Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

Semi-parametric Model of Idiosyncratic Volatility Pricing by Explaining the Arbitrage Risk

Mehdi Asima
*Corresponding Author, PhD. Candidate, Department of Banking Finance, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: asima1366@ut.ac.ir

Reza Eyvazloo
Assistant Prof., Department of Financial Management, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: eivazlu@ut.ac.ir

Abstract

Objective: The relationship between idiosyncratic volatility and expected return in finance has become a puzzle. While, based on modern portfolio theory, the relationship between risk and expected return is positive, many studies find a negative relationship between these variables. In addition, many studies have examined the factors affecting this relationship. In this paper, we have examined the relationship between idiosyncratic volatility and the expected return through explanation of the arbitrage risk as a factor affecting the relationship in the period from 2007-2017.

Methods: In this study, a five-factor Fama-French model has been used to estimate idiosyncratic volatility. In order to answer the research question and hypothesis testing, portfolio analysis and Fama-Macbeth regression methods have been used.

Results: The idiosyncratic volatility was estimated using the Fama-French five-factor model, which was implemented based on the local polynomial kernel regression. Also, for estimating the arbitrage risk index, a trading limit on the Iran stock exchange and other common variables of arbitrage risk measurement are also used.

Conclusion: The results show that in addition to idiosyncratic volatility pricing, the relationship between idiosyncratic volatility and expected return is negative. Also, the arbitrage risk is confirmed as an effective variable on the severity and significance of the relationship between idiosyncratic volatility and expected return.

Keywords: Arbitrage risk, Five Factor Fama-French Model, Idiosyncratic Volatility Pricing, Local Kernel Regression, Semi-Paremetric Model.

Citation: Asima, M., & Eyvazloo, R. (2020). Semi-parametric Model of Idiosyncratic Volatility Pricing by Explaining the Arbitrage Risk. *Financial Research Journal*, 22(3), 343-365. (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2020, Vol. 22, No.3, pp. 343- 365
DOI: 10.22059/frj.2019.281494.1006869
Received: May 16, 2019; Accepted: October 07, 2019
© Faculty of Management, University of Tehran

تحقیقات مالی
شاپا چـــاپـــی: ۱۰۲۴-۸۱۵۳
شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۵۳۷۷

ارائه مدل نیمه‌پارامتریک قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک با تبیین ریسک آربیتراژ

مهدی آسیما
* نویسنده مسئول، دانشجوی دکتری، مالی ــ بانکداری، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: asima1366@ut.ac.ir

رضا عیوض‌لو
استادیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: eivazlu@ut.ac.ir

چکیده

هدف: در علم مالی، رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار به معمایی تبدیل شده است. در حالی که بر اساس تئوری مدرن پرتفوی، رابطه میان ریسک و بازده مورد انتظار مثبت است، نتایج بسیاری از پژوهش‌ها، بر رابطه منفی میان متغیرهای یادشده دلالت دارد. علاوه بر این، بسیاری از مطالعات انجام‌شده به بررسی عوامل اثرگذار بر این رابطه پرداخته‌اند. در این پژوهش نیز تلاش شده است که رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار، از طریق تبیین ریسک آربیتراژ به‌عنوان عامل اثرگذار بر رابطه یاد شده، در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۶ تا اسفند ۱۳۹۶ به بحث و بررسی گذاشته شود.

روش: در این پژوهش برای برآورد ریسک غیرسیستماتیک، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ به‌کار گرفته شده است. همچنین، با استفاده از روش‌های تحلیل پرتفوی و رگرسیون مقطعی فاما ـ مکبث، به سؤال پژوهش پاسخ داده و فرضیه‌ها آزمون می‌شوند.

یافته‌ها: با استفاده از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ که بر اساس رگرسیون کرنل چندجمله‌ای موضعی پیاده‌سازی شده، ریسک غیرسیستماتیک برآورد شده است. همچنین، برای برآورد شاخص ریسک آربیتراژ نیز، از یک محدودیت معاملاتی موجود در بورس ایران و سایر متغیرهای متداول اندازه‌گیری ریسک آربیتراژ استفاده شده است.

نتیجه‌گیری: نتایج نشان می‌دهد علاوه بر اینکه ریسک غیرسیستماتیک دارای قیمت است، رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار نیز منفی است. همچنین، ریسک آربیتراژ، متغیر اثرگذار بر شدت و معناداری رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار معرفی می‌شود.

کلیدواژه‌ها: رگرسیون کرنل موضعی، ریسک آربیتراژ، قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، مدل نیمه‌پارامتریک.

استناد: آسیما، مهدی؛ عیوض‌لو (۱۳۹۹). ارائه مدل نیمه‌پارامتریک قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک با تبیین ریسک آربیتراژ. *تحقیقات مالی*، ۲۲(۳)، ۳۴۳ – ۳۶۵.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۹، دوره ۲۲، شماره ۳، صص. ۳۴۳- ۳۶۵
DOI: 10.22059/frj.2019.281494.1006869
دریافت:۱۳۹۸/۰۲/۲۶ ، پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۱۵
© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

قیمت‌گذاری دارایی از پرکاربردترین مباحث در حوزه مالی است. بر اساس تئوری مدرن پرتفوی[۱]، فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران در قبال پذیرفتن ریسک‌های سیستماتیک، بازده طلب می‌کنند و همچنین رابطه میان ریسک سیستماتیک و بازده مورد انتظار مثبت در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، طبق تئوری یادشده، ریسک غیرسیستماتیک دارای قیمت نیست (مرتون[۲]، ۱۹۸۷). آنگ، هودریک، ژینگ و ژانگ[۳] (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) در مطالعات خود نشان دادند که نه تنها ریسک غیرسیستماتیک دارای قیمت است، بلکه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام در بازار آمریکا و سایر بازارهای توسعه یافته دنیا رابطه منفی وجود دارد. بنابراین، نتایج پژوهش آنها چالشی برای تئوری قیمت‌گذاری دارایی عقلایی ایجاد کرده است. در سال‌های اخیر، مطالعات بسیاری انجام شده تا عوامل ایجادکننده رابطه منفی میان بازده و ریسک غیرسیستماتیک را بررسی کنند. بازگشت بازده در کوتاه‌مدت[۴] (هوانگ، لیو، ری و ژانگ[۵]، ۲۰۰۹ و فو[۶]، ۲۰۰۹)، ترجیح سهام قمارگونه[۷] (بالی، کاکیسی و ویتلا[۸]، ۲۰۱۱)، آربیتراژ نامتقارن (استمبا، یو و یوان[۹]، ۲۰۱۵) و چولگی غیرسیستماتیک مورد انتظار (بویر، میتون و وورکینک[۱۰]، ۲۰۱۰) از جمله دلایلی هستند که می‌توان رابطه منفی میان بازده و ریسک غیرسیستماتیک را با آنها توضیح داد. در علم مالی، به این مسئله «معمای ریسک غیرسیستماتیک»[۱۱] گفته می‌شود.

کارایی بازار، یکی از مفروضات اصلی مدل‌های تعادلی در قیمت‌گذاری دارایی است. بر این اساس، در صورتی که کارایی بازار نقض شود، قیمت‌گذاری دارایی تنها با در نظرگرفتن عواملی که ریسک سیستماتیک را توضیح می‌دهند، با انحراف روبه‌رو می‌شود. یکی از مباحثی که نقض کارایی بازار را به دنبال دارد، وجود محدودیت در آربیتراژ[۱۲] یا همان ریسک آربیتراژ است. ریسک آربیتراژ، ریسک غیرسیستماتیک را به‌طور کامل حذف نمی‌کند و این مسئله باعث خواهد شد که ریسک غیرسیستماتیک دارای قیمت باشد (ژو، کانگ و ژو[۱۳]، ۲۰۱۸).

علاوه بر مطالب یادشده، بر اساس پژوهش‌های انجام شده (مانند بانسل و ویسوانانتان[۱۴]، ۱۹۹۳؛ بانسل، سیه و ویسوانتان[۱۵]، ۱۹۹۳؛ چاپمن[۱۶]، ۱۹۹۷؛ دیتمار[۱۷]، ۲۰۰۲؛ فریرا، ژیل و اورب[۱۸]، ۲۰۰۸؛ ارداس، ارموس و زریشکی[۱۹]، ۲۰۱۱؛ گومز و سانابریا[۲۰]، ۲۰۱۴ و سای، رن و یانگ[۲۱]، ۲۰۱۵)، نشان داده شده است که قدرت پیش‌بینی مدل‌های ناپارامتریک و نیمه‌پارامتریک قیمت‌گذاری دارایی، در مقایسه با مدل‌های خطی، به‌شکل معناداری بیشتر است.

1. Modern Portfolio Theory (MPT)
2. Merton
3. Ang, Hodrick, Xing, & Zhang
4. Short-term Return Reversal
5. Huang, Liu, Rhee, & Zhang
6. Fu
7. Lottery-type Stock Preference
8. Bali, Cakici, & Whitelaw
9. Stambaugh, Yu, & Yuan
10. Boyer, Mitton, & Vorkink
11. Idiosyncratic Volatility Puzzle
12. Limit to Arbitrage
13. Gu, Kang, & Xu
14. Bansal, & Viswanathan
15. Bansal, Hsieh, Viswanathan
16. Chapman
17. Dittmar
18. Ferreira, Gil-Bazo, & Orbe
19. Erdos, Ormos, & Zibriczky
20. Gomez-Gonzalez, & Sanabria-Buenaventura
21. Cai, Ren, & Yang

در واقع با تبیین مدل نیمه‌پارامتریک، ضرایب رگرسیون تخمینی، کاراتر است و با دقت بیشتری برآورد خواهد شد که در نتیجه، ریسک غیرسیستماتیک نیز نسبت به مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی با دقت زیادتری برآورد می‌شود.

