https://amf.ui.ac.ir
Journal of Asset Management and Financing
E-ISSN: 2383-1189
Vol. 9, Issue 3, No. 34, Autumn 2021, p 65-88
Received: 28.09.2021 Accepted: 11.01.2022

Research Paper

Adjusted Capital Asset Pricing Models (CAPMs) with Respect to the Magnet Effect Factor (MEF) Caused by the Range of Stock Price Fluctuations

Meisam Jafaripour
Ph.D. Student of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
m.jaffaripour@pnu.ac.ir

Mohammad RamezanAhmadi *
Assistant Professor of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
ahmadi_m@scu.ac.ir

Esmaeil Mazaheri
Assistant Professor of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
e.mazaheri@scu.ac.ir

Seyed Aziz Arman
Professor of Economic, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
saarman@scu.ac.ir

Abstract
The aim of this study was to introduce the Magnet Effect Factor (MEF) caused by the range of stock price fluctuations as a risk premium factor in the Capital Asset Pricing Model (CAPM) and the multi-factor models of Fama and French. To answer the research questions, the information of 120 firms listed on Tehran Stock Exchange (TSE) during the period of 2010-2019 was used. According to Fama and French research, monthly returns of the portfolios were utilized for analysis. Then, using the panel data regression approach and GRS test, performances of the adjusted models with MEF were compared with those of the conventional models for explaining the stock returns. The results showed that MEF was effective in pricing capital assets and the developments of the research models with this factor and formation of the corresponding adjusted models improved performances of those models in explaining the difference in stock returns. The results also revealed that the adjusted 5-factor model with the MEF had better performance compared to the adjusted 3 and 6-factor models and the adjusted CAPM with the MEF.
Keywords: multi-factor model, capital asset pricing, expected return, Magnet Effect Factor (MEF).
JEL classification: G11, G12, G17, C23, D53.

Introduction

Stock return is the investors' concern and one of the important criteria, according to which they buy and sell stocks. Thus, it is important to explain the factors affecting stock returns. Investors and financial marketers need tools, methods, and models to help them choose the best investment and the most appropriate portfolio. The main purpose of this research was to achieve an adjustment Capital Asset Pricing Model (CAPM) with an emphasis on the magnet effect. The innovation of the present study was paying attention to this phenomenon and placing it in the models. Magnet effect is one of the consequences of creating a range of fluctuations in the stock market and indicates that the range of (up and down) price fluctuations acts like a magnet and pulls the stock price towards itself. There is no complete understanding of the relationship between this phenomenon and stock returns and its role in the models of pricing securities. So far, no research has been done in this field and it was thus necessary to study this issue. Accordingly, the main questions were as follows: Is MEF effective in pricing capital assets? Does its application in empirical pricing models increase performances of these models in explaining the difference in stock returns? Is the explanatory power of the 5-factor model of Fama and French modified with the MEF greater than the modified 3- and 6-factor models and the CAPM modified with it?

*Corresponding author
Jafaripour, M., ., Mazaheri Ahmadi, M. R, E. & Arman, S. A. (2021). Adjusted Capital Asset Pricing Models (CAPMs) with Respect to the Magnet Effect Factor (MEF) Caused by the Range of Stock Price Fluctuations. *Journal of Asset Management and Financing*, 9(3), 65-88.

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.2022.130725.1699 https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831189.1400.9.3.4.5

Method and Data

The statistical population consisted of 120 companies listed on Tehran Stock Exchange (TSE) from 2010 to 2019, including 120 selected months and a total of 14,400 months for reviewing their information (120*120). MEF as the variable affecting the expected return was added to the pricing and multi-factor asset pricing models of Fama and French and the performances and explanatory powers of the new models adjusted with the MEF were compared with those of the previous models. A significant relationship between the severity of the MEF and the expected stock return was expected. This meant that MEF could be considered as a risk factor in pricing models. With this argument, it was expected that the performances and explanatory powers of the adjustment models would increase compared to those of the previous models.

Findings

The findings showed that the MEF was effective in pricing capital assets and adding this factor to all the 1- , 3-, and 5- and 6-factor models, as well as those of Fama and French (1993, 2015, and 2018). Formation of the corresponding modified models could improve their performances in explaining the difference in stock returns. The results also demonstrated better performance of the 5-factor model modified with MEF compared to the 3- and 6-factor models of Fama and French and 1-factor model modified with it.

Conclusion and discussion

In this study, the effects of MEF on the performances of Fama and French multi-factor asset pricing models were examined. According to the obtained results, it could be said that the addition of MEF to the models under study caused increased performances of these models in explaining the difference in stock returns. Among the modified models with MEF, the 5-factor model of Fama and French (2015) showed better performance compared to the other modified models in this research. The direct relationship between the MEF and the expected stock return was confirmed. The greater the severity of the magnet effect on a stock was, the less likely it was to be liquidated and, of course, the greater the risk of liquidity occurred. Therefore, considering the direct relationship between the risk and expected return, it could be concluded that the higher the severity of the magnet effect on a stock was, the higher the shareholders' expected returns were. Accordingly, MEF can be considered as a risk-taking factor and since this factor reduces liquidity, which is one of the most important factors in the valuation process of securities, it has a great impact on the valuation of securities.

References

Alamifar, S., Khani, A., & Amiri, H. (2020). Development of fama and french pricing factor models using fundamental factor based on accounting characteristics. *Journal of Accounting Advances*. 12 (2): 67-105. (in Persian) https://doi.org/10.22099/JAA.2021.39285.2077

Ayvaz Lu, R., Hashemi, Y. & Ghorbani, A. (2020). Multi-factor pricing model in the Iranian capital market. *Financial Management Outlook Magazine*. 32: 9-32. (in Persian) https://doi.org/10.52547/JFMP.10.32.9

Black, F., Jensen, M., & Scholes, M. (1972). *Studies In The Theory Of Capital Markets*. New York: Praeger.

Carhart, M.M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*. 52: 57-82. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x

Chiah, M., Chai, D., & Zhong, A. (2015). A better model? An empirical investigation of the fama-french five-factor model in Australia. *Financial Markets & Corporate Governance Conference*. Available at https://doi.org/10.1111/irfi.12099

Dhaoui, A., & Bensalah, N. (2017). Asset valuation impact of investor sentiment: A revised Fama–French five-factor model. *Journal of Asset Management*. 18(1): 16-28. https://doi.org/10.1057/s41260-016-0027-2

Falah Shams, M. & Eskandari, M. (2018). Investigating the role of asymmetry on generation the magnet effect on stock price fluctuations in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*. 34(1): 234-248. (in Persian)

Falah Shams, M., & Mousavi Ivanki, S. (2020). Investigating the magnet effect due to price fluctuations and the role of institutional investors in it. *Journal of Financial Knowledge Securities Analysis.* 13 (47): 137-149. (in Persian)

Fallahpour, S., & Mohammadian, Z. (2016). Investigating the effect of magnetism due to the range of price fluctuations in Tehran Stock Exchange. *Investment Knowledge Quarterly*. 5(17): 21-36. (in Persian)

Fama, E., & French, K. (2018). Choosing factors. *Journal of Financial Economics*. 128(2): 234-252. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.02.012.

Fama, E., & French, K. (2017). International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*. 123(3): 441-463. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.11.004.

Fama, E., & French, K. (2015). Dissecting anomalies with a five-factor model. *The Review of Financial Studies*. 29(1): 69–103. https://doi.org/10.1093/rfs/hhv043

Fama, E., & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*. 51(1): 55-84. http://dx.doi.org/10.2307/2329302.

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

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*. 81(3): 607–636.

Ferguson, R. (1988). What to do, or not do, about the markets. *Journal of Portfolio Management*. 14 (2): 14-19.

Gibbons, M., Ross, S., & Shanken, J. (1989). A Test of the efficiency of a given Portfolio. *Econometrica* 57(5): 1121-1152. http://dx.doi.org/10.2307/1913625

Racicot, F. E., & Rentz, W. F. (2016). Testing fama–french's new five-factor asset pricing model: Evidence from robust instruments. *Applied Economics Letters*. 23(6): 444-448. http://dx.doi.org/10.1080/13504851.2015.1080798

Kim, K. A., Liu, H., & Yang, J. J. (2013). Reconsidering price limit effectiveness. *Journal of Financial Research*. 36: 493-518.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*. 47(1): 13-37. http://dx.doi.org/10.2307/1924119

Mahdavi Rad, H. (2020). *The Magnet effect in the Iranian stock market*. Tehran: Nevisandegan Azad.

Margulis, A. S. (1991). Commentary: Circuit breakers in the S&P 500 futures market: Their effect on volatility and price discovery in October 1989. *Review of Futures Markets*. 10: 279–281.

Markowitz, H. (1959). *Portfolio allocation: Efficient divarication of investments*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

Ohlson, J. A., & Bilinski, P. (2015). Risk versus anomaly: A new methodology applied to accruals. *The Accounting Review*. 90(5): 2057–2077. http://dx.doi.org/10.2308/accr-50984

Ping-Hung, H., Yong H. K., & Yang. J. (2009). The magnet effect of price limits: A logit approach. *Journal of Empirical Finance*. 16(5): 830-837.

Salehi, M., Hejazi, R., Talibnia, Q., & Amiri, A. (2019). Provide an adjustment model of capital asset pricing models using financial distress risk and company life cycle. *Journal of Financial Management Strategy*. 7 (24): 95-122. (in Persian) https://doi.org/10.22051/JFM.2018.20342.1668

Sharp, W. F. (1960). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of finance*. 19(3): 425-442.

Sloan, R. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about Future Earnings? *The Accounting Review*. 71(3): 289-315.

Soleimanian, G., Foroughi, d., & Amiri, H. (2019). Expansion of capital asset pricing factor models through pricing of value, momentum and stock quality factors. *Financial Accounting Quarterly*. 11 (44): 37-62. (in Persian)

Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *Review of Economic Studies*. 25(2): 65-86.

Tooma, E. A. (2011). The magnetic attraction of price limits. *International Journal of Business*: 16(1): 35-50.

Wong, W. K., Liu, B., & Zeng, Y. (2009). Can price limits help when the price is falling? Evidence from transactions data on the Shanghai stock exchange. *China Economic Review*. 20: 91-102.

مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال نهم، شماره سوم، شماره پیاپی (۳۴)، پاییز ۱۴۰۰ ص ۶۵-۸۸
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۲۱

مقاله پژوهشی

الگوی تعدیلی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با توجه به عامل اثر ربایشی (آهنربایی) ناشی از حدود دامنهٔ نوسان قیمت سهام

میثم جعفری پور

دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

m.jaffaripour@pnu.ac.ir

محمد رمضان احمدی *

استادیار گروه حسابداری، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

ahmadi_m@scu.ac.ir

اسماعیل مظاهری

استادیار گروه حسابداری، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

e.mazaheri@scu.ac.ir

سید عزیز آرمن

استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

saarman@scu.ac.ir

چکیده

هدف: هدف پژوهش، معرفی «اثر ربایشی ناشی از حدود دامنهٔ نوسان قیمت سهام» به‌عنوان عامل ایجادکنندهٔ صرف ریسک در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) و چندعاملی فاما و فرنچ است.

روش: برای پاسخ به سؤالات پژوهش، از اطلاعات ۱۲۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازهٔ ۱۳۹۸-۱۳۸۹ استفاده شده است. هم‌راستا با پژوهش‌های فاما و فرنچ، از بازده ماهانهٔ سبدها برای تجزیه‌وتحلیل استفاده شده است. در ادامه به کمک رویکرد رگرسیون داده‌های تابلویی و انجام آزمون GRS، عملکرد مدل‌های تعدیل‌شده با اثر ربایشی و مدل‌های متداول در توضیح بازده سهام مقایسه شدند.

