Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153

Online ISSN: 2423-5377

Performance of Semi-parametric Asset Pricing Model in Tehran Stock Exchange

Parisa Kafi*

*Corresponding Author, M.A., Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. E-mail: parisa_kafi@atu.ac.ir

Reza Eyvazloo

Assistant Prof., Department of Finance and Insurance, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: eivazlu@ut.ac.ir

Mehdi Asima

Ph.D., Department of Finance and Insurance, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: asima1366@ut.ac.ir

Abstract

Objective: In asset pricing models, it was traditionally assumed that there is a linear relationship between return and explanatory variables. Therefore, estimating the coefficient in a nonlinear setting would be inconsistent and bias-oriented. In this study, the predictive power of the nonlinear and linear Fama-French Five Factor Model was estimated in the period from March 2010 to March 2020.

Methods: The semi-parametric method was used to estimate the nonlinear expected return in FF Five Factor Model. The expected return was also calculated based on the linear FF Five Factor Model.

Results: The estimated return was compared with the realized returns. Then the mean absolute percentage error was used to measure the predictive power of research models. The results show that mean of the mean absolute percentage error in the semi-parametric model is lower than the linear model.

Conclusion: Despite the lower error of the semi-parametric FF Five-Factor model compared to the linear model, no significant difference was observed between the predictive power of these two models. Therefore, the estimating methods will not have a significant impact on the predictive power of the Five Factor Model.

Keywords: Asset pricing, Fama-French five-factor model, Local multiple Kernel regression, Semi-parametric model.

Citation: Kafi, Parisa; Eyvazloo, Reza & Asima, Mehdi (2022). Performance of semi-parametric asset pricing model in Tehran stock exchange. *Financial Research Journal*, 24(3), 375- 390. https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.327085.1007215 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2022, Vol. 24, No.3, pp. 375-390
Published by University of Tehran, Faculty of Management
https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.327085.1007215
Article Type: Research Paper
© Authors
Received: July 13, 2021
Received in revised form: September 04, 2021
Accepted: October 29, 2021
Published online: October 17, 2022

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

عملکرد مدل نیمه‌پارامتریک قیمت‌گذاری دارایی در بورس اوراق بهادار تهران

پریسا کافی*
* نویسنده مسئول، کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. رایانامه: parisa_kafi@atu.ac.ir

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

مهدی آسیما
دکتری، گروه مالی و بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: asima1366@ut.ac.ir

چکیده

هدف: در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، به‌طور سنتی فرض شده است که میان بازده و متغیرهای توضیح‌دهنده، رابطه خطی وجود دارد؛ بنابراین در محیط غیرخطی، تخمین ضرایب این مدل ناسازگار و اریب دار است. در این پژوهش قدرت پیش‌بینی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ غیرخطی و خطی، در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۳۹۸ ارزیابی شده است.

روش: برای برآورد بازده موردانتظار به‌روش غیرخطی، از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نیمه‌پارامتریک استفاده شده است. در مدل دوم، بازده موردانتظار از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ به‌روش خطی برآورد شده است.

یافته‌ها: بازده موردانتظار برآوردشده با بازده تحقق‌یافته مقایسه شد و از شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا، برای سنجش قدرت پیش‌بینی مدل‌های پژوهش استفاده شد. یافته‌ها نشان می‌دهد که میانگین شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا، در مدل نیمه‌پارامتریک کمتر از مدل خطی است.

نتیجه‌گیری: علی‌رغم خطای کمتر مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نیمه‌پارامتریک نسبت به مدل خطی، اختلاف معناداری میان قدرت پیش‌بینی این دو مدل مشاهده نشد. بنابراین روش تخمین (خطی یا غیرخطی) تأثیر معناداری در عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نخواهد گذاشت.

کلیدواژه‌ها: رگرسیون کرنل چندجمله‌ای موضعی، قیمت‌گذاری دارایی، مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ، مدل نیمه‌پارامتریک.

استناد: کافی، پریسا؛ عیوضلو، رضا و آسیما، مهدی (۱۴۰۱). عملکرد مدل نیمه‌پارامتریک قیمت‌گذاری دارایی در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۲۴(۳)، ۳۷۵- ۳۹۰

تحقیقات مالی، ۱۴۰۱، دوره ۲۴، شماره ۳، صص. ۳۷۵- ۳۹۰
ناشر: دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۲۲
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۳
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۰۷
تاریخ انتشار: ۱۴۰۱/۰۷/۲۵
doi: https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.327085.1007215

مقدمه

شارپ[1] (۱۹۶۴)، لینتنر[2] (۱۹۶۵) و ماسین[3] (۱۹۶۶) به‌طور هم‌زمان و مستقل، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[4] را گسترش دادند و با معرفی ضریب حساسیت بتا، به‌عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، به تبیین ریسک سرمایه‌گذاری پرداختند. پس از آن پژوهش‌های بسیاری در جهت بررسی اعتبار و توسعه این مدل انجام شد. مطالعات انجام شده را به‌طور کلی می‌توان در سه دسته جای داد: ۱. چندعاملی بودن مدل خطی مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای چند دوره‌ای[5] مرتون[6] (۱۹۷۳) و مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ[7] راس[8] (۱۹۷۶)؛ ۲. مدل خطی با در نظر گرفتن زمان متغیر بودن ریسک بازار و ۳. مدل‌های قیمت‌گذاری غیرخطی.

مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ[9] (۱۹۹۶) مدل تک‌عاملی را با افزودن دو عامل «اندازه» و «ارزش» گسترش داد. کارهارت[10] (۱۹۹۷) با افزودن عامل «مومنتوم» به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل چهار عاملی قیمت‌گذاری دارایی را ارائه کرد. در مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ[11] (۲۰۱۵)، دو عامل «سودآوری» و «سرمایه‌گذاری» به مدل سه‌عاملی افزوده شده است.

علاوه بر مطالب یادشده، در پژوهش‌های بانسل و ویسوواناتان[12] (۱۹۹۳)، بانسل، سیه و ویسوانتان[13] (۱۹۹۳)، چاپمن[14] (۱۹۹۷)، دیتمار[15] (۲۰۰۲)، فریرا، ژیل و اورب[16] (۲۰۰۸)، ارداس، ارموس و زریشکی[17] (۲۰۱۱)، گومز و سانابریا[18] (۲۰۱۴) و سای، رن و یانگ[19] (۲۰۱۵)، نشان داده شده است که قدرت پیش‌بینی مدل‌های ناپارامتریک و نیمه‌پارامتریک قیمت‌گذاری دارایی نسبت به مدل‌های خطی به شکل معناداری بیشتر است. در واقع با تبیین مدل نیمه‌پارامتریک، ضرایب رگرسیون تخمینی، کاراتر و با دقت بیشتری برآورد خواهد شد که در نتیجه ریسک غیرسیستماتیک نیز در مقایسه با مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی با دقت بیشتری برآورد می‌شود. همچنین در مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی فرض می‌شود که رابطه میان بازده مورد انتظار و متغیرهای توضیح‌دهنده به‌صورت

1. Sharpe
2. Lintner
3. Massin
4. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
5. Intertemporal CAPM
6. Merton
7. Arbitrage Pricing Theory (APT)
8. Ross
9. Fama-French Three Factor Model
10. Carhart
11. Fama-French Five Factor Model
12. Bansal & Viswanathan
13. Bansal, Hsieh & Viswanathan
14. Chapman
15. Dittmar
16. Ferreira, Gil-Bazo & Orbe
17. Erdos, Ormos & Zibriczky
18. Gomez-Gonzalez &, Sanabria-Buenaventura
19. Cai, Ren & Yang

خطی است؛ بنابراین با استفاده از مدل نیمه‌پارامتریک، می‌توان بدون هیچ پیش‌فرضی در خصوص رابطه بازده مورد انتظار و متغیرهای توضیح‌دهنده، به برآورد مدل پرداخت.

بنابراین سؤال اصلی پژوهش حاضر این است که «آیا می‌توان با تبیین مدل نیمه‌پارامتریک قیمت‌گذاری دارایی، با انحراف کمتری بازده مورد انتظار را برآورد کرد؟».

به‌منظور پاسخ به سؤال پژوهش با استفاده از روش نیمه پارامتریک[1] و مدل رگرسیون کرنل چندجمله‌ای موضعی[2]، مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ غیرخطی تبیین شد و پس از آن، قدرت پیش‌بینی مدل غیرخطی با مدل خطی مقایسه و آزمون شد. در این پژوهش برای نخستین بار، برای بررسی عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ بر اساس مدل نیمه‌پارامتریک استفاده شده است.

در ادامهٔ مقاله، پیشینهٔ پژوهش بررسی شده است. بخش بعد، به روش‌شناسی پژوهش اختصاص دارد؛ سپس یافته‌های پژوهش مطرح می‌شود و در نهایت نتایج پژوهش و پیشنهادهایی ارائه خواهد شد.

پیشینه نظری پژوهش

رگرسیون کرنل

رگرسیون چندمتغیره به شرح رابطه زیر است. در این رابطه Y متغیر وابسته و $X = (X_1, X_2, \dots, X_d)$ بردار متغیرهای توضیح‌دهنده است.

$$E(Y|X) = m(X)$$ رابطه ۱)

در صورتی که رابطه خطی میان متغیرهای وابسته و توضیح‌دهنده برقرار نباشد، رگرسیون خطی روش مناسبی برای تخمین رابطه فوق نیست. تخمین‌زننده مبتنی بر رگرسیون کرنل به‌منظور تخمین رابطه فوق توسط نادارایا[3] (۱۹۶۴) و واتسون[4] (۱۹۶۴) معرفی شد. این تخمین‌زننده، پیش‌فرضی در خصوص رابطه میان متغیرها در نظر نمی‌گیرد. تخمین‌زننده نادارایا ـ واتسون به شرح رابطه زیر است.

$$\hat{m}_h(x) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} W_{hi}(X_i)Y_i$$ رابطه ۲)

در رابطه بالا، $X_i = (X_i^{d=1}, X_i^{d=2}, \dots, X_i^{d=D})$ ماتریس متغیرهای توضیح‌دهنده و $W_{Hi}(x)$ ماتریس وزن نادارایا ـ واتسون است.

ماتریس وزن به شرح رابطه زیر است.

1. Semi-Parametric
2. Local Multiple Kernel Regression
3. Nadaraya
4. Watson

$$W_{hi} = \frac{K_h(x - X_i)}{\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} K_h(x - X_j)}$$ رابطه ۳)

در رابطه۳، $K_h(u) = \prod_{d=1}^{D} k(u_d)$ تابع کرنل چندمتغیره، x نقطهٔ شبکه[1] و h ماتریس پهنای باند[2] بهینه است.