همچنین در مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، فرض می‌شود که رابطه میان ریسک و بازده مورد انتظار به‌صورت خطی است، پس با استفاده از مدل نیمه‌پارامتریک می‌توان بدون هیچ پیش فرضی در خصوص رابطه میان ریسک و بازده مورد انتظار، مدل را برآورد کرد. حال سؤال اصلی پژوهش این گونه مطرح می‌شود که آیا می‌توان با تبیین مدل نیمه‌پارامتریک، معمای ریسک غیرسیستماتیک را از طریق ریسک آربیتراژ توضیح داد؟

با در نظر گرفتن آنچه بیان شد، می‌توان گفت که برآورد ریسک غیرسیستماتیک بر اساس مدل نیمه‌پارامتریک، در مقایسه با روش‌های خطی، به نتایج دقیق‌تری منتج می‌شود. بنابراین، در پژوهش حاضر، برای نخستین بار از مدل نیمه‌پارامتریک در قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک استفاده شده است. در ادامه مقدمه پژوهش، در بخش بعدی به بررسی پیشینه نظری و مطالعات پیشین مرتبط با موضوع پژوهش پرداخته شده است. در بخش سوم، روش‌شناسی، مدل‌ها، نحوه اجرا، متغیرها و جامعه و نمونه آماری پژوهش شرح داده شده است. در بخش چهارم، یافته‌های پژوهش ارائه شده و در انتهای این نوشتار، ضمن بیان نتایج پژوهش، پیشنهادهایی برای تحقیقات آتی بیان خواهد شد.

پیشینه نظری پژوهش

مدل پنج عاملی فاما و فرنچ

فاما و فرنچ[1] (۱۹۹۳) نشان دادند که بازده مورد انتظار با عوامل بتای بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار رابطه دارد. فاما و فرنچ (۲۰۱۵) با افزودن دو متغیر جدید سودآوری و سرمایه‌گذاری به مدل سه عاملی، مدل زیر را برای برآورد بازده مورد انتظار معرفی کردند.

$$r_t^i = \alpha^i + \beta_{MKT}^i MKT_t + \beta_{SMB}^i SMB_t + \beta_{HML}^i HML_t + \beta_{RMV}^i RMV_t + \beta_{CMA}^i CMA_t + \varepsilon_t^i$$
$$= \alpha_i + \beta_{MKT}^i MKT_t + \beta_{SMB}^i SMB_t + \beta_{HML}^i HML_t + \varepsilon_t^i \quad \text{رابطه ۱)}$$

که در آن، r_t^i بازده مازاد سهم، MKT_t بازده مازاد بازار، SMB_t عامل اندازه، HML_t عامل ارزش، RMV_t عامل سودآوری و CMA_t عامل سرمایه‌گذاری است.

سناریوهای تشکیل پرتفوی در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ به شرح جدول ۱ است (فاما و فرنچ، ۲۰۱۵؛ عیوض‌لو، قهرمانی و عجم، ۱۳۹۵).

1. Fama & French

جدول ۱. ساختار عوامل در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ

سناریو:	**نقطه انفصال:**
پرتفوی ۲×۲	اندازه: میانه
اندازه، $\frac{B}{M}$ ، یا	$\frac{B}{M}$: میانه
اندازه و سودآوری، یا	سودآوری: میانه
اندازه و سرمایه‌گذاری	سرمایه‌گذاری: میانه

عوامل و روابط:

$$SMB = (SH + SL + SR + SW + SC + SA)/6 - (BH + BL + BR + BW + BC + BA)/6$$
$$HML = [(SH - SL) + (BH - BL)/2$$
$$RMW = [(SR - SW) + (BR - BW)/2$$

C

سناریو:	**نقطه انفصال:**
پرتفوی ۳×۲	اندازه: میانه
اندازه، $\frac{B}{M}$ ، یا	$\frac{B}{M}$: ٪۷۰ و ٪۳۰
اندازه و سودآوری، یا	سودآوری: ٪۷۰ و ٪۳۰
اندازه و سرمایه‌گذاری	سرمایه‌گذاری: ٪۷۰ و ٪۳۰

عوامل و روابط:

$$\mathrm{SMB}_{B/M} = (\mathrm{SH} + \mathrm{SN} + \mathrm{SL})/3 - (\mathrm{BH} + \mathrm{BN} + \mathrm{BL})/3$$
$$\mathrm{SMB}_{OP} = (\mathrm{SR} + \mathrm{SN} + \mathrm{SW})/3 - (\mathrm{BR} + \mathrm{BN} + \mathrm{BW})/3$$
$$\mathrm{SMB}_{INV} = (\mathrm{SC} + \mathrm{SN} + \mathrm{SA})/3 - (\mathrm{BC} + \mathrm{BN} + \mathrm{BA})/3$$
$$SMB = (\mathrm{SMB}_{B/M} + \mathrm{SMB}_{OP} + \mathrm{SMB}_{INV})/3$$
$$HML = [(SH - SL) + (BH - BL)]/2$$
$$RMW = [(SR - SW) + (BR - BW)]/2$$
$$CMA = [(SC - SA) + (BC - BA)]/2$$

سناریو:	**نقطه انفصال:**
پرتفوی ۲×۲×۲×۲	اندازه: میانه
اندازه، $\frac{B}{M}$ ، سودآوری و سرمایه‌گذاری	$\frac{B}{M}$: میانه
	سودآوری: میانه
	سرمایه‌گذاری: میانه

عوامل و روابط:

$$\mathrm{SMB} = (\mathrm{SHRC} + \mathrm{SHRA} + \mathrm{SHWC} + \mathrm{SHWA} + \mathrm{SLRC} + \mathrm{SLRA} + \mathrm{SLWC} + \mathrm{WLWA})/8 - (\mathrm{BHRC} + \mathrm{BHRA} + \mathrm{BHWC} + \mathrm{BHWA} + \mathrm{BLRC} + \mathrm{BLRA} + \mathrm{BLWC} + \mathrm{BLWA})/8$$
$$HML = (SHRC + SHRA + SHWC + SHWA + BHRC + BHRA + BHWC + BHWA)/8 - (SLRC + SLRA + SLWC + SLWA + BLRC + BLRA + BLWC + BLWA)/8$$
$$RMW = (SHRC + SHRA + SLRC + SLRA + BHRC + BHRA + BLRC + BLRA)/8 - (SHWC + SHWA + SLWC + SLWA + BHWC + BHWA + BLRC + BLWA)/8$$
$$CMA = (SHRC + SHWC + SLRC + SLWC + BHRC + BHWC + BLRC + BLWC)/8 - (SHRA + SHWA + SLRA + SLWA + BHRA + BHWA + BLRA + BLWA)/8$$

رگرسیون کرنل

رگرسیون چند متغیره در شکل عمومی آن به صورت زیر بیان می‌شود (تی سی[1]، ۲۰۱۰).

$$E(Y|X) = m(X) \quad \text{رابطه ۲)}$$

که در آن، Y متغیر وابسته و $X = (X_1, X_2, \dots, X_d)$ بردار رگرسورهاست. در شرایطی که رابطه بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل خطی فرض شود، می‌توان از تخمین‌زننده‌های خطی استفاده کرد؛ اما چنانچه خطی بودن نقض شود، استفاده از تخمین‌زننده‌های خطی، پارامترها را دارای اریب و ناسازگار برآورد می‌کند. بنابراین، در فضای غیرخطی به تخمین‌زننده بدون توزیع و پایدار[2] نیاز است.

در صورتی که رابطه بین متغیرها خطی نباشد، رگرسیون خطی روش مناسبی برای تخمین رابطه ۲ نیست. نادارایا[3] (۱۹۶۴) و واتسون[4] (۱۹۶۴)، برای تخمین رابطه ۲، تخمین‌زننده مبتنی بر رگرسیون کرنل را بدون فرض هیچ رابطه مشخصی بین متغیرها معرفی کردند. تخمین زننده نادارایا ـ واتسون به شرح رابطه ۳ است.

$$\hat{m}_h(x) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} W_{hi}(X_i)Y_i \quad \text{رابطه ۳)}$$

$X_i = (X_i^{d=1}, X_i^{d=2}, \dots, X_i^{d=D})$ ماتریس متغیرهای توضیحی و $W_{Hi}(x)$ ماتریس وزن نادارایا ـ واتسون است که بر اساس رابطه ۳ تعریف می‌شود.

$$W_{hi} = \frac{K_h(x - X_i)}{\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} K_h(x - X_j)} \quad \text{رابطه ۴)}$$

در رابطه بالا، $K_h(u) = \prod_{d=1}^{D} k(u_d)$ تابع کرنل چندمتغیره؛ x نقطه شبکه[5] و h ماتریس پهنای باند[6] بهینه است.

تابع کرنل

تابع کرنل اپانچنیکوف و گوسی از انواع پرکاربرد توابع کرنل است (تی سی، ۲۰۱۰). تابع کرنل اپانچنیکوف (اپانچنیکوف[7]، ۱۹۶۹) و تابع کرنل گوسی به شرح رابطه‌های ۵ و ۶ است.

$$K_h(u) = \frac{0.75}{h}\left(1 - \frac{u^2}{h^2}\right) I\left(\left|\frac{u}{h}\right| \le 1\right) \quad \text{رابطه ۵)}$$

1. Tsay
2. Distribution free and Robust Estimator
3. Nadaraya
4. Watson
5. Grid Point
6. Bandwidth Matrix
7. Epanechnikov

$$K_h(u) = \frac{1}{h\sqrt{2\pi}} exp\left(-\frac{u^2}{2h^2}\right)$$ رابطه ۶)

h پهنای باند و $I(A)$ تابع شاخصی است که اگر شرط A برقرار باشد، معادل یک و در غیر این صورت معادل صفر خواهد بود.