نتایج: نتایج پژوهش نشان‌دهندهٔ عامل اثر ربایشی، برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اثرگذار است و بسط مدل‌های موردبررسی پژوهش با این عامل و تشکیل مدل‌های تعدیل شدهٔ متناظر، باعث بهبود عملکرد آنها در توضیح تفاوت بازده سهام می‌شود. نتایج حاکی از آن است که مدل پنج عاملی تعدیل شده با عامل اثر ربایشی در مقایسه با مدل‌های یک، سه و شش عاملی تعدیل شده با عامل اثر ربایشی، عملکرد بهتری نشان می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: مدل‌های چندعاملی، قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بازده موردانتظار، عامل اثر ربایشی.

---

* نویسندهٔ مسئول

جعفری پور، میثم.، رمضان احمدی، محمد.، مظاهری، اسماعیل. و آرمن، سید عزیز. (۱۴۰۱). الگوی تعدیلی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با توجه به عامل اثر ربایشی (آهنربایی) ناشی از حدود دامنهٔ نوسان قیمت سهام. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۹(۳)، ۶۵- ۸۸

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.2022.130725.1699 https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831189.1400.9.3.4.5

مقدمه

بازده سهام از دغدغهٔ سرمایه‌گذاران و معیارهای مهمی است که با توجه به آن، اقدام به خریدوفروش سهام می‌کنند؛ بنابراین تبیین عوامل مؤثر بر بازده سهام اهمیت زیادی دارد. با رشد و توسعهٔ بازارهای مالی و تخصصی‌شدن مقولهٔ سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاران و شاغلان بازارهای مالی نیازمند ابزارها، روش و مدل‌هایی هستند که در انتخاب بهترین سرمایه‌گذاری و مناسب‌ترین سبد به آنها یاری دهد (Salehi, Hejazi, Talibnia and Amiri, 2019). صاحب‌نظران مالی، مدل‌های گوناگونی برای توضیح بازده سهام ارائه کرده‌اند که از آن جمله می‌توان به قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] (CAPM)، نظریهٔ قیمت‌گذاری آربیتراژ[2] (APT)، مدل سه عاملی فاما و فرنچ[3] (1996)، مدل چهار عاملی کارهارت[4] (1997) و مدل‌های پنج عاملی و شش عاملی فاما و فرنچ (2015 و 2018) اشاره کرد. تغییرات پی‌درپی بازارهای مالی و اثرپذیری امور مالی از عوامل متعدد و توسعهٔ این مدل‌ها متناسب با سیستم‌های اقتصادی کشورها، باعث می شود تفاوت در هریک از عوامل بالا، اهمیت و میزان ریسک‌های مرتبط را در هر مدل تغییر دهد. به همین علت، کاربرد این مدل‌ها در کشور ما که سیستم مالیاتی، فرهنگی و اقتصادی متفاوتی دارد، ممکن است نتایج گوناگونی به‌دنبال داشته باشد. در مدل‌های مذکور، عوامل متعددی مانند: اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام، سرمایه‌گذاری و سودآوری شرکت عوامل اثرگذار بر بازده موردانتظار تعریف شده است. پینگ[5] (2009) بیان می‌کند علاوه بر عوامل گفته‌شده، نقدشوندگی نیز بر بازده موردانتظار و ارزشیابی اوراق بهادار اثر می‌گذارد. یکی از عوامل مؤثر بر نقدشوندگی سهام، پدیده‌ای به نام اثر ربایشی[6] ناشی از حدود دامنهٔ نوسان قیمت سهام (از این به بعد به‌اختصار: اثر ربایشی) است. به اعتقاد پینگ (2009) وجود اثر ربایشی باعث کاهش نقدشوندگی می شود و چون نقدشوندگی یکی از مهم‌ترین عوامل در فرآیند ارزیابی اوراق بهادار است، اثر ربایشی نیز در ارزش‌یابی اوراق بهادار تأثیر بسزایی دارد. از این رو، هدف اصلی پژوهش حاضر، دستیابی به یک الگوی تعدیلی از مدل‌های ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با تأکید بر عامل اثر ربایشی و نوآوری پژوهش حاضر نیز توجه به این پدیده و جای‌گذاری آن در مدل‌ها ست. اثر ربایشی، یکی از پیامدهای ایجاد حدود دامنهٔ نوسان در بورس اوراق بهادار بوده و نشان‌دهندهٔ این است که حدود نوسان‌های قیمت (بالا و پایین)، همچون آهنربا عمل می‌کند و قیمت سهام را به سمت خود می‌کشاند (Falah Shams & Eskandari, 2018). وجود این پدیده در بورس اوراق بهادار در پژوهش‌های پینگ و همکاران (2009)، توما[7] (2010)، وونگ[8] (2010) و کیم و یانگ[9] (2013) تأیید شده است. در ایران، مهدوی‌راد (2020)، فلاح شمس و موسوی ایوانکی (2020) و فلاح شمس و اسکندری (2018) پژوهش‌هایی در زمینهٔ اثر ربایشی انجام داده‌اند که اغلب وجود این پدیده را در بورس اوراق بهادار تهران گزارش کرده‌اند؛ اما درک کاملی از ارتباط این پدیده با بازده سهام و نقش آن در مدل‌های قیمت‌گذاری اوراق بهادار وجود ندارند و تاکنون پژوهشی در این زمینه انجام نشده است؛ بنابراین ضروری است به این مسئله توجه شود. بر این اساس سؤال‌های اصلی به این صورت بررسی می شود: آیا عامل اثر ربایشی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اثرگذار است و اعمال آن در مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری، باعث افزایش عملکرد این مدل‌ها در توضیح تفاوت بازده سهام می‌شود؟ آیا توان توضیح‌دهندگی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ تعدیل‌شده با عامل اثر ربایشی، از مدل سه و شش عاملی تعدیل‌شده و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) تعدیل‌شده با عامل اثر ربایشی بیشتر است؟ روش پژوهش به این صورت است که عامل اثر ربایشی به‌عنوان متغیری اثرگذار بر بازده موردانتظار، به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و چندعاملی فاما و فرنچ اضافه شده و عملکرد و قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های جدید (تعدیل‌شده با عامل اثر

---

1. Capital Assets Pricing Model (CAPM)
2. Arbitrage Pricing Theory
3. Fama & French
4. Carhart
5. Ping-Hung
6. Magnet Effect
7. Tooma
8. Wong
9. Kim and Yang

ربایشی) با مدل‌های پیشین مقایسه می شود. احتمال دارد بین شدت اثر ربایشی و بازده موردانتظار سهام ارتباط معناداری وجود داشته باشد؛ یعنی اثر ربایشی را می‌توان به‌عنوان عامل صرف ریسک در مدل‌های قیمت‌گذاری در نظر گرفت. با این استدلال، پیش‌بینی می شود عملکرد و قدرت تو ضیح‌دهندگی مدل‌های تعدیلی نسبت به مدل‌های پیشین افزایش یابد. ساختار پژوهش به این صورت است که در ادامه مطالب به‌ترتیب، مبانی نظری و پیشینه، روش، یافته‌ها، نتایج و پیشنهادهای پژوهش بیان شده است.

مبانی نظری

یکی از زمینه‌های پژوهش در حوزهٔ مالی، یافتن الگوی مناسب قیمت‌گذاری برای دارایی‌ها و روشی برای پیش‌بینی بازده دارایی‌هایی نظیر سهام جهت سرمایه‌گذاری است. در این خصوص دو دیدگاه مطرح بوده است. یکی از آنها عامل ریسک را به‌عنوان تنها عامل توضیحی مناسب برای شرح بازده‌های غیرعادی[1](ناهنجاری) سهام می‌داند و دیگری سعی کرده است از طریق ایجاد تمایز بین ریسک و ناهنجاری‌های اقلام تعهدی براساس معیار اسلوان[2](1996) رابطهٔ منفی بین ناهنجاری‌های اقلام تعهدی و بازده مازاد سهام را توضیح دهد (Ohlson & Bilinski, 2015). دیدگاه اول را مارکویتز[3](1959) و توبین[4](1958) بنا نهادند که بعدها ویلیام شارپ[5] (1960)، لینتنر[6](1965) و بلک[7](1972) با استفاده از نظریهٔ مارکویتز، تلاش های مؤثری برای تبیین مدلی انجام دادند که به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) معروف شد. در این مدل، تنها عامل اثرگذار بر بازده موردانتظار، عامل بازار یا ریسک سیستماتیک است. آزمون‌های مختلفی از سوی بلاک، جنسن و شولز[8](1972) و فاما و مکبث[9](1973) صورت گرفت که نشان می‌دهد مدل تک عاملی قدرت تبیین بازده موردانتظار را ندارد. فاما و فرنچ (1993) پیشگامان این پژوهش‌ها بودند و ضمن انتقاد به مدل تک عاملی (CAPM)، فرض بازار کارا را مطرح و عوامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری را به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اضافه کردند. درنتیجه الگوی سه عاملی آنها باعث افزایش میزان توضیح‌دهندگی مدل و کاهش ضریب بتا با ورود دو متغیر جدید شد. از طرف دیگر، فاما و فرنچ در مدل پنج عاملی (2015) خود، دو عامل جدید شامل سودآوری[10] (RMW) و سرمایه‌گذاری[11](CMA) را اضافه و مدل شش عاملی (2018) را نیز با افزودن عامل مومنتوم[12](WML) به مدل پنج عاملی معرفی کردند. پژوهش‌های انجام‌شده از سوی فاما و فرنچ (2015، 2017 و 2018)، ریسیکات و رنتز[13](2016)، دائویی و بن سلا[14](2017)، چایه و همکاران[15](2015) و عیوض‌لو و همکاران (2020) همگی نشان داد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (2015) بهترین عملکرد را در مقایسه با مدل‌های رقیب دارد و توان توضیحی نسبت‌به سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها بیشتر است. عیوض‌لو و همکاران (2020) به این نتیجه رسیدند که قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها تا حد بسیار زیادی به نحوهٔ گزینش عوامل آن بستگی دارد. تاکنون در بورس اوراق بهادار تهران پژوهش‌هایی در زمینهٔ اصلاح و بسط مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری انجام شده است. اعلمی‌فر و همکاران (2020) عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری، سلیمانیان و همکاران (2019) عوامل ارزش، مومنتوم[16] و کیفیت سهام و صالحی

---

1. Anomalies
2. Sloan
3. Markowitz
4. Tobin
5. William Sharpe
6. Lintner
7. Black
8. Black Jensen and Scholes
9. Fama and Mac Beth
10. Robust Minus Weak Operation
11. Conservative Minus Aggressive Investment
12. Winner Minus Loser Operation
13. Racicot and Rentz
14. Dhaoui and Bensalah
15. Chiah
16. Momentum

و همکاران (2019) عامل ریسک درماندگی مالی را به مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری اضافه کردند و در تمامی موارد، قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها افزایش پیدا کرد.

نوسان‌های بیش از اندازهٔ قیمت در بورس اوراق بهادار که به‌طور معمول ناشی از نبود تعادل در عرضه و تقاضا، معاملات سفته‌بازی[1] و رفتارهای هیجانی سرمایه‌گذاران است، باعث قیمت‌گذاری نادرست و انحراف قیمت سهام از ارزش واقعی آن می‌شود. برای کنترل نوسان‌های قیمت در بازارهای مالی، از سازوکارهای متفاوتی استفاده می‌شود. یکی از این سازوکارها، دامنهٔ نوسان‌های قیمت است. طبق مطالعات صورت‌گرفته، موافقان سازوکار دامنهٔ نوسان، آن را برای کاهش نوسان‌های اضافی قیمت و واکنش بیش از حد سرمایه‌گذاران مؤثر دانسته‌اند. در مقابل، مخالفان بر این باورند دامنهٔ نوسان قیمت، مسائلی همچون تسری نوسان‌های، تأخیر در فرآیند کشف قیمت، تداخل در معاملات و ایجاد اثر ربایشی را به‌دنبال دارد (Falah Shams & Eskandari, 2018). زمانی که قیمت‌ها به آستانه‌های مجاز بالا یا پایین نزدیک می‌شود، معامله‌گران به علت ترس از عدم نقدشوندگی و توانایی در انجام معاملات، قفل شدن در موقعیت معاملاتی خود و ماندن در صف‌های خرید و فروش، ترغیب می‌شوند تا عرضه و تقاضای خود را در دامنه‌های مجاز ارائه کنند و انجام معاملات خود را سرعت بخشند؛ زیرا اگر قیمت‌ها به آستانه‌های مجاز برسد، صف خرید یا فروش تشکیل می‌شود و امکان انجام‌دادن معاملات در آن روز وجود ندارد. این امر باعث رسیدن قیمت‌ها به آستانهٔ خود می‌شود. درنتیجه هنگامی که قیمت‌ها به آستانه‌های مجاز نزدیک شود، حدود نوسان همانند آهنربا عمل می‌کند و قیمت‌ها را هرچه بیشتر به‌سمت خود می‌کشاند (Fallahpour & Mohammadian, 2016). وونگ (2009) بیان می‌کند هرچه قیمت به آستانهٔ بالاتر نزدیک‌تر شود، قیمت سهام با نرخ‌های سریع‌تری افزایش می‌یابد. فلاح شمس و ایوانکی (2020) نیز بیان می‌کنند یکی از پیامدهای استفاده از حدود نوسان قیمت سهام، ایجاد اثر ربایشی است و یکی از دلایل بروز این پدیده این است که معامله‌گران به‌دلیل ترس از محدودیت در نقدشوندگی یا قفل شدن خریدوفروش به‌وا سطهٔ محدودیت قیمتی، از استراتژی‌های تهاجمی استفاده می‌کنند و این رویه می‌تواند باعث تغییرات در حجم معاملات شود. مهدوی‌راد (2020) نیز معتقد است یکی از دلایل ایجاد اثر ربایشی، عامل رفتاری سرمایه‌گذاران است که ناشی از تأثیر روانی دامنهٔ مجاز نوسان بر معاملات در نزدیک شدن به حد مجاز است. معامله‌گران انتظار دارند قیمت به سقف یا کف برسد و همین انتظار، سبب سرعت‌گرفتن حرکت قیمت به‌سمت حدود مجاز می‌شود. درواقع، اثر ربایشی نشان‌دهندهٔ رفتار توده‌واری[2] سرمایه‌گذاران است که در صورت احتمال وجود مانعی در معاملات، باعث افزایش فعالیت‌های معاملاتی و تطابق‌نداشتن بین سفارش‌های خریدوفروش و کشاندن قیمت به آستانهٔ مجاز می‌شود. اثر ربایشی از دو بُعد قابل توضیح است: عدم نقدشوندگی[3] سهام و رفتار سرمایه‌گذاران. هنگامی که قیمت به آستانه‌های مجاز می‌رسد و احتمال ایجاد صف‌های خریدوفروش و قفل شدن معاملات افزایش می‌یابد، معامله‌گران از ترس موفق‌نشدن در انجام معاملات خود، از استراتژی‌های معاملاتی بهینه صرف‌نظر می‌کنند و به انجام‌دادن معاملات خود سرعت می‌بخشند. مارگولیس[4] (1991) در این رابطه بیان می‌کند شرکت‌کنندگان بازار که در حالت عادی نقدینگی خود را وارد بازار می‌کنند، در صورت احتمال وجود یک مانع در معاملات خود، از بازار خارج می‌شوند. آنها با تغییر استراتژی معاملاتی از ریسک عدم نقدشوندگی اجتناب می‌کنند. فرگاسن[5] (1988) نیز اشاره دارد هر سرمایه‌گذاری که قصد فروش سهام خود را دارد یا نیازمند نقدینگی است، با دیدن اولین علائم توقف یا ایجاد مانع در معاملات، به‌سرعت عکس‌العمل نشان می‌دهد و سعی می‌کند هرچه سریع‌تر سهام خود را بفروشد. رفتار تهاجمی معامله‌گرانی که سعی دارند با انجام‌دادن معاملات، از خود محافظت کنند، باعث افزایش نوسان‌ها و حجم معاملات می‌شود. رفتار توده‌واری سرمایه‌گذاران در صورت احتمال وجود مانعی در معامله‌ها، باعث افزایش فعالیت‌های معاملاتی و تطابق‌نداشتن بین سفارش‌های خریدوفروش و کشاندن قیمت به‌سمت آستانه‌های مجاز می‌شود.

---

1. Speculation
2. Herding behavior
3. Illiquidity
4. Margulis
5. Furguson

وجود حد نوسان قیمت در بازار انگیزهٔ انجام‌دادن معامله‌ها را به معامله‌گران می‌دهد و در نزدیکی آستانه‌های مجاز، این انگیزه باعث افزایش نوسان‌ها و حجم معامله‌ها و اثر ربایشی می‌شود. پینگ و همکاران (2009) معتقدند وجود اثر ربایشی، باعث کاهش نقد شوندگی می شود و از آنجا که نقد شوندگی یکی از مهم‌ترین عوامل در فرآیند ارزیابی اوراق بهادار ا ست، اثر ربای شی در ارزش اوراق بهادار تأثیر بسزایی دارد. کیم و یانگ (2013) نیز معتقدند حدود نوسان قیمت سهام به‌جای ایفای نقش تثبیتی و آرام‌کنندهٔ بازار، می‌تواند باعث اثر ربایشی شود و قیمت را به سمت حدود نو سان سوق دهد. زمانی که قیمت به سمت حدود نو سان حرکت می‌کند، معامله‌گران به دلیل ترس از اینکه با رسیدن قیمت به حدود نوسان، سفارش‌ها انجام‌نشده باقی بماند، فعالیت معاملاتی خود را سرعت می‌دهند. آنها نتیجه گرفتند وجود پدیدهٔ اثر ربایشی موجب افزایش پدیدهٔ فرا واکنشی شده و در تعیین قیمت اوراق بهادار اثرگذار است. توما (2010) برای نخستین بار از مدل لاجیت برای اندازه‌گیری شدت اثر ربایشی استفاده کرد و به وجود پدیدهٔ اثر ربایشی در بورس اوراق بهادار مصر پی برد که در آن دامنهٔ نوسان ۵ درصدی اعمال می‌شد. از این رو، در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری شدت اثر ربایشی بین شرکت‌های مورد برر سی در بورس اوراق بهادار تهران، از مدل توما ا ستفاده شده ا ست. با توجه به مطالب گفته شده، سؤالات پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده است:

سؤال اول: آیا عامل اثر ربایشی، برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اثرگذار است و اعمال آن در مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری، باعث افزایش عملکرد این مدل‌ها در توضیح تفاوت بازده سهام می‌شود؟

سؤال دوم: آیا توان توضیح‌دهندگی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ تعدیل‌شده با عامل اثر ربایشی، از مدل سه و شش عاملی تعدیل‌شده و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) تعدیل‌شده با عامل اثر ربایشی بیشتر است؟

روش پژوهش

داده‌های پژوهش شامل اطلاعات صورت‌های مالی حسابر سی شدهٔ شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران و اطلاعات واقعی بازار همگی از طریق نرم‌افزار ره‌آورد نوین جمع‌آوری شده است. برای دسته‌بندی داده‌ها از نرم‌افزار اکسل و برای تجزیه‌وتحلیل و استخراج نتایج از نرم‌افزار Eviews استفاده شده است. دورهٔ زمانی پژوهش از سال ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۸ است و برای برآورد مدل‌ها و تحلیل نتایج، از بازده ماهانهٔ سهام شرکت‌ها استفاده شده است. جامعهٔ آماری، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که شرایط زیر را دارند: تا قبل از سال ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و برای قابل مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند باشد؛ در طول دورهٔ پژوهش، تغییر سال مالی نداده باشد؛ برای جلوگیری از مشکلات ناشی از حجم پایین معامله و احتمال ایجاد بازده‌های متفاوت، معاملات سهام آنها طی دورهٔ پژوهش، بیش از سه ماه از سال در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد؛ کلیهٔ داده‌های پژوهش برای شرکت‌های مورد بررسی موجود و در دسترس باشد؛ برای جلوگیری از محاسبهٔ مضاعف و از سوی دیگر تفاوت در روش‌های حسابداری موردا ستفاده، جزء شرکت‌های فعال در صنعت وا سطه‌گری مالی اعم از بانک‌ها، بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ‌ها نبا شد؛ به دلیل اینکه تفسیر نسبت منفی ارزش دفتری به ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام مشکل ساز ا ست، شرکت‌ها ارزش دفتری منفی نداشته با شد. با توجه به معیارهای مطرح شده، تعداد ۱۲۰ شرکت، نمونه‌هایی را برای تجزیه‌وتحلیل آماری به شرح جدول ۱ تشکیل داده است.

جدول (۱) نحوهٔ انتخاب نمونه

Table (1) Sample selection

شرح	تعداد شرکت
تعداد کل شرکت‌های بورس اوراق بهادار در دورهٔ زمانی پژوهش	۵۳۶
شرکت‌هایی که سال مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه نیست	(۱۵۶)
شرکت‌هایی که در طول دورهٔ پژوهش تغییر سال مالی داده‌اند	(۱۵)
شرکت‌هایی که بیش از ۳ ماه از سال سهامشان در بورس اوراق بهادار معامله نشده و نماد آنها بسته بوده است	(۲۱)
شرکت‌هایی که جزء صنعت سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، واسطه‌گری مالی یا بیمه هستند	(۱۸۴)
شرکت‌هایی که ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی دارند	(۱۸)
شرکت‌هایی که داده‌های آنها در طول دورهٔ پژوهش موجود نیست	(۲۲)
تعداد شرکت‌های انتخاب‌شده	۱۲۰

با توجه به شرایط بالا، تعداد ۱۲۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ شامل ۱۲۰ ماه انتخاب و درمجموع اطلاعات ۱۴۴۰۰ ماه – شرکت (۱۲۰*۱۲۰) بررسی شده است. مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری برای پاسخ به سؤالات پژوهش به شرح جدول ۲ است.