تابع کرنل

تابع کرنل گوسی[3] از انواع پرکاربرد توابع کرنل است. تابع کرنل گوسی به شرح رابطه ۴ است (تسای[4]، ۲۰۱۰).

$$K_h(u) = \frac{1}{h\sqrt{2\pi}} exp\left(-\frac{u^2}{2h^2}\right)$$ رابطه ۴)

در رابطه ۴، h پهنای باند است.

پهنای باند

مقدار بهینه پهنای باند در تابع کرنل گوسی با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود (فان و یو[5]، ۲۰۰۳).

$$\hat{h}_{opt} = 1.06sT^{-1/5}$$ رابطه ۵)

در رابطه ۵، s انحراف معیار نمونه متغیر مستقل و T تعداد مشاهدات است.

مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ

در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، بازده مورد انتظار با عوامل بتای بازار، عامل اندازه و عامل ارزش رابطه دارد. فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری را به مدل سه عامله افزودند و مدل پنج‌عاملی خود را ارائه دادند. این مدل به شرح رابطه زیر است.

$$R_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMV_t + c_i CMA_t + e_{it}$$ رابطه ۶)

در رابطه بالا، R_{it} بازده سهم، R_{Ft} بازده بدون ریسک، R_{Mt} بازده بازار، SMB_t عامل اندازه، HML_t عامل ارزش، RMV_t عامل سودآوری و CMA_t عامل سرمایه‌گذاری است.

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

1. Grid Point
2. Bandwidth Matrix
3. Gaussian Kernel
4. Tsay
5. Fan, J., Yao

جدول ۱. ساختار عوامل در مدل پنج‌عاملی 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:

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

$$HML = [(SH - SL) + (BH - BL)/2$$

R

$$CMA = [(SC - SA) + (BC - BA)/2$$

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

عوامل و روابط:

$$SMB_{B/M} = (SH + SN + SL)/3 - (BH + BN + BL)/3$$

$$SMB_{OP} = (SR + SN + SW)/3 - (BR + BN + BW)/3$$

$$SMB_{INV} = (SC + SN + SA)/3 - (BC + BN + BA)/3$$

$$SMB = \left(SMB_{B/M} + SMB_{OP} + SMB_{INV}\right)/3$$

$$HML = [(SH - SL) + (BH - BL)]/2$$

$$RMW = [(SR - SW) + (BR - BW)]/2$$

$$CMA = [(SC - SA) + (BC - BA)]/2$$

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:

$$SMB = (SHRC + SHRA + SHWC + SHWA + SLRC + SLRA + SLWC + WLWA)/8 - (BHRC + BHRA + BHWC + BHWA + BLRC + BLRA + BLWC + BLWA)/8$$

$$HML = (SHRC + SHRA + SHWC + SHWA + BHRC + BHRA + BHWC + BHWA)/8 - (SLRC + SLRA + SLWC + SLWA + BLRC + BLRA + BLWC + BLWA)/8$$

$$RMW = (SHRC + SHRA + SLRC + SLRA + BHRC + BHRA + BLRC + BLRA)/8 - (SHWC + SHWA + SLWC + SLWA + BHWC + BHWA + BLRC + BLWA)/8$$

$$CMA = (SHRC + SHWC + SLRC + SLWC + BHRC + BHWC + BLRC + BLWC)/8 - (SHRA + SHWA + SLRA + SLWA + BHRA + BHWA + BLRA + BLWA)/8$$

پیشینهٔ تجربی پژوهش

ارداس و همکاران (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با عنوان «قیمت‌گذاری دارایی ناپارامتریک و نیمه‌پارامتریک»، پس از بررسی شاخص‌های بورس نیویورک، بورس آمریکا و نزدک و همچنین، بازده روزانه سهام در بازه زمانی ده‌ساله، از ژانویه ۱۹۹۹ تا دسامبر ۲۰۰۸ دریافتند که خطی بودن مدل CAPM می‌تواند رد شود، بنابراین برآورد آلفا و بتا به‌صورت خطی اریب دارد و ناسازگار است.

گومز و سانابریا (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان «قیمت‌گذاری دارایی ناپارامتریک و نیمه‌پارامتریک» با بررسی سهام بورس کلمبیا، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه بین‌المللی یک‌عاملی و سه‌عاملی را به‌صورت ناپارامتریک برآورد کردند و به شواهد قوی برای ردکردن مدل CAPM خطی دست یافتند. همچنین، آن‌ها دریافتند که بتای خطی برای نمونه تحت بررسی ناسازگار است.

سای و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان «مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی نیمه‌پارامتریک» هدف پژوهش خود را استفاده از تکنیک رگرسیون با ضرایب تابعی[1] به‌منظور برآورد ضریب بتا و آلفا زمان‌متغیر در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی معرفی کردند. ضرایب تابعی، به در نظر گرفتن مفروضات سخت‌گیرانه در خصوص بتا و آلفا، با استفاده از پیش‌بینی یک شاخص نیازی ندارند. متغیر شاخصی مناسب در این پژوهش با استفاده از جریمهٔ قدر مطلق انحرافات یکنواخت[2] انتخاب می‌شود. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در نظر گرفتن مدل نیمه‌پارامتریک در مقالیسه با مدل‌های جایگزین عملکرد بهتری دارد.