انتخاب پهنای باند

هاردل، مولر، اسپرلیچ و ورواتز[1] (۲۰۰۴) نشان دادند که اهمیت انتخاب پهنای باند بیشتر از انتخاب نوع تابع کرنل است. هر چه مقدار پهنای باند (h) بیشتر فرض شود، تابع کرنل پهن‌تر خواهد شد. فان و یاو[2] (۲۰۰۳) اثبات کردند که مقدار بهینه پهنای باند در توابع کرنل گوسی و اپانچنیکوف با استفاده از رابطه ۷ محاسبه می‌شود.

$$\hat{h}_{opt} = \begin{cases} 1.06sT^{-1}/_5 & Gaussian\ kernel \\ 2.34sT^{-1/5} & Epanechnikov\ kernel \end{cases}$$ رابطه ۷)

s انحراف معیار نمونه متغیر مستقل و T تعداد مشاهدات است.

پیشینه تجربی پژوهش

ژو و مالکیل[3] (۲۰۰۳) به بررسی رفتار ریسک غیرسیستماتیک در دوران بعد از جنگ پرداختند. آنها از پسماندهای حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنچ، به‌عنوان آماره نوسان‌های غیرسیستماتیک استفاده کردند و دریافتند که نوسان‌های سهام در طول زمان افزایش می‌یابد و این روند، تنها به‌دلیل افزایش در بازار نزدک نیست. افزون بر اینکه نوسان‌های غیرسیستماتیک سهام، به میزانی وابسته است که آن سهم در مالکیت نهادهای مالی قرار دارد. ژو و مالکیل در این پژوهش با بررسی سهام بورس نیویورک، بورس آمریکا و همچنین نزدک و با استفاده از رگرسیون برش مقطعی، نشان دادند که نوسان‌های غیرسیستماتیک با نرخ رشد سود مورد انتظار، رابطه مثبتی دارد.

آنگ و همکارانش (۲۰۰۶) قیمت‌گذاری ریسک نوسان‌ها را در برش مقطعی بازده سهام بررسی کردند. مطابق با نظریه‌ها، آنها دریافتند میانگین بازده سهامی که به نوسان‌ها حساسیت بیشتری دارد، کمتر است. سهام با ریسک غیرسیستماتیک بیشتر (بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ) دارای میانگین بازده کمتری است. اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، مومنتوم و اثرهای نقدشوندگی، نمی‌توانند عوامل اثرگذار در میانگین بازده کمتر سهام دارای ریسک سیستماتیک بیشتر یا میانگین بازده کمتر سهام دارای ریسک غیرسیستماتیک بیشتر محسوب شوند.

پانتیف[4] (۲۰۰۶) به بررسی ریسک آربیتراژ و ریسک غیرسیستماتیک پرداخت. وی دریافت که وجود قیمت‌گذاری نادرست و همچنین هزینه‌های آربیتراژ، از حذف کامل ناکارایی معامله‌گران عقلایی جلوگیری می‌کند. بنابراین، برای

1. Hardle, Muller, Sperlich & Werwatz
2. Fan, & Yao
3. Xu, & Malkiel
4. Pontiff

تشریح پدیده معمای ریسک غیرسیستماتیک، از محدودیت در آربیتراژ که به‌عنوان ریسک آربیتراژ شناخته می‌شود، استفاده کرد.

چن[1] (۲۰۰۸) هنگام بررسی ارتباط معمای ریسک غیرسیستماتیک و نوسان‌پذیری نقدشوندگی، به شواهدی مبنی بر غلبه نقش ریسک غیرسیستماتیک در تعیین قیمت دارایی‌ها نسبت به نوسان‌پذیری نقدشوندگی دست یافت. به این مفهوم که اثر نوسان‌پذیری نقدشوندگی پس از کنترل ریسک غیرسیستماتیک از بین می‌رود، در حالی که ریسک غیرسیستماتیک کماکان هم‌بستگی منفی خود را بازده مقطعی سهام حفظ می‌کند. به بیان دیگر، بازده غیرعادی ناشی از خرید سهام دارای ریسک غیرسیستماتیک بالا و فروش سهام با ریسک غیرسیستماتیک پایین، پس از کنترل نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک کاهش می‌یابد؛ اما همچنان منفی و به لحاظ آماری معنادار است.

آنگ و همکارانش (۲۰۰۹)، در ادامه مقاله قبلی، به بررسی رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار پرداختند و نشان دادند که در سطح جهان، ریسک غیرسیستماتیک بالاتر گذشته، میانگین بازده آتی کمتری را به دنبال دارد. آنها با بررسی سهام موجود در ۲۳ بازار توسعه‌یافته در جهان، نشان دادند که در هر ماه و پس از کنترل عوامل بازار، اندازه و ارزش، تفاوت میان میانگین بازدهی بین پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده بر اساس ریسک غیرسیستماتیک معادل ۱/۳۱–درصد بوده است. نتیجه یادشده به‌طور خاص در بین کشورهای G۷ نیز معنادار است. آنها در این پژوهش، از مدل سه عاملی فاما و فرنچ و رگرسیون برش مقطعی برای تحلیل یافته‌های خود استفاده کردند. همچنین این پژوهشگران نشان دادند که بین بازدهی‌های اندک و ریسک غیرسیستماتیک بالاتر در میان کشورها، کوواریانس قوی‌ای وجود دارد.

فو (۲۰۰۹) نشان داد که ریسک غیرسیستماتیک نسبت به زمان متغیر است، بنابراین نمی‌توان به‌طور قطع بیان کرد که رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار مثبت است یا منفی؛ زیرا این رابطه می‌تواند در یک دوره زمانی مثبت و در دوره زمانی دیگری منفی باشد. فو با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی نمایی، برای برآورد ریسک غیرسیستماتیک مورد انتظار به این نتیجه رسید که رابطه مثبت و معناداری میان ریسک غیرسیستماتیک شرطی و بازده مورد انتظار وجود دارد. داده‌های این پژوهش، سهام موجود در بازار نیویورک، بورس آمریکا و نزدک در بازه زمانی ۱۹۶۳ تا ۲۰۰۶ بوده و برای برآورد ریسک غیرسیستماتیک، از مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل گارچ نمایی استفاده شده است.

طبق نظریه‌های گذشته، سهام دارای چولگی غیرسیستماتیک بیشتر، بازده مورد انتظار کمتری دارد. بر این اساس، بویر و همکارانش (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های مربوط به سهام بورس نیویورک، بورس آمریکا و نزدک در بازه زمانی ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۵ و به‌کمک مدل سه عاملی فاما و فرنچ و رگرسیون فاما ـ مکبث، به آزمون این نظریه پرداختند. نتایج آنها نشان داد که مطابق با نظریه‌های پیشین، چولگی غیرسیستماتیک مورد انتظار و بازده، هم‌بستگی منفی دارند. به‌علاوه، ضرایب مربوط به چولگی مورد انتظار در رگرسیون برش مقطعی فاما ـ مکبث، منفی و معنادار است. از سوی دیگر، چولگی مورد انتظار می‌تواند به توضیح این پدیده کمک کند که سهام دارای نوسان‌های غیرسیستماتیک بیشتر، بازدهی کمتری دارد.

1. Chen

استمبا و همکارانش (۲۰۱۵) به بررسی دلایل وجود معمای ریسک غیرسیستماتیک پرداختند و با ترکیب آربیتراژ نامتقارن و ریسک آربیتراژ، رابطه منفی میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار را توضیح دادند. آنها برای برآورد ریسک غیرسیستماتیک، از مدل سه عاملی فاما و فرنچ استفاده کردند. جامعه آماری پژوهش، سهام موجود در بورس نیویورک، آمریکا و نزدک در بازه زمانی ۱۹۶۵ تا ۲۰۱۱ بوده است. نتایج نشان داد که رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار در سهامی که زیر قیمت ارزش‌گذاری شده، مثبت و معنادار است و در سهامی که بیشتر از قیمت ارزش‌گذاری شده، منفی و معنادار است.

ژو و همکارانش (۲۰۱۸) چگونگی اثرگذاری محدودیت در آربیتراژ روی قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را در دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۲ بررسی کردند. آنها از رویکرد تحلیل پرتفوی و رگرسیون فاما ـ مکبث برای تحلیل نتایج استفاده کردند. مدل اصلی پژوهش آنها، بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ بود. نتایج نشان داد که محدودیت در آربیتراژ بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک اثرگذار است، بدین صورت که رابطه منفی ریسک غیرسیستماتیک با بازده مورد انتظار، در سهامی که دارای محدودیت در آربیتراژ زیاد هستند، قوی‌تر و معنادارتر است.

بدری، عرب مازار یزدی و دولو (۱۳۹۳) به ارزیابی نقش گشتاورهای سوم و چهارم، به‌عنوان توضیح احتمالی معمای ریسک غیرسیستماتیک پرداختند. به این منظور، نمونه‌ای متشکل از ۲۷۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ را با استفاده از رویکرد تحلیل پرتفوی و مدل فاما ـ مکبث بررسی کردند. نتایج به‌دست آمده، رابطه مثبت چولگی و بازده را تأیید کرد؛ اما نشان داد که رابطه معناداری بین کشیدگی و بازده برقرار نیست.

عرب‌مازار یزدی، بدری و دولو (۱۳۹۳) در مقاله دیگری، قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ را آزمودند و محتوای اطلاعاتی آن را در خصوص سود آتی بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد که ریسک غیرسیستماتیک دارای صرف ریسک مثبت است. یافته‌های به‌دست آمده از آزمون محتوای اطلاعاتی ریسک غیرسیستماتیک، بر رابطه معکوس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و سود دلالت دارد؛ به نحوی که می‌توان ادعا کرد که ریسک غیرسیستماتیک، به‌شدت تحت تأثیر جزء تعهدی سود است. از این رو، محتوای اطلاعاتی ریسک غیرسیستماتیک در خصوص سود تأیید می‌شود؛ اما این یافته، به تنهایی برای توضیح چرایی قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک کافی نیست. شایان ذکر است که آنها در پژوهش خود، از رویکرد تحلیل پرتفوی و رگرسیون فاما ـ مکبث بهره برده‌اند.