جدول (۲) مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

Table (2) Multi-factor Capital Assets Pricing models

نام مدل	منبع	مدل	نماد مدل	تصریح مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری
یک عاملی	شارپ (1960)	مدل (۱)	CAPM	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + \varepsilon_{it}$
سه عاملی فاما و فرنچ	فاما و فرنچ (1993)	مدل (۲)	FF3	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \varepsilon_{it}$
پنج عاملی فاما و فرنچ	فاما و فرنچ (2015)	مدل (۳)	FF5	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + r_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + \varepsilon_{it}$
شش عاملی فاما و فرنچ	فاما و فرنچ (2018)	مدل (٤)	FF6	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + r_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + w_i(WML_t) + \varepsilon_{it}$
یک عاملی + عامل اثر ربایشی	ایدهٔ پژوهش	مدل (۵)	CAPM+MEF	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + m_i(MEF_t) + \varepsilon_{it}$
سه عاملی فاما و فرنچ + عامل اثر ربایشی	ایدهٔ پژوهش	مدل (٦)	FF3+MEF	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + m_i(MEF_t) + \varepsilon_{it}$
پنج عاملی فاما و فرنچ + عامل اثر ربایشی	ایدهٔ پژوهش	مدل (۷)	FF5+MEF	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + r_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + m_i(MEF_t) + \varepsilon_{it}$
شش عاملی فاما و فرنچ + عامل اثر ربایشی	ایدهٔ پژوهش	مدل (۸)	FF6+MEF	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + r_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + w_i(WML_t) + m_i(MEF_t) + \varepsilon_{it}$

در این روابط، MKT عامل بازار، SMB عامل اندازه[1]، HML عامل ارزش[2]، RMW عامل سودآوری، CMA عامل سرمایه‌گذاری، WML عامل مومنتوم و MEF عامل اثر ربایشی[3] است. مشابه پژوهش فاما و فرنچ (2015)، بازده اضافی ماهانهٔ سبدها، برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و با $(R_{i,t}^{p} - R_{ft})$ نشان داده شده است. $R_{i,t}^{p}$ بازده ماهانهٔ سبد و R_{ft} نرخ بازده بدون ریسک و برابر با نرخ سود اوراق مشارکت دولتی در ماه t است. بازده ماهانهٔ سبد، برابر میانگین موزون نرخ‌های بازده سهام موجود در آن سبد است و در رابطهٔ ۱ نشان داده شده است.

$$R_{i,t}^{p} = \sum_{i=1}^{n} R_{it} W_{it} \qquad \text{رابطهٔ (۱)}$$

R_{it} نرخ بازده سهم i در ماه t و W_i وزن تخصیص‌یافته به آن سهم در سبد است که برابر با ارزش بازار آن سهم نسبت‌به ارزش بازار سبد است و در آن رابطهٔ ۲ برقرار است:

$$\sum_{i=1}^{n} W_{it} = 1 \qquad \text{رابطهٔ (۲)}$$

متغیر مستقل در این پژوهش، عامل اثر ربایشی (MEF) است. در پایان هر سال، شدت اثر ربایشی ناشی از حدود دامنهٔ نوسان قیمت سهام برای هر شرکت محاسبه شده و به تبعیت از روش فاما و فرنچ (1993، 2015 و 2018)، سبدها به‌صورت سهامی با اثر ربایشی قوی در حدود نوسان (۳۰ درصد مقادیر بالا (M)) و سهامی با اثر ربایشی ضعیف در حدود نوسان (۳۰ درصد مقادیر پایین (F)) تشکیل شده و تا پایان سال بعد نگهداری می‌شود. تفاوت بین میانگین بازده سبدهای متشکل از سهام شرکت‌های با اثر ربایشی قوی (M) و سبدهای متشکل از شرکت‌های با اثر ربایشی ضعیف (F) را عامل اثر ربایشی می‌نامند. برای محاسبهٔ متغیر شدت اثر ربایشی، از مدل توما (2010) استفاده شده است. داده‌های روزانه، در بررسی اثر ربایشی بااهمیت تلقی می‌شود؛ زیرا قیمت پایانی هر روز، تعیین‌کنندهٔ حداقل و حداکثر قیمت مجاز در روز بعد خواهد بود. در مدل توما رابطهٔ بازده روزانه با احتمال رسیدن قیمت پایانی به آستانهٔ مجاز سنجیده می شود و فرض بر این است با وجود حد نوسان، هر اندازه احتمال برابر شدن بازده یک‌روزه با مقدار دامنهٔ مجاز نوسان بیشتر باشد، شدت اثر ربایشی نیز بیشتر است. در مدل توما، یک رگرسیون برای هریک از شرکت‌ها که متغیر وابستهٔ آن احتمال و شانس رسیدن قیمت سهم به آستانه‌هاست، طبق رابطهٔ ۳ در نظر گرفته می‌شود.

$$Odds(LH_t = 1) = \alpha + \varphi_0 R_t^{night} + \psi_1 R_{t-1}^{day} + \varphi_1 R_{t-1}^{night} + \psi_2 R_{t-2}^{day} + \varphi_2 R_{t-2}^{night} + \gamma VOL_t + +\varepsilon \qquad \text{رابطهٔ (۳)}$$

روش محاسبهٔ شدت اثر ربایشی به این صورت است که ابتدا داده‌های معاملات روزانهٔ تمامی شرکت‌ها در بازهٔ زمانی پژوهش که شامل قیمت باز شدن، حداقل، حداکثر و قیمت بسته شدن روزانهٔ سهام است، استخراج و سپس داده‌های مربوط به تاریخ‌هایی که معاملات مالکانه (مثل تجزیه سهام، سود سهمی و غیره) رخ داده، حذف شده است. پس از آن متغیرهای مدل توما (2010) برای هرکدام از شرکت‌ها، در بازهٔ زمانی پژوهش برای انجام رگرسیون لاجیت، به شکل زیر محاسبه شده است:

LH_t: متغیر وابسته شامل احتمال و شانس رسیدن قیمت پایانی سهم به آستانه‌های مجاز قیمت (بالا و پایین) آن سهم است که توسط متغیری مجازی با مقادیر صفر و یک بیان می‌شود. اگر قیمت پایانی سهم به یکی از آستانه‌های مجاز قیمت رسیده باشد، متغیر وابسته برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر است. هرگاه بازده ناشی از قیمت بسته شدن سهم در روز جاری نسبت‌به قیمت

[1]. Small Minus Big (SMB)
[2]. High Minus Low book to market (HML)
[3]. Magnet Effect Factor (MEF)

بسته‌شدن آن سهم در روز قبل[1] برابر با درصد مجاز نوسان روزانهٔ سهم (جدول ۳) باشد، به این معنی است که قیمت پایانی به یکی از آستانه‌های مجاز قیمت رسیده است.

جدول (۳) تاریخچهٔ دامنهٔ مجاز نوسان در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ پژوهش

Table (3) The history of the permitted range of fluctuations in the Tehran Stock Exchange during the research period

بازهٔ زمانی	دامنهٔ مجاز نوسان قیمت
از ۱۳۸۷/۲/۲۱ تا ۱۳۸۸/۸/۱۶	دامنهٔ نوسان متقارن ۳ درصدی
از ۱۳۸۸/۸/۱۶ تا ۱۳۸۹/٤/۷	دامنهٔ نوسان متقارن ۳/۵ درصدی
از ۱۳۸۹/٤/۷ تا ۲ خرداد ۱۳۹٤	دامنهٔ نوسان متقارن ٤ درصدی
از ۲ خرداد ۱۳۹٤ تا بهمن ۱۳۹۹	دامنهٔ نوسان متقارن ۵ درصدی

با توجه به دامنهٔ مجاز نوسان قیمت سهام طی دورهٔ زمانی پژوهش (جدول ۳)، در محاسبهٔ متغیر وابستهٔ مدل توما (LH_t)، به‌صورت زیر عمل شده است (جدول ٤):

جدول (٤) نحوهٔ محاسبهٔ متغیر وابستهٔ مدل توما

Table (4) How to calculate the dependent variable of the Thoma's model

بازهٔ زمانی	بازده ناشی از قیمت بسته‌شدن سهم در روز جاری نسبت‌به روز قبل (Close to Close)	LH_t
۱۳۸۸/۱/۱ تا ۱۳۸۸/۸/۱۵	اگر مساوی منفی ۳ یا مثبت ۳ درصد باشد	برابر ۱ و در غیر این صورت صفر است
۱۳۸۸/۸/۱۶ تا ۱۳۸۹/٤/٦	اگر مساوی منفی ۳/۵ یا مثبت ۳/۵ درصد باشد	برابر ۱ و در غیر این صورت صفر است
۱۳۸۹/٤/۷ تا ۱۳۹٤/۳/۱	اگر مساوی منفی ٤ یا مثبت ٤ درصد باشد	برابر ۱ و در غیر این صورت صفر است
۱۳۹٤/۳/۲ تا ۱۳۹۸/۱۲/۲۹	اگر مساوی منفی ۵ یا مثبت ۵ درصد باشد	برابر ۱ و در غیر این صورت صفر است

متغیر اصلی مستقل در این مدل، بازده یک‌روزه است (بازده بسته شدن تا بازگشایی قیمت)[2] که با علامت R_t^{night} نشان داده شده است و طبق رابطهٔ ٤ محاسبه می‌شود:

$$R_t^{night} = \ln\left(\frac{open_t}{close_{t-1}}\right) \quad \text{رابطهٔ (٤)}$$

متغیرهای بازده وقفه‌دار با R_{t-j}^{night} و R_{t-j}^{day} نشان داده شده و دلیل استفاده از آنها همبستگی مثبت میان بازده‌ها در بازارهای نوظهور است. این متغیرها باعث ایجاد تمایز در شناخت اثر مومنتوم[3] و ربایشی می شود. j نشان‌دهندهٔ روزهای معاملاتی قبل از روز جاری است. توما در مدل خود محاسبهٔ متغیرهای بازده وقفه‌دار را تا دو روز قبل از روز جاری کافی می‌داند ($j = 1,2$). این متغیرها طبق رابطهٔ ۵ و ٦ محاسبه می‌شود:

$$R_{t-1}^{day} = \ln\left(\frac{close_{t-1}}{open_{t-1}}\right) \quad \text{و} \quad R_{t-2}^{day} = \ln\left(\frac{close_{t-2}}{open_{t-2}}\right) \quad \text{رابطهٔ (۵)}$$

$$R_{t-1}^{night} = \ln\left(\frac{open_{t-1}}{close_{t-2}}\right) \quad \text{و} \quad R_{t-2}^{night} = \ln\left(\frac{open_{t-2}}{close_{t-3}}\right) \quad \text{رابطهٔ (٦)}$$

[1]. Close to Close return
[2]. Close to Open return
[3]. momentum effects

در روابط بالا، $open_t$ قیمت بازگشایی سهم و $close_t$ قیمت بسته شدن سهم در هر روز معاملاتی است. متغیر مستقل دیگر، نوسان‌های قیمت است. از آنجا که میان بازده‌ها همبستگی وجود دارد، احتمال دارد نوسان‌های شدید قیمت در یک روز بر احتمال رسیدن قیمت به آستانه‌ها در روزهای بعدی مؤثر باشد. بنابراین باید برای تعدیل این مسئله، متغیر بالا وارد مدل شود. این متغیر با استفاده از داده‌های مربوط به بالاترین و پایین‌ترین قیمت هر روز به شکل رابطهٔ ۷ و ۸ محاسبه می‌شود:

$$VOL_t = \sum_{i=1}^{20} HLSpread_{t-i} \qquad \text{رابطهٔ (۷)}$$

$$HLSpread_t = \left(\frac{hight_t - low_t}{0.5(hight_t + low_t)}\right) \qquad \text{رابطهٔ (۸)}$$

$hight_t$ حداکثر قیمت و low_t حداقل قیمت سهم در هر روز معاملاتی است. پس از محاسبهٔ متغیرهای مدل توما برای هر سال-شرکت، از آنجا که مناسب‌ترین روش برای تخمین مدل‌هایی با متغیر وابسته به شکل صفر و یک، مدل لاجیت است، مدل اصلی توما در قالب یک پنل لاجیت برای هر شرکت هر سال اجرا شده است (با توجه به بررسی ۱۲۰ شرکت در یک دورهٔ ده‌ساله، ۱۲۰۰ مدل رگرسیونی لاجیت تخمین زده شده است) و قدر مطلق ضریب متغیر مستقل اصلی (R_t^{night})، به‌عنوان شدت اثر ربایشی سهام هر شرکت در آن سال در نظر گرفته شده است.

