



Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 14, No.56, pp. 111-140

Comparison of explanatory power of linear and nonlinear models predicts expected stock returns¹

Abbas Adham^{*2}, Mohammad Marfou³, Mohammad Hasan Ebrahimi Sarv Oliya⁴

Received: 2021/05/15
Approved: 2021/10/14

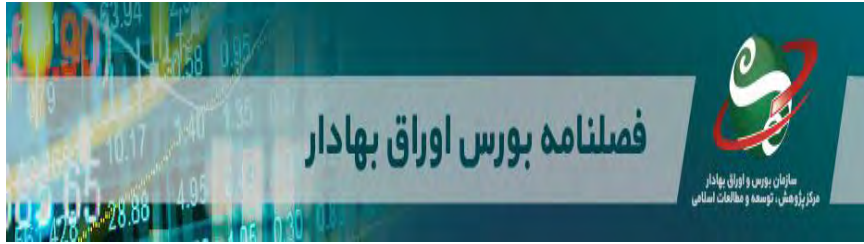
Research Paper

Abstract

One of the most challenging topics in finance and accounting is balancing returns and risk. If so, it is important for the market to identify trends in stock returns to predict the future. Although most research on stock return changes has been based on the use of linear models, there is little evidence that stock return fluctuations may follow nonlinear patterns. Therefore, this study seeks to compare the explanatory power of linear and nonlinear models of expected stock returns. In this regard, information about 102 companies listed on the Tehran Stock Exchange during the years 2009 to 2019 has been analyzed. The results showed that among the linear models, the coefficients of market variables, size and value in the Karhart model were higher than the coefficients of other models used. The results of estimating nonlinear models showed that threshold self-explanatory models have higher coefficients than smooth logistic transmission models. Also, using the homogeneity test of mean averages, the results indicate that the nonlinear self-explanatory threshold model based on trading volume (TARVOL) had the lowest standard mean error, which indicates that this model is more accurate in explaining stock returns.

Key Words: Expected Stock Returns, Linear Models, Nonlinear Models.

1. DOI: 10.22034/JSE.2021.11602.1711
2. Ph.D. Student, Department of Accounting, Faculty of Accounting & Management, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (adham_iran@yahoo.com)
3. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Accounting & Management, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. (marfoo@gmail.com).
4. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Accounting & Management, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. (mhh.ebraheimi@atu.ac.ir).



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال چهاردهم، شماره ۵۶، زمستان ۱۴۰۰، صص ۱۴۰-۱۱۱

مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های خطی و غیرخطی به منظور پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام^۱

عباس ادهم^۲، محمد مرفوع^۳، محمد حسن ابراهیمی سرو علیا^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۲۲

مقاله پژوهشی

چکیده

یکی از مباحث چالش‌برانگیز در حوزه مالی و حسابداری ایجاد تعادل میان بازده و ریسک است. بنابراین، شناسایی روندهای حرکتی بازده سهام به منظور پیش‌بینی آن در آینده برای بازار دارای اهمیت است. اگرچه تمرکز بیش‌تر پژوهش‌ها در زمینه تغییرات بازده سهام مبتنی بر بکارگیری مدل‌های خطی بوده است، اما شواهد اندکی در رابطه با این موضوع وجود دارد که نوسان بازدهی سهام ممکن است از الگوهای غیرخطی نیز پیروی کند. به همین منظور، این پژوهش درصدد است تا به مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های خطی و غیرخطی بازده مورد انتظار سهام بپردازد. در این راستا، اطلاعات مربوط به ۱۰۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج بیانگر این بوده است که در میان مدل‌های خطی، ضرایب متغیرهای بازار، اندازه و ارزش در مدل کارهاتر بالاتر از ضرایب سایر مدل‌های مورد استفاده بوده است. نتایج مربوط به برآورد مدل‌های غیرخطی نشان داد که مدل‌های خود توضیحی آستانه‌ای نسبت به مدل‌های انتقال هموار لجستیک از ضرایب بالاتر برخوردار هستند. همچنین با استفاده از آزمون همسانی مقایسه میانگین‌ها، نتایج بیانگر این بوده است که مدل غیرخطی خود توضیحی آستانه‌ای مبتنی بر حجم معاملات (TARVOL) کم‌ترین خطای استاندارد میانگین را داشته است که این نتیجه بیانگر دقت بیش‌تر این مدل در تبیین بازده سهام است. نتایج آزمون مدل کارهاتر نشان می‌دهد که ضریب متغیر عامل بازار ۱,۲ و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل بازار، بازده اضافی سهام به میزان ۱,۲ در جهت مستقیم تغییر می‌یابد. بنابراین، هر چه میانگین بازده بازار نسبت به بازده بدون ریسک به عنوان معیار عامل بازار بیش‌تر باشد، بازده اضافی سهام نیز افزایش می‌یابد. نتایج مربوط به برآورد مدل‌های غیرخطی نیز نشان می‌دهد، مدل‌های خود توضیح آستانه‌ای نسبت به مدل‌های انتقال هموار لجستیک از ضرایب بالاتر برخوردار هستند. بدین صورت که در مدل خود توضیح آستانه‌ای وقفه بازده سهام و وقفه نسبت گردش حجم معاملات از آستانه بالاتری برخوردار هستند.