دولو و رجبی (۱۳۹۴) در پژوهشی، خلاف قاعده نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را بر مبنای تجزیه نوسان‌های غیرسیستماتیک به دو مؤلفه نوسان‌های غیرسیستماتیک مورد انتظار و نوسان‌های غیرسیستماتیک غیرمنتظره توضیح دادند و به بررسی اثر تفکیکی آن در توضیح تغییرات بازده مقطعی سهام منفرد پرداختند. رابطه اخیر، در نمونه‌ای متشکل از ۹۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ با استفاده از مدل فاما ـ مکبث و

رویکرد تحلیل سبد سرمایه‌گذاری بررسی شده است. آنها نشان دادند که خلاف قاعده[1] نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران، به‌دلیل اثرگذاری نوسان‌های غیرسیستماتیک غیرمنتظره[2] است.

عرب‌مازار یزدی، بدری و دولو (۱۳۹۴) با استفاده از رویکرد مطالعه پرتفوی، آزمون تجربی قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ پیاده‌سازی کردند. آنها نمونه آماری را ۱۱۸۸۰ مشاهده فصل ـ شرکت از ۲۷۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفتند. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاران بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک، انتظار پاداش (صرف ریسک) ندارند. عملکرد پرتفوی‌های مومنتومی مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک، همواره مثبت و از نظر آماری معنادار است. از سوی دیگر، نتایج آزمون‌های پایداری مؤید آن است که این عملکرد مثبت با لحاظ کردن تأثیر معاملات اندک، تغییر در شیوه تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و الگوی وزنی محاسبه بازده، کماکان به قوت خود باقی است.

دولو و فرتوک‌زاده (۱۳۹۵) ضمن بررسی چرایی ظهور معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، به آزمون نقدشوندگی، به‌عنوان خاستگاه رابطه ریسک مذکور و بازده مقطعی سهام پرداختند. آنها برای آزمون اثر یادشده، از دو روش تحلیل پرتفوی و رگرسیون فاما ـ مکبث بهره بردند. جامعه آماری در این پژوهش، تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ بوده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که توان توضیحی ریسک غیرسیستماتیک، به‌منظور تبیین تغییرات مقطعی بازده سهام، از طریق تأثیر عامل نقدشوندگی تقویت می‌شود. نتایج آنها حساسیت چندانی به نحوه اندازه‌گیری ریسک غیرسیستماتیک، مسئله معاملات اندک (اعمال محدودیت‌های حداقل روز معاملاتی) و الگوی وزنی محاسبه بازده پرتفوی نداشته است.

قلی‌پور خانقاه، عیوض‌لو، محمودزاده و رامشگ (۱۳۹۶) بر اساس رابطه یکنواختی، ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی مورد انتظار، رابطه یکنواختی وجود ندارد. در این پژوهش، اختلاف بین متوسط بازدهی ماهانه پرتفوی با ریسک غیرسیستماتیک بالا و پایین، ۰/۱۵درصد و معنادار به دست آمده است.

روش‌شناسی پژوهش

متغیرهای پژوهش

به‌منظور محاسبه متغیرهای پژوهش از اطلاعات، منتشرشده توسط سامانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سامانه شرکت مدیریت فناوری بورس تهران[3]، سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران[4] و نرم‌افزار پردازش اطلاعات مالی ره‌آورد نوین استفاده شده است.

1. Anomaly
2. Unexpected Idiosyncratic Volatility
3. TSETMC
4. Codal

الف) متغیرهای اصلی پژوهش برای برآورد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ

بازده سهام: بازده سرمایه‌گذاران در سهام طی یک دوره معین، با توجه به قیمت اول و آخر دوره و منافع حاصل از مالکیت به‌دست می‌آید. قیمت پایانی شرکت‌های داخل نمونه در پایان هر دوره سه ماهه، از تارنمای شرکت بورس استخراج شد و با احتساب سود نقدی، افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات و افزایش سرمایه از محل سود انباشته و اندوخته، قیمت‌های تعدیل‌شده محاسبه شدند. سپس با استفاده از رابطه بازده زمان پیوسته (رابطه ۸)، بازده تعدیل‌شده سه ماهه شرکت‌ها به‌دست آمد.

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right)$$ رابطه ۸)

در رابطه فوق؛ R_{it} بازده سهم، P_{it} قیمت تعدیل‌شده در دوره سه ماه t و $P_{it-۱}$ قیمت تعدیل‌شده در دوره سه ماهه t−۱ است.

نرخ بازده بدون ریسک: نرخ بازده بدون ریسک، معادل نرخ سود سپرده کوتاه‌مدت سه ماهه بانک‌ها در نظر گرفته شده است. به‌منظور تبدیل نرخ بازده بدون ریسک سالانه به سه ماهه، از میانگین هندسی به شرح رابطه ۹ استفاده شده است.

$$RF_{mt} = \left(1 + RF_{yt}\right)^{3/12} - 1$$ رابطه ۹)

RF_{mt} بازده بدون ریسک سه ماهه و RF_{yt} بازده بدون ریسک سالانه است.

بازده بازار: بازده دوره سه ماهه بازار با استفاده از داده‌های مربوط به شاخص کل بازار از رابطه ۱۰ محاسبه شده است.

$$R_{mt} = \ln\left(\frac{I_{mt}}{I_{mt-1}}\right)$$ رابطه ۱۰)

R_{mt} بازده بازار، I_{mt} شاخص کل در سه ماه t و $I_{mt-۱}$ شاخص کل در سه ماه $t - ۱$ است.

اندازه شرکت: اندازه شرکت در هر دوره سه ماهه از ضرب تعداد سهام در پایان سال قبل، در قیمت سهام در آخرین روز معاملاتی همان دوره سه ماه به‌دست آمده است. به‌منظور نرمال‌سازی مقادیر آن، از لگاریتم طبیعی استفاده شده است.

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار هر دوره سه ماه از تقسیم ارزش دفتری شرکت در پایان سال قبل، بر ارزش روز شرکت در پایان همان دوره سه ماه به‌دست آمده است. به‌منظور نرمال‌سازی مقادیر آن از لگاریتم طبیعی استفاده شده است.

سودآوری: عامل سودآوری، از سود عملیاتی منهای هزینه بهره، تقسیم بر ارزش دفتری شرکت محاسبه می‌شود.

$$Profitability_{i,t} = \frac{OP_{i,t} - I_{i,t}}{BV_{i,t}}$$ رابطه ۱۱)

سرمایه‌گذاری: برای محاسبه عامل سرمایه‌گذاری، از داده‌های ترازنامه شرکت در سال قبل و دو سال قبل استفاده شده است.

$$Investment_{i,t} = \frac{TA_{i,t-1} - TA_{i,t-2}}{TA_{i,t-2}}$$ رابطه ۱۲)

TA نشان‌دهنده جمع دارایی‌ها است.

ریسک غیرسیستماتیک: در پژوهش آنگ و همکاران (۲۰۰۶)، ریسک غیرسیستماتیک به‌صورت انحراف معیار پسماندهای حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنچ در نظر گرفته شده است. با الهام از آنها در این پژوهش، ریسک غیرسیستماتیک، انحراف معیار پسماندهای حاصل از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در نظر گرفته شده است.

ب) متغیرهای اصلی پژوهش برای برآورد شاخص ریسک آربیتراژ

شاخص ریسک آربیتراژ: شاخص ریسک آربیتراژ دربردارنده سه معیار محدودکننده آربیتراژ است. یک معیار آن به بازار سهام ایران منحصر بوده و حد نوسان قیمتی است و دو معیار دیگر، عدم نقدشوندگی سهام و حجم معاملات است. در ادامه به توضیح هر یک از این سه معیار پرداخته شده است.

- **حد نوسان قیمتی:** حد نوسان قیمت سهام، حداکثر یا حداقل تغییر قیمت سهام مجاز در یک روز است، به‌شکلی که انجام معاملی در خارج از دامنه تعیین شده در هر روز غیرممکن باشد. حد نوسان قیمت سهام از سال ۱۳۷۸ تاکنون در بازار سهام ایران اجرا شده است و به‌عنوان عاملی برای جلوگیری از نوسان‌های شدید قیمت‌ها و شاخص به‌کار می‌رود. کیم و ری[1] (۱۹۹۷) و کیم و پارک[2] (۲۰۱۰) نشان دادند که قانون دامنه نوسان قیمتی، در به تعادل رسیدن قیمت‌ها در بازار تأخیر ایجاد می‌کند. بر اساس پژوهش ژو و همکارانش (۲۰۱۸)، به سهام i در دوره سه ماهه t که حداقل یک بار به حد قیمتی روزانه رسیده باشد، مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر تخصیص داده خواهد شد.
- **عدم نقدشوندگی سهام:** سادکا و شربینا[3] (۲۰۰۷) نشان دادند که افزایش نقدشوندگی، هزینه‌های آربیتراژ را کاهش می‌دهد و به‌دنبال آن، به همگرایی قیمت‌های بازار به ارزش بنیادی سرعت می‌بخشد. چوردیا، رول و سابرامانیام[4] (۲۰۰۸) نشان دادند که نقدشوندگی، باعث برانگیختن فعالیت‌های آربیتراژی شده و به‌دنبال آن، کارایی بازار را افزایش می‌دهد. بنابراین سهام با عدم نقدشوندگی بیشتر، با ریسک آربیتراژ بالاتری مواجه است. در این

1. Kim & Rhee
2. Kim & Park
3. Sadka & Scherbina
4. Chordia, Roll & Subrahmanyam

پژوهش، از لگاریتم معیار عدم نقدشوندگی آمیهود[1] (۲۰۰۲) استفاده خواهد شد. در صورتی که معیار نقدشوندگی سهام i بزرگ‌تر از میانه برش مقطعی در دوره سه ماهه t باشد، مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر به آن تخصیص داده خواهد شد.