متغیرهای کنترلی در این پژوهش برگرفته از پژوهش‌های فاما و فرنچ (1993، 2015 و 2018) شامل عوامل بازار (MKT)، اندازه (SMB)، ارزش (HML)، سودآوری (RMW)، سرمایه‌گذاری (CMA) و مومنتوم (WML) است و برای جلوگیری از تأثیر متغیرهای مدل اصلی بر یکدیگر، از شیوهٔ سبدسازی استفاده شده است. عامل بازار از تفاوت بازده ماهانهٔ بازار و نرخ بازده ماهانه بدون ریسک به دست آمده است. برای محاسبهٔ عوامل اندازه، ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری، مشابه پژوهش فاما و فرنچ (2015) در پایان هر سال، شرکت‌ها براساس چهار متغیر اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام، سودآوری و سرمایه‌گذاری رتبه‌بندی شده‌اند. متغیر اندازه از طریق لگاریتم ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام (حاصل‌ضرب تعداد سهام در ارزش بازاری هر سهم در پایان هر سال) و متغیر ارزش از طریق نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام (B/M) محاسبه شده است. متغیر سودآوری از تقسیم سود عملیاتی منهای هزینهٔ مالی سال قبل، بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام سال قبل و متغیر سرمایه‌گذاری نیز از طریق تقسیم تغییر کل دارایی‌های یک سال مالی نسبت‌به دو سال مالی قبل بر کل دارایی‌های دو سال مالی قبل به دست آمده است. سپس شرکت‌ها براساس متغیر اندازه، به دو گروه شرکت‌های کوچک (S) که ارزش بازار آنها کمتر از حد میانه و شرکت‌های بزرگ (B) که ارزش بازار آنها بزرگ‌تر از حد میانه است، تقسیم شدند. با توجه به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، شرکت‌ها به سه گروه با ارزش بالا (۳۰ درصد مقادیر بالا (H))، متوسط (۴۰ درصد مقادیر وسط (M)) و پایین (۳۰ درصد مقادیر پایین (L)) و از نظر سودآوری به سه گروه با سودآوری قوی (R)، متوسط (M) و ضعیف (W) و با توجه به متغیر سرمایه‌گذاری، به سه گروه با سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه (C)، متعادل (M) و جسورانه (A) طبقه‌بندی شدند. برای محاسبهٔ عامل مومنتوم، مشابه پژوهش فاما و فرنچ (2018) در پایان هر سال، شرکت‌ها براساس بازده شش ماه گذشته به‌ترتیب صعودی رتبه‌بندی شده و سپس به سه گروه با بهترین عملکرد (۳۰ درصد مقادیر بالا (W))، متوسط (۴۰ درصد مقادیر وسط (M)) و بدترین عملکرد (۳۰ درصد مقادیر پایین (L)) تقسیم شدند. از برهم‌کنش عامل اندازه با چهار عامل دیگر، در پایان هر سال ۲۴ سبد تشکیل شده و تا پایان سال بعد نگهداری می‌شود (جدول ۵). سپس بازده مازاد ماهانهٔ سبدهای بالا محاسبه می‌شود و متغیرهای کنترلی برای هر ماه به دست می‌آید:

جدول (۵) اطلاعات مربوط به سبدهای تشکیل‌شده در هر دوره

Table (5) Information about the portfolios formed in each period

سبد	نماد	شرح
۱	S_L	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است
۲	S_M	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است
۳	S_H	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است
٤	B_L	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است
٥	B_M	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است
٦	B_H	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است
۷	S_R	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و سودآوری قوی دارند
۸	S_M	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و سودآوری متوسط دارند
۹	S_W	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و سودآوری ضعیف دارند
۱۰	B_R	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و سودآوری قوی دارند
۱۱	B_M	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و سودآوری متوسط دارند
۱۲	B_W	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و سودآوری ضعیف دارند
۱۳	S_A	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و سرمایه‌گذاری جسورانه دارند
١٤	S_M	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و سرمایه‌گذاری متوسط دارند
١٥	S_C	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه دارند
١٦	B_A	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و سرمایه‌گذاری جسورانه دارند
١٧	B_M	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و سرمایه‌گذاری متوسط دارند
١٨	B_C	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه دارند
١٩	S_W	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و بهترین عملکرد را دارند
٢٠	S_M	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و عملکرد متوسط دارند
٢١	S_L	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و بدترین عملکرد را دارند
٢٢	B_W	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و بهترین عملکرد را دارند
٢٣	B_M	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و عملکرد متوسط دارند
٢٤	B_L	شامل شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و بدترین عملکرد را دارند

به‌طور خلاصه، متغیرهای به‌کاررفته در پژوهش و شیوهٔ اندازه‌گیری آنها به شرح جدول ٦ است:

جدول (٦) متغیرهای پژوهش و شیوهٔ اندازه‌گیری آنها

Table (6) Research variables and measuring methods

نام متغیر	شیوهٔ اندازه‌گیری	نماد متغیر و رابطهٔ ریاضی محاسبهٔ آن	منبع
بازده اضافی ماهانهٔ سبدها	تفاوت بازده ماهانهٔ سبدها و نرخ بازده بدون ریسک ماهانه	$R_{i,t}^{p} - R_{ft}$	فاما و فرنچ (2015)
عامل بازار	تفاضل بازده ماهانهٔ بازار و نرخ بازده بدون ریسک ماهانه	$MKT_t = (R_{mt} - R_{ft})$	فاما و فرنچ (2015)
عامل اندازه	تفاوت بین میانگین بازده سبدهای متشکل از سهام شرکت‌های کوچک (S) و سبدهای متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ (B)	$SMB_{B/M} = \left(\frac{S_L + S_M + S_H}{3}\right) - \left(\frac{B_L + B_M + B_H}{3}\right)$ $SMB_{OP} = \left(\frac{S_R + S_M + S_W}{3}\right) - \left(\frac{B_R + B_M + B_W}{3}\right)$ $SMB_{INV} = \left(\frac{S_A + S_M + S_C}{3}\right) - \left(\frac{B_A + B_M + B_C}{3}\right)$ $SMB = \left(\frac{SMB_{B/M} + SMB_{OP} + SMB_{INV}}{3}\right)$	فاما و فرنچ (2015)
عامل ارزش	تفاوت بین میانگین بازده سبدهای متشکل از سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (H) و سبدهای متشکل از شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (L)	$HML = \left(\frac{S_H + B_H}{2}\right) - \left(\frac{S_L + B_L}{2}\right)$	فاما و فرنچ (2015)
عامل سودآوری	تفاوت بین میانگین بازده سبدهای متشکل از سهام شرکت‌های با قابلیت سودآوری قوی (R) و سبدهای متشکل از شرکت‌های با سودآوری ضعیف (W)	$RMW = \left(\frac{S_R + B_R}{2}\right) - \left(\frac{S_W + B_W}{2}\right)$	فاما و فرنچ (2015)
عامل سرمایه‌گذاری	تفاوت بین میانگین بازده سبدهای متشکل از سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه (C) و سبدهای متشکل از شرکت‌های با سرمایه‌گذاری جسورانه (A)	$CMA = \left(\frac{S_C + B_C}{2}\right) - \left(\frac{S_A + B_A}{2}\right)$	فاما و فرنچ (2015)
عامل مومنتوم	تفاوت بین میانگین بازده سبدهای متشکل از سهام شرکت‌های با بهترین عملکرد (W) و سبدهای متشکل از شرکت‌های با بدترین عملکرد (L)	$WML = \left(\frac{S_W + B_W}{2}\right) - \left(\frac{S_L + B_L}{2}\right)$	فاما و فرنچ (2018)
عامل اثر ربایشی	تفاوت بین میانگین بازده سبدهای متشکل از سهام شرکت‌هایی با اثر ربایشی قوی در حدود نوسان (M) و سبدهای متشکل از شرکت‌هایی با اثر ربایشی ضعیف در حدود نوسان (F)	از طریق تخمین مدل توما (۲۰۱۰) محاسبه می‌شود که در بالا اشاره شد	توما (2010)

یافته‌ها

اولین قدم در سازمان‌دهی داده‌ها، مرتب‌کردن آنها براساس یک ملاک منطقی و سپس استخراج شاخص‌های مرکزی و پراکندگی است. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۷ ارائه شده است:

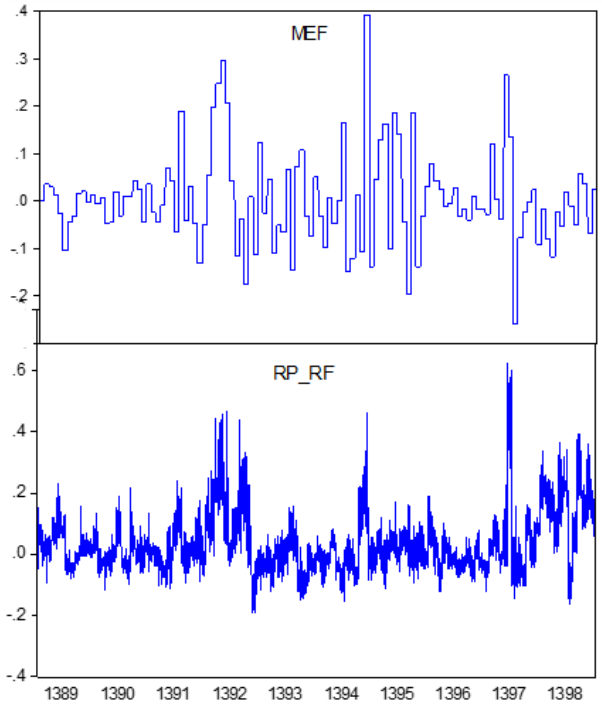
جدول (۷) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

Table (7) Descriptive statistics of the research variables

نام متغیر	نماد متغیر	نوع	دوره	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	آمارهٔ جارک برا
بازده اضافی سبدها	$R_p - R_f$	وابسته	ماهانه	۰/۰۳٤	۰/۰۰۹	−۰/۱۹	۰/٦۲	۰/۱۰	۲/ ۸٤ (۰/۰۹)
عامل اثر ربایشی	MEF	مستقل	ماهانه	۰/۰۰۳	−۰/۰۰۵	−۰/۲٦	۰/۳۹	۰/۰۹۹	۸۰۳ (۰/۰۰)
عامل بازار	MKT	کنترل	ماهانه	۰/۰۱۸	۰/۰۰۷	−۰/۱۲	۰/۲٤	۰/۰٦۸	۱۹۷ (۰/۰۰)
عامل اندازه	SMB	کنترل	ماهانه	۰/۰۱۷	۰/۰۱۲	−۰/۰۸	۰/۱٦	۰/۰٤	۲۷۰ (۰/۰۰)
عامل ارزش	HML	کنترل	ماهانه	۰/۰۱۲	۰/۰۰۸	−۰/۰۸	۰/۱٤	۰/۰٤۷	٦۵ (۰/۰۰)
عامل سرمایه‌گذاری	CMA	کنترل	ماهانه	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	−۰/۲۳	۰/۱۲	۰/۰٤۸	۲۷٤ (۰/۰۰)
عامل سودآوری	RMW	کنترل	ماهانه	۰/۰۰۷	۰/۰۰۹	−۰/۱۵	۰/۱۹	۰/۰۵۷	۱۱۹ (۰/۰۰)
عامل مومنتوم	WML	کنترل	ماهانه	−۰/۰۰۵	−۰/۰۰۲	−۰/۲۲	۰/۱۲۵	۰/۰٤۵	۳۱۲ (۰/۰۰)
متغیر وابستهٔ توما	LH_t	اولیه	روزانه	۰/۰۱۲	۱	۰	۱	۰/۱۱۲	۳۰٦ (۰/۰۰)
بازده یک‌روزه	R_t^{night}	اولیه	روزانه	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰	−۰/۳۸۰	۰/٤۰۵	۰/۰۳۱	۱۱٤ (۰/۰۰)
بازده وقفه‌دار	R_{t-1}^{day}	اولیه	روزانه	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	−۰/۰۷	۰/۰۸۲	۰/۰۲٤	۱۸٦ (۰/۰۰)
بازده وقفه‌دار	R_{t-1}^{night}	اولیه	روزانه	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	−۰/۲۵۸	۰/٦۳٤	۰/۰۳۲	۲۰۸ (۰/۰۰)
بازده وقفه‌دار	R_{t-2}^{day}	اولیه	روزانه	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰	−۰/۱٦۳	۰/۰۸٦	۰/۰۲۱	۲۵٦ (۰/۰۰)
بازده وقفه‌دار	R_{t-2}^{night}	اولیه	روزانه	۰/۰۰٤	۰/۰۰۲	−۰/۱۸٤	۰/۲۱۸	۰/۰۲۱	۳۱۱ (۰/۰۰)
نوسان‌های قیمت	VOL_t	اولیه	روزانه	۰/٤٤۲	۰/٤۲۰	۰/۰۰	۱/۱٤	۰/۲۲۸	۱۰۸ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت‌های کوچک با ارزش دفتری به بازار پایین	S_L	اولیه	ماهانه	۰/۰۳٤	۰/۰۱٤	−۰/۱٤٦	۰/۳۹۳	۰/۱۰٤	۳۸ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت‌های کوچک با ارزش دفتری به بازار متوسط	S_M	اولیه	ماهانه	۰/۰٤۰	۰/۰۱۲	−۰/۱۲۳	۰/٤۹۸	۰/۱۰۳	۹۹ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت‌های کوچک با ارزش دفتری به بازار بالا	S_H	اولیه	ماهانه	۰/۰٤۷	۰/۰۱۳	−۰/۱٤۰	۰/٦۲٤	۰/۱۱۷	۱۷۹ (۰/۰۰)
بازده شرکت‌های کوچک با سودآوری قوی	S_R	اولیه	ماهانه	۰/۰٤۸	۰/۰۱۹	−۰/۱۹۳	۰/۵٦۰	۰/۱۱۸	۱۲٦ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت‌های کوچک با سودآوری ضعیف	S_W	اولیه	ماهانه	۰/۰٤۳	۰/۰۲۰	−۰/۱۵۰	۰/۵۲۵	۰/۱۱۱	۱۰٦ (۰/۰۰)
بازده شرکت‌های کوچک با سرمایه‌گذاری جسورانه	S_A	اولیه	ماهانه	۰/۰٤٦	۰/۰۲٤	−۰/۱٤۱	۰/۵٦۱	۰/۱۲۲	۹۹ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت‌های کوچک با سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه	S_C	اولیه	ماهانه	۰/۰٤۲	۰/۰۰۹	−۰/۱٤۲	۰/۵۳٤	۰/۱۰۸	۱۰۹ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت بزرگ کوچک با ارزش دفتری به بازار پایین	B_L	اولیه	ماهانه	۰/۰۲۱	۰/۰۰۰	−۰/۰۹۳	۰/۳٤۵	۰/۰۷٦	۸۷ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت‌های بزرگ با ارزش دفتری به بازار متوسط	B_M	اولیه	ماهانه	۰/۰۲۵	۰/۰۰٦	−۰/۱۰۹	۰/٤۳۳	۰/۰۸۳	۱٤٤ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت‌های بزرگ با ارزش دفتری به بازار بالا	B_H	اولیه	ماهانه	۰/۰۳۳	۰/۰۱٦	−۰/۱۹۱	۰/٤۱۲	۰/۱۰۰	۳۹ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت‌های بزرگ با سودآوری قوی	B_R	اولیه	ماهانه	۰/۰۲۸	۰/۰۰٤	−۰/۰۸۲	۰/۳٤۲	۰/۰۷٦	٦۱ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت‌های بزرگ با سودآوری ضعیف	B_W	اولیه	ماهانه	۰/۰۱۸	−۰/۰۱۱	−۰/۱۸۳	۰/۵۸۰	۰/۱۰۸	۲۱۰ (۰/۰۰)

