Financial Research Journal
Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

Developing a Hybrid Model to Estimate Expected Return Based on Genetic Algorithm

Mehdi Asima
*Corresponding author, PhD. Candidate, Department of Banking Finance, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: sima1366@ut.ac.ir

Amir Ali Abbaszadeh Asl
M.Sc. Department of Financial Engineering, Faculty of Management, University of Tehran, Iran. E-mail: amir.abbaszadeh@ut.ac.ir

Abstract

Objective: Capital asset pricing model (CAPM) has been among the most common models to estimate the expected return. In the standard CAPM model, a) the beta coefficient is fixed and b) the relationship between stock returns and market returns is assumed to be linear. While in financial markets, it is possible that the beta coefficient varies over time by changing the cost-benefit analysis on returns and risks, and also in a nonlinear environment, the beta coefficient estimate will be linearly inappropriate and oblique. Therefore, it seems necessary to use other models in estimating expected return.

Methods: In this study, in addition to the standard CAPM model, the threshold regression and kernel regression models were used to estimate the CAPM model. Considering that the basis of each of these models is based on different assumptions; therefore, this research has tried to use a genetic algorithm in the time period from 2008 to 2017 to propose a hybrid model in order to estimate the expected return.

Results: Expected return was calculated using standard CAPM, threshold regression, kernel regression and the hybrid model of these three models, and the results were compared with the realized returns. The mean square error (MSE) index was used to measure the predictive power of research models. Using the paired t-test on the mean square error, the research models were compared with each other.

Conclusion: The results show that applying the hybrid model increases the predictive power of realized return compared to other research models.

Keywords: Genetic Algorithm, Hybrid Model, Local Kernel Regression, Standard Capital Asset Pricing Model, Threshold Regression.

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

Financial Research Journal, 2019, Vol. 21, No.1, pp. 101- 120
DOI: 10.22059/frj.2019.275414.1006819
Received: August 06, 2018; Accepted: January 12, 2019
© Faculty of Management, University of Tehran

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

ارائه مدل ترکیبی برآورد بازده مورد انتظار با استفاده از الگوریتم ژنتیک

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

امیر علی‌عباس‌زاده اصل
کارشناس ارشد، گروه مهندسی مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: amir.abbaszadeh@ut.ac.ir

چکیده

هدف: از مدل‌های پرکاربرد در برآورد نرخ بازده مورد انتظار، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای است. در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد، ضریب بتا ثابت و رابطه بین بازده سهام و بازده بازار خطی فرض می‌شود، در حالی که در بازارهای مالی این امکان وجود دارد که با تغییر هزینه ـ منفعت سرمایه‌گذاران در خصوص بازده و ریسک، ضریب بتا نسبت به زمان متغیر شده و همچنین در محیط غیرخطی، تخمین ضریب بتا به‌صورت خطی ناسازگار و با اریب همراه شود. بنابراین استفاده از مدل‌های دیگر در برآورد بازده موردانتظار ضروری به نظر می‌رسد.

روش: در این پژوهش علاوه‌بر مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد، از مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای و رگرسیون کرنل به‌منظور برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استفاده شده است. با توجه به اینکه اساس هر یک از مدل‌های یادشده را مفروضات متفاوتی شکل می‌دهد، در این پژوهش تلاش شده است که با استفاده از الگوریتم ژنتیک و در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ به ارائه مدل ترکیبی به‌منظور برآورد بازده مورد انتظار پرداخته شود.

یافته‌ها: بازده مورد انتظار از طریق مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد، آستانه‌ای، رگرسیون کرنل موضعی و ترکیب هر سه مدل مذکور، برآورد شده و نتایج آن با بازده تحقق‌یافته مقایسه شدند. از شاخص میانگین مجذور خطا برای سنجش قدرت پیش‌بینی مدل‌های تحقیق استفاده شده است. همچنین، به‌کمک آزمون مقایسه زوجی روی شاخص میانگین مجذور خطا مدل‌های تحقیق با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

نتیجه‌گیری: نتایج نشان می‌دهد که در نظر گرفتن مدل ترکیبی موجب شده است قدرت پیش‌بینی بازده تحقق‌یافته در مقایسه با سایر مدل‌های تحقیق افزایش یابد.

کلیدواژه‌ها: الگوریتم ژنتیک، رگرسیون آستانه‌ای، رگرسیون کرنل موضعی، مدل ترکیبی، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد.

استناد: آسیما، مهدی؛ عباس‌زاده اصل، امیرعلی (۱۳۹۸). ارائه مدل ترکیبی برآورد بازده موردانتظار با استفاده از الگوریتم ژنتیک. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۱)، ۱۰۱- ۱۲۰.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۸، دوره ۲۱، شماره ۱، صص. ۱۰۱- ۱۲۰.
DOI: 10.22059/frj.2019.275414.1006819
دریافت: ۱۳۹۷/۰۵/۱۵، پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۲۲
© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

قیمت‌گذاری دارایی از پرکاربردترین مباحث در حوزه مالی است. اینکه سرمایه‌گذاران در مقابل پذیرش ریسک چه میزان صرف[1] طلب می‌کنند، در مرکز توجه محققان مالی بوده است. مدل‌های مختلفی برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران گسترش یافته است. در میان این مدل‌ها، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[2] که توسط بلک[3] (۱۹۷۲)، لینتر[4] (۱۹۶۵) و شارپ[5] (۱۹۶۴) ارائه شده است، مدل بنیادین در مالی تجربی و تئوریک شناخته می‌شود. مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، رابطهٔ بین بازده مورد انتظار و ریسک دارایی‌ها را ثابت و خطی فرض می‌کند.

با اینکه استاپلتون و سابرامنیام[6] (۱۹۸۶) در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای به رابطه خطی بین بازده و ریسک دست یافتند، محققان بسیاری این نتیجه را رد کرده‌اند. بانسل و ویسواناتان[7] (۱۹۹۳) نشان دادند مدل دو عاملی غیرخطی، نسبت به مدل CAPM عملکرد بهتری دارد. همچنین بانسل، هسیه و ویسواناتان[8] (۱۹۹۳) نشان دادند که برای قیمت‌گذاری سهام، اوراق قرضه و قراردادهای ارزی بین‌المللی، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ غیرخطی بهتر از مدل‌های شرطی و غیرشرطی خطی عمل می‌کند. چاپمن[9] (۱۹۹۷) به این نتیجه رسید که قیمت‌گذاری کرنل غیرخطی در مدل CAPM شرطی نسبت به مدل CAPM استاندارد عملکرد بهتری دارد.

همچنین در شرایطی که CAPM مدل یک مرحله‌ای است (در این مدل فرض می‌شود که تمام سرمایه‌گذاران در خصوص میانگین، واریانس و کوواریانس بازده آتی، انتظارات همسان دارند)، در آزمون‌های تجربی با استفاده از داده‌های دنیای واقعی ضروری است که اندازه‌گیری ریسک توسط سرمایه‌گذاران تابعی از زمان نبوده و در طول زمان ثابت فرض شود. اما همان‌گونه که جاناتان و وانگ[10] (۱۹۹۶) تصریح کردند؛ فرض ثابت در نظر گرفتن ریسک در طول زمان عقلایی نیست؛ زیرا تغییر در وضعیت اقتصادی می‌تواند هزینه ـ منفعت[11] بین ریسک و بازده مورد انتظار را تغییر دهد. بسیاری از پژوهشگران دیگر مانند فرسون[12] (۱۹۸۹)، فرسون و هاروی[13] (۱۹۹۱ و ۱۹۹۳)، فرسون و کوراجزیخ[14] (۱۹۹۵) نشان دادند که بتای بازار و صرف ریسک بازار بیش از آنکه ثابت باشد، در طول زمان تغییر می‌کند.

استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی به‌منظور برآورد بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران، از کاربرد بسیار گسترده‌ای برخوردار است. بنابراین استفاده از روشی که نسبت به سایر روش‌ها بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران را با انحراف کمتری برآورد کند، اهمیت بسیار زیادی دارد. با توجه به مطالب یادشده، در این پژوهش از مدل CAPM استاندارد (با فرض ثابت بودن بتا نسبت به زمان و خطی بودن رابطه بازده و ریسک)، مدل CAPM با رگرسیون آستانه‌ای (با فرض متغیر بودن بتا نسبت به زمان) و مدل CAPM با رگرسیون کرنل موضعی (با فرض وجود رابطه غیرخطی میان بازده و ریسک)

1. Premium
2. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
3. Black
4. Lintner
5. Sharpe
6. Stapleton & Subrahmanyam
7. Bansal & Viswanathan
8. Bansal, Hsieh, & Viswanathan
9. Chapman
10. Jagannathan & Wang
11. Trade-Off
12. Ferson
13. Ferson & Harvey
14. Ferson, & Korajczyk

استفاده شده است. سؤال اصلی این پژوهش آن است که آیا می‌توان از طریق ارائه مدل ترکیبی[1] و با استفاده از الگوریتم ژنتیک، بازده مورد انتظار را با انحراف کمتری برآورد کرد. برای پاسخ به سؤال این پژوهش، خطای مدل ترکیبی با مدل‌های استاندارد، آستانه‌ای و کرنل مقایسه و آزمون شده است. نتایج نشان می‌دهد که مدل ترکیبی نسبت به سایر مدل‌های پژوهش در پیش‌بینی بازده مورد انتظار عملکرد بهتری دارد. نوآوری این پژوهش نسبت به سایر پژوهش‌های انجام‌شده، استفاده از روش‌های نیمه‌پارامتریک و غیرخطی و همچنین مدل ترکیبی برای برآورد بازده مورد انتظار است.

در بخش دوم، پژوهش‌های انجام شده مرتبط با موضوع پژوهش حاضر گردآوری شده است. در بخش سوم به تشریح روش‌شناسی پژوهش، مدل‌های تحقیق، روش تحقیق، متغیرهای پژوهش و جامعه و نمونه آماری پرداخته شده است. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش ارائه شده و در انتهای مقاله نیز ضمن گزارش نتایج پژوهش، پیشنهادهایی برای تحقیقات آتی بیان شده است.

پیشینه تجربی

هوانگ[2] (۲۰۰۰)، آکدنیز و دیچرت[3] (۲۰۰۸) و آبدیمومانوف و مورلی[4] (۲۰۱۱) در پژوهش‌های خود برتری مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی غیرخطی را نسبت به مدل‌های CAPM شرطی و غیرشرطی نشان دادند. در ادامه به بیان پژوهش‌های تجربی منطبق با موضوع پژوهش حاضر پرداخته می‌شود. آکدنیز، آلتای و کانر[5] (۲۰۰۳) دریافتند که مدل آستانه‌ای، عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی و غیرشرطی را بهبود می‌دهد. همچنین آنها نشان دادند که با تغییرات در محیط اقتصادی، بتا نیز در طول زمان تغییر می‌کند. ارداس، ارموس و زیبریکی[6] (۲۰۱۱) با بررسی شاخص‌های بورس نیویورک، بورس آمریکا و نزدک و همچنین بازده روزانه سهام در بازه زمانی ده ساله از ژانویه ۱۹۹۹ تا دسامبر ۲۰۰۸ به این نتیجه رسیدند که مدل CAPM در شکل ناپارامتریک نمی‌تواند اثر شرکت‌های کوچک را توضیح دهد. همچنین آنها دریافتند که خطی بودن مدل CAPM می‌تواند رد شود، بنابراین برآورد آلفا و بتا به‌صورت خطی دارای اریب بوده و ناسازگار است. هوانگ[7] (۲۰۱۲) مدلی برای بهینه‌سازی سبد سهام در بازار بورس تایوان ارائه کرد. در این پژوهش ابتدا مدل ماشین بردار پشتیبان برای رتبه‌بندی سهم‌ها به‌کار گرفته شد و پس از انتخاب سهم‌های برتر، از الگوریتم ژنتیک برای بهینه‌سازی وزن سهم‌ها استفاده شده است. بر اساس یافته‌های این پژوهش، مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان و الگوریتم ژنتیک نسبت به مدل‌های مرسوم در بهینه‌سازی سبد سهام، نتایج معنادار و بسیار بهتری ارائه کرده است. رادر[8] (۲۰۱۴) با ترکیب مدل خطی و شبکه عصبی، روش نوینی را برای پیش‌بینی بازده در بازار بورس هندوستان ارائه داد. وی ابتدا مقادیر بازده را با استفاده از مدل خطی پیش‌بینی کرد، سپس خطای این مدل را به‌عنوان ورودی شبکه عصبی در نظر گرفت و خطاهای حاصل از مدل خطی را با استفاده از شبکه عصبی کاهش داد و مقادیر

1. Hybrid Model
2. Huang
3. Akdeniz, & Dechert
4. Abdymomunov, & Morley
5. Akdeniz, Altay-Salih, & Caner
6. Erdos, Ormos, & Zibriczky
7. Huang
8. Rather

پیش‌بینی را نسبت به خطاهای جدید تعدیل کرد. بر اساس نتایج به‌دست آمده، مدل ترکیبی نسبت به مدل خطی در پیش‌بینی روند آتی بازده قدرت بیشتری دارد. گومز و سانابریا[1] (۲۰۱۴) با بررسی سهام بورس کلمبیا، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه بین‌المللی یک عاملی و سه عاملی را به‌صورت ناپارامتریک برآورد کردند و به شواهد قوی برای رد کردن مدل CAPM خطی دست یافتند. همچنین آنها دریافتند که بتای خطی برای نمونه تحت بررسی ناسازگار است که این مسئله سازگار بودن تخمین ناپارامتریک مدل CAPM را حمایت می‌کند. آریسوی، آلتی و آکدنیز[2] (۲۰۱۵) به بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با در نظر گرفتن بتای متغیر پرداختند. آنها در مطالعه خود با در نظر گرفتن شاخص نوسانات[3] به‌منظور اندازه‌گیری عدم اطمینان تغییر در انتظارات، دریافتند زمانی که عدم اطمینان در خصوص انتظارات نوسانات متراکم فراتر از مقدار آستانه باشد، بتای پرتفوی به‌صورت معناداری تغییر می‌کند. سای، رن و یانگ[4] (۲۰۱۵) هدف پژوهش خود را استفاده از تکنیک رگرسیون با ضرایب تابعی[5]، به‌منظور برآورد ضرایب بتا و آلفای زمان متغیر در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی بیان کردند. ضرایب تابعی به در نظر گرفتن مفروضات سخت‌گیرانه در خصوص بتا و آلفا نیازی ندارند. آنها به این نتیجه رسیدند که در نظر گرفتن مدل نیمه پارامتریک، در مقایسه با مدل‌های جایگزین، عملکرد بهتری دارد. بالکیلار، بکرس و گوپتا[6] (۲۰۱۷) به بررسی نقش اخبار مختلف اعم از اخبار عوامل کلان و اخبار بازار بر روند حرکتی قیمت نفت پرداختند. آنها با استفاده از ترکیب این روش‌ها و بهره‌بردن از روش ترکیبی ناپارامتریک به این نتیجه رسیدند که این روش برای پیش‌بینی روند قیمت نفت، توزیع متقارن و نتیجه قدرتمندی دارد. کریستیانپولر و میتولو[7] (۲۰۱۸) به پیش‌بینی نوسانات قیمت بیت‌کوین پرداختند. بر اساس نتایج به‌دست آمده از این پژوهش، مدل ترکیبی در مقایسه با هر یک از مدل‌ها برای پیش‌بینی نوسانات نتایج بهتری ارائه کرده است، اما آنها پیشنهاد کرده‌اند که با توجه به ارزش بازاری بسیار زیاد برای ارزهای مجازی، صحت مدل با استفاده از ارزهای مجازی دیگر نیز بررسی شود.

پژوهش‌های داخلی انجام‌شده مرتبط با موضوع پژوهش به شرح زیر است.

رجبی و خالوزاده (۱۳۹۳) از الگوریتم‌های تکاملی چندهدفه برای حل مسئله بهینه‌سازی چندهدفه سبد سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران بهره بردند. آنها الگوریتم ژنتیک چندهدفه با مرتب‌سازی نامغلوب (NSGA-II) و بهینه‌سازی چندهدفه ازدحام ذرات (MOPSO) را با یکدیگر مقایسه کردند. بر اساس نتایج به‌دست آمده، الگوریتم ژنتیک چندهدفه با مرتب‌سازی نامغلوب نسبت به بهینه‌سازی چندهدفه ازدحام ذرات، عملکرد بهتری ارائه کرده است. آسیما و علی عباس‌زاده اصل (۱۳۹۵) به بررسی قدرت پیش‌بینی مدل CAPM استاندارد در مقابل مدل CAPM با تخمین غیرخطی پرداختند. بدین منظور برای برآورد غیرخطی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از مدل رگرسیون کرنل موضعی در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ استفاده کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که مدل غیرخطی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در مقایسه

1. Gomez-Gonzalez, & Sanabria-Buenaventura
2. Arısoy, Altay-Salih, & Akdeniz
3. Volatility Index (VIX)
4. Cai, Ren, & Yang
5. Functional coefficient
6. Balcilar, Bekiros, & Gupta
7. Kristjanpoller & Minutolo

با مدل استاندارد، در پیش‌بینی بازده مورد انتظار عملکرد بهتری دارد. آسیما و علی‌عباس‌زاده اصل (۱۳۹۶) در پژوهش دیگری به بررسی قدرت پیش‌بینی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ پرداختند. نتایج بررسی آنها نشان می‌دهد که در نظر گرفتن بتای متغیر در مقایسه با بتای ثابت، قدرت پیش‌بینی مدل CAPM را بهبود می‌بخشد. فلاح‌پور، محمدی و صابونچی (۱۳۹۷) به بررسی قدرت پیش‌بینی مدل CAPM شرطی و استاندارد با استفاده از مدل‌های BEKK کامل و قطری در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنها دریافتند که مدل شرطی CAPM نسبت به مدل استاندارد عملکرد بهتری دارد. نیکوسخن (۱۳۹۷) با بهره‌مندی از مزایای روش گروهی مدل‌سازی داده‌ها (GMDH) و الگوریتم ژنتیک با مرتب‌سازی نامغلوب (NSGA II)، یک مدل ترکیبی جدید برای پیش‌بینی دقیق‌تر روند حرکت و تغییرات شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ارائه داد و آن را با مدل‌های خطی از قبیل ARIMA مقایسه کرد. در این پژوهش از داده‌های شاخص کل قیمت و بازده نقدی در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است و بر اساس نتایج به‌دست آمده، مدل ارائه شده در پوشش تغییرات ناپایدار روند حرکت شاخص کل، از انعطاف‌پذیری و توانایی بیشتری برخوردار بوده است.

بر اساس نتایج به‌دست آمده از پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام‌شده مرتبط با موضوع پژوهش، می‌توان بیان کرد که در اغلب پژوهش‌ها، عملکرد مدل‌های نیمه‌پارامتریک و غیرخطی از مدل‌های خطی بهتر بوده است و همچنین استفاده از روش ترکیبی در مقایسه با استفاده جداگانه از هریک از روش‌ها، برآورد دقیق‌تری را در پی داشته است.

روش‌شناسی پژوهش

قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد

در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای فرض می‌شود که هر سرمایه‌گذار، پرتفوی بهینه خود را از ترکیب دو پرتفوی انتخاب خواهد کرد، یکی دارایی بدون ریسک و دیگری پرتفوی بازار. در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای خطی فرض می‌شود اجزای اخلال به‌دست آمده از رگرسیون تخمینی، دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت هستند (بودی، کین و مارکوس[1]، ۲۰۱۰: ۲۹۳-۲۹۴).

$$R_{it} - R_f = \alpha_0 + \beta_i(r_{mt} - R_f) + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه ۱)}$$

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

رگرسیون آستانه‌ای

داگنایس[2] (۱۹۶۹) مدل رگرسیون آستانه‌ای را به شرح زیر معرفی کرد. در این رابطه، Y متغیر وابسته، X متغیر مستقل، ε اجزای اخلال، Z_i متغیر آستانه و λ پارامتر آستانه است.

1. Bodie, Kane, Marcus
2. Dagenais

رابطه ۲)
$$\begin{cases} Y_i = \theta_1' X_i + \varepsilon_i & if\ Z_i \le \lambda \\ Y_i = \theta_2' X_i + \varepsilon_i & if\ Z_i > \lambda \end{cases}$$

برآورد مقدار آستانه

هانسن[1] (۲۰۰۰) نحوه برآورد مقدار آستانه را به‌شرح زیر بیان کرد. با در نظر گرفتن $x_i(\lambda)' = x_i d_i(\lambda) = X_\lambda$ و $d_i(\lambda) = \{Z_i \le \lambda\}$ رابطه ۲ را در شکل ماتریسی می‌توان به شرح زیر بازنویسی کرد.

رابطه ۳)
$$Y = X\theta + X_\lambda \delta_n + \varepsilon$$

به‌منظور برآورد پارامترهای مدل فوق $(\theta, \delta_n, \lambda)$، از روش حداقل مربعات استفاده می‌شود. رابطه ۴ نشان‌دهنده تابع مجموع مربعات خطا[2] است.

رابطه ۴)
$$S_n(\theta, \delta, \lambda) = (Y - X\theta - X_\lambda \delta)'(Y - X\theta - X_\lambda \delta)$$

بنابراین به ازای هر λ متناظر با $i = ۱,۲, \dots, n$، Z_i مدل فوق برآورد خواهد شد و $\widehat{\lambda}$ بهینه از رابطه زیر به‌دست می‌آید.

رابطه ۵)
$$\hat{\lambda} = argmin\ S_n(\lambda)$$

رگرسیون کرنل

رگرسیون چند متغیره در شکل عمومی آن به‌صورت زیر بیان می‌شود (تی سی[3]، ۲۰۱۰).

رابطه ۶)
$$E(Y|X) = m(X)$$

در رابطه فوق، Y متغیر وابسته و $X = (X_۱, X_۲, \dots, X_d)$ بردار رگرسورهاست. در شرایطی که رابطه بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل خطی فرض شود، می‌توان از تخمین‌زننده‌های خطی استفاده کرد؛ اما در صورتی که خطی بودن نقض شود، استفاده از تخمین‌زننده‌های خطی، پارامترها را اریب و ناسازگار برآورد می‌کند. بنابراین در فضای غیرخطی، به تخمین‌زننده‌ای بدون توزیع و پایدار[4] نیاز است.

در صورتی که رابطه بین متغیرها خطی نباشد، رگرسیون خطی برای تخمین رابطه ۶ روش مناسبی نیست. نادارایا[5] (۱۹۶۴) و واتسون[6] (۱۹۶۴)، تخمین‌زننده مبتنی بر رگرسیون کرنل را به‌منظور تخمین رابطه ۶ بدون فرض هیچ رابطه مشخصی بین متغیرها معرفی کردند. تخمین زننده نادارایا ـ واتسون به شرح رابطه ۷ است.

1. Hansen
2. Sum of Squared Errors Function
3. Tsay
4. Distribution free and Robust Estimator
5. Nadaraya
6. Watson

رابطه ۷)
$$\widehat{m}_h(x) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} W_{hi}(X_i)Y_i$$

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

رابطه ۸)
$$W_{hi} = \frac{K_h(x - X_i)}{\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} K_h(x - X_j)}$$

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

تابع کرنل

تابع کرنل اپانچنیکوف و گوسی از انواع پرکاربرد توابع کرنل است (تی سی، ۲۰۱۰). تابع کرنل اپانچنیکوف (اپانچنیکوف[3]، ۱۹۶۹) و تابع کرنل گوسی به شرح روابط ۹ و ۱۰ است.

رابطه ۹)
$$K_h(u) = \frac{0.75}{h}\left(1 - \frac{u^2}{h^2}\right) I\left(\left|\frac{u}{h}\right| \le 1\right)$$

رابطه ۱۰)
$$K_h(u) = \frac{1}{h\sqrt{2\pi}} exp\left(-\frac{u^2}{2h^2}\right)$$

که در روابط فوق، h پهنای باند و $I(A)$ تابع شاخصی است که اگر شرط A برقرار باشد معادل ۱ و در غیر این صورت معادل صفر خواهد بود.

انتخاب پهنای باند

هاردل، مولر، اسپرلیچ و ورواتز[4] (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[5] (۲۰۰۳) اثبات کردند که مقدار بهینه پهنای باند در توابع کرنل گوسی و اپانچنیکوف با استفاده از رابطه ۱۱ محاسبه می‌شود.

رابطه ۱۱)
$$\hat{h}_{opt} = \begin{cases} 1.06sT^{-1/5} & Gaussian\ kernel \\ 2.34sT^{-1/5} & Epanechnikov\ kernel \end{cases}$$

که در رابطه فوق s انحراف معیار نمونه متغیر مستقل و T تعداد مشاهدات است.

1. Grid Point
2. Bandwidth Matrix
3. Epanechnikov
4. Hardle, Muller, Sperlich, & Werwatz
5. Fan, & Yao

الگوریتم ژنتیک

الگوریتم ژنتیک یکی از انواع الگوریتم‌های جست‌وجو است که بر اساس انتخاب طبیعی و الهام گرفته از ژنتیک طبیعی رفتار می‌کند و در حل مسائلی از قبیل بهینه‌سازی کاربرد دارد. نتیجه‌های حاصل شده از الگوریتم ژنتیک نشان‌دهنده قدرت زیاد این الگوریتم در بهینه‌سازی فرایندها با مدل پیچیده همراه با شروط محدود و پارامترهای زیاد است.

الگوریتم‌های ژنتیک، جست‌وجوی اصلی را در فضای پاسخ انجام می‌دهند. این الگوریتم‌ها با تولید نسل آغاز می‌شوند که وظیفه ایجاد مجموعه نقاط جست‌وجوی اولیه به نام جمعیت اولیه را برعهده دارند و به‌طور انتخابی یا تصادفی تعیین می‌شوند. از آنجا که الگوریتم‌های ژنتیک برای هدایت عملیات جست‌وجو به طرف نقطه بهینه، از روش‌های آماری استفاده می‌کنند، در فرایندی که به انتخاب طبیعی وابسته است، جمعیت موجود به تناسب برازندگی افراد آن برای نسل بعد انتخاب می‌شود. سپس عملگرهای ژنتیکی شامل انتخاب، پیوند (ترکیب)، جهش و سایر عملگرهای احتمالی اعمال شده و جمعیت جدید به‌وجود می‌آید. پس از آن جمعیت جدیدی جایگزین جمعیت پیشین می‌شود و این چرخه ادامه می‌یابد. معمولاً جمعیت جدید برازندگی بیشتری دارد؛ این بدان معناست که از نسلی به نسل دیگر جمعیت بهبود می‌یابد. هنگامی جست‌وجو نتیجه‌بخش خواهد بود که به حداکثر نسل ممکن رسیده باشیم یا همگرایی حاصل شده باشد یا معیارهای توقف برآورده شده باشد. مراحل الگوریتم ژنتیک به شرح زیر است (وایتلی[1]، ۱۹۹۴).

- ایجاد جمعیت اولیه؛
- انتخاب کروموزوم‌های پدر و مادر از جمعیت قبلی با توجه به صحت و درستی آن و بر اساس تابع هدف برازندگی در الگوریتم؛
- تولید مثل و انجام زاد و ولد و ایجاد یک نسل جدید؛
- جهش و مشخص شدن مکان فرزند تولید شده در کروموزوم؛
- پذیرش و جا دادن فرزند جدید در داخل جمعیت؛
- جایگزینی جمعیت جدید به‌جای جمعیت قبلی و استفاده از جمعیت جدید در مراحل بعدی الگوریتم؛
- امتحان و در صورت دستیابی به نتایج مناسب برگشت به مرحله دوم.

مدل‌های تحقیق

مدل استاندارد

برای برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای خطی و تخمین ضریب بتا، از رابطه ۱۲ به شرح زیر استفاده شده است.

$$R_{it} - R_f = \alpha_0 + \beta_i(R_{mt} - R_f) + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه ۱۲)}$$
$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

1. Whitley

مدل رگرسیون آستانه‌ای

فرسون و هاروی[1] (۱۹۹۹)، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای را به شرح زیر معرفی کردند.

رابطه ۱۳)
$$r_{t+1} = \beta_t rm_{t+1+}\varepsilon_{t+1}$$

که در رابطه فوق، r_{t+1} صرف ریسک بازده در زمان $t+1$، rm_{t+1} صرف ریسک بازار در زمان $t+1$، ε_{t+1} اجزای اخلال و β_t به شرح رابطه ۱۴ تعریف می‌شود.

رابطه ۱۴)
$$\beta_t = \beta_1 I_{\{Z_t \le \lambda\}} + \beta_2 I_{\{Z_t > \lambda\}}$$

در رابطه فوق، $I_{\{A\}}$ تابع شاخصی است که اگر شرط A برقرار باشد معادل ۱ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. Z_t متغیر آستانه و λ مقدار آستانه است.

بر اساس ادبیات موضوع و با توجه به پژوهش‌های انجام‌شده توسط بانسل و ویسواناتان (۱۹۹۳)، هاروی[2] (۲۰۰۱)، آکدنیز و همکاران (۲۰۰۳) و چکیلی، آلوی، مسعود و فری[3] (۲۰۱۱) متغیرهای نرخ بهره بدون ریسک، نرخ تغییر در سبد ارزی و نرخ تغییر در شاخص ارزی مؤثر واقعی را می‌توان به‌عنوان متغیر آستانه در نظر گرفت.

مدل رگرسیون کرنل

برای برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای غیرخطی و تخمین ضریب بتا از روش نیمه پارامتریک و مدل رگرسیون کرنل منطقه‌ای استفاده شده است. هاردل و همکاران (۲۰۰۴) نشان دادند که $\hat{\beta}^*(x) = \left(\hat{\beta}_.(x), \hat{\beta}_1(x)\right)^T$ از روش زیر برآورد خواهد شد.

رابطه ۱۵)
$$Min \sum_{i=1}^{n} \{Y_i - \hat{\beta}_0^* - \hat{\beta}_1^*(X_i - x)\}^2 K_h(x - X_i)$$

بنابراین $\hat{\beta}^*(x)$ با استفاده از روش حداقل مربعات موزون[4] و بر اساس رابطه ۱۶ تخمین زده می‌شود.

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

که در رابطه فوق، Y صرف ریسک بازده سهم، X صرف ریسک بازار و W یک ماتریس قطری به‌صورت زیر است.

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

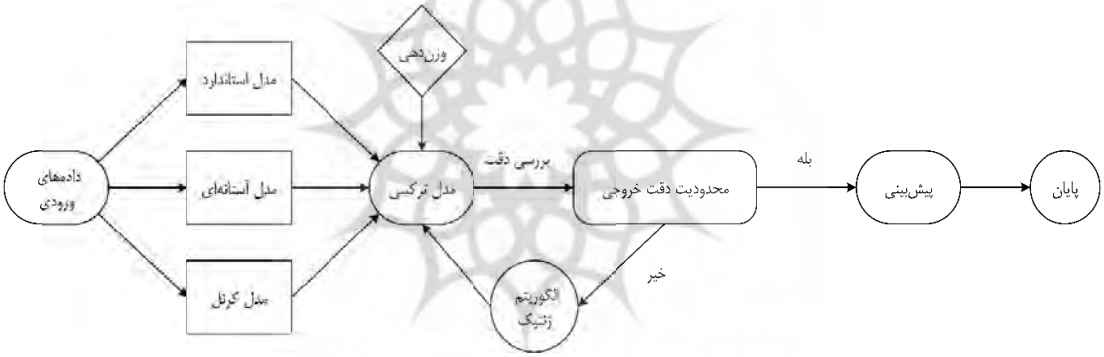
1. Ferson, & Harvey
2. Harvey
3. Chkili, Aloui, Masood, & Fry
4. Weighted Least Squares (WLS)

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 ۱۸)

مدل ترکیبی

در مدل ترکیبی ابتدا پیش‌بینی جداگانه‌ای با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد، مدل رگرسیون آستانه‌ای و مدل رگرسیون کرنل، انجام می‌شود. در ادامه هر یک از مدل‌ها بایستی وزن گرفته و ترکیب وزن‌ها و پیش‌بینی‌ها شبکه ترکیبی را به‌وجود می‌آورند. حال برای بهینه‌سازی وزن‌ها و انتخاب مدل مناسب، از الگوریتم ژنتیک چندهدفه بر اساس کمینه‌سازی معیارهای خطا استفاده شده و وزن‌های بهینه محاسبه می‌شوند. شکل زیر شمای کلی مدل ترکیبی را نشان می‌دهد.



شکل ۱. مدل ترکیبی

روابط ۱۹ و ۲۰ چگونگی محاسبه خطا در مدل ترکیبی را نشان می‌دهند.

$$\hat{R}_{Combined(t)} = w_1\hat{R}_{Standard(t)} + w_2\hat{R}_{Threshold(t)} + w_3\hat{R}_{Kernel(t)}$$ رابطه ۱۹)

$$\sum w_i = 1$$

در رابطه فوق، w_i وزن‌های هر یک از مدل‌ها و $\hat{R}_t$ بازده برآورد شده توسط هر یک از مدل‌ها در سال t است.

$$e_t = R_t - \hat{R}_t = \sum_{i=1}^{m} w_i R_{it} - \sum_{i=1}^{m} w_i \hat{R}_{it} = \sum_{i=1}^{m} w_i (R_{it} - \hat{R}_{it}) = \sum_{i=1}^{m} w_i e_{it}$$ رابطه ۲۰)

در رابطه فوق، e_t خطای مدل ترکیبی، $\hat{R}_{it}$ بازده برآورد شده هر شرکت در سال t، R_{it} بازده تحقق‌یافته هر شرکت در سال t و w_i وزن‌های هر یک از مدل‌هاست.

1. Blundell, & Duncan

در حالت کلی مراحل تشکیل و عملکرد مدل ترکیبی به شرح زیر است:

۱. انتخاب مقادیر پیش‌بینی‌شده توسط CAPM استاندارد به‌عنوان ورودی اول، انتخاب مقادیر پیش‌بینی‌شده توسط مدل رگرسیون آستانه‌ای به‌عنوان ورودی دوم و انتخاب مقادیر پیش‌بینی‌شده توسط مدل رگرسیون کرنل به‌عنوان ورودی سوم؛

۲. اختصاص وزن w_1 به ورودی اول (مقادیر پیش‌بینی‌شده توسط CAPM استاندارد)، اختصاص وزن w_2 به ورودی دوم (مقادیر پیش‌بینی‌شده توسط مدل رگرسیون آستانه‌ای) و اختصاص وزن w_3 به ورودی سوم (مقادیر پیش‌بینی‌شده توسط مدل رگرسیون کرنل) با این شرط که مجموع وزن‌ها بایستی برابر با ۱ باشد؛

۳. تشکیل فرمول پیش‌بینی شبکه ترکیبی به‌صورت رابطه فوق؛

۴. انتخاب معیارهای سه‌گانه خطا به‌عنوان تابع هدف الگوریتم ژنتیک برای کمینه‌سازی آنها به‌منظور یافتن مقادیر بهینه وزن‌ها؛

۵. بهینه‌سازی وزن‌ها توسط الگوریتم ژنتیک و محاسبه وزن‌های بهینه؛

۶. محاسبه مقادیر پیش‌بینی‌شده با استفاده از وزن‌های بهینه و خروجی‌های سه مدل اول.

روش پژوهش

با استفاده از بازده‌های تعدیل‌شده روزانه پنج سال ابتدایی دوره زمانی تحقیق، مدل CAPM استاندارد، CAPM آستانه‌ای و CAPM غیرخطی با استفاده از رگرسیون کرنل موضعی برآورد می‌شود. بنابراین ضریب β بر اساس این سه مدل برای سال ششم برآورد می‌شود. با استفاده از ضرایب β تخمینی برای سال ششم بر اساس هر یک از مدل‌های پژوهش، بازده مورد انتظار این سال بر اساس معادله CAPM به شرح زیر برآورد شده است.

$$E(R_{it}) = E(R_{ft}) + \beta_i[E(R_{mt}) - E(R_{ft})] \quad \text{رابطه ۲۱)}$$

بنابراین برای سال ششم تحت هر یک از مدل‌های CAPM استاندارد، آستانه‌ای و کرنل، بازده مورد انتظار پیش‌بینی می‌شود. به‌منظور برآورد $E(R_{it})$ از طریق رابطه فوق، بایستی نرخ بازده مورد انتظار بازار و نرخ بازده بدون ریسک سال ششم را برآورد کرد. بدین منظور از میانگین بازدهی بازار و بازدهی بدون ریسک در پنج سال گذشته استفاده شده است. فرایند فوق برای تمام شرکت‌های داخل نمونه تحقیق برای سال ششم انجام می‌شود.

به‌منظور پیاده‌سازی مدل ترکیبی، وزن مدل CAPM استاندارد معادل W_1، مدل آستانه‌ای معادل W_2 و مدل رگرسیون کرنل معادل W_3 تعیین شده است. با استفاده از الگوریتم ژنتیک چند هدفه که بر اساس حداقل کردن سه معیار MSE، MAE و MAPE ایجاد شده است، وزن‌های بهینه مدل ترکیبی استخراج شده و بازده مورد انتظار بر اساس هر یک از وزن‌های به‌دست آمده و از طریق مدل ترکیبی برآورد می‌شود. سپس به‌منظور اندازه‌گیری میزان دقت بازده‌های

مورد انتظار برآورد شده نسبت به بازده تحقق‌یافته، از شاخص میانگین مجذور خطا[1] به شرح زیر استفاده می‌شود که در آن A_t نشان‌دهنده بازده تحقق‌یافته و F_t نشان‌دهنده بازده برآورد شده در سال t است.

$$MSE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(A_t - F_t)^2$$ رابطه ۲۲)

بنابراین برای هر یک از چهار مدل تحقیق، برای سال ششم شاخص MSE محاسبه می‌شود. سپس با حذف یک سال از ابتدا و غلتاندن آن به‌سمت جلو، با استفاده از بازده‌های روزانه از سال دوم تا سال هفتم تمام فرایند فوق به روش پیش‌بینی یک مرحله پیش رو انجام شده و این فرایند تا زمانی که بازده مورد انتظار سال آخر برآورد شود، ادامه می‌یابد. بنابراین در انتها برای هر یک از سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ و هر یک از مدل‌های تحقیق شاخص MSE محاسبه می‌شود.

متغیرهای پژوهش

قیمت پایانی شرکت‌های نمونه به شکل روزانه از تارنمای شرکت بورس استخراج شد، سپس 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. در ادامه با استفاده از رابطه بازده زمان پیوسته که به شرح زیر است، بازده تعدیل‌شده روزانه شرکت‌ها به‌دست آمد.

$$R_{it} = ln\,(\frac{P_{it}}{P_{it-1}})$$ رابطه ۲۳)

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

علاوه‌بر بازده روزانه تعدیل‌شده شرکت‌های داخل نمونه، بازده روزانه بازار با استفاده داده‌های مربوط به شاخص کل بازار توسط رابطه زیر محاسبه شده است.

$$R_{mt} = \ln\,(\frac{I_{mt}}{I_{mt-1}})$$ رابطه ۲۴)

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

به‌منظور پیاده‌سازی مدل CAPM، نرخ بازده بدون ریسک معادل نرخ سود سپرده کوتاه‌مدت سه‌ماهه بانک‌ها در نظر گرفته شده است. داده‌های مربوط به آن بر اساس اطلاعات منتشر شده بانک مرکزی و سایر بانک‌ها استخراج شده است. به‌منظور تبدیل نرخ بازده بدون ریسک سالانه به روزانه، از میانگین هندسی به شرح زیر استفاده شده است.

$$RF_{dt} = \left(1 + RF_{yt}\right)^{1/365} - 1$$ رابطه ۲۵)

در رابطه فوق، RF_{dt} بازده بدون ریسک روزانه در زمان t و RF_{yt} بازده بدون ریسک سالانه در زمان t است.

1. Mean Square Error (MSE)

در این پژوهش نوسانات بازده بازار به‌عنوان متغیر آستانه در نظر گرفته شده است (یایواک، آکدنیز و آلتی صالح[1]، ۲۰۱۵).

$$Z_t = |R_{mt} - \bar{R}_m| \quad \text{رابطه ۲۶)}$$

در رابطه فوق، Z_t متغیر آستانه در زمان t، R_{mt} بازده بازار در زمان t و $\bar{R}_m$ میانگین بازدهی بازار است.

جامعه و نمونه

جامعه آماری این پژوهش تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران در دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ است. روش نمونه‌گیری در این پژوهش، روش حذف سیستماتیک است. بنابراین شرکت‌های زیر از جامعه آماری حذف و شرکت‌های باقی‌مانده (۹۰ شرکت)، بررسی شدند.

الف) شرکت‌هایی که بعد از سال ۱۳۸۷ در بازار بورس و اوراق بهادار پذیرفته شده باشند؛

ب) شرکت‌هایی که سال مالی آنها پایان اسفندماه نباشد؛

ج) شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری مالی؛

د) شرکت‌هایی که نماد آنها 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 مورد نیاز این پژوهش برای آنها در دسترس نباشد.

یافته‌های پژوهش

داده‌ها و نتایج این پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای Excel، Eviews، S-PLUS و MATLAB تجزیه و تحلیل شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

آزمون آستانه هانسن

به‌منظور پیاده‌سازی آزمون آستانه از ضریب لاگرانژ سازگار با ناهمسانی واریانس[2] استفاده شده است (هانسن، ۱۹۹۶). مدل آستانه‌ای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد.

$$r_{t+1} = \theta' x_{t+1} + \delta' x_{t+1}(\lambda) + e_{t+1} \quad \text{رابطه ۲۷)}$$

که در این رابطه، $x_{t+1} = r_{m,t+1}$، $x_{t+1}(\lambda) = x_{t+1} 1_{\{Z_{t+1} \le \lambda\}}$، $\theta = \beta_2$ و $\delta = \beta_1 - \beta_2$ است. در این آزمون $H_0: \delta = 0$ در مقابل فرض $H_a: \delta \neq 0$ قرار دارد. رد شدن فرض صفر نشان‌دهنده تغییرات معنادار بتا در مقادیر کوچک‌تر و بزرگ‌تر آستانه است. بر اساس این آزمون، وجود آستانه بین بازده سهام نمونه پژوهش و بازده بازار تأیید شده است. نتایج این آزمون که در نرم‌افزار S-PLUS برای یک سهم به‌عنوان نمونه انجام شده به شرح جدول ۱ است.

1. Yayvak, Akdeniz, & Altay-Salih
2. Heteroskedasticity-Consistent Lagrange Multiplier

جدول ۱. نتایج آزمون آستانه هانسن

آزمون غیرخطی ضریب لاگرانژ هانسن	
فرض صفر	نبود آستانه
ضریب آستانه برآورد شده	۰/۰۷۵۸
آماره F	۱۴/۲۸۶۳
P-Value	۰/۰۱

بنابراین با توجه به مقادیر به‌دست آمده از آماره و P-Value آزمون، فرض صفر که نشان‌دهنده نبود آستانه در نمونه بررسی شده است، رد می‌شود. شایان ذکر است که اغلب سهام نمونه پژوهش این ویژگی را داشته‌اند.

آزمون ریست

به‌منظور بررسی چگونگی رابطه بین بازده سهام و بازده بازار از آزمون ریست[1] (رمزی[2]، ۱۹۶۹) استفاده شده است. بر اساس این آزمون، وجود رابطه غیرخطی بین بازده سهام نمونه پژوهش و بازده بازار تأیید شده است. نمونه‌ای از خروجی نرم‌افزار Eviews برای یکی از سهام نمونه تحقیق به شرح جدول ۲ است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریست

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰/۰۱۲۴	۲/۸۷۸۲۲۴	۰/۰۰۷۱۲۲	۰/۰۲۲۳۵۴	C
۰/۰۰۰۰	۸/۱۲۵۸۳۳	۰/۰۳۵۵۶۱	۰/۲۲۵۳۶۳	Rm
۰/۰۰۰۰	۴/۲۲۴۶۶۹	۱/۴۶۹۸۸۲	۶/۳۳۲۱۲۴	(Rm)^2
۰/۰۱۲۳۶۹	Mean dependent var		۰/۳۷۷۸۹۸	R-squared
۰/۰۴۹۹۲۸	S.D. dependent var		۰/۳۶۲۵۴۴	Adjusted R-squared
−۳/۴۷۵۶۶۹	Akaike info criterion		۰/۰۵۲۲۹۸	S.E. of regression
−۳/۳۱۵۵۸۳	Schwarz criterion		۰/۲۷۸۹۹۲	Sum squared resid
−۳/۳۷۹۵۹۰	Hannan-Quinn criter.		۱۸۷/۲۵۳۳	Log likelihood
۱/۶۱۲۲۵۸	Durbin-Watson stat		۳۱/۲۵۶۹۹	F-statistic
			۰/۰۰۰۰۰۰	Prob(F-statistic)

همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مقدار آماره آزمون t برای مجذور بازده بازار بزرگ‌تر از مقدار بحرانی است، در نتیجه معنادار بودن آن تأیید می‌شود. بنابراین با توجه به معنادار بودن متغیر غیرخطی در این آزمون، می‌توان نتیجه گرفت که رابطه غیرخطی میان بازده سهم و بازده بازار پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که اکثر سهام نمونه پژوهش این ویژگی را داشته‌اند.

1. RESET
2. Ramsey

وزن‌های محاسبه‌شده برای هر یک از مدل‌های استاندارد، آستانه‌ای و رگرسیون کرنل بر اساس الگوریتم ژنتیک چند هدفه در هر یک از سال‌های پیش‌بینی شده به شرح جدول ۳ است.

جدول ۳. وزن مدل‌های استاندارد، آستانه‌ای و رگرسیون کرنل بر اساس الگوریتم ژنتیک (۱۳۹۶-۱۳۹۲)

وزن بر اساس الگوریتم ژنتیک	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹٤	۱۳۹۵	۱۳۹٦
مدل استاندارد	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۰۱	۰	۰/۰۰۰۲۹	۰/۰۰۰۰۲
مدل آستانه‌ای	۰/۰۴۹۸	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۶۵۳۴	۰/۰۰۰۰۳	۰/۱۰۲۲۰
مدل رگرسیون کرنل	۰/۹۴۹۰	۰/۹۹۸۹۴	۰/۹۳۴۶۶	۰/۹۹۸۶۷	۰/۸۹۶۸۰

همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، در تمام سال‌های پیش‌بینی شده، وزن مدل رگرسیون کرنل در مدل ترکیبی بیشتر از سایر مدل‌های پژوهش است.

در ادامه به بیان مقادیر و آزمون شاخص میانگین مجذور خطا پرداخته می‌شود. مقادیر مربوط به میانگین مجذور خطا بر اساس هر یک از مدل‌های تحقیق برای سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ٤. مقادیر شاخص میانگین مجذور خطا برای چهار مدل تحقیق (۱۳۹٦-۱۳۹۲)

میانگین مجذور خطا	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹٤	۱۳۹۵	۱۳۹٦
مدل استاندارد	۰/۸۱۲۳۰۳	۰/۶۱۴۱۵۶	۰/۱۴۸۱۰۶	۰/۱۶۹۹۵۱	۰/۱۵۸۳۶۹
مدل آستانه‌ای	۰/۸۶۸۶۳۷	۰/۵۶۸۸۶۴	۰/۱۳۹۸۷۶	۰/۱۵۷۱۵۰	۰/۱۳۷۸۷۱
مدل رگرسیون کرنل	۰/۷۸۶۸۵۴	۰/۴۵۶۵۷۱	۰/۱۴۱۵۳۰	۰/۱۵۲۶۶۷	۰/۱۴۱۰۲۸
مدل ترکیبی	۰/۷۸۶۳۱۳	۰/۴۵۶۴۰۲	۰/۱۴۱۰۵۹	۰/۱۵۲۶۵۹	۰/۱۴۰۶۲۷

همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، در سال‌های ۱۳۹۲، ۱۳۹۳ و ۱۳۹۵ شاخص میانگین مجذور خطا مدل ترکیبی و در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۶ شاخص مجذور خطا مدل آستانه‌ای کمتر از سایر مدل‌های تحقیق بوده است. در جدول ۵ آمار توصیفی مرتبط با شاخص میانگین مجذور خطا آورده شده است.

جدول ۵. آمار توصیفی شاخص میانگین مجذور خطا برای چهار مدل تحقیق

میانگین مجذور خطا	میانگین	واریانس	انحراف معیار	تعداد مشاهدات
مدل استاندارد	۰/۳۸۰۵۷۷	۰/۰۹۷۱۸۲	۰/۳۱۱۷۴۱	۵
مدل آستانه‌ای	۰/۳۷۴۴۸۰	۰/۱۱۰۰۵۸	۰/۳۳۱۷۵۰	۵
مدل رگرسیون کرنل	۰/۳۳۵۷۳۰	۰/۰۸۱۸۱۳	۰/۲۸۶۰۲۹	۵
مدل ترکیبی	۰/۳۳۵۴۱۲	۰/۰۸۱۷۶۶	۰/۲۸۵۹۴۷	۵

همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، میانگین، واریانس و انحراف معیار شاخص MSE برای مدل ترکیبی کمتر از سایر مدل‌های تحقیق است. بر اساس مقادیر برآورد شده در جدول‌های ۴ و ۵ می‌توان نتیجه گرفت که مدل ترکیبی در مقایسه با سایر مدل‌های تحقیق، عملکرد بهتری در پیش‌بینی بازده سهام داشته است. از آنجا که میانگین MSE مدل‌های ترکیبی و رگرسیون کرنل از دو مدل دیگر کمتر است، در ادامه با پیاده‌سازی آزمون مقایسه زوجی روی میانگین[1] بررسی می‌شود که اختلاف بین شاخص MSE بین دو مدل رگرسیون کرنل و ترکیبی از لحاظ آماری معنادار است یا خیر. نتایج آزمون فرضیه‌های فوق با استفاده از آزمون مقایسه زوجی در جدول ۶ آورده شده است.

جدول ٦. نتایج آزمون مقایسه زوجی

آزمون مدل‌ها	df	آماره آزمون	P-Value
مدل رگرسیون کرنل ـ مدل ترکیبی	۴	۳/۱۹۲۶۷۳	۰/۰۱۶۵۶۵

همان‌گونه که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، به‌منظور بررسی معناداری اختلاف میان شاخص میانگین مجذور خطا در مدل رگرسیون کرنل و مدل ترکیبی، آزمون مقایسه زوجی اجرا شده است. بر اساس این آزمون در سطح معناداری ۹۵ درصد، مقدار آماره آزمون معادل ۳/۱۹۲۶۷۳ و مقدار P-Value برابر با ۰/۰۱۶۵۶۵ است، بنابراین معناداری اختلاف شاخص MSE در مدل‌های رگرسیون کرنل و ترکیبی تأیید می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به‌منظور پیش‌بینی بازده مورد انتظار به ارائه مدل ترکیبی با استفاده از الگوریتم ژنتیک پرداخته شده است. در مدل CAPM استاندارد که توسط شارپ (۱۹۶۴)، لینتر (۱۹۶۵) و ماسین[2] (۱۹۶۶) معرفی شد، رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل، رابطه‌ای خطی و ضریب بتا ثابت در نظر گرفته می‌شود، در حالی‌که رابطه بین بازده سهم و بازده بازار می‌تواند غیرخطی بوده و ضریب بتای مدل نیز نسبت به زمان متغیر باشد. به همین منظور در این پژوهش تلاش شد که قدرت پیش‌بینی مدل استاندارد، بتای متغیر و غیرخطی با ترکیبی از مدل‌های مذکور که از طریق الگوریتم ژنتیک وزن‌دهی شده‌اند، جداگانه مقایسه شود.

به‌منظور مقایسه بین مدل‌های پژوهش از شاخص میانگین مجذور خطا استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان‌دهنده آن است که در دوره زمانی تحقیق، میانگین شاخص MSE در مدل ترکیبی کمتر از سایر مدل‌های تحقیق بوده و پس از آن مدل رگرسیون کرنل کمترین مقدار خطا را داشته است. برای بررسی معنادار بودن اختلاف میان شاخص MSE در مدل‌های ترکیبی و رگرسیون کرنل، آزمون مقایسه زوجی اجرا شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده، مدل ترکیبی نسبت سایر مدل‌های تحقیق، به‌شکل معناداری قدرت پیش‌بینی قوی‌تری دارد.

1. Paired Two Sample for Mean Test
2. Mossin

نتایج این پژوهش با نتایج تحقیقات آکدنیز و همکاران (۲۰۰۳)، هوانگ (۲۰۱۲)، رادر (۲۰۱۴)، رجبی و خالوزاده (۱۳۹۳)، آسیما و علی‌عباس‌زاده اصل (۱۳۹۵ و ۱۳۹۶) و نیکوسخن (۱۳۹۷) منطبق است.

بسته بودن تعداد زیادی از نمادهای معاملاتی بیش از شش ماه متوالی و همچنین پذیرش بسیاری از شرکت‌ها بعد از شروع بازه زمانی تحقیق را می‌توان محدودیت‌های این پژوهش در نظر گرفت. البته موارد یادشده با توجه به نوپا بودن بازار سرمایه کشور، محدودیت موجود در اغلب پژوهش‌های داخلی در حوزه مالی است.

برآورد بازده مورد انتظار سهامداران همواره یکی از دغدغه‌های جدی در حوزه‌های مرتبط با ارزش‌گذاری، ارزیابی مالی و اقتصادی پروژه‌های سرمایه‌گذاری و تأمین مالی شرکت‌هاست. مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای سنتی[1] از جمله مدل‌هایی است که بیشترین کاربرد را در این زمینه داشته و توسعه این مدل با توجه به شرایط و مفروضات جامع‌تر می‌تواند به دقت بیشتر در برآورد بازده مورد انتظار کمک کند. بنابراین با توجه به نتایج پژوهش، می‌توان استفاده از مدل ترکیبی برای برآورد بازده مورد انتظار را به تحلیلگران و سرمایه‌گذاران پیشنهاد کرد.

برای تحقیقات آتی، پیشنهاد می‌شود این پژوهش روی مدل‌های دیگر برآورد نرخ بازده مورد انتظار مانند مدل سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ، مدل کارهارت، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، مدل پاستور ــ استمبا و سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی انجام شود. همچنین از مدل‌های دیگر برآورد غیرخطی مدل CAPM مانند مدل‌های رگرسیون با تابع انتقال هموار[2] می‌توان استفاده کرد. علاوه بر این می‌توان از بهینه‌سازی ازدحام ذرات[3] و سایر روش‌های هوش مصنوعی به‌منظور پیاده‌سازی مدل ترکیبی بهره برد.

منابع

آسیما، مهدی؛ علی عباس‌زاده 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؛ 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.

رجبی، مهسا؛ خالوزاده، حمید (۱۳۹۳). بهینه‌سازی و مقایسهٔ سبد سهام در بورس اوراق بهادار تهران با بهره‌مندی از الگوریتم‌های بهینه‌سازی تکاملی چندهدفه. *تحقیقات مالی*، ۱۶(۲)، ۲۵۳-۲۷۰.

فلاح‌پور، سعید؛ محمدی، شاپور؛ صابونچی، محمد (۱۳۹۷). مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی با بتای متغیر نسبت به زمان، از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد. *تحقیقات مالی*، ۲۰(۱)، ۱۷-۳۲.

نیکوسخن، معین (۱۳۹۷). ارائه یک مدل ترکیبی بهبودیافته با انتخاب وقفه‌های خودکار برای پیش‌بینی بازار سهام. *تحقیقات مالی*، ۲۰(۳)، ۳۸۹-۴۰۸.

1. Traditional CAPM
2. Smooth Transition Regression
3. Particle Swarm Optimization (PSO)

References

Abdymomunov, A. & Morley, J. (2011). Time variation of CAPM betas across market volatility regimes. *Applied Financial Economics*, 21(19), 1463-1478.

Akdeniz, L., & Dechert, W. D. (2008). The equity premium in Brock's asset pricing model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(7), 2263-2292.

Akdeniz, L., Altay-Salih, A., & Caner, M. (2003). Time-varying betas help in asset pricing: the threshold CAPM. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 6(4), 1-18.

Arısoy, Y. E., Altay-Salih, A., & Akdeniz, L. (2015). Aggregate volatility expectations and threshold CAPM. *The North American Journal of Economics and Finance*, 34, 231-253.

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*)

Balcilar, M., Bekiros, S., & Gupta, R. (2017). The role of news-based uncertainty indices in predicting oil markets: a hybrid nonparametric quantile causality method. *Empirical Economics*, 53(3), 879-889.

Bansal, R., & Viswanathan, S. (1993). No arbitrage and arbitrage pricing: A new approach. *The Journal of Finance*, 45(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.

Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of Business*, 45(3), 444-455.

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

Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. (2010). *Investments*. McGraw-Hill.

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.

Chkili, W., Aloui, C., Masood, O., Fry, J. (2011). Stock Market Volatility and Exchange Rates in Emerging Countries: A Markov-State Switching Approach. *Emerging Markets Review*, 12, 272–292.

Dagenais, M. G. (1969). A threshold regression model. Econometrica. *Journal of Econometric Society*, 37(2), 193-203.

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.

Fallahpour, S., Mohammadi, S., Sabunchi, M. (2018). Analysis of Conditional Capital Asset Pricing Model with Time Variant Beta using Standard Capital Asset Pricing Model. *Financial Research Journal*, 20(1), 17-32. (*in Persian*)

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

Ferson, W. E. (1989). Changes in expected security returns, risk, and the level of interest rates. *The Journal of Finance*, 44(5), 1191-1217.

Ferson, W. E., & Harvey, C. R. (1991). The variation of economic risk premiums. *Journal of political economy*, 99(2), 385-415.

Ferson, W. E., & Harvey, C. R. (1993). The risk and predictability of international equity returns. *Review of financial Studies*, *6*(3), 527-566.

Ferson, W. E., & Harvey, C. R. (1999). Conditioning variables and the cross section of stock returns. *The Journal of Finance*, 54(4), 1325-1360.

Ferson, W. E., & Korajczyk, R. A. (1995). Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns? *Journal of Business*, 68(3), 309-349.

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.

Hansen, B. E. (1996). Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 64(2), 413-430.

Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603.

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

Harvey, C. R. (2001). The specification of conditional expectations. *Journal of Empirical Finance*, 8(5), 573-637.

Huang, C. F. (2012). A hybrid stock selection model using genetic algorithms and support vector regression. *Applied Soft Computing*, 12(2), 807-818.

Huang, H. C. (2000). Tests of regimes-switching CAPM. *Applied Financial Economics*, 10(5), 573-578.

Jagannathan, R., & Wang, Z. (1996). The conditional CAPM and the cross section of expected returns. *The Journal of finance*, 51(1), 3-53.

Kristjanpoller, W., & Minutolo, M. C. (2018). A hybrid volatility forecasting framework integrating GARCH, artificial neural network, technical analysis and principal components analysis. *Expert Systems with Applications*, 109, 1-11.

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.

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica. Journal of the econometric society*, 34(4), 768-783.

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

Nikusokhan, M. (2018). An Improved Hybrid Model with Automated Lag Selection to Forecast Stock Market. *Financial Research Journal*, 20(3), 389-408. (*in Persian*)

Rajabi, M., Khaloozadeh, H. (2014). Optimal Portfolio Prediction in Tehran Stock Market using Multi-Objective Evolutionary Algorithms, NSGA-II and MOPSO. *Financial Research Journal*, 16(2), 253-270. (*in Persian*)

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.

Rather, A. M. (2014). A hybrid intelligent method of predicting stock returns. *Advances in Artificial Neural Systems*. Available https://www.hindawi.com/journals/aans/2014/246487/.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The 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.

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

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

Whitley, D. (1994). A genetic algorithm tutorial. *Statistics and computing*, *4*(2), 65-85.

Yayvak, B., Akdeniz, L., & Altay-Salih, A. (2015). Do time-varying betas help in asset pricing? Evidence from Borsa Istanbul. *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(4), 747-756.

پرتال جامع علوم انسانی