- **حجم معاملات:** مشروالا، راژوپال و شولین[2] (۲۰۰۶) تصریح کردند که حجم معاملات بالاتر، باعث کاهش هزینه‌های معاملاتی شده و معامله‌گران را قادر می‌سازد تا با سهولت بیشتری طرف‌های معامله خود را پیدا کنند. بنابراین سهام با حجم معاملات کمتر، با ریسک آربیتراژ بالاتری مواجه است. در این پژوهش میانگین نسبت حجم معاملات به کل سهام شرکت به‌صورت سه ماهه در طول ۶ ماه گذشته محاسبه خواهد شد. در صورتی که مقدار محاسبه‌شده این معیار، کمتر یا مساوی میانه برش مقطعی باشد، مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر به آن تخصیص داده خواهد شد.

در حالی که هر یک از معیارهای بیان شده برای ریسک آربیتراژ، ابعاد متفاوتی از محدودیت در آربیتراژ را در نظر می‌گیرند، شاخصی که ترکیبی از سه معیار بیان شده باشد، می‌تواند معیار جامعی برای ریسک اندازه‌گیری ریسک آربیتراژ در بازار سهام ایران باشد. بنابراین، از میانگین تمامی معیارهای مذکور برای محاسبه شاخص ریسک آربیتراژ استفاده شده است و مقدار این شاخص عددی بین صفر و یک خواهد بود؛ هر چه این شاخص به عدد یک (صفر) نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده ریسک آربیتراژ بیشتر (کمتر) است.

جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری این پژوهش تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ است. روش نمونه‌گیری، روش حذف سیستماتیک است. بنابراین، شرکت‌های زیر از جامعه آماری حذف و شرکت‌های باقی‌مانده بررسی شدند که شامل ۹۰ شرکت است.

الف) شرکت‌هایی که بعد از سال ۱۳۸۶ در بازار بورس پذیرفته شده باشند؛

ب) شرکت‌هایی که سال مالی آنها پایان اسفندماه نباشد؛

ج) شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری مالی؛

د) شرکت‌هایی که نماد آنها برای مدت بیش از ۶ ماه متوالی طی یک سال مالی بسته بوده است؛

ه) شرکت‌های زیان‌ده و شرکت‌هایی که ارزش دفتری آنها منفی باشد؛

و) شرکت‌هایی که داده‌های لازم برای اجرای این پژوهش را در دسترس قرار نداده باشند.

فرضیه پژوهش

بر اساس مدل نیمه‌پارامتریک، رابطه بین بازده مورد انتظار و ریسک غیرسیستماتیک با در نظر گرفتن ریسک آربیتراژ

1. Amihud
2. Mashruwala, Rajgopal & Shevlin

منفی است. شایان ذکر است که در مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری، دارایی سرمایه‌ای فرض می‌شود که در آن، رابطه میان ریسک و بازده مورد انتظار به‌صورت خطی است، در حالی که مدل نیمه‌پارامتریک بدون هیچ پیش‌فرضی در خصوص رابطه میان ریسک و بازده مورد انتظار به برآورد مدل می‌پردازد. بنابراین، مدل نیمه‌پارامتریک رابطه یاد شده را با قیود کمتری برآورد می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

الف) تحلیل پرتفوی

با استفاده از بازده سهم، بازده بازار، عامل اندازه (SMB)، عامل ارزش (HML)، عامل سودآوری (RMV) و عامل سرمایه‌گذاری (CMA) در تواتر زمانی روزانه (d) و بازه زمانی سه ماهه (t)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با استفاده از مدل رگرسیون کرنل چندجمله‌ای موضعی[1] از رابطه ۱۳ برآورد شده است. به‌منظور برآورد مدل فاما و فرنچ، بر اساس نتایج حاصل از پژوهش‌های فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، الیاسی (۱۳۹۵) و عیوض‌لو، قهرمانی و عجم (۱۳۹۵) از روش تشکیل پرتفوی ۲×۲×۲×۲×۲ استفاده شده است.

$$r_t^i = \alpha^i + \beta_{MKT}^i MKT_t + \beta_{SMB}^i SMB_t + \beta_{HML}^i HML_t + \beta_{RMV}^i RMV_t + \beta_{CMA}^i CMA_t + \varepsilon_t^i \quad \text{رابطه ۱۳)}$$

به‌منظور برآورد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و تخمین ضرایب، از روش نیمه‌پارامتریک و مدل رگرسیون کرنل موضعی استفاده شده است.

هاردل و همکاران (۲۰۰۴) نشان دادند $\hat{\beta}^*(x) = \left(\hat{\beta}_0(x), \hat{\beta}_1(x), \dots, \hat{\beta}_p(x)\right)^T$ که از رابطه زیر برآورد شده است.

$$Min \sum_{i=1}^{n} \{Y_i - \hat{\beta}_0^* - \hat{\beta}_1^*(X_i - x)\}^2 K_h(x - X_i) \quad \text{رابطه ۱۴)}$$

بنابراین $\hat{\beta}^*(x)$ با استفاده از روش حداقل مربعات موزون[2] و بر اساس رابطه ۹ تخمین زده می‌شود.

$$\hat{\beta}^*(x) = (X^T W X)^{-1} X^T W Y \quad \text{رابطه ۱۵)}$$

Y صرف ریسک بازده سهم، X صرف ریسک بازار و W ماتریس قطری به‌صورت زیر است.

$$W = \begin{bmatrix} K_h(x - X_1) & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & K_h(x - X_2) & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & K_h(x - X_n) \end{bmatrix} \quad \text{رابطه ۱۶)}$$

1. Local Polynomial Kernel Regression
2. Weighted Least Squares (WLS)

در این پژوهش از تابع کرنل گوسی استفاده شده است. بلاندل و دانکن[1] (۱۹۹۱) نشان دادند که بتا ارزش انتظاری بتاهایی است که در هر نقطه شبکه برآورد شده است. بنابراین، در نهایت بتا به‌صورت تقریبی برابر است با:

$$\hat{\beta}^* \approx \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\hat{\beta}_1(X_i)$$ رابطه ۱۷)

همچنین آلفای حاصل از رگرسیون تخمینی از رابطه ۱۸ محاسبه شده است.

$$\hat{\alpha}^* \approx \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \hat{\beta}_i^* X_i)$$ رابطه ۱۸)

پس از برآورد مدل نیمه‌پارامتریک پنج عاملی فاما و فرنچ به شرح فوق، ریسک غیرسیستماتیک به‌صورت رابطه ۱۹ تعریف می‌شود که در آن u_t^i باقی‌مانده رگرسیون است.

$$IVOL_t^i = \sqrt{Var(u_t^i)}$$ رابطه ۱۹)

با در نظر گرفتن دوره زمانی پژوهش، برای هر یک از شرکت‌های نمونه، برای هر سه ماه (t) یک IVOL برآورد خواهد شد. همچنین برای هر یک از شرکت‌های نمونه پژوهش، با استفاده از روابط بیان شده در قسمت متغیرهای پژوهش، شاخص ریسک آربیتراژ محاسبه خواهد شد.

در ادامه برای هر دوره سه ماهه، یک پرتفوی ۵×۳ بر اساس معیار ریسک غیرسیستماتیک و شاخص ریسک آربیتراژ تشکیل می‌شود. معیار ریسک غیرسیستماتیک در ۵ دسته (هر دسته شامل ۲۰درصد از مقادیر است) از بیشترین مقدار به کمترین مقدار مرتب می‌شود. همچنین در خصوص ریسک آربیتراژ نیز، شرکت‌های داخل نمونه به ۳ دسته مساوی، شامل ریسک آربیتراژ کم، متوسط و زیاد مرتب می‌شوند. برای هر یک از این ۱۵ پرتفوی تشکیل شده، بازده پرتفوی با استفاده از میانگین موزون بازدهی سهام موجود در آنها که وزن آن ارزش بازار است، به دست می‌آید. سپس به‌منظور تبیین رابطه بین بازده مورد انتظار و ریسک غیرسیستماتیک از طریق ریسک آربیتراژ، برای هر یک از ۱۵ پرتفوی تشکیل شده، از ضریب آلفای برآورد شده از رابطه ۱۳ استفاده می‌شود.

ب) رگرسیون فاما ـ مکبث

رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار، می‌تواند از متغیرهای متعدد دیگری تأثیر بپذیرد که امکان کنترل هم‌زمان آنها با استفاده از شیوه تحلیل پرتفوی، به‌سادگی امکان‌پذیر نیست. به همین دلیل، به‌منظور بررسی دقیق‌تر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام، از الگوی رگرسیون فاما ـ مکبث[2] (۱۹۷۳) استفاده می‌شود.

1. Blundell & Duncan
2. Fama & MacBeth

مطابق با پژوهش‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۹) و هان و لزموند[1] (۲۰۱۱)، از نتایج رگرسیون فاما ـ مکبث موزون به ارزش استفاده شده است. رگرسیون مقطعی بازده مازاد شرکت در دوره سه ماهه $t+1$ ($EXRET_{i,t+1}$) روی ریسک غیرسیستماتیک در سه ماهه t ($IVOL_{i,t}$)، جملاتی که اثرهای متقابل ریسک غیرسیستماتیک و متغیرهای مجازی (که بر اساس شاخص ریسک آربیتراژ ساخته شده است) را نشان می‌دهد و سایر متغیرهای کنترلی، پیاده‌سازی شده است.

رابطه ۲۰)
$$EXRET_{i,t+1} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} IVOL_{i,t}^{ran} + \gamma_{2,t} IVOL_{i,t}^{ran} \times LOW_{i,t} + \gamma_{3,t} IVOL_{i,t}^{ran} \times MEDIUM_{i,t} + \gamma_{4,t} IVOL_{i,t}^{ran} \times HIGH_{i,t} + \gamma_{5,t} EXRET_{i,t}^{ran} + \gamma_{6,t} lnMV_{i,t}^{ran} + \gamma_{7,t} lnBM_{i,t}^{ran} + \gamma_{8,t} TURN_{i,t}^{ran} + \gamma_{9,t} MAX5_{i,t}^{ran}$$

در رابطه فوق، $EXRET_{i,t+1}$ بازده مازاد سهم، $IVOL_{i,t}^{ran}$ ریسک غیرسیستماتیک رتبه‌بندی‌شده، $LOW_{i,t}$، $MEDIUM_{i,t}$ و $HIGH_{i,t}$ متغیرهای مجازی مربوط به شاخص ریسک غیرسیستماتیک، $lnMV_{i,t}^{ran}$ لگاریتم طبیعی ارزش بازار رتبه‌بندی‌شده، $lnBM_{i,t}^{ran}$ لگاریتم طبیعی ارزش دفتری به ارزش بازار رتبه‌بندی‌شده و $TURN_{i,t}^{ran}$ نرخ گردش معاملات در شش ماه گذشته است. $MAX5^{ran}$ بر اساس پژوهش بالی و همکاران (۲۰۱۱) برابر است با میانگین بازدهی ۵ روزی که سهم بیشترین بازدهی را در دوره سه ماهه داشته است. شایان ذکر است که رابطه ۲۰ بر اساس رگرسیون کرنل چندجمله‌ای موضعی[2] برآورد شده است.

مطابق با پژوهش مشروواله و همکارانش (۲۰۰۶)، از دهک‌های درجه‌بندی‌شده برای متغیرهای توضیحی استفاده شده است. برای مثال، در هر سه ماه ریسک غیرسیستماتیک ($IVOL_{i,t}$) هر شرکت به‌صورت دهک رتبه‌بندی می‌شود. سپس این رتبه به صورتی تغییر خواهد یافت که هر مشاهده‌ای از متغیر، مقداری بین ۰/۵− تا ۰/۵ داشته باشد. روش کار بدین گونه است که در هر سه ماه، به هر متغیر بر اساس رتبه دهک، مقداری بین ۱ تا ۱۰ تخصیص پیدا می‌کند و سپس با کم کردن عدد ۱ از آن و تقسیم بر عدد ۹ این رتبه تغییر خواهد یافت. در نهایت، با کم کردن مقدار ۰/۵ از هر رتبه تغییر یافته، رتبه‌ها در فاصله ۰/۵− تا ۰/۵ به‌دست خواهد آمد.

متغیرهای مجازی $LOW_{i,t}/MEDIUM_{i,t}/HIGH_{i,t}$ که بر اساس شاخص ریسک آربیتراژ در بازه زمانی سه ماهه (t) هستند، در صورتی که سهام i متعلق به دهک $bottom/middle/top$ باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختیار می‌کنند. همچنین برای متغیرهای کنترلی، یعنی $lnMV$، $lnBV$، $TURN$، $XRET$ و $MAX5$، رویکرد رتبه‌بندی استفاده شده است. بنابراین تمرکز تحلیل رگرسیون فاما ـ مکبث در این پژوهش، نتایج حاصل از ضرایب برآوردی جملاتی است که از اثر متقابل متغیر IVOL و متغیرهای مجازی نشئت گرفته‌اند که با تجزیه و تحلیل آنها به بررسی رابطه میان بازده مورد انتظار و ریسک غیرسیستماتیک با در نظر گرفتن ریسک آربیتراژ پرداخته خواهد شد.

1. Han & Lesmond
2. Local Polynomial Kernel Regression

یافته‌های پژوهش

داده‌ها و نتایج این پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای Excel، Eviews، MATLAB و STATA تجزیه و تحلیل شده‌اند. در جدول ۲ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش آورده شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی

	$ExRet_{t+1}$	$IVOL_t$	$lnBM_t$	$lnMV_t$	$TURN_t$	$MAX5_t$
میانگین	۰/۰۱۹	۰/۰۲۱	−۰/۶۰۷	۱۳/۸۸۲	۰/۸۴۷	۰/۱۵۹
واریانس	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۰۲	۰/۱۷۲	۲/۴۴۶	۵۰/۹۹۸	۰/۰۰۱
انحراف معیار	۰/۰۳۰	۰/۰۰۴	۰/۴۱۵	۱/۵۶۴	۷/۱۴۱	۰/۰۳۰
چولگی	−۰/۱۲۵	۰/۱۰۳	−۰/۱۰۶	۰/۸۱۳	۹/۴۸۴	−۰/۳۰۳
کشیدگی	−۰/۷۰۴	−۰/۰۸۷	−۰/۲۶۸	۰/۳۷۵	۸۹/۹۶۰	−۰/۰۶۲
چارک اول	−۰/۰۰۳	۰/۰۱۸	−۰/۹۲۰	۱۲/۶۹۰	۰/۰۲۹	۰/۱۴۱
میانه	۰/۰۱۷	۰/۰۲۱	−۰/۵۹۹	۱۳/۶۶۵	۰/۰۶۵	۰/۱۵۹
چارک سوم	۰/۰۴۵	۰/۰۲۴	−۰/۳۱۷	۱۴/۷۲۹	۰/۱۲۰	۰/۱۸۱

در جدول ۳ ضرایب هم‌بستگی پیرسون (بالای قطر) و اسپیرمن (پایین قطر) مربوط به متغیرهای استفاده شده در مدل‌های پژوهش، در دو سطح معناداری ۱درصد و ۵درصد آورده شده است.

جدول ۳. ضرایب هم‌بستگی

	$ExRet_{t+1}$	$IVOL_t$	$lnBM_t$	$lnMV_t$	$TURN_t$	$MAX5_t$
		−۰/۳۶۰***	−۰/۰۳۵	−۰/۰۷۰	−۰/۰۰۷	−۰/۰۴۰
	−۰/۳۱۸***		۰/۲۴۸**	−۰/۳۶۹***	−۰/۰۱۵	۰/۷۸۷***
	−۰/۰۳۰	۰/۲۶۵**		−۰/۱۰۱	۰/۰۲۰	۰/۴۶۳***
	−۰/۱۷۶	−۰/۳۹۸***	−۰/۱۸۹		۰/۱۹۴	−۰/۲۵۴**
	−۰/۰۰۱	۰/۶۶۱***	۰/۴۴۲***	−۰/۴۶۶***		۰/۰۳۵
	−۰/۰۳۵	۰/۷۸۴***	۰/۴۸۱***	−۰/۳۲۴***	۰/۷۴۰***	

*** سطح معناداری ۱درصد، ** سطح معناداری ۵درصد

همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، هم‌بستگی بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده مازاد بر اساس ضرایب هم‌بستگی پیرسون و اسپیرمن منفی و معنادار است که این نتیجه، رابطه منفی میان بازده مازاد مورد انتظار و IVOL در آزمون تک‌متغیره را تأیید می‌کند. مشابه با پژوهش بالی و همکاران (۲۰۱۱) و ژو و همکاران (۲۰۱۸)، متغیرهای IVOL و MAX5 دارای هم‌بستگی قوی و مثبت‌اند.

ضرایب آلفای مدل پنج عاملی فاما و فرنچ به‌منظور انجام آزمون فرضیه به شرح جدول ۴ است.

جدول ٤. ضرایب آلفا در روش تحلیل پرتفوی

	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	$P_5 - P_1$
ریسک آربیتراژ کم	۰/۰۰۷ (۰/۴۸)	۰/۰۷۴*** (۲/۹۹)	۰/۱۱۱*** (۳/۶۶)	۰/۰۸۴** (۲/۵)	۰/۰۹۶* (۱/۹۵)	۰/۰۹۵** (۲/۱۱)
ریسک آربیتراژ متوسط	−۰/۰۰۲ (−۰/۱۶)	۰/۰۵۵** (۲/۵۲)	۰/۰۴۷* (۱/۸۷)	۰/۰۳۰ (۰/۹۰)	−۰/۰۶۲ (−۱/۱۷)	−۰/۰۶۲ (−۱/۴۰)
ریسک آربیتراژ زیاد	۰/۰۱۲ (۰/۹۹)	۰/۰۳۸ (۱/۵۸)	۰/۰۱۱ (۰/۴۲)	−۰/۰۲۳ (−۰/۸۵)	−۰/۰۶۲ (−۱/۰۲)	−۰/۰۷۱ (−۱/۱۶)

* سطح معناداری ۱۰درصد، ** سطح معناداری ۵درصد، *** سطح معناداری ۱درصد
اعداد داخل پرانتز آماره Z حاصل از بوت استرپ را نشان می‌دهد.

در جدول فوق، P_1 و P_5 به‌ترتیب نشان‌دهنده پرتفوی با کمترین و بیشترین IVOL است. $P_5 - P_1$ نیز پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر (مصون‌سازی شده) در پرتفوی با بیشترین و کمترین IVOL است. همان گونه که مشاهده می‌شود، ضرایب آلفای محاسبه شده برای پرتفوی مصون‌سازی شده $P_5 - P_1$ در سطوح مختلف ریسک آربیتراژ، رفتار متفاوتی را نشان می‌دهد. ضریب آلفا برای پرتفوی $P_5 - P_1$ با ریسک آربیتراژ کم، مثبت و در سطح ۵درصد معنادار است. ضرایب آلفای پرتفوی $P_5 - P_1$ برای پرتفوی‌های با ریسک آربیتراژ متوسط و زیاد، منفی است؛ ولی در سطوح ۱درصد، ۵درصد و ۱۰درصد معنادار نیستند. همچنین مشاهده می‌شود که ضریب آلفا پرتفوی $P_5 - P_1$ برای سهام با ریسک آربیتراژ زیاد، دارای عدد بزرگ‌تری نسبت به سهام با ریسک آربیتراژ متوسط است.

برای جمع‌بندی می‌توان بیان کرد که رابطه میان بازده مورد انتظار و ریسک غیرسیستماتیک برای سهام با ریسک آربیتراژ زیاد و متوسط منفی است و مقدار قدرمطلق ضریب مربوطه برای سهام با ریسک آربیتراژ زیاد، بزرگ‌تر است که شدت بیشتر رابطه را نشان می‌دهد. همچنین، این رابطه برای سهام با ریسک آربیتراژ کم، مثبت است. بنابراین مشاهده می‌شود که رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار، در سطوح مختلف ریسک آربیتراژ رفتار متفاوتی دارد و متغیر ریسک آربیتراژ بر چگونگی رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار اثرگذار است. در جدول ۵، نتایج رگرسیون فاما ـ مکبث به‌منظور آزمون فرضیه پژوهش ارائه شده است.

در جدول ۵ نتایج رگرسیون فاما ـ مکبث برای مدل اصلی پژوهش و بر اساس دو الگوی متفاوت مشاهده می‌شود. در الگوی ۱، رابطه میان IVOL و بازده مورد انتظار با در نظر گرفتن سایر متغیرهای کنترلی بررسی شده است. در این الگو، اثر ریسک آربیتراژ در رابطه بین IVOL و بازده مورد انتظار در نظر گرفته نشده است. ضریب متغیر $IVOL_{i,t}^{ran}$ منفی و در سطح ۱درصد معنادار است که نشان می‌دهد، معمای ریسک غیرسیستماتیک پس از کنترل متغیرهای بازگشت به میانگین، اثر اندازه، اثر ارزش، حجم معاملات و حداکثر بازده روزانه، برقرار است. ضریب ۰/۳۷۱− برای $IVOL_{i,t}^{ran}$ نشان می‌دهد که خرید سهام با IVOL کمتر و فروش سهام با IVOL بیشتر، بر اساس ریسک معادل ۰/۳۷۱درصد در بازه زمانی سه ماهه، بازدهی تعدیل‌شده دارد.

جدول ۵. نتایج رگرسیون فاما - مکبث

متغیر مستقل	الگوی ۱	الگوی ۲
$IVOL_{i,t}^{ran}$	−۰/۳۷۱*** (−۹/۴۹)	
$IVOL_{i,t}^{ran} \times LOW_{i,t}$		۰/۰۷۷ (۰/۷۶)
$IVOL_{i,t}^{ran} \times MEDIUM_{i,t}$		−۰/۳۰۷* (−۱/۶۹)
$IVOL_{i,t}^{ran} \times HIGH_{i,t}$		−۰/۴۷۸*** (−۲/۸۶)
$EXRET_{i,t}^{ran}$	−۰/۰۸۲۶ (−۱/۲۴)	−۰/۱۰۴ (−۰/۹۵)
$lnMV_{i,t}^{ran}$	۰/۱۲۰* (۱/۶۶)	۰/۰۰۷ (۰/۰۴)
$lnBM_{i,t}^{ran}$	۰/۰۷۲۸ (۱/۲۵)	−۰/۰۲۱ (−۰/۲۲)
$TURN_{i,t}^{ran}$	−۰/۰۲۹ (−۰/۳۸)	−۰/۰۷۰ (−۰/۴۱)
$MAX5_{i,t}^{ran}$	−۰/۰۲۱ (−۰/۳۴)	−۰/۲۳۲ (−۱/۳۵)
ضریب تعیین	۰/۸	۰/۹

* سطح معناداری ۱۰درصد، ** سطح معناداری ۵درصد، *** سطح معناداری ۱درصد
اعداد داخل پرانتز آماره Z حاصل از بوت استرپ را نشان می‌دهد.

الگوی ۲ شامل متغیرهای مجازی است که بر اساس IVOL و شاخص ریسک آربیتراژ ساخته شده است. ضریب برآورد شده برای متغیر $IVOL_{i,t}^{ran} \times LOW_{i,t}$ مثبت است؛ ولی در سطوح ۱درصد، ۵درصد و ۱۰درصد معنادار نیست. معنادار نبودن این ضریب، نشان می‌دهد که برای سهام با ریسک آربیتراژ کم، صرف بازده IVOL چشمگیر نیست. ضریب متغیر $IVOL_{i,t}^{ran} \times MEDIUM_{i,t}$ و $IVOL_{i,t}^{ran} \times HIGH_{i,t}$ منفی و به‌ترتیب در سطوح ۱۰درصد و ۱درصد معنادار است. بنابراین، نتایج این الگو نشان می‌دهد که خرید سهام با IVOL کمتر و فروش سهام با IVOL بیشتر، بر اساس ریسک معادل ۰/۳۰۷درصد و ۰/۴۷۸درصد به ترتیب برای سهام دارای ریسک آربیتراژ متوسط و زیاد در بازه زمانی سه ماهه، بازدهی تعدیل‌شده دارد.

به‌عنوان جمع‌بندی می‌توان بیان کرد که بر اساس رگرسیون فاما ـ مکبث برای مدل اصلی پژوهش، رابطه میان IVOL و بازده مورد انتظار منفی و معنادار است و این رابطه منفی با در نظر گرفتن ریسک آربیتراژ، برای سهام با ریسک آربیتراژ بیشتر، قوی‌تر است. بنابراین فرضیه این پژوهش بر اساس رویکرد رگرسیون فاما ـ مکبث تأیید می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از مدل نیمه‌پارامتریک، معمای قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک با در نظر گرفتن ریسک آربیتراژ، به‌عنوان متغیری که می‌تواند در رابطه فوق اثرگذار باشد، بررسی شده است. در تئوری مدرن پرتفوی، فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران می‌توانند از طریق متنوع‌سازی پرتفوی، ریسک غیرسیستماتیک را حذف کرده و صرفاً برای پذیرش ریسک سیستماتیک بازده طلب کنند. اما پژوهش‌های مختلفی نشان داده‌اند که فارغ از جهت رابطه، ریسک غیرسیستماتیک دارای قیمت است. همچنین، در علم مالی، رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار همچون معما مطرح شده است؛ به صورتی که جهت رابطه مذکور در برخی پژوهش‌ها مثبت و در برخی دیگر منفی گزارش شده است. علاوه بر مطالب بیان‌شده، بسیاری از پژوهش‌ها نیز به بررسی متغیرهای اثرگذار در رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار پرداخته‌اند. بازگشت بازده در کوتاه‌مدت[1] (هوانگ و همکاران، ۲۰۰۹ و فو، ۲۰۰۹)، ترجیح سهام قمارگونه[2] (بالی و همکاران، ۲۰۱۱)، آربیتراژ نامتقارن[3] (استمبا و همکاران، ۲۰۱۵) و چولگی غیرسیستماتیک مورد انتظار[4] (بویر و همکاران، ۲۰۱۰) از جمله دلایلی هستند که می‌توان رابطه منفی میان بازده و ریسک غیرسیستماتیک را با آنها توضیح داد. در این پژوهش نیز، رابطه میان بازده و ریسک غیرسیستماتیک با استفاده از مفهوم ریسک آربیتراژ بررسی شد.

در این پژوهش، برای نخستین بار، از مدل نیمه‌پارامتریک برای بررسی معمای ریسک غیرسیستماتیک استفاده شد. در مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، فرض می‌شود که رابطه میان ریسک و بازده مورد انتظار به‌صورت خطی است، بنابراین با استفاده از مدل نیمه‌پارامتریک می‌توان بدون هیچ پیش فرضی در خصوص رابطه میان ریسک و بازده مورد انتظار، به برآورد مدل پرداخت. همچنین، در بسیاری از پژوهش‌های پیشین نشان داده شده است که قدرت پیش‌بینی مدل‌های ناپارامتریک و نیمه‌پارامتریک قیمت‌گذاری دارایی، نسبت به مدل‌های خطی به‌شکل معناداری بیشتر است.

برای آزمون فرضیه این پژوهش، از دو رویکرد تحلیل پرتفوی و رگرسیون فاما ـ مکبث استفاده شد. در رویکرد تحلیل پرتفوی، نتایج نشان داد علاوه بر اینکه در بازار سرمایه کشور و در دوره زمانی اجرای پژوهش، ریسک غیرسیستماتیک دارای قیمت است؛ رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار برای پرتفوی‌های با ریسک آربیتراژ زیاد و متوسط منفی و برای پرتفوی با ریسک آربیتراژ کم، مثبت است. همچنین رابطه مذکور در سهام با ریسک آربیتراژ زیاد نسبت به سهام با ریسک آربیتراژ کم، هم از لحاظ شدت و هم از لحاظ معناداری رابطه، متفاوت بوده و اثرگذاری ریسک آربیتراژ در رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار تأیید می‌شود. در الگوی ۱ رویکرد فاما ـ مکبث، نتایج نشان می‌دهد که بدون در نظر گرفتن ریسک آربیتراژ، رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار منفی و در سطح ۱درصد معنادار است. علاوه بر این، در الگوی ۲ رگرسیون فاما ـ مکبث، نتایج نشان می‌دهد

1. Short-term Return Reversal
2. Lottery-type Stock Preference
3. Arbitrage Asymmetry
4. Expected Idiosyncratic Skewness

که رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار برای پرتفوی‌های با ریسک آربیتراژ زیاد و متوسط، منفی و به‌ترتیب، در سطوح ۱درصد و ۱۰درصد معنادار است؛ اما برای پرتفوی با ریسک آربیتراژ کم، مثبت است و در سطوح ۱درصد، ۵درصد و ۱۰درصد معنادار نیست. بنابراین، سرمایه‌گذاران می‌توانند با تبیین ریسک آربیتراژ و خرید و فروش سهام با ریسک غیرسیستماتیک متفاوت به بازدهی دست یابند.

نتایج این پژوهش برخلاف یافته‌های ژو و مالکیل (۲۰۰۳)، فو (۲۰۰۹)، بدری و همکاران (۱۳۹۳) و عرب‌مازار یزدی و همکاران (۱۳۹۴) است؛ اما با نتایج پژوهش‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹)، پانتیف (۲۰۰۶)، چن (۲۰۰۸)، بویر و همکاران (۲۰۱۰)، استمبا و همکاران (۲۰۱۵) و ژو و همکاران (۲۰۱۸) هم‌خوانی دارد.

با توجه به اهمیت برآورد دقیق نرخ بازده مورد انتظار برای سرمایه‌گذاران و بنگاه‌های اقتصادی و نیز، با عنایت به نتایج این پژوهش، می‌توان گفت که در نظر نگرفتن ریسک غیرسیستماتیک (بر اساس آنچه در تئوری مدرن پرتفوی بیان می‌شود)، می‌تواند بازده مورد انتظار برآورد شده را با انحراف روبه‌رو کند. افزون بر این، هر چه مقدار شاخص ریسک آربیتراژ بیشتر باشد، در نظر گرفتن ریسک غیرسیستماتیک در برآورد بازده مورد انتظار اهمیت بیشتری پیدا می‌کند.

با توجه به اهمیت برآورد قیمت ریسک غیرسیستماتیک در بازارهای مالی و ساختن استراتژی‌های معاملاتی با استفاده از آن، به پژوهشگران آتی، پیشنهاد می‌شود که این پژوهش را با استفاده از مدل‌های دیگر برآورد نرخ بازده مورد انتظار، مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تعدیل‌شده، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ و سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی انجام دهند. علاوه بر آن می‌توان، از سایر متغیرهای برآورد ریسک آربیتراژ مانند دامنه مظنه قیمت خرید و فروش نیز استفاده کرد یا به‌جای مفهوم ریسک آربیتراژ در تبیین قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، سایر مفاهیم مانند آربیتراژ نامتقارن، چولگی غیرسیستماتیک را در نظر گرفت. علاوه بر این، می‌توان از توابع دیگر کرنل در برآورد مدل نیمه‌پارامتریک، مانند تابع کرنل اپانچنیکوف استفاده کرد.

منابع

الیاسی، هادی. (۱۳۹۵). بررسی مقایسه‌ای عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی پنج عاملی و سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

بدری، احمد و عرب مازار یزدی، محمد و دولو، مریم. (۱۳۹۳). گشتاورهای مرتبه بالاتر و معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک. *فصل‌نامه دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۱(۳)، ۱-۲۳.

دولو، مریم و رجبی، عظیم. (۱۳۹۴). بررسی آناتومیک رابطه بازده سهام و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۳(۳)، ۳۷-۴۸.

دولو، مریم و فرتوک زاده، حمیدرضا. (۱۳۹۵). تغییرات مقطعی بازده: نقدشوندگی و اثر ریسک غیرسیستماتیک. *دانش حسابداری*، ۷(۲۶)، ۸۵-۱۰۶.

عرب مازار یزدی، محمد و بدری، احمد و دولو، مریم. (۱۳۹۴). قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۲(۴۷)، ۲۳-۴۶.

عرب مازار یزدی، محمد و دولو، مریم و بدری، احمد. (۱۳۹۳). قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک: شواهدی مبتنی بر محتوای اطلاعاتی سود. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۳(۳)، ۱-۱۹.

عیوض‌لو، رضا و قهرمانی، علی و عجم، علیرضا. (۱۳۹۵). بررسی عملکرد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با استفاده از آزمون GRS. *تحقیقات مالی*، ۱۸(۴)، ۶۹۱-۷۱۴.

قلی‌پور خانقاه، مهدی و عیوض‌لو، رضا و محمودزاده، سعید و رامشگ، مهدی. (۱۳۹۶). بررسی ریسک غیرسیستماتیک و اصطکاک بازار در فرآیند سرمایه‌گذاری. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۶ (۲۲)، ۱۳-۲۸.

References

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of financial markets*, 5(1), 31-56.

Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further US evidence. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 1-23.

Ang, A., Hodrick, R., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected. *The Journal of Finance*, 61(1), 259-297.

Arabmazar Yazdi, M., Badri, A., & Davallou, M. (2016). Idiosyncratic risk pricing: evidence from Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 12(47), 23-46. *(In Persian)*

Arabmazar Yazdi, M., Davallou, M., & Badri, A. (2014). Idiosyncratic risk pricing: evidence based information content of earnings. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 3(3),1-19. *(In Persian)*

Badri, A., Arabmazar Yazdi, M., & Davallou, M. (2014). Higher moments and idiosyncratic volatility puzzle. *Journal Management System*,11(3),1-24. *(In Persian)*

Bali, T. G., Cakici, N., & Whitelaw, R. F. (2011). Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics*, 99(2), 427-446.

Bansal, R., Hsieh, D.A. Viswanathan, S., (1993). A New Approach to International Arbitrage Pricing. *Journal of Finance, (۴۸)*5, 1719-1747.

Bansal, R., Viswanathan, S. (1993). No Arbitrage and Arbitrage Pricing: A New Approach. *Journal of finance, (45)*4, 1231-1262.

Blundell, R.,Duncan, A. (1991). Kernel Regression in Empirical Microeconomics. *The Journal of Human Resources*, (33), 62-87 .

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

Cai, Z., Ren, Y., Yang, B. (2015). A Semiparametric Conditional Capital Asset Pricing Model. *Journal of Banking and Finance, (61),* 117-126.

Chapman, D. (1997). Approximating the Asset Pricing Kernel. *Journal of Finance*, *(52)*4, 1383-1410.

Chen, Z. (2008). Volatility of liquidity, idiosyncratic risk and asset returns. *Working Paper.*

Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2008). Liquidity and market efficiency. *Journal of Financial Economics,* 87(2), 249-268.

Davallou, M., Fartookzadeh, H. (2016). Cross-section return changes: Liquidity and unsystematic risk effects. *Journal of Accounting Knowledge*, 7(26), 85-106. *(In Persian)*

Davallou, M., Rajabi, A. (2015). An anatomic study of the relationship between stock return and idiosyncratic volatility evidences from Tehran Stock Exchange. *Asset Management and Financing*, 3(3), 37-48. *(In Persian)*

Dittmar, R. (2002). Nonlinear Pricing Kernels, Kurtosis Preference, and the Cross-Section of Equity Returns. *Journal of Finance*, *(57)*1, 369-403.

Elyasi, H. (2016). Reviewing the performance comparison of five and three factors Fama-French in Tehran Stock Exchange. Master's degree, Faculty of Economics and Management, Urmia University. *(In Persian)*

Epanechnikov, V. (1969). Nonparametric Estimates of a Multivariate Probability Density. *Theory of Probability and Its Applications, (14)*1, 153-158.

Erdos, P., Ormos, M., Zibriczky, D. (2011). Nonparametric and Semiparametric asset pricing. *Journal of Economic Modelling, (28)*3, 1150-1162.

Eyvazlu, R., Ghahramani, A., Ajam, A. (2017). Analyzing the performance of Fama and French five-factor model using GRS test. *Financial Research Journal*, 18(4), 691-714. *(In Persian)*

Fama, E. & J. MacBeth., (1973), Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.

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.

Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A Five-Factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.

Fan, J., Yao, Q. (2003). *Nonlinear Time Series: Nonparametric and Parametric Methods*. New York, Springer-Verlag.

Ferreira, E., Gil-Bazo, J., Orbe, S. (2008). Nonparametric Estimation of Conditional Beta Pricing Models. Working Paper.

Fu, F. (2009). Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 24-37.

Gholipur Khanegah, M., Eyvazloo, R., Mahmoodzade, S., Rameshg, M. (2017). Idiosyncratic Risk and Market Friction in Investment Process. *Journal of Investment Knowledge*, 6(22), 13-28. *(In Persian)*

Gomez-Gonzalez, J.E., Sanabria-Buenaventura, E.M. (2014). Nonparametric and Semiparametric Asset Pricing: An Application to The Colombian Stock Exchange. *Journal of Economic Systems, (38)*2, 261-268.

Gu, M., Kang, W., & Xu, B. (2018). Limits of arbitrage and idiosyncratic volatility: Evidence from China stock market. *Journal of Banking & Finance*, 86, 240-258.

Han, Y., & Lesmond, D. (2011). Liquidity biases and the pricing of cross-sectional idiosyncratic volatility. *Review of Financial Studies*, 24(5), 1590-1629.

Hardle, W., Muller, M., Sperlich, S., Werwatz, A. (2004). *Springer series in statistics: Nonparametric and Semiparametric models.* Springer -Verlag.

Huang, W., Liu, Q., Rhee, S. G., & Zhang, L. (2009). Return reversals, idiosyncratic risk, and expected returns. *The Review of Financial Studies*, 23(1), 147-168.

Kim, K. A., & Park, J. (2010). Why do price limits exist in stock markets? manipulation-based explanation . *European Financial Management*, 16(2), 296-318.

Kim, K. A., & Rhee, S. (1997). Price limit performance: evidence from the Tokyo Stock Exchange. *Journal of Finance*, 52(2), 885-901.

Mashruwala, C., Rajgopal, S., & Shevlin, T. (2006). Why is the accrual anomaly not arbitraged away? The role of idiosyncratic risk and transaction costs. *Journal of Accounting and Economics*, 42(1), 3-33.

Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The journal of finance*, 42(3), 483-510.

Nadaraya, E.A. (1964). On Estimating Regression. *Theory of Probability and its Application*, *(9)*1, 141-142.

Pontiff, J. (2006). Costly arbitrage and the myth of idiosyncratic risk. *Journal of Accounting and Economics*, 42(1-2), 35-52.

Sadka, R., Scherbina, A. (2007). Analyst disagreement, mispricing, and liquidity. *The Journal of Finance,* 62(5), *2367-2403.*

Stambaugh, R. F., Yu, J., & Yuan, Y. (2015). Arbitrage asymmetry and the idiosyncratic volatility puzzle. *The Journal of Finance*, 70(5), 1903-1948.

Tsay, R. (2010). *Analysis of Financial Time Series*. John Wiley & Sons.

Watson, G.S. (1964). Smooth Regression Analysis. *Sankhya series, (26),* 359-372.

Xu, Y., Malkiel, B. G. (2003). Investigating the behavior of idiosyncratic volatility. *The Journal of Business*, 76(4), 613-645.