بازده سبد شرکت‌های بزرگ با سرمایه‌گذاری جسورانه	B_A	اولیه	ماهانه	۰/۰۲٤	۰/۰۱۰	−۰/۰۷۹	۰/۲۸۰	۰/۰۷٤	۳٦ (۰/۰۰)
بازده سبد شرکت‌های بزرگ با سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه	B_C	اولیه	ماهانه	۰/۰۲۷	۰/۰۰٤	−۰/۱۹۰	۰/٥٦۰	۰/۱۰۱	۲۹٦ (۰/۰۰)

در جدول ۷، نمایی کلی از تمامی متغیرهای مورد ا ستفاده شامل نام و نماد متغیر، مقدار میانگین، میانه، حداقل، حداکثر و انحراف معیار ارائه شده است. میانگین صرف بازده ماهانهٔ سهام شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۰۳٤ است و نشان می‌دهد سهامداران با پذیرش ریسک، به‌طور متوسط ۳/٤ درصد بازده اضافی نسبت به بازده بدون ریسک کسب کرده‌اند. بین متغیرهای اصلی پژوهش، به‌جز عامل مومنتوم، میانگین سایر عامل‌ها ازجمله اثر ربایشی، اندازه و ارزش مثبت است. می‌توان گفت این عوامل نشان‌دهندهٔ ریسک‌های موجود در مدل‌های اصلی هستند. به طور مثال، عامل اندازه از تفاوت بازده شرکت‌های کوچک و شرکت‌های بزرگ به دست آمده است و از آنجا که سرمایه‌گذاری در شرکت‌های کوچک ریسک بیشتری نسبت‌به شرکت‌های بزرگ برای سهامداران دارد؛ بنابراین سهامداران به‌ازای سرمایه‌گذاری در این شرکت‌ها، بازده بیشتری (صرف ریسک) طلب می‌کنند. مشابه همین تحلیل برای عامل اثر ربایشی و عامل ارزش نیز برقرار است. بنابراین پیش‌بینی می‌شود میانگین عامل‌های گفته‌شده مثبت باشد. از آنجا که عامل مومنتوم برابر با تفاوت بازده سبدهای برنده و بازندهٔ (سبدهای با بازده بالا منهای سبدهای با بازده پایین) دورهٔ قبل است، برای همین سرمایه‌گذاری بیشتر در شرکت‌هایی که دورهٔ قبل بازده بالاتری داشته‌اند، سبب می‌شود عامل مومنتوم افزایش و ریسک کلی سرمایه‌گذاری و بازده موردانتظار کاهش یابد. دلیل منفی بودن میانگین و ضریب این عامل در رگرسیون‌های برآوردی نیز همین است. پارامترهای حداقل، حداکثر و انحراف معیار، پراکندگی مشاهدات را از میانگین نشان می‌دهد. حداقل و حداکثر صرف بازده ماهانهٔ سهام شرکت‌های نمونه به‌ترتیب برابر با ۰/۱۹− و ۰/٦۲ و انحراف معیار آن ۰/۱ است. متوسط عامل اثر ربایشی شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۰۰۳ بوده و کمترین و بیشترین آن به‌ترتیب ۰/۲٦− و ۰/۳۹ است. بین سبدهای تشکیل‌شده، بیشترین بازده متعلق به سبد حاوی شرکت‌های کوچک با ارزش دفتری به بازار بالا (S_H) با عدد ۰/٦۲٤ و کم‌ترین بازده متعلق به سبد حاوی شرکت‌های کوچک با سودآوری قوی (S_R) با عدد ۰/۱۹۳− است. روند متغیرهای عامل اثر ربایشی و بازده مازاد سبدها در طول دورهٔ پژوهش در نمودار ۱ نشان داده شده است. با توجه به این نمودار، وجود رابطهٔ مستقیم بین عامل اثر ربایشی و بازده مازاد سبدها در طول زمان مشاهده می‌شود. به عبارتی، هرگاه عامل اثر ربایشی افزایش یابد، بازده مازاد سبدها نیز افزایش می‌یابد و برعکس. این رابطه در بخش تحلیل رگرسیونی و نتایج پژوهش تفسیر شده است.



نمودار (۱) متغیرهای عامل اثر ربایشی و بازده مازاد سبدها در طول دورهٔ پژوهش

Chart (1) Magnet effect factor and portfolio's return variables during the research period

نرمال‌بودن توزیع متغیر وابستهٔ پژوهش یعنی بازده اضافی سبدها از طریق آمارهٔ جارک–برا بررسی شده است. آمارهٔ این آزمون برابر با ۲/۸٤۰ و سطح اهمیت آن ۰/۰۹۰۸ است. با توجه به اینکه سطح اهمیت آمارهٔ جارک–برا برای متغیر وابسته بیشتر از ۰/۰۵ است، فرضیهٔ صفر مبنی بر نرمال‌بودن توزیع داده‌های این متغیر در سطح اطمینان ۹۵ در صد تأیید می شود و بیان‌کنندهٔ این است که متغیر وابستهٔ پژوهش توزیع نرمال دارد. قبل از برآورد هر رگرسیون، برای حصول اطمینان از رگرسیون غیر کاذب و در پی آن نتایج نامطمئن، لازم است چگونگی ساکن‌پذیری متغیرها امتحان شود. از آنجا که برای پاسخ به سؤالات پژوهش از داده‌های تابلویی استفاده شده است، برای برر سی مانایی متغیرها از دو آزمون بریتانگ[1] و آزمون لوین، لین و چو[2] به‌طور هم‌زمان استفاده شده که در آن فرض صفر مبنی بر نامانایی و فرض مقابل، مبنی بر مانایی متغیرهای موردبررسی است. دربارهٔ تمامی متغیرهای پژوهش، سطح معناداری آزمون‌های گفته‌شده از ۰/۰۵ کمتر بوده است؛ بنابراین نظریهٔ صفر رد و نظریهٔ مقابل آن پذیرفته می‌شود و همهٔ متغیرها ماناست. درنتیجه استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. برای پاسخ به سؤالات پژوهش، مدل‌های ۱ تا ۸ برآورد شده است. برای برآورد مدل‌ها، ابتدا به‌منظور گزینش یکی از روش‌های داده‌های تابلویی[3] یا تلفیقی[4] از آزمون قابلیت ادغام استفاده شده است. آمارهٔ آزمون قابلیت ادغام، F لیمر است که تعیین می‌کند آیا عرض از مبدأ جداگانه برای هریک از مقاطع یا دوره‌ها وجود دارد یا خیر. نتایج این آزمون، نظریهٔ تخمین داده‌ها را به صورت تابلویی یا تلفیقی برر سی می‌کند. رد فرض صفر این آزمون به این معنی است که باید یکی از دو روش اثرات ثابت یا تصادفی را برای تخمین دادها به صورت تابلویی انتخاب کرد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، معناداری آمارهٔ آزمون F لیمر برای همهٔ مدل‌های پژوهش (مدل‌های ۱ تا ۸) کمتر از ۰/۰۵ بوده است؛ بنابراین نظریهٔ صفر رد و نظریهٔ مقابل آن پذیرفته شده و روش مناسب برای تخمین همهٔ مدل‌ها، استفاده از رگرسیون داده‌های تابلویی است. برای انتخاب یکی از روش‌های اثرات ثابت و تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده است. رد فرض صفر آزمون هاسمن نشان‌دهندهٔ برتربودن استفاده از روش داده‌های تابلویی اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی است. معناداری آمارهٔ کای دو آزمون هاسمن نیز برای همهٔ

1. Breitung
2. Levin, Lin & Chu
3. Panel data
4. Pool data

مدل‌ها کمتر از ۰/۰۵ بوده است؛ بنابراین نظریهٔ صفر رد و نظریهٔ مقابل آن پذیرفته شده و روش مناسب برای تخمین همهٔ مدل‌ها، استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت است. نتایج برآورد رگرسیونی هریک از مدل‌های پژوهش در جدول ۸ آورده شده است.

جدول (۸) نتایج برآورد مدل‌های پژوهش در سطح سبدها

Table (8) Estimation of the models at the portfolio level

مدل CAPM	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + \varepsilon_{it}$										
	α_i	b_i						F	R^2	$adj\ R^2$	$D.W$
ضریب	۰/۰۱۷	۰/۹٤						۸۵	۰/٤۱۹	۰/٤۱٤	۲/۰۲
سطح معناداری	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)						(۰/۰۰)			
مدل FF3	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \varepsilon_{it}$										
	α_i	b_i	s_i	h_i				F	R^2	$adj\ R^2$	$D.W$
ضریب	-۰/۰۰۳	۰/۸٦	۱/۰۳	۰/۳۹				۲۰٦	۰/٦۵٦	۰/٦۵۳	۱/۹۷۷
سطح معناداری	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)				(۰/۰۰)			
مدل FF5	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + r_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + \varepsilon_{it}$										
	α_i	b_i	s_i	h_i	r_i	c_i		F	R^2	$adj\ R^2$	$D.W$
ضریب	-۰/۰۰٤	۰/۸۷	۱/۰٤	۰/٤۰	۰/۰٤	۰/۲۱		۱۹۸	۰/٦٦٦	۰/٦٦۳	۱/۹۵٦
سطح معناداری	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۸)	(۰/۰۰)		(۰/۰۰)			
مدل FF6	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + r_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + w_i(WML_t) + \varepsilon_{it}$										
	α_i	b_i	s_i	h_i	r_i	c_i	w_i	F	R^2	$adj\ R^2$	$D.W$
ضریب	-۰/۰۰٤	۰/۸۷	۱/۰۳	۰/۳۸	۰/۰۵	۰/۱۸	-۰/۱۲۹	۱۹۲	۰/٦۵۹	۰/٦۵٦	۱/۹٤۳
سطح معناداری	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۳۵)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)			
مدل CAPM +MEF	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + m_i(MEF_t) + \varepsilon_{it}$										
	α_i	b_i	m_i					F	R^2	$adj\ R^2$	$D.W$
ضریب	۰/۰۱۷	۰/۹۲	۰/۱۲					۸٦	۰/٤۳۳	۰/٤۲۸	۲/۰۲
سطح معناداری	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)					(۰/۰۰)			
مدل FF3+MEF	$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + m_i(MEF_t) + \varepsilon_{it}$										
	α_i	b_i	s_i	h_i	m_i			F	R^2	$adj\ R^2$	$D.W$

ضریب	−۰/۰۰٤	۰/۸۲	۱/۱۰	۰/۳۸	۰/۱۸				۲۲۹	۰/٦۸۹	۰/٦۸٦	۱/۹۳۹
سطح معناداری	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)				(۰/۰۰)			
مدل FF5+MEF	$R^p_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + r_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + m_i(MEF_t) + \varepsilon_{it}$											
	α_i	b_i	s_i	h_i	r_i	c_i	m_i		F	R^2	$adj\ R^2$	$D.W$
ضریب	−۰/۰۰٤	۰/۸۳	۱/۱۲	۰/۳۵	۰/۰۱٤	۰/۳۲	۰/۲۲		۲۳٤	۰/۷۱۱	۰/۷۰۸	۱/۹۱۰
سطح معناداری	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۵۲)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)		(۰/۰۰)			
مدل FF6+MEF	$R^p_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + r_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + w_i(WML_t) + m_i(MEF_t) + \varepsilon_{it}$											
	α_i	b_i	s_i	h_i	r_i	c_i	w_i	m_i	F	R^2	$adj\ R^2$	$D.W$
ضریب	−۰/۰۰۵	۰/۸۳	۱/۱۱	۰/۳۵	۰/۰۱۹	۰/۳۰	−۰/۰٦	۰/۲۲	۲۲٦	۰/۷۰۲	۰/٦۹۹	۱/۹۰٦
سطح معناداری	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۳۹)	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)			

با توجه به نتایج حاصل از آزمون مدل‌های رگرسیون به شرح جدول ۸، مشاهده می‌شود مقدار سطح معناداری مربوط به آمارهٔ F فیشر که نشان‌دهندهٔ معناداربودن کل رگرسیون است، در همهٔ مدل‌ها برابر ۰/۰۰ بوده و حاکی از آن است که مدل‌ها در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار هستند. آمارهٔ دوربین–واتسون در همهٔ مدل‌ها نزدیک ۲ است که نشان‌دهندهٔ عدم خودهمبستگی بین متغیرهاست. ضریب عامل اثر ربایشی (m_i) در همهٔ مدل‌ها مثبت و معنادار است که حاکی از وجود رابطهٔ مستقیم این متغیر با متغیر وابسته است. ضریب متغیر سودآوری (r_i) در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (مدل ۳) و مدل پنج و شش عاملی تعدیل‌شده بر مبنای اثر ربایشی (مدل ۷ و ۸) معنادار نیست. ضریب سایر عوامل مانند اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار، سرمایه‌گذاری و صرف ریسک بازار در همهٔ مدل‌ها معنادار است که مطابق و هم‌راستا با نتایج فاما و فرنچ (1993، 2015 و 2018) است. در مدل‌های عاملی خطی که بازار را به چند سبد تقسیم می‌کند، مقدار عرض از مبدأ رگرسیون هر سبد نقش مهمی ایفا می‌کند. حالت ایده‌آل این است که عرض از مبدأ رگرسیون برای تمام سبدها از نظر آماری صفر باشد. آزمون GRS که توسط گیبونس، رأس و شانکن[1] (1989) ارائه شده است، آزمونی بر پایهٔ رگرسیون برای آزمون عملکرد مدل‌های عاملی خطی است و صفربودن تمام عرض از مبدأها را بررسی می‌کند. به بیان دیگر، اگر بازار را به N سبد تقسیم کنند، فرض صفر آزمون GRS به‌صورت رابطهٔ ۹ است.

$$H_0: \alpha_i = 0 \quad \forall_i = 1, \dots, N$$ رابطهٔ (۹)

آمارهٔ آزمون GRS را با J_1 نشان می‌دهند که هرچه مقدار آن کمتر باشد، به معنای قدرت توضیح‌دهندگی بیشتر مدل است. برای هریک از مدل‌های برآوردشده، آمارهٔ J_1 آزمون GRS که نشان‌دهندهٔ آزمون صفربودن عرض از مبدأها و توان توضیح‌دهندگی مدل‌هاست، با استفاده از ویژگی‌های تشکیل سبد محاسبه شده است. جدول ۹ خلاصه‌ای از آماره‌های آزمون مزبور را گزارش می‌کند. مدلی که عدد آمارهٔ J_1 آن از بقیه کمتر باشد، میانگین عرض از مبدأ تمام سبدهای آن به‌طور مشترک به صفر نزدیک‌تر است؛ بنابراین توان توضیح‌دهندگی بیشتری دارد و عوامل حاضر در آن مدل برگرفته از ریسک است، در غیر این صورت ناشی از قیمت‌گذاری نادرست خواهد بود.

[1]. Gibbons, Ross & Shanken

جدول (۹) نتایج آزمون GRS مدل‌های پژوهش

Table (9) GRS test results of research models

مدل‌های قیمت‌گذاری	آمارهٔ J_1 آزمون	سطح معناداری	A (R^2)
مدل ۱: یک عاملی	۲/۳۳٤	۰/۰۳٤	۰/٤۱٤
مدل ۲: سه عاملی فاما و فرنچ	۱/۹۰۲	۰/۰٦۱	۰/٦٥۳
مدل ۳: پنج عاملی فاما و فرنچ	۱/۷۳٦	۰/۰۷۲	۰/٦٦۳
مدل ٤: شش عاملی فاما و فرنچ	۱/۷٥۰	۰/۰٦٥	۰/٦٥٦
مدل ٥: یک عاملی + عامل اثر ربایشی	۱/۹۸٦	۰/۰٥۳	۰/٤۲۸
مدل ٦: سه عاملی فاما و فرنچ + عامل اثر ربایشی	۱/٤۸۲	۰/۱۲۲	۰/٦۸٦
مدل ۷: پنج عاملی فاما و فرنچ + عامل اثر ربایشی	۱/۲٤۳	۰/۲۰٥	۰/۷۰۸
مدل ۸: شش عاملی فاما و فرنچ + عامل اثر ربایشی	۱/۲۸۳	۰/۱۹٦	۰/٦۹۹

با توجه به یافته‌های جدول ۹ سؤالات پژوهش بررسی و به آنها پاسخ داده می‌شود. سؤال اول پژوهش به این صورت مطرح شد که آیا عامل اثر ربایشی، برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اثرگذار است و اعمال آن در مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری، باعث افزایش عملکرد این مدل‌ها در توضیح تفاوت بازده سهام می‌شود؟ برای پاسخ، باید نتایج به‌دست‌آمده از آزمون GRS به همراه ضریب تعیین مدل‌های پژوهش تحلیل شود. اگر آمارهٔ J_1 آزمون GRS کمتر و ضریب تعیین بیشتر باشد، نشان‌دهندهٔ عملکرد بهتر آن مدل نسبت‌به سایر مدل‌هاست. در مدل یک عاملی تعدیل‌شده با اثر ربایشی (مدل ۵) نسبت‌به مدل یک عاملی (مدل ۱)، آمارهٔ آزمون GRS کمتر (به‌ترتیب ۱/۹۸٦ در مقابل ۲/۳۳٤) و ضریب تعیین بیشتر (به‌ترتیب ۰/٤۲۸ در مقابل ۰/٤۱٤) است که نشان‌دهندهٔ عملکرد بهتر این مدل نسبت‌به مدل یک عاملی است. در مدل سه عاملی تعدیل شده با اثر ربایشی (مدل ٦)، آمارهٔ آزمون GRS، ۱/٤۸۲ و ضریب تعیین ۰/٦۸٦ است که نشان‌دهندهٔ عملکرد بهتر آن نسبت‌به مدل سه عاملی (مدل ۲) با آمارهٔ GRS، ۱/۹۰۲ و ضریب تعیین ۰/٦٥۳ است. آمارهٔ آزمون GRS در مدل پنج عاملی تعدیل شده با اثر ربایشی (مدل ۷) معادل ۱/۲٤۳ و ضریب تعیین برابر ۰/۷۰۸ است که نسبت‌به مدل پنج عاملی (مدل ۳) با آمارهٔ GRS، ۱/۷۳٦ و ضریب تعیین ۰/٦٦۳ عملکرد بهتری نشان می‌دهد. درنهایت در مدل شش عاملی تعدیل‌شده با اثر ربایشی (مدل ۸)، آمارهٔ آزمون GRS، ۱/۲۸۳ و ضریب تعیین ۰/٦۹۹ است که نشان‌دهندهٔ عملکرد بهتر آن نسبت‌به مدل شش عاملی (مدل ٤) با آمارهٔ GRS، ۱/۷٥۰ و ضریب تعیین ۰/٦٥٦ است. درنتیجه می‌توان گفت عامل اثر ربایشی، برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اثرگذار است و اضافه‌کردن این عامل به هر چهار مدل یک عاملی، سه عاملی، پنج عاملی و شش عاملی فاما و فرنچ (1993، 2015 و 2018) و تشکیل مدل‌های تعدیل‌شدهٔ متناظر آنها، باعث بهبود عملکردشان در توضیح تفاوت بازده سهام می‌شود. سؤال دوم پژوهش به این صورت مطرح شد که آیا توان توضیح‌دهندگی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ تعدیل‌شده با عامل اثر ربایشی، از مدل سه و شش عاملی فاما و فرنچ تعدیل شده با اثر ربایشی و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (یک عاملی) تعدیل‌شده با اثر ربایشی بیشتر است؟ طبق نتایج به‌دست‌آمده از جدول ۹ آمارهٔ آزمون GRS در مدل پنج عاملی تعدیل‌شده با اثر ربایشی (مدل ۷) معادل ۱/۲٤۳ که کوچک‌ترین عدد آماره (نسبت به ۱/٤۸۲ مدل سه عاملی فاما و فرنچ تعدیل‌شده با اثر ربایشی، ۱/۲۸۳ مدل شش عاملی فاما و فرنچ تعدیل‌شده با اثر ربایشی و ۱/۹۸٦ مدل یک عاملی تعدیل‌شده با اثر ربایشی) است به‌همراه ضریب تعیین معادل ۰/۷۰۸ که بیشترین درجهٔ توضیح‌دهندگی (نسبت‌به ۰/٦۸٦ مدل سه عاملی فاما و فرنچ تعدیل شده با اثر ربایشی، ۰/٦۹۹ مدل شش عاملی فاما و فرنچ تعدیل شده با اثر ربایشی و ۰/٤۲۸ مدل یک عاملی تعدیل شده با اثر ربایشی) در مدل‌ها ست، عملکرد بهتر این مدل را در مقایسه با سه و شش عاملی فاما و فرنچ تعدیل شده با اثر ربایشی و یک عاملی تعدیل شده با اثر ربایشی نشان می‌دهد.

با توجه نتایج به‌دست‌آمده، مدل بهینه و نهایی پژوهش همان مدل ۷ پژوهش است که با اضافه‌شدن عامل اثر ربایشی سهام به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ شکل گرفته است و به‌صورت زیر است:

$$R_{i,t}^{p} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + r_i(RMW_t) + c_i(CMA_t) + m_i(MEF_t) + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۷)}$$

در این مدل، MKT عامل بازار، SMB عامل اندازه، HML عامل ارزش، RMW عامل سودآوری، CMA عامل سرمایه‌گذاری و MEF عامل اثر ربایشی است.

نتایج و پیشنهادها

در این پژوهش، تأثیر عامل اثر ربایشی ناشی از حدود دامنهٔ نوسان قیمت سهام بر عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و چندعاملی فاما و فرنچ امتحان و بررسی شد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده درمجموع می‌توان گفت اضافه شدن عامل اثر ربایشی به مدل‌های موردبررسی پژوهش باعث شده است که عملکرد این مدل‌ها در توضیح تفاوت بازده سهام افزایش یابد. بین مدل‌های تعدیل‌شده با اثر ربایشی، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (2015)، عملکرد بهتری در مقایسه با مدل‌های تعدیل‌شده دیگر این پژوهش نشان می‌دهد. رابطهٔ مستقیم بین اثر ربایشی و بازده موردانتظار سهام تأیید شد. هرچه شدت اثر ربایشی در یک سهم بیشتر باشد، احتمال نقدشوندگی آن نیز کمتر و بالطبع ریسک نقدشوندگی آن بیشتر است؛ بنابراین با در نظر گرفتن رابطهٔ مستقیم بین ریسک و بازده موردانتظار، می‌توان نتیجه گرفت که هرچه شدت اثر ربایشی در یک سهم بیشتر باشد، بازده موردانتظار سهامدارن نیز بیشتر خواهد بود. به‌عبارتی، عامل اثر ربایشی را می‌توان به‌عنوان یک عامل ایجادکنندهٔ صرف ریسک در نظر گرفت و از آنجا که این عامل باعث کاهش نقدشوندگی شده و نقدشوندگی یکی از مهم‌ترین فاکتورها در فرآیند ارزیابی اوراق بهادار است؛ بنابراین این عامل در ارزش‌یابی اوراق بهادار تأثیر بسزایی دارد. نظر به اینکه تاکنون مطالعه‌ای مسئله مدنظر را بررسی نکرده است، با توجه به نبود پژوهش‌های داخلی و خارجی امکان مقایسه با پژوهش‌های مرتبط ممکن نیست. مرتبط‌ترین پژوهش در این رابطه پژوهش پینگ و همکاران (2009) است که تأثیر اثر ربایشی را بر فرآیند ارزشیابی سهام تأیید می‌کند.

نتایج این پژوهش می‌تواند باعث گسترش دانش تخصصی در راستای بهبود تصمیم‌گیری فعالان بازارهای مالی شود. با توجه به نتایج پژوهش حاضر، به کلیهٔ فعالان بازار سرمایه، تصمیم‌گیرندگان، تحلیل‌گران مالی و سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل در بورس اوراق بهادار توصیه می‌شود برای ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاری، پیش‌بینی بازده سهام و هزینهٔ سرمایه، از مدل‌های تعدیل‌شدهٔ حاصل از این پژوهش استفاده کنند. به پژوهش‌گران پیشنهاد می شود افزون بر متغیرهای مدل‌های این پژوهش، از سایر متغیرهای توضیحی مانند نقدینگی، عامل صنعت، متغیرهای کلان اقتصادی و غیره برای دستیابی به مدلی جامع‌تر و سازگارتر با شرایط بورس اوراق بهادار تهران استفاده کنند. علاوه بر آن، انجام‌دادن پژوهش‌های مالی رفتاری دربارهٔ پدیدهٔ اثرات ربایشی سهام ضروری خواهد بود.

از محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به اثرگذار بودن اندازهٔ برخی شرکت‌های بزرگ در طبقه‌بندی سهام بر مبنای اندازه (ارزش بازاری) و عدم شناخت کافی از پدیدهٔ اثر ربایشی به دلیل پژوهش‌های کم انجام شده پیرامون آن در بورس اوراق بهادار تهران نام برد.

منابع فارسی

اعلمی‌فر، ساناز.، خانی، عبدالله. و امیری، هادی. (۱۳۹۹). توسعهٔ مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری فاما و فرنچ با استفاده از عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری. مجلهٔ پیشرفت‌های حسابداری. ۱۲(۲)، ۶۷-۱۰۵.

سلیمانیان، غلامرضا.، فروغی، داریوش. و امیری، هادی. (۱۳۹۸). بسط مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از طریق قیمت‌گذاری عوامل ارزش، مومنتوم و کیفیت سهام. فصلنامهٔ حسابداری مالی. ۱۱(۴۴): ۳۷-۶۲.

صـــالحی، مهرداد.، حجازی، رضـــوان.، طالب‌نیا، قدرت‌الله. و امیری، علی. (۱۳۹۸). ارائهٔ الگوی تعدیلی از مدل‌های ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از ریسک درماندگی مالی و چرخهٔ عمر شرکت. مجلهٔ راهبرد مدیریت مالی. ۷(۲٤)، ۹۵-۱۲۲.

عیوض‌لو، رضا.، هاشمی، یاسمن. و قربانی، امیرعلی. (۱۳۹۹). مدل قیمت‌گذاری چند عاملی در بازار سرمایهٔ ایران. نشریهٔ چشم‌انداز مدیریت مالی. ۳۲، ۳۲-۹

فلاح‌شـــمس، میرفیض. و موســـوی ایوانکی، ســـید مصـــطفی. (۱۳۹۹). بررســـی وجود اثر ربایش ناشـــی از ایجاد حد نوســـان قیمت و نقش سرمایه‌گذاران نهادی در آن. مجلهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. ۱۳(٤۷)، ۱۳۷-۱٤۹

فلاح شمس، میرفیض. و اسکندری، مرضیه. (۱۳۹۷). بررسی نقش عدم تقارن بر بروز اثر ربایش در حد نوسان قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. مجلهٔ مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. ۳٤(۱)، ۲۳٤-۲٤۸.

فلاح‌پور، سعید. و محمدیان، زهرا. (۱۳۹۵). بررسی اثر آهنربایی ناشی از دامنهٔ نوسان‌های قیمت در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامهٔ علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری. ۵(۱۷)، ۲۱-۳٦.

مهدوی‌راد، حمید. (۱۳۹۹). اثر ربایش در بازار بورس ایران. تهران: نویسندگان آزاد

References

Alamifar, S., Khani, A., & Amiri, H. (2020). Development of fama and french pricing factor models using fundamental factor based on accounting characteristics. *Journal of Accounting Advances*. 12 (2): 67-105. (in Persian) https://doi.org/10.22099/JAA.2021.39285.2077

Ayvaz Lu, R., Hashemi, Y. & Ghorbani, A. (2020). Multi-factor pricing model in the Iranian capital market. *Financial Management Outlook Magazine*. 32: 9-32. (in Persian) https://doi.org/10.52547/JFMP.10.32.9

Black, F., Jensen, M., & Scholes, M. (1972). *Studies In The Theory Of Capital Markets*. New York: Praeger.

Carhart, M.M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*. 52: 57-82. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x

Chiah, M., Chai, D., & Zhong, A. (2015). A better model? An empirical investigation of the fama-french five-factor model in Australia. *Financial Markets & Corporate Governance Conference*. Available at https://doi.org/10.1111/irfi.12099

Dhaoui, A., & Bensalah, N. (2017). Asset valuation impact of investor sentiment: A revised Fama–French five-factor model. *Journal of Asset Management*. 18(1): 16-28. https://doi.org/10.1057/s41260-016-0027-2

Falah Shams, M. & Eskandari, M. (2018). Investigating the role of asymmetry on generation the magnet effect on stock price fluctuations in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*. 34(1): 234-248. (in Persian)

Falah Shams, M., & Mousavi Ivanki, S. (2020). Investigating the magnet effect due to price fluctuations and the role of institutional investors in it. *Journal of Financial Knowledge Securities Analysis.* 13 (47): 137-149. (in Persian)

Fallahpour, S., & Mohammadian, Z. (2016). Investigating the effect of magnetism due to the range of price fluctuations in Tehran Stock Exchange. *Investment Knowledge Quarterly*. 5(17): 21-36. (in Persian)

Fama, E., & French, K. (2018). Choosing factors. *Journal of Financial Economics*. 128(2): 234-252. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.02.012.

Fama, E., & French, K. (2017). International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*. 123(3): 441-463. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.11.004.

Fama, E., & French, K. (2015). Dissecting anomalies with a five-factor model. *The Review of Financial Studies*. 29(1): 69–103. https://doi.org/10.1093/rfs/hhv043

Fama, E., & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*. 51(1): 55-84. http://dx.doi.org/10.2307/2329302.

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

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*. 81(3): 607–636.

Ferguson, R. (1988). What to do, or not do, about the markets. *Journal of Portfolio Management*. 14 (2): 14-19.

Gibbons, M., Ross, S., & Shanken, J. (1989). A Test of the efficiency of a given Portfolio. *Econometrica* 57(5): 1121-1152. http://dx.doi.org/10.2307/1913625

Racicot, F. E., & Rentz, W. F. (2016). Testing fama–french's new five-factor asset pricing model: Evidence from robust instruments. *Applied Economics Letters*. 23(6): 444-448. http://dx.doi.org/10.1080/13504851.2015.1080798

Kim, K. A., Liu, H., & Yang, J. J. (2013). Reconsidering price limit effectiveness. *Journal of Financial Research*. 36: 493-518.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*. 47(1): 13-37. http://dx.doi.org/10.2307/1924119

Mahdavi Rad, H. (2020). *The Magnet effect in the Iranian stock market*. Tehran: Nevisandegan Azad.

Margulis, A. S. (1991). Commentary: Circuit breakers in the S&P 500 futures market: Their effect on volatility and price discovery in October 1989. *Review of Futures Markets*. 10: 279–281.

Markowitz, H. (1959). *Portfolio allocation: Efficient divarication of investments*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

Ohlson, J. A., & Bilinski, P. (2015). Risk versus anomaly: A new methodology applied to accruals. *The Accounting Review*. 90(5): 2057–2077. http://dx.doi.org/10.2308/accr-50984

Ping-Hung, H., Yong H. K., & Yang. J. (2009). The magnet effect of price limits: A logit approach. *Journal of Empirical Finance*. 16(5): 830-837.

Salehi, M., Hejazi, R., Talibnia, Q., & Amiri, A. (2019). Provide an adjustment model of capital asset pricing models using financial distress risk and company life cycle. *Journal of Financial Management Strategy*. 7 (24): 95-122. (in Persian) https://doi.org/10.22051/JFM.2018.20342.1668

Sharp, W. F. (1960). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of finance*. 19(3): 425-442.

Sloan, R. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about Future Earnings? *The Accounting Review*. 71(3): 289-315.

Soleimanian, G., Foroughi, d., & Amiri, H. (2019). Expansion of capital asset pricing factor models through pricing of value, momentum and stock quality factors. *Financial Accounting Quarterly*. 11 (44): 37-62. (in Persian)

Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *Review of Economic Studies*. 25(2): 65-86.

Tooma, E. A. (2011). The magnetic attraction of price limits. *International Journal of Business*: 16(1): 35-50.

Wong, W. K., Liu, B., & Zeng, Y. (2009). Can price limits help when the price is falling? Evidence from transactions data on the Shanghai stock exchange. *China Economic Review*. 20: 91-102.