یانگ و هاموری[3] (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان «پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک و ریزش موردانتظار در بازار نفت خام؛ بر اساس رویکرد نیمه‌پارامتریک موجک»، به مقایسهٔ قدرت پیش‌بینی مدل‌های نیمه‌پارامتریک، ناپارامتریک، قارچ[4] و پنجره رو به جلو[5] پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که عملکرد مدل‌های نیمه‌پارامتریک در پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار، نسبت به سایر مدل‌های این پژوهش به شکل معناداری بهتر بوده است.

حقیقی و رستمی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با عنوان «مقایسه روش‌های پارامتریک و نیمه‌پارامتریک در تخمین ارزش در معرض ریسک»، عملکرد مدل‌های قارچ چندمتغیرهٔ پارامتریک و نیمه‌پارامتریک پرتفویی شامل شاخص‌های TEDPIX، DJIA و Nikkei ۲۲۵ را برای تعیین بهترین سنجهٔ ارزش در معرض ریسک مقایسه کردند. نتایج این پژوهش، برتری مدل‌های نیمه‌پارامتریک را نسبت به مدل‌های پارامتریک در زمینهٔ تخمین ارزش در معرض ریسک نشان می‌دهد.

آسیما و علی‌عباس‌زاده اصل (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان «مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای خطی و غیرخطی در بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی قدرت پیش‌بینی مدل CAPM غیرخطی و مدل CAPM استاندارد در بازهٔ زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آن‌ها دریافتند که در

1. Functional coefficient
2. Smoothly Clipped Absolute Deviation (SCAD)
3. Yang & Hamori
4. GARCH
5. Rolling Window

نظرگرفتن غیرخطی‌بودن رابطه بازده سهام و بازده بازار، باعث می‌شود که قدرت پیش‌بینی بازده تحقق‌یافته با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای افزایش یابد.

آسیما و علی‌عباس‌زاده اصل (۱۳۹۶) در مقاله‌ای دیگر با عنوان «آیا بتای زمان‌متغیر، قیمت‌گذاری دارایی را بهبود می‌بخشد؟ شواهدی از بورس تهران» به بررسی قدرت پیش‌بینی مدل CAPM آستانه‌ای و مدل CAPM استاندارد در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که در نظرگرفتن مدل آستانه‌ای باعث افزایش قدرت پیش‌بینی بازده تحقق‌یافته با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای می‌شود.

آسیما و علی‌عباس‌زاده اصل (۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان «ارائه مدل ترکیبی برآورد بازده مورد انتظار با استفاده از الگوریتم ژنتیک»، علاوه بر مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد (CAPM)، از مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای و رگرسیون کرنل به‌منظور برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ استفاده کردند. آن‌ها با استفاده از الگوریتم ژنتیک به ارائه مدل ترکیبی به‌منظور برآورد بازده مورد انتظار پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که در نظر گرفتن مدل ترکیبی موجب شده است، قدرت پیش‌بینی بازده تحقق‌یافته در مقایسه با سایر مدل‌های تحقیق افزایش یابد.

روش‌شناسی پژوهش

متغیرهای پژوهش

برای محاسبه متغیرهای پژوهش از اطلاعات و داده‌های منتشرشده توسط سامانه شرکت مدیریت فناوری بورس تهران[1]، سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران[2] و نرم‌افزار پردازش اطلاعات مالی ره‌آورد نوین و بانک مرکزی ج.ا.ا استفاده شده است.

بازده سهام: ابتدا قیمت‌های تعدیل‌شده از نرم‌افزار TSEClient که توسط شرکت مدیریت فناوری بورس تهران ارائه شده است، اخذ گردید. سپس با استفاده از رابطه زیر، برای محاسبه نرخ بازده استفاده شده است.

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right) \quad \text{رابطه ۷)}$$

در رابطه ۷، R_{it} بازده سهم، P_{it} قیمت تعدیل‌شده در ماه t و P_{it-1} قیمت تعدیل‌شده در ماه $t-1$ است.

نرخ بازده بدون ریسک: نرخ بازده بدون ریسک، معادل نرخ سود سپرده کوتاه‌مدت سه‌ماهه بانک‌ها در نظر گرفته شده است. به‌منظور تبدیل نرخ بازده بدون ریسک سالانه به ماهانه، از میانگین هندسی به شرح زیر استفاده شده است.

$$RF_{mt} = \left(1 + RF_{yt}\right)^{1/12} - 1 \quad \text{رابطه ۸)}$$

در رابطه بالا، RF_{mt} بازده بدون ریسک ماهانه و RF_{yt} بازده بدون ریسک سالانه است.

بازده بازار: بازده ماهانه بازار با استفاده از داده‌های مربوط به شاخص کل بازار از رابطه زیر محاسبه شده است.

1. TSETMC
2. Codal

$$R_{mt} = \ln\left(\frac{I_{mt}}{I_{mt-1}}\right)$$ رابطه ۹)

در رابطه ۹، R_{mt} بازده بازار، I_{mt} شاخص کل در ماه t و I_{mt-1} شاخص کل در ماه $t-1$ است.

اندازه شرکت: اندازه شرکت در هر ماه از ضرب تعداد سهام در پایان سال قبل در قیمت سهام در آخرین روز معاملاتی همان 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 ماه از تقسیم ارزش دفتری شرکت در پایان سال قبل بر ارزش روز شرکت در پایان همان 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 ۱۰)

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 ۱۱)

در رابطه ۱۱، TA نشان‌دهنده جمع دارایی‌ها است.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه و نمونه

تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ به‌عنوان جامعه آماری این پژوهش در نظر گرفته شده است. روش نمونه‌گیری در این پژوهش، روش حذف سیستماتیک است. بنابراین شرکت‌هایی با ویژگی‌های زیر به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده‌اند که معادل ۹۰ شرکت است.

۱. قبل از سال ۱۳۸۹ در بازار بورس اوراق بهادار تهران یا فرابورس ایران پذیرفته شده باشند؛
۲. سال مالی پایان اسفندماه باشد؛
۳. زیان‌ده نبوده و ارزش دفتری منفی نداشته باشد؛
۴. نماد آن‌ها برای مدت بیش از ۶ ماه متوالی در طی یک سال مالی نباشد؛
۵. در صنعت واسطه‌گری مالی فعال نباشد؛
۶. شرکت‌هایی که سایر داده‌های مورد نیاز این پژوهش برای آن‌ها در دسترس باشد.

بازدهی سهام داخل نمونه پژوهش، بر اساس قیمت‌های تعدیل‌شده محاسبه شده است؛ سپس با استفاده از بازده ماهانه پنج سال ابتدایی دوره زمانی تحقیق، مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی و مدل فاما و فرنچ غیرخطی بر اساس مدل نیمه‌پارامتریک با استفاده از رگرسیون کرنل چندجمله‌ای موضعی برآورد شده است. بنابراین ضریب عامل بازار، عامل اندازه، عامل ارزش، عامل سودآوری و عامل سرمایه‌گذاری بر اساس این دو مدل برای سال ششم برآورد می‌شود. با استفاده از این ضرایب تخمینی برای سال ششم و بر اساس هر یک از مدل‌های پژوهش، بازده مورد انتظار این سال بر اساس مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ به شرح زیر برآورد شده است.

$$E(R_{it}) = E(R_{ft}) + b_i[E(R_{mt}) - E(R_{ft})] + s_i\,E(SMB_t) + h_iE(HML_t) + r_iE(RMV_t) + c_iE(CMA_t)$$ رابطه ۱۲)

بنابراین برای سال ششم و بر اساس هر یک از مدل‌های پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی و نیمه‌پارامتریک، بازده مورد انتظار برآورد شده است. به‌منظور برآورد $E(R_{it})$ از طریق رابطه فوق، بایستی نرخ بازده مورد انتظار بازار، نرخ بازده بدون ریسک، عامل اندازه، عامل ارزش، عامل سودآوری و عامل سرمایه‌گذاری را برای سال ششم را برآورد کرد. بدین منظور از میانگین متغیرهای مذکور در پنج سال گذشته استفاده شده است. فرایند یادشده برای تمام شرکت‌های نمونه پژوهش برای سال ششم انجام گردید. از شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا[1] برای اندازه‌گیری میزان دقت بازده‌های برآورد شده نسبت به بازده‌های تحقق‌یافته استفاده شده است.

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|\frac{A_t - F_t}{A_t}\right|$$ رابطه ۱۳)

در رابطه بالا، A_t نشان‌دهنده بازده تحقق‌یافته و F_t نشان‌دهنده بازده برآورد شده در سال t است.

برای هر یک از دو مدل تحقیق، برای سال ششم شاخص MAPE محاسبه می‌شود. سپس با استفاده از روش غلتان[2] و با حذف یک سال از بالا و غلتاندن آن به سمت پایین، با استفاده از بازده‌های ماهانه پنج سال دوم (سال دوم تا سال هفتم) تمام فرایند فوق به روش پیش‌بینی یک مرحله پیش‌رو[3] انجام شده و این فرایند تا زمانی که بازده مورد انتظار سال آخر پژوهش برآورد شود، ادامه یافته است. بنابراین در پایان برای هر یک از سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ و برای هر یک از مدل‌های تحقیق شاخص MAPE محاسبه می‌گردد.

مدل‌های تحقیق

به‌منظور برآورد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی و تخمین ضرایب متغیرهای توضیح دهنده این مدل، از رابطه به شرح زیر استفاده شده است.

1. Mean Absolute Percentage Error (MAPE)
2. Rooling
3. One-Step Ahead

$$R_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMV_t + c_i CMA_t + e_{it} \quad \text{رابطه ۱۴)}$$

$$e_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

به‌منظور برآورد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ غیرخطی و تخمین ضرایب متغیرهای توضیح‌دهنده از مدل نیمه‌پارامتریک و روش رگرسیون کرنل چندجمله‌ای موضعی استفاده شده است.

هاردل، مولر، اسپرلیچ و ورواتز[1] (۲۰۰۴) نشان دادند که $\hat{\beta}^*(x) = \left(\hat{\beta}_0(x), \hat{\beta}_1(x), \dots, \hat{\beta}_p(x)\right)^T$ از روش زیر برآورد خواهد شد.

$$Min \sum_{i=1}^{n} \left\{Y_i - \hat{\beta}_0^* - \hat{\beta}_0^*(X_i - x) - \cdots - \hat{\beta}_p^*(X_i - x)^p\right\}^2 K_h(x - X_i) \quad \text{رابطه ۱۵)}$$

در رابطه بالا، p برابر با درجه رگرسیون برآوردی است، بنابراین برای مدل فاما و فرنچ p معادل یک است.

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

$$\hat{\beta}^*(x) = (X^T W X)^{-1} X^T W Y \quad \text{رابطه ۱۶)}$$

در رابطه بالا، Y ماتریس صرف ریسک بازده سهام، X ماتریس متغیرهای توضیح‌دهنده و W یک ماتریس قطری به صورت زیر است.

$$W = \begin{bmatrix} K_h(x - X_1) & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & K_h(x - X_2) & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & K_h(x - X_n) \end{bmatrix} \quad \text{رابطه ۱۷)}$$

بنابراین به‌منظور برآورد ماتریس وزن‌ها (W) از تابع کرنل گوسی به شرح رابطه ۴ استفاده شده است. بلاندل و دانکن[3] (۱۹۹۱) نشان دادند که بتا، متوسط موردانتظار بتاهایی است که در هر نقطه‌شبکه برآورد شده است.

$$\hat{\beta}^* \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \hat{\beta}_1(X_i) \quad \text{رابطه ۱۸)}$$

یافته‌های پژوهش

داده‌ها و نتایج این پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای اکسل[4]، ایویوز[5] و متلب[6] تجزیه و تحلیل شده است.

1. Hardle, Muller, Sperlich & Werwatz
2. Weighted Least Squares (WLS)
3. Blundell & Duncan
4. Excel
5. Eviews
6. MATLAB

به‌منظور بررسی چگونگی رابطهٔ بین بازده مازاد سهام و متغیرهای توضیحی در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ از آزمون ریست[1] (رمزی[2]، ۱۹۶۹) استفاده شده است. بر اساس این آزمون، وجود رابطهٔ غیرخطی بین بازده سهام نمونهٔ پژوهش و متغیرهای توضیحی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ تأیید شده است. برای نمونه، نتایج آزمون ریست حاصل از نرم‌افزار ایویوز برای یکی از سهام داخل نمونهٔ پژوهش در جدول ۲ درج شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریست

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	-۰/۰۰۰۴۲۹	۰/۰۰۰۳۰۲	-۱/۴۲۳۳۸	۰/۱۵۴۸
Rm-Rf	۱/۵۲۷۵	۰/۰۴۴۱۸۵	۳۴/۵۷۰۶۹	۰/۰۰۰۰
SMB	-۰/۰۵۸۰۸۵	۰/۰۰۸۳۰۵	-۶/۹۹۳۸۶	۰/۰۰۰۰
HML	۰/۰۲۱۲۶۱	۰/۰۰۷۶۹	۲/۷۶۴۵۶	۰/۰۰۵۷
CMA	-۰/۰۰۱۶۱۱	۰/۰۰۸۸۱۱	-۰/۱۸۲۸۱	۰/۸۵۵
RMW	۰/۰۰۵۷۷۵	۰/۰۰۸۵۷۹	۰/۶۷۳۱۱۷	۰/۵۰۰۹
FITTED^2	۰/۹۱۵۵۱۶	۰/۷۷۲۷۱	۱/۱۸۴۸۱۲	۰/۲۳۶۲
FITTED^3	-۱۴۲/۱۹۱۱	۲۱/۰۳۵۷۳	-۶/۷۵۹۵۱	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۴۵۲۵۵۶	میانگین متغیر وابسته		۰/۰۰۱۴۳۹
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۴۵۰۹۶۶	انحراف معیار متغیر وابسته		۰/۰۱۸۲۹۶
خطای استاندارد رگرسیون	۰/۰۱۳۵۵۷	معیار اطلاعاتی آکائیک		-۵/۷۶۰۵۲
مجموع مجذور خطا	۰/۴۴۳۱۲۴	معیار شوارتز		-۵/۷۴۱۳۷
Log likelihood	۶۹۷۵/۳۵۲	معیار هنان ـ کوئین		-۵/۷۵۳۵۶
آماره F	۲۸۴/۷۲۸۵	آماره دوربین ـ واتسون		۱/۶۹۳۰۹۵
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰۰			

همان گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مقدار آماره آزمون t برای متغیر FITTED^3 بزرگ‌تر از مقدار بحرانی است، در نتیجه، معنادار بودن آن تأیید می‌شود. بنابراین با توجه به معنادار بودن متغیری غیرخطی در این آزمون، می‌توان گفت که رابطهٔ غیرخطی میان بازده مازاد سهم و متغیرهای توضیحی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که ۶۷ شرکت از کل ۹۰ شرکت نمونه پژوهش این ویژگی را داشته‌اند.

در ادامه به بیان مقادیر و آزمون شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا پرداخته می‌شود. مقادیر مربوط به میانگین قدرمطلق درصد خطا بر اساس هر یک از مدل‌های تحقیق برای سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ در جدول ۳ آورده شده است.

1. RESET
2. Ramsey

جدول ۳. مقادیر شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا برای دو مدل پژوهش (۱۳۹٤-۱۳۹۸)

میانگین قدرمطلق درصد خطا	۱۳۹٤	۱۳۹۵	۱۳۹٦	۱۳۹۷	۱۳۹۸
مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی	۳/۰۴۳	۴/۶۲۸	۳/۲۰۹	۱/۴۶۰	۰/۹۵۶
مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نیمه‌پارامتریک	۳/۴۳۳	۲/۹۸۳	۲/۹۲۵	۲/۷۸۲	۰/۹۲۵

همان گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، در سال‌های ۱۳۹۵، ۱۳۹۶ و ۱۳۹۸ شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نیمه‌پارامتریک کمتر از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی است؛ اما در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۷ این شاخص برای مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نیمه‌پارامتریک بیشتر از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی است. در جدول ۴ آمار توصیفی مرتبط با شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا آورده شده است.

جدول ٤. آمار توصیفی شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا برای دو مدل پژوهش

میانگین قدرمطلق درصد خطا	میانگین	واریانس	انحراف معیار	تعداد مشاهدات
مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی	۲/۶۵۹	۲/۱۶۶	۱/۴۷۱	۵
مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نیمه‌پارامتریک	۲/۶۱۰	۰/۹۴۶	۰/۹۷۲	۵

همان گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، میانگین شاخص MAPE برای مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی بیشتر از مقدار میانگین این شاخص برای مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نیمه‌پارامتریک است. همچنین، مقادیر واریانس و انحراف معیار این شاخص نیز در مدل خطی بیشتر از مدل نیمه‌پارامتریک است. بر اساس مقادیر برآوردشده در جدول‌های ۳ و ۴ می‌توان نتیجه گرفت که عملکرد مدل نیمه‌پارامتریک در مقایسه با مدل خطی در پیش‌بینی بازده سهام بهتر بوده است.

به‌منظور بررسی معناداری اختلاف بین شاخص MAPE بین دو مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی و نیمه‌پارامتریک، از آزمون دایبولد – ماریانو[1] استفاده شده است. در این آزمون فرض می‌شود که دو مدل رقیب برای پیش‌بینی وجود دارد و e_{1i} و e_{2i} مقدار خطای پیش‌بینی این دو مدل و همچنین زیان ناشی از خطای پیش‌بینی دوره i به اندازه $g(e_i)$ باشد. تفاضل میان زیان ناشی از به‌کارگیری این دو مدل به شکل $d_i = g(e_{1i}) - g(e_{2i})$ نشان داده می‌شود. اگر $\bar{d}$ و γ_i به ترتیب میانگین و واریانس نمونه‌ای دنباله $\{d_i\}$ باشد، آن‌گاه با فرض آن که اجزای دنباله $\{d_i\}$ همبسته نباشد، آماره دایبولد ـ ماریانو به صورت زیر تعریف می‌شود.

رابطه ۱۹)
$$DM = \frac{\bar{d}}{\left(\frac{\gamma_0}{(N-1)}\right)^{0.5}}$$

1. Diebold-Mariano

در رابطهٔ ۱۹، N برابر تعداد دوره‌های پیش‌بینی شده است. این آماره دارای توزیع t با درجه آزادی $N-1$ است (تهرانی، محمدی و پورابراهیمی، ۱۳۸۹). نتایج آزمون فرضیه‌های فوق با استفاده از آزمون دایبولد ـ ماریانو در جدول ۵ آورده شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون دایبولد ـ ماریانو

آزمون مدل‌ها	df	آماره دایبولد-ماریانو	Critical t-dist (one-tail)
مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی ـ مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نیمه‌پارامتریک	۴	-۰/۱۱۴۶	-۲/۱۳۱۸

همان گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، از آزمون دایبولد ـ ماریانو برای بررسی معناداری اختلاف میان شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا در مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی و مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نیمه‌پارامتریک استفاده شده است. بر اساس این آزمون مقدار آماره دایبولد ـ ماریانو معادل ۰/۱۱۴۶- محاسبه شده است که با مقایسه مقدار آماره و مقدار بحرانی آزمون یک طرفه با توزیع t معنادار بودن اختلاف شاخص MAPE در مدل خطی و غیرخطی تأیید نمی‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به مقایسه عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی و مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ غیرخطی پرداخته شده است. در مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ فرض شده است که میان متغیر وابسته و متغیرهای توضیح‌دهنده رابطه خطی برقرار است، در حالی‌که در دنیای واقعی این رابطه می‌تواند به صورت خطی نباشد. به همین منظور از مدل نیمه‌پارامتریک که رابطه میان متغیرهای وابسته و توضیح‌دهنده را بدون داشتن هیچ پیش فرضی برآورد می‌کند، استفاده شده است. بنابراین در این پژوهش قدرت پیش‌بینی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ خطی و غیرخطی در برآورد بازده مورد انتظار مقایسه شده است. برای برآورد مدل غیرخطی، از روش نیمه‌پارامتریک و مدل رگرسیون کرنل چندجمله‌ای موضعی با استفاده از تابع کرنل گوسی استفاده شده است.

در این پژوهش برای نخستین بار، به‌منظور بررسی عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ بر اساس مدل نیمه‌پارامتریک استفاده شده است.

به‌منظور مقایسه بین مدل‌های پژوهش از شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که میانگین این شاخص در مدل نیمه‌پارامتریک کمتر از مدل خطی است؛ بنابراین می‌توان گفت که به‌منظور پیش‌بینی بازده مورد انتظار، مدل نیمه‌پارامتریک نسبت به مدل خطی عملکرد بهتری داشته است. همچنین، جهت بررسی معنادار بودن اختلاف میان شاخص MAPE در مدل‌های خطی و غیرخطی از آزمون دایبولد ـ ماریانو استفاده شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از آزمون دایبولد ـ ماریانو، می‌توان گفت که علی‌رغم خطای کمتر مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نیمه‌پارامتریک نسبت به مدل خطی، اختلاف معناداری میان قدرت پیش‌بینی این دو مدل

مشاهده نشده است؛ بنابراین می‌توان ادعا کرد که روش تخمین (خطی و یا غیرخطی) تأثیر معناداری در قدرت پیش‌بینی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نخواهد داشت.

در مطالعاتی که تاکنون در زمینه موضوع این پژوهش انجام شده است، غالباً قدرت پیش‌بینی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) به بحث و بررسی گذاشته شده است. بر این اساس، نتایج این پژوهش با یافته‌های استاپلتون و سابرامنیام[1] (۱۹۸۶) منطبق است، در حالی که یافته‌های فریرا و همکاران (۲۰۰۸)، ارداس و همکاران (۲۰۱۱)، گومز و سانابریا (۲۰۱۴)، سای و همکاران (۲۰۱۵) و آسیما و علی‌عباس‌زاده اصل (۱۳۹۵، ۱۳۹۶ و ۱۳۹۸) در تضاد است. بنابراین بر اساس نتایج این پژوهش و مقایسه با نتایج سایر پژوهش‌های انجام‌شده، می‌توان گفت که تغییر در مدل برآورد بازده موردانتظار و استفاده از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ، به‌عنوان جایگزینی برای مدل CAPM، باعث شده است که روش تخمین (خطی یا غیرخطی)، تأثیر معناداری در قدرت پیش‌بینی بازده مورد انتظار نداشته باشد.

برای انجام پژوهش‌های آتی می‌توان این پژوهش را روی مدل‌های دیگر برآورد نرخ بازده مورد انتظار، مانند مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، مدل پاستور ـ استمبا و سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی انجام داد. همچنین می‌توان از مدل‌های دیگر برآورد غیرخطی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ مانند مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای[2] و چندکی[3] استفاده کرد. علاوه بر این می‌توان از توابع دیگر کرنل در برآورد مدل نیمه‌پارامتریک، مانند تابع کرنل اپانچنیکوف برای گسترش این پژوهش بهره برد.

منابع

آسیما، مهدی و علی‌عباس‌زاده اصل، امیر (۱۳۹۵). مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای خطی و غیرخطی در بورس اوراق بهادار تهران. *مدل‌سازی ریسک و مهندسی مالی*، ۱(۱)، ۱۱۴-۱۲۸.

آسیما، مهدی و علی‌عباس‌زاده اصل، امیر (۱۳۹۶). آیا بتای زمان‌متغیر، قیمت‌گذاری دارایی را بهبود می‌بخشد؟ شواهدی از بورس تهران. *مدل‌سازی ریسک و مهندسی مالی*، ۲(۲)، ۲۶۳-۲۷۷.

آسیما، مهدی و علی‌عباس‌زاده اصل، امیر (۱۳۹۸). ارائه مدل ترکیبی برآورد بازده مورد انتظار با استفاده از الگوریتم ژنتیک. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۱)، ۱۰۱-۱۲۰.

تهرانی، رضا؛ محمدی، شاپور و پورابراهیمی، محمدرضا (۱۳۸۹). مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۲(۳۰)، ۲۳-۳۶.

حقیقی، فاطمه و رستمی، محمدرضا (۱۳۹۲). مقایسه روش‌های پارامتریک و نیمه‌پارامتریک در تخمین ارزش در معرض ریسک. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۲۲(۲)، ۱۳۹-۱۵۹.

1. Stapleton & Subrahmanyam
2. Threshold Regression
3. Quantile Regression

عیوضلو، رضا؛ 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.

References

Asima, M., Ali Abbaszade Asl, A. (2017). Does Time-Varying Beta Improve Asset Pricing? Evidence from TSE. *Journal of Risk modeling and Financial Engineering*, 2(2), 263-277. (*in Persian*)

Asima, M., Ali Abbaszadeh Asl, A. (2016). A Comparison between Performance of Linear and Nonlinear Capital Asset Pricing Models in TSE. *Journal of Risk modeling and Financial Engineering*, 1(1), 114-128. (*in Persian*)

Asima, M., Ali Abbaszadeh Asl, A. (2019). Developing a Hybrid Model to Estimate Expected Return Based on Genetic Algorithm. *Financial Research Journal*, 21(1), 101-120. (*in Persian*)

Bansal, R. & Viswanathan, S. (1993). No Arbitrage and Arbitrage Pricing: A New Approach. *Journal of finance*, 48(4), 1231-1262.

Bansal, R., Hsieh, D.A. Viswanathan, S. (1993). A New Approach to International Arbitrage Pricing. *Journal of Finance*, 48(5), 1719-1747.

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

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

Carhart, M.M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.

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

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

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

Fama, E.F., French, K.R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51(1), 55-84.

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*.

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.

Haqiqi, F. & Rostami, M.R. (2013). Parametric Versus Semi Parametric VaR Models: A Comparative Approach, *Journal of Securities Exchange*, 6(22), 139-159. (*in Persian*)

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

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets on the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.

Massin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 468-483.

Merton, R.C. (1973). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*, 41(5), 867-887.

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

Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 31(2), 350-371.

Ross, S.A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.

Sharpe, W.f. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.

Stapleton, R.C. & Subrahmanyam, M.G. (1986). The Market Model and Capital Asset Pricing Theory: a note. *Journal of Finance*, 38(5), 1637-1642.

Tehrani, R., Mohammadi, S. & Pour Ebrahimi, M. (2011). Modeling and forecasting volatility of return in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 12(30), 23-34. (*in Persian*)

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

Watson, G.S. (1964). Smooth Regression Analysis. *Sankhya series*, 26(4), 359-372.

Yang, L., & Hamori, S. (2020). Forecasts of Value-at-Risk and Expected Shortfall in the Crude Oil Market: A Wavelet-Based Semiparametric Approach. *Energies*, 13(14), 3700.