واژه‌های کلیدی: بازده مورد انتظار سهام، مدل‌های خطی، مدل‌های غیرخطی.

DOI: 10.22034/JSE.2021.11602.1711

۲. دانشجوی دکتری گروه حسابداری، دانشکده حسابداری و مدیریت، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (adham_iran@yahoo.com)

۳. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده حسابداری و مدیریت، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. (marfoo@gmail.com)

۴. دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده حسابداری و مدیریت، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. (mhh.ebraheimi@atu.ac.ir)

مقدمه

یکی از راه‌های کاهش و کنترل ریسک‌های سرمایه‌گذاری، تشکیل سبد سهام یا پرتفوی و تنوع بخشیدن به دارایی‌های مختلف است. مسئله متنوع‌سازی نظریه مهم سرمایه‌گذاری مدرن محسوب شده و در حال توسعه است (فضل زاده و همکاران، ۱۳۹۱). تشکیل یک پرتفوی مناسب و با تنوع کافی، می‌تواند میزان ریسک را تا حد قابل توجهی کاهش دهد. به عبارت دیگر، یک پرتفوی کارا به معنی ترکیب مطلوب اوراق بهادار است به نحوی که ریسک پرتفوی یادشده در ازای نرخ بازده مشخص و معین به حداقل رسیده باشد. بدین ترتیب سرمایه‌گذاران منطقی به صورت بنیادی باید به دنبال پرتفوی کارا باشند، چرا که این پرتفوی‌های کارا هستند که باعث کسب حداقل ریسک به ازای بازده مورد انتظار مشخص می‌شوند و یا در مقابل یک سطح ریسک معین، باعث حداکثر شدن بازده مورد انتظار می‌شوند (جونز^۱، ۱۳۸۷).

در این پژوهش سعی شده است مدل‌های پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شود و با توجه به شرایط حاکم، از میان مدل‌های ارائه شده بهترین مدل انتخاب شود. ضرورت پژوهش حاضر از این جهت است که همواره انتخاب بهترین مدل برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام به منظور تصمیم‌گیری‌های بهینه سرمایه‌گذاری و همچنین پیش‌بینی عملکرد شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاران حائز اهمیت است. به این منظور در این پژوهش تلاش می‌شود، مدل‌های پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده و بهترین مدل (خطی و غیرخطی) با توجه به شرایط موجود بر جامعه ما از میان مدل‌های ارائه شده به منظور دستیابی به بازده مورد انتظار سهام انتخاب و در نهایت رتبه‌بندی شود.

در این رابطه مدل‌های متفاوتی در سال‌های مختلف ارائه شده است. در این پژوهش با بررسی هر کدام از مدل‌های ارائه شده و مقایسه آن‌ها با یکدیگر سعی شد بهترین مدل معرفی شود. انتخاب بهترین مدل که بتواند با توجه به شرایط بورس، پیش‌بینی مناسبی را از بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس ارائه دهد و کمک قابل توجهی به سرمایه‌گذاران و پژوهشگران این حوزه کند.

این پژوهش نسبت به پژوهش‌های قبلی هفت مدل بسیار معتبر و کارآمد را یکجا و بطور همزمان بایکدیگر مقایسه و ارزیابی می‌کند و در نهایت از طریق ضریب تعیین R^2 ، بهترین و قوی‌ترین آن‌ها به منظور بازده مورد انتظار سهام انتخاب شده است و این امر بیانگر نوآوری و بدیع بودن پژوهش حاضر شده است.

در چرخه سرمایه‌گذاری، بازده سهام به عنوان عاملی است که برای سرمایه‌گذاران در جهت بازده بیشتر، ایجاد انگیزه می‌کند. در ضمن سرمایه‌گذاران برای کسب بازده بیشتر، موازی با ارزیابی ریسک، بازده مورد انتظار سهام را نیز ارزیابی و سنجش می‌کنند. بنابراین اندازه‌گیری بازده واقعی (مربوط به گذشته) برای درک عملکرد سرمایه‌گذاران ضروری است و این امر در بازده سهام (مربوط به گذشته) برای تخمین و پیش‌بینی بازده‌های آینده نقش بسزایی دارد (احمدپور و فیروزجائی، ۱۳۸۶).

تغییرات سریع در بازارهای مالی و تفاوت در سیستم‌های قانونی، مالیاتی، اقتصادی، فرهنگی، رویکردهای سرمایه‌گذاری و غیره ممکن است مدل‌های اندازه‌گیری رفتار بازده سهام و قدرت توضیح‌دهندگی آنها را تحت تاثیر قرار دهد. شناخت مدل‌های اندازه‌گیری بازده سهام و همچنین مقایسه آنها و انتخاب الگویی که با مدل تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران متناسب باشد، ضروری است. براین اساس، پژوهش حاضر درصدد است تا به مقایسه مدل‌های خطی شامل سه عاملی فاما و فرنچ^۱ (۱۹۹۳)، چهار عاملی کارهارت^۲ (۱۹۹۷)، چن^۳ و همکاران (۲۰۱۰)، فاما و فرنچ^۴ (۲۰۱۵) و مدل تجدیدنظر شده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (رهنمای رودپشتی و حسینی، ۱۳۸۹)، با مدل‌های غیرخطی شامل تخمین مدل خود توضیح آستانه‌ای و انتقال هموار لجستیک پردازد.

در این پژوهش تلاش می‌شود مدل‌های پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده و با توجه به شرایط حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران از میان مدل‌های ارائه شده بهترین مدل انتخاب شود. ضرورت پژوهش حاضر از این جهت است که همواره انتخاب بهترین مدل به منظور پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام برای تصمیم‌گیری‌های بهینه سرمایه‌گذاری و همچنین پیش‌بینی عملکرد شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاران دارای اهمیت است. به این منظور در این پژوهش تلاش می‌شود، مدل‌های پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده و بهترین مدل (خطی و یا غیرخطی) با توجه به شرایط حاکم بر جامعه ما از میان مدل‌های ارائه شده به منظور دستیابی به بازده مورد انتظار سهام انتخاب و در نهایت رتبه‌بندی شود.

1. Fama-French three-factor model
 2. Carhart four-factor model
 3. Chen
 4. Fama-French

پیشینه پژوهش

پیشینه داخلی

فرقانی (۱۳۹۴)، به مقایسه مدل‌های خطی و غیرخطی برای پیش‌بینی بازده سهام پرداختند. در این مقاله سیر تاریخی مدل‌های تعیین روند بازده سهام در بازار و در پایان به ارائه پژوهش انجام شده توسط کاریل^۱ در سال ۲۰۰۵ در مورد مقایسه مدل‌های خطی و غیرخطی بازده سهام پرداخته شده است که بر اساس نتایج حاصله تفاوت معنی‌داری بین مدل‌های خطی و غیرخطی و همچنین تعداد موجود در آنها وجود دارد، در مجموع مدل‌های چند متغیره از یک متغیره و مدل‌های غیرخطی از مدل‌های خطی بهتر است.

زرانژاد و رثوفی (۱۳۹۴) پژوهشی تحت عنوان پیش‌بینی بازار روزانه بورس اوراق بهادار تهران: ارزیابی و مقایسه روش‌های خطی و غیرخطی انجام دادند که با استفاده از آزمون براک-دیکرت و شاینکمن^۲ (BDS) به بررسی خطی یا غیرخطی بودن و سپس آشوبناک بودن بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) در بازه زمانی ۱۳۸۸/۱/۵ تا ۱۳۹۰/۷/۲۳ (۶۲۵ مشاهده) پرداخته شد. نتایج آزمون نشان می‌دهد که این متغیر از یک رفتار غیرخطی پیروی می‌کند. سپس با استفاده از روش‌های مختلف پیش‌بینی، مدل‌های خطی و غیرخطی ANN، GARCH، ARIMA و ANFIS برآورد شدند و با استفاده از معیارهای دقت پیش‌بینی مانند MAE، U-Thiel، RMSE و MAPE مدل‌ها مورد ارزیابی و مقایسه قرار گرفتند. نتایج نشان می‌دهد که مدل‌های غیرخطی نسبت به مدل ARIMA از عملکرد بهتری برخوردار بودند و در بین مدل‌های غیرخطی نیز مدل ANFIS بهترین عملکرد را در پیش‌بینی بازده روزانه شاخص سهام دارا بود. در ادامه با استفاده از آماره‌ی مورگان-گرنجر-نیوبلد^۳ (MGN) معنی‌داری تفاوت دقت پیش‌بینی مدل‌های غیرخطی با مدل‌های خطی مورد آزمون قرار گرفت که نتایج نشان‌دهنده تفاوت معنی‌دار در پیش‌بینی روش‌های خطی و غیرخطی بود. صالحی و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی توانایی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) در پیش‌بینی بازده سهام پرتفوی‌های ارزشی و رشدی در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران

1. Caryl
2. Brock- Dechert - Scheinkman test
3. Morgan-Granger-Newbold

پرداختند. بدین منظور، نمونه‌ای مشتمل بر ۲۳۸ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۲ به روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب شد. در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از آمار توصیفی و آمار استنباطی و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از رویکرد رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مک‌بت (۱۹۷۳) در قالب نرم افزار Eviews استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تاثیر عوامل بازار، اندازه و سودآوری بر صرف ریسک، در شرکت‌های ارزشی معنادار است اما در شرکت‌های رشدی تاثیر همه پنج عامل (بازار، اندازه، رشد، سودآوری و سرمایه‌گذاری) بر صرف ریسک معنادار است. همچنین نتایج حاکی از آن است که این تاثیر در شرکت‌های رشدی نسبت به شرکت‌های ارزشی در بورس اوراق بهادار تهران قوی‌تر است.

حزبی و صالحی (۱۳۹۵)، قدرت توضیح‌دهندگی مدل چهار عاملی کارهارت و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهامدار شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران را مقایسه کردند. بدین منظور، نمونه‌ای مشتمل بر ۱۴۲ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۲ انتخاب شد. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از رویکرد رگرسیون چند متغیره و روش داده‌های پانل برآورد شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مدل پنج عاملی فاما و فرنچ دارای قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌ها است. همچنین نتایج حاکی از آن است افزودن دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری به مدل سه عاملی باعث افزایش قدرت مدل در تبیین بازده سهام شرکت‌ها می‌شود.

آسیما و عباس‌زاده اصل (۱۳۹۵)، با بررسی مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای خطی و غیرخطی در بورس اوراق بهادار تهران، سعی کردند در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ قدرت پیش‌بینی مدل‌های CAPM غیرخطی و مدل CAPM استاندارد در بورس اوراق بهادار تهران آزمون کنند. برای گمانه زدن مدل غیرخطی از روش نیمه پارامتریک و مدل رگرسیون کرنل منطقه‌ای استفاده شده است. بدین منظور بازده مورد انتظار بر اساس دو مدل موجود در این پژوهش برآورد شد و نتایج با بازده تحقق یافته مورد مقایسه قرار گرفت و از شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا برای سنجش قدرت پیش‌بینی مدل‌های پژوهش استفاده شد. با استفاده از آزمون دایبولد-ماریانو بر روی شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا، مدل‌های پژوهش با یکدیگر مقایسه شده‌اند. نتایج نشان‌دهنده آن است که در نظر گرفتن غیرخطی بودن

رابطه بازده سهام و بازده بازار باعث افزایش قدرت پیش‌بینی بازده تحقق‌یافته با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای می‌شود.

ایمانی و پورزمانی (۱۳۹۶)، به مقایسه توان پیش‌بینی بازده مورد انتظار شرکت با استفاده از مدل چهار عاملی کارهارت پرداختند. این پژوهش از نوع مطالعه کتابخانه‌ای و تحلیلی- علی بوده و مبتنی بر تحلیل داده‌های تابلویی (پانل دیتا^۱) است. در این پژوهش اطلاعات مالی ۱۰۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۳ بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان از آن داشت که بازده مورد انتظار پیش‌بینی شده با استفاده از مدل چهار عاملی کارهارت به بازده واقعی نزدیک است.

وکیلی فرد و همکاران (۱۳۹۶)، با استفاده از آزمون معنی‌داری ضرایب متغیرهای توضیحی الگوها و الگوی رگرسیون داده‌های ترکیبی واحدهای مقطعی و سری زمانی و ضریب تعیین تعدیل شده، الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ و الگوی چهارعاملی کارهارت را برای تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ مقایسه کردند. متغیرهای الگوی کارهارت شامل عوامل ریسک بازار، ارزش، اندازه و مومنتوم است. در الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ، افزون بر عوامل الگوی کارهارت از عامل سودآوری نیز استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد از لحاظ آماری، عوامل صرف ریسک بازار، اندازه و ارزش بر بازده سهام تأثیر می‌گذارند و دو عامل مومنتوم و سودآوری بر بازده سهام تأثیری ندارند. به بیان دیگر نتایج پژوهش نشان می‌دهد در بورس اوراق بهادار تهران، الگوی سه عاملی فاما و فرنچ صدق می‌کند، اما الگوی چهارعاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ صدق نمی‌کند.

بزرگ اصل و مسجد موسوی (۱۳۹۷)، به بررسی مقایسه توان توضیحی مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با تأکید بر چرخه زندگی شرکت پرداختند. دوره زمانی این پژوهش از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ بوده و در بورس اوراق بهادار تهران انجام گرفت. برای بررسی اثر چرخه زندگی، شرکت‌ها براساس اطلاعات حسابداری (رشد فروش و تغییر در هزینه‌های سرمایه‌ای) به علاوه زندگی شرکت به شرکت‌های رشدی، بالغ و در حال افول تقسیم

و مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ در هر دسته و همچنین در سطح همه شرکت ها بررسی شد. آزمون ونگ نشان داد که تفاوت میان محتوای اطلاعاتی دو مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ رد می شود. ضریب تعیین تعدیل شده هر دو مدل در شرکت های بالغ بیشترین و در شرکت های در حال افول کم ترین مقدار بوده و هر دو مدل در سطح کل واحدهای تجاری از بیشترین توان توضیحی برخوردار هستند. آزمون Z کرامر نیز حکایت از تأثیر چرخه زندگی شرکت بر توان توضیحی مدل های پژوهش داشت.

رضایی دولت آبادی و یوسفان (۱۳۹۷)، نظریه پنج عاملی فاما و فرنچ و مقایسه عملکرد الگوی سه عاملی و پنج عاملی در برآورد بازده موردانتظار را آزمودند. این پژوهش براساس اطلاعات سال های ۱۳۸۸-۱۳۹۳ برای ۴۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران آزمون شده است. فرضیه پژوهش، با در نظر گرفتن همزمانی روابط، در دو مرحله آزمون سری زمانی آلفا برای سنجش عرض از مبدا با آماره GRS و آزمون مقطعی فاما - مک بث در قیمت گذاری ضرایب بررسی شده است. نتایج به دست آمده نشان می دهد الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ، با متغیرهای توضیحی اندازه، ارزش، سودآوری و سرمایه گذاری، مازاد بازده سهام را با قدرت بیشتری نسبت به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ توضیح می دهد. براساس نتایج در الگوی سه عاملی، تنها عامل ارزش معنادار است، در حالی که الگوی پنج عاملی دو عامل ارزش و سرمایه گذاری را قیمت گذاری می کند.

قالیباف اصل و همکاران (۱۳۹۷)، به پیش بینی بازده اضافی سهام بر اساس داده های مبتنی بر اوراق بدهی و سایر متغیرهای اقتصادی و بازار سرمایه در ایران پرداختند. مدل ارایه شده بر رابطه غیرخطی میان مجموعه ای از متغیرهای کمی تأکید دارد و مبنای ساختار بندی آن، مدل های پارامتریک و ناپارامتریک با به کارگیری هموارسازی موضعی و خطی هسته ای است. ابتدا متغیرهای تأثیرگذار بر نرخ بازده اوراق بدهی مورد بررسی و شناسایی قرار گرفت. پس از شناخت متغیرهای تأثیرگذار در مرحله اول، مدل پیش بینی نرخ بازده اوراق بدهی ساختار بندی شد. این مدل سازی بر اساس دو روش پیش بینی پارامتریک و ناپارامتریک نرخ بازده اوراق بدهی طراحی و ارایه شد. در ادامه به منظور تعیین عامل های تأثیرگذار بر پیش بینی نرخ بازده اضافی

سهام، ساختاربندی مدل به صورت خطی پارامتریک و غیرخطی ناپارامتریک و با استفاده از نتایج حاصل در سه گام مختلف و با رعایت معیار مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از اجرای مدل نشان می‌دهد در تمامی سه گام مورد بررسی و بر اساس معیار، نتایج حاصل از اجرای مدل‌های مختلف بر اساس رویکرد ناپارامتریک بهتر از رویکرد پارامتریک عمل می‌کند.

صالحی و هاشمی بلمیری (۱۳۹۸)، به مقایسه توان توضیح‌دهندگی مدل چهار عاملی هاو^۱ و همکاران و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. بدین منظور، نمونه‌ای مشتمل بر ۱۴۷ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۴ به روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ضریب تعیین تعدیل شده دو مدل که حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی آنهاست، با هم برابر هستند. همچنین میانگین مجذور خطا و میانگین قدرمطلق خطای هر دو مدل تفاوت معناداری با هم ندارند. بنابراین، نتایج حاکی از این است که در دوره پژوهش، قدرت توضیح‌دهندگی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل چهار عاملی هاو و همکاران در پیش‌بینی بازده مورد انتظار تفاوت معنی‌داری از یکدیگر ندارند. از این رو سرمایه‌گذاران به منظور تشکیل سبد سرمایه‌گذاری خود، از هر دو مدل برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار می‌توانند استفاده کنند.

پیشینه خارجی

لی^۲ و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه خود با اعمال یک سری محدودیت‌های مثبت در میانگین تاریخی محلی (LHA)^۳ در چارچوب رگرسیون هسته ناپارامتریک، به پیش‌بینی و تخمین صرف ریسک سهام پرداختند. آنها همچنین مدل تک شاخص نیمه پارامتریک را به منظور استفاده از چندین پیش‌بینی‌کننده توسعه دادند. آنها با اجرای مدل خود در تخمین صرف ریسک سهام در بورس آمریکا مشاهده کردند، به کارگیری LHA و اعمال محدودیت‌های مثبت به طور قابل ملاحظه‌ای پیش‌بینی را در حالت خارج از نمونه بهبود می‌دهد.

1. Hou

2. Lee

3. Local Historical Average

شولز^۱ و همکاران (۲۰۱۶) به منظور پیش‌بینی صرف ریسک سهام، با رویکردی بلندمدت و واقعی به بررسی ارتباطات غیرخطی بین مجموعه‌ای از متغیرهای کمکی^۲ پرداختند. آنها برای تخمین مدل ناپارامتریک خود از رگرسیون هسته خطی موضعی استاندارد و همچنین از معیار R^2 برای انتخاب بهترین مدل و پهنای باند^۳ استفاده کردند. نتایج آزمون خودگردان ساز^۴ در پژوهش آنها، درستی پیش‌بینی بازده موردانتظار سالانه شاخص S&P۵۰۰ را تأیید کرد.

ژو و لی^۵ (۲۰۱۶) با گسترش مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) همراه با توزیع خطاهای غیرنرمال SSAEPD (توزیع قدرت نمایی نامتقارن استاندارد توزیع شده) بکاربرده شده توسط ژو و زینده-والش (۲۰۰۹) و نوسانات نوع GARCH، پژوهش خود را انجام دادند. آنها به دنبال پاسخ به این پرسش بودند که آیا مدل جدید مورد استفاده آنها می‌تواند از مدل ۵ عاملی اصلی فاما فرنچ بهتر باشد یا خیر. آنان برای انجام پژوهش‌های خود از پرتفوی ۲۵-موزون فاما فرنچ استفاده کردند و برای تخمین پارامترها MLE بکار برده شد. از آزمون‌های LR و KS برای تشخیص مدل‌ها استفاده شد و مدل‌ها توسط AIC مقایسه شدند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که با وجود نوسانات از نوع GARCH و خطاهای غیرنرمال، مدل ۵ عاملی فاما فرنچ هنوز کاراست. مدل جدید مورد استفاده در پژوهش نیز می‌تواند با موفقیت چولگی، کشیدگی و کشیدگی نامتقارن در داده‌ها را جذب کند و در نمونه مورد استفاده از مدل ۵ عاملی فاما فرنچ (۲۰۱۵) مناسب‌تر است.

کارپ و وورن^۶ (۲۰۱۷) در پژوهش خود، روایی و صحت مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ را از طریق پیش‌بینی تغییر در بازده اضافی پرتفوی در بورس اوراق بهادار ژوهانسبورگ، آزمودند. پرتفوی سهام براساس رویکرد اتخاذ شده توسط فاما فرنچ (۱۹۹۳) و با استفاده از روش مرتب‌سازی سالانه، به ترتیب بر اساس اندازه و ارزش دفتری به بازار، ساخته شد. دوره زمانی پژوهش شامل شش سال، ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۵ است که ۴۶ شرکت پذیرفته شده در JSE را دربