر سبد سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است؛ بنابراین قیمت گذاری چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار وابسته به شرایط بازار است. بازده ماهانهٔ سبد سرمایه گذاری $P_3 - P_1$ مبتنی بر چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار در شرایط صعودی بازار ۱/۰۹- درصد و در شرایط نزولی ۱ درصد، در سطح ۵

درصد معنادار است. جدول (۹) نشان‌دهندهٔ آن است که بازده معنادار سبدهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار در شرایط صعودی و نزولی بازار ناشی از اثر عوامل فراگیر ریسک نیست؛ زیرا آلفای جنسن آن در سطح خطای ۱۰ درصد معنادار است.

قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک تاریخی: هدف این بخش به‌عنوان آزمون قوت، پاسخ به ابهامی است که نبود قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک می‌تواند ناشی از سنجهٔ موردا ستفاده با شد؛ بنابراین نتایج آزمون قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک تاریخی با استفاده از سه سنجهٔ چولگی سیستماتیک شرطی، بتای هاروی و سیدیک و چولگی سیستماتیک غیرشرطی در چارچوب تحلیل سبد سرمایه‌گذاری تک‌متغیره در جدول (۱۰) ملاحظه می‌شود.

جدول (۱۰) نتایج آزمون قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک تاریخی در چارچوب تحلیل سبد سرمایه‌گذاری

Table (10) Testing ex-post systematic skewness using portfolio study approach

بازده ماهانهٔ سبد سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری صفر مبتنی بر چولگی سیستماتیک تاریخی	میانگین	آماره t
کل بازار		
$P_3 - P_1$ مبتنی بر چولگی سیستماتیک شرطی	۰/۰۲۲	۰/۳٤
$P_3 - P_1$ مبتنی بر بتای هاروی و سیدیک	۰/۰۲۹	۰/٤۱
$P_3 - P_1$ مبتنی بر چولگی سیستماتیک غیرشرطی	۰/۰۳۲	۰/۵۷
شرایط صعودی بازار		
$P_3 - P_1$ مبتنی بر چولگی سیستماتیک شرطی	-۰/۰۰۱	-۰/۱۱
$P_3 - P_1$ مبتنی بر بتای هاروی و سیدیک	۰/۰۱۳	۰/۲۱
$P_3 - P_1$ مبتنی بر چولگی سیستماتیک غیرشرطی	۰/۰۲۲	۰/۳۵
شرایط نزولی بازار		
$P_3 - P_1$ مبتنی بر چولگی سیستماتیک شرطی	-۰/۰۰۹۲	-۰/۹۸
$P_3 - P_1$ مبتنی بر بتای هاروی و سیدیک	-۰/۰۰۵۱	۰/٦۳
$P_3 - P_1$ مبتنی بر چولگی سیستماتیک غیرشرطی	-۰/۰۰۵۹	-۰/۷٦
سبد سرمایه‌گذاری $\boldsymbol{P_3 - P_1}$ خرید سهام با سی درصد پایین و فروش سهام با سی درصد بالای چولگی سیستماتیک تاریخی		

*****، ** و * به‌ترتیب معناداری آماری در سطح خطای یک، پنج و ده درصد است.**

طبق جدول (۱۰)، چولگی سیستماتیک تاریخی در هیچ‌یک از شرایط بازار و براساس هیچ‌یک از سنجه‌ها قیمت‌گذاری نمی‌شود. در حالی که بنابر تئوری CAPM با افزونهٔ چولگی پیش‌بینی می‌شود بازده سبد سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری صفر، مثبت باشد. سرمایه‌گذاران در شرایط نزولی، برای دوری از ریزش‌های شدید بازار، ترجیحات منفی نسبت‌به سهام با چولگی سیستماتیک بالا دارند و پیش‌بینی می‌شود بازده سبد سرمایه‌گذاری حدی، منفی باشد. بازده سبدهای سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری صفر با وجود علامت منفی در شرایط نزولی بازار، ازنظر آماری معنادار نیست؛ بنابراین قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک تاریخی تأیید نمی‌شود.

بحث و نتیجه گیری

نتایج پژوهش حاضر در تأیید یافتهٔ هاروی و سیدیک (۲۰۰۰)، دیتمار (۲۰۰۳)، بکشی و همکاران (۲۰۰۳)، بالی و موری (۲۰۱۲)، بالی و همکاران (۲۰۱٦) و دولو و تیراندازی (۲۰۱۵) دال بر قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار در بورس اوراق بهادار تهران است. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهندهٔ آن است که در صورت استفاده از چولگی سیستماتیک تاریخی، شواهدی مبنی بر قیمت‌گذاری بخش سیستماتیک گشتاور مرتبهٔ سوم توزیع بازده وجود ندارد. حال آنکه با استفاده از پیش‌بینی رتبهٔ مقطعی چولگی

سیستماتیک، قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار تأیید شده است و ماهانه صرف ریسکی بین ۲/۱ تا ٤/٤ درصد ایجاد می‌کند. همچنین مانند لنگلویس (۲۰۲۰) و برخلاف یافتهٔ بالی و همکاران (۲۰۱٦) شواهدی مبنی بر قیمت گذاری چولگی غیرسیستماتیک موردانتظار حاصل نشد. این در حالی است که قیمت‌گذاری چولگی غیرسیستماتیک به تفکیک بخش‌های صعودی و نزولی بازار تأیید می‌شود. طبق یافته‌های حاصله، قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار در شرایط صعودی/نزولی بازار با یکدیگر متفاوت است. نتایج، حاکی از وجود صرف ریسک مثبت در شرایط صعودی و در شرایط نزولی بازار منفی است. مبنای تفاوت قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار در شرایط مختلف بازار به ترجیحات سرمایه‌گذاران در افزایش/کاهش چولگی سبد سرمایه‌گذاری خود باز می‌شود. در شرایط صعودی بازار، سرمایه‌گذاران با افزایش چولگی سیستماتیک سبد سرمایه‌گذاری، قصد انتفاع از بازده مثبت نجومی حاصل از شرایط بازار را داشته‌اند؛ بنابراین تقاضای سرمایه‌گذاران به انتخاب سهام با چولگی سیستماتیک بالا، افزایش می‌یابد که باعث کاهش بازده موردانتظار این‌گونه سهام می‌شود؛ اما در شرایط نزولی بازار، سرمایه‌گذاران با کاهش چولگی سیستماتیک سبد سرمایه‌گذاری، تمایل دارند از ریزش‌های بازار اجتناب کنند؛ بنابراین در این حالت، تقاضای سهام با چولگی سیستماتیک بالاتر، کاهش یافته و به‌تبع آن بازده موردانتظار این‌گونه سهام افزایش می‌یابد. قیمت‌گذاری وابسته بر شرایط بازار در پژوهش‌هایی نظیر کیم و پارکر (۲۰۱٦) نیز تأیید شده است. آنها با استفاده از چولگی سیستماتیک تاریخی نشان دادند ترجیحات سرمایه‌گذاران در شرایط صعودی (نزولی) بازار به سهام با چولگی سیستماتیک بالا (پایین) است. منتها از نسخهٔ موردانتظار چولگی سیستماتیک برای بررسی قیمت‌گذاری در شرایط صعودی/نزولی بازار استفاده نکردند.

نتایج حاکی از آن است که عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار اندازهٔ همبستگی بالایی داشته است و همانند لنگلویس (۲۰۲۰) قیمت‌گذاری عامل چولگی سیستماتیک موردانتظار بر عامل اندازه غلبه دارد. نتایج این پژوهش با پژوهش دولو و تیراندازی (۱۳۹۵) و حاجیها و صفری (۱۳۹۵) در خصوص تأیید قیمت‌گذاری چولگی سیستماتیک سازگاری دارد. منتها باید توجه داشت پژوهش‌های یادشده به بررسی بخش سیستماتیک چولگی بسنده کرده و تأثیر شرایط بازار را در پژوهش خود بررسی نکردند.

منابع فارسی

تهرانی، رضا.، بلگوریان، میثم. و نبی‌زاده، احمد. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر چولگی و کشیدگی در توصیف بازده سهام با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ. *راهبردهای بازرگانی*. شمارهٔ ۷، ۱٦۲-۱۵۵.

حاجیها، زهرا. و صفری، فاطمه. (۱۳۹۵). بررسی ارتباط ریسک سیستماتیک سهام و چولگی بازده سهام. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۲۰(۱)، ۱-۱۰. https://doi.com/10.22108/amf.2017.21176

دولو، مریم. و تیراندازی حسینی، غزال. (۱۳۹۵). گشتاورهای مشترک؛ شواهدی از قیمت‌گذاری دارایی. *اقتصاد مقداری*، ۱۲(٤)، ۱۱۹-۱۳٤. https://doi.com/10.22055/jqe.2015.12106.

راعی، رضا.، بهاروند، سعید. و موفقی، مسعود. (۱۳۸۹). قیمت‌گذاری دارایی با عوامل بیشتر (بررسی تجربی در بورس تهران با استفاده از داده‌های تلفیقی). *اقتصاد مقداری* (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۷(٤)، ۱۰۱:۱۱۵ . https://doi.com/10.22055/JQE.2010.10638.

شکرخواه، جواد.، بولو، قاسم. و حقیقت، محمد. (۱۳۹٦). بررسی تأثیر گشتاورهای مرتبه بالاتر و نوسانات غیرسیستماتیک بر بازده آتی سهام با استفاده از مدل فاما مکبث. فصلنامهٔ علمی پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱٤(۵٦)، ۸۳-۱۰۷. https://doi.com/10.22054/QJMA.2018.8780

References

Albuquerque, R. (2010). Skewness in stock returns: Reconciling the evidence on firm versus aggregate returns. *CEPR Discussions Paper*, 7896.

Anghel, D. G., Caraiani, P., Rosu, A., Rosu, I. (2021). Asset pricing with systematic risk: Then and now. *SSRN*. https://doi.com/10.2139/ssrn.3872128.

Amaya, D., Christoffersen, P., Jacobs, K., & Vasquez, A. (2015). Does realized skewness predict the cross-section of equity return?. *Journal of Financial Economics*, 25(2), 1-58. https://doi.com/10.1016/j.jfineco.2015.02.009.

Arditti, F. D. (1967). Risk and the required return on equity. *The Journal of Finance*, 22(1), 19-36. https://doi.com/10.1111/j.1540-6261.1967.tb01651.x.

Bakshi, G., Kapadia, N., Madan, D. (2003). Stock return characteristics, skew laws, and the differential pricing of individual equity options. *The Review of Financial Studies*, 16(1), 101-143.

Bali, T. G., Engle, R. F., Murray, S. (2016). Empirical asset pricing: The cross section of stock returns. *John Wiley and Sons.*

Bali, T. G., Hu, J., & Scott, M. (2019). Option-implied volatility, skewness, and kurtosis and the cross-section of expected stock returns. *Research Collection Lee Kong Chian School of Business*, 1-67.

Barberis, N., & Huang, M. (2008). Stocks as lotteries: The implications of probability weighting for security prices. *American Economic Review 2008*, 98(5), 2066-2100. https://doi.com/10.1257/aer.98.5.2066.

Blau, B. M., Hsu, J. C., & Whitby, R. (2019). Skewness preference and gambling cultures. *Pacific-Basin Finance Journal*, 58(3), 1-13. https://doi.com/10.1016/j.pacfin.2019.101206.

Bookstaber, R. M., & McDonald, J. B. (1987). A General distribution of describing security price returns. *Journal of Business*, 60(3), 401-424.

Boyer, B., Mitton, T., & Vorkink, K. (2010). Expected idiosyncratic skewness. *The Review of Financial Studies*, 23(1), 169-202.

Chabi-Yo, F. (2012). Pricing kernels with stochastic skewness and volatility risk. *Management Science*, 58(3), 624-640. https://doi.com/10.1287/mnsc.1110.1424.

Chang, B., Christoffersen, P., Jacobs, K., Vainberg, G. (2009). Option-implied measures of equity risk. *Review of Finance*, 5(2), 12- 27. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1416753.

Clark, P. K. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. *Econometrica*, 41(1), 135-155. https://doi.com/10.2307/1913889.

Conine, T. E., & Tamarkin, M. J. (1981). On diversification given asymmetry in returns. *The Journal of Finance*, 36(5), 1143-1155.

Connard, J., Dittmar, R. F., & Ghysels, E. (2013). Ex ante skewness and expected stock returns. *The Journal of Finance*, 68(1), 85-124. https://doi.com/10.1111/j.1540-6261.2012.01795.x.

Davallou, M., & Tirandazi, Q. (2016). Higher co-moments: Evidence from asset pricing. *Quantitative Economics Journal*, 12(4), 119-134. https://doi.com/10.22055/JQE.2015.12106. In persian.

Dittmar, R. F. (2002). Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference, and evidence from the cross section of equity returns. *The Journal of Finance*, 57(1), 369-403. https://doi.com/10.1111/1540-6261.00425.

Fama, E. F. (1965). The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, 64(1), 34-105.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636. https://doi.com/10.1086/260061.

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56. https://doi.com/10.1016/0304-405X(93)90023-5.

Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22. https://doi.com/10.1016/j.jfineco.2014.10.010.

Fang, H., & Lai, T. (1997). Co-kurtosis and capital asset pricing. *The Financial Review*, 32(2), 293-307. https://doi.com/10.1111/j.1540-6288.1997.tb00426.x.

Friend, I., & Westerfield, R. (1980). Co-skewness and capital asset pricing. *The Journal of Finance*, 35(4), 897-913. https://doi.com/10.2307/2327208.

Hajiha, Z., & Safari, F. (2016). The examination of relationship between stock systematic risk and skewness of returns. *Journal of Asset Management and Financing*, 20(1), 1-10. https://doi.com/10.22108/amf.2017.21176. In persian

Hanna, A. (2018). A top-down approach to identifying bull and bear market states. *International Review of Financial Analysis*, 55(1), 93-110. https://doi.com/10.1016/j.irfa.2017.11.001.

Harvey, C. R., & Siddique, A. (2000). Conditional skewness in asset Pricing tests. *The Journal of Finance*, 55(3), 1263-1294. https://doi.com/10.1111/0022-1082.00247.

Heaney, R. A., Lan, Y., & Treepongkaruna, S. (2011). Are co-skewness and co-kurtosis factors priced?. *24th Australasian Finance and Banking Conference 2011* Paper.

Jiang, L., Wu, K., Zhou, G., & Zhu, Y. (2020). Stock return asymmetry: Beyond Skewness. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 1-45. https://doi.com/10.1017/S0022109019000206.

Jondeau, E., Zhang, Q., & Zhu, X. (2019). Average skewness matters. *Journal of Financial Economics*, 134(1), 29-47. https://doi.com/10.1016/j.jfineco.2019.03.003.

Kalev, P. S., Saxena, K., & Zolotoy, L. (2018). Coskewness risk decomposition, covariation risk, and intertemporal asset pricing. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 22(1), 1-34.

Kan, R., Robotti, C., & Shanken, J. (2013). Pricing model performance and the two-pass cross-sectional regression methodology. *The Journal of Finance*, 68(1), 2617-2649. https://doi.com/10.1111/jofi.12035.

Kane, A. (1982). Skewness preference and portfolio choice. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 17(1), 15-25.
Kraus, A., & Litzenberger, R. H. (1976). Skewness preference and the valuation of risk assets. *The Journal of Finance*, 31(4), 1085-1100.
Kumar, A. (2005). *Institutional skewness preferences and the idiosyncratic skewness premium.* University of Texas Working Paper.
Kumar, A. (2009). Who gambles in stock markets?. *The Journal of Finance*, 64(4), 1889-1933. https://doi.com/10.1111/j.1540-6261.2009.01483.x.
Langlois, H. (2013). Asset pricing with return asymmetries: Theory and tests. Paris December 2015 Finance Meeting EUROFIDAI-AFFI.
Langlois, H. (2020). Measuring skewness premia. *Journal of Financial Economics*, 135(2), 399-424. https://doi.com/10.1016/j.jfineco.2019.06.002.
Lunde, A., & Timmermann, A. (2004). Duration dependence in stock prices. *Journal of Business and Economics Studies*, 22(3), 1-43.
Merton, R. C. (1986). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 42(3), 483-510. https://doi.com/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x.
Mikesell, J. L. (2006). State lottery sales: Influence of markets and game structure. *Journal of Growth and Change*, 18(4), 10-19. https://doi.com/10.1111/j.1468-2257.1987.tb00085.x.
Mitton, T., & Vorkink, K. (2007). Equilibrium underdiversification and the preference for skewness. *Review of Financial Studies*, 20(4), 1255-1288. https://doi.com/10.1093/revfin/hhm011.
Neuberger, A. (2012). Realized skewness. *Review of Financial Studies*, 25(11), 3423-3455. https://doi.com/10.1093/rfs/hhs101.
Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1-28. https://doi.com/10.1016/j.jfineco.2013.01.003.
Pagan, A., & Sossounov, K. (2003). A simple framework for analyzing bull and bear markets. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 23-46. https://doi.com/10.1002/jae.664.
Parker, H., & Kim, T. (2016). Is stock return predictability of option-Implied skewness affected by the market state?. *Journal of Future Markets*, 38(1), 1024-1042. https://doi.com/10.1002/fut.21921.
Raee, R., Baharvand, S., & Movafaghi, M. (2010). Higher moment asset pricing (Empirical study in tehran stock exchange market with panel data). *Quantitative Econometric Journal*, 7(4), 101-115. https://doi.com/10.22055/JQE.2010.10638. In persian.
Richardson, M., & Smith, T. (1993). A test for multivariate normality in stock return. *The Journal of Business*, 66(2), 295-321.
Rubinstein, M. E. (1973). The fundamental theorem of parameter-preference security valuation. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8(1), 61-69. https://doi.com/10.2307/2329748.
Samuelson, P. A. (1970). The fundamental approximation theorem of portfolio analysis in terms of means, variance and higher moments. *The Review of Economic Studies*, 37(4), 537-542. https://doi.com/10.2307/2296483.
Shen, K., Yao, J. & Li, W. K. (2016). On the surprising explanatory power of higher realized moments in practice. *Statistics and its Interface*, 11(1), 153-168. https://doi.com/10.4310/SII.2018.v11.n1.a13.
Schneider, M., & Nunez, M. A. (2020). A capital asset pricing model with idiosyncratic risk and the sources of the beta anomaly. ESI Working Paper 20-06.
Simkowitz, M. A., & Beedles, W. L. (1978). Diversification in a three-moment world. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(2), 1-15. https://doi.com/10.2307/2330635.
Smith, D. R. (2007). Conditional coskewness and asset Pricing. *Journal of Empirical Finance*, 14(1), 91-119.
Tehrani, R., Balgoorian, M., & Nabizadeh, A. (2011). Effect of skewness and kurtosis in explaining stock return using CAPM and three factor Fama French models. *Commerce Approaches Journal*, 17(1), 155-162. In persian.
Tversky, A., & Kehneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(4), 297-323.
Zhang, L. (2005). The value premium. The Journal of Finance, 60(1), 67-103. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00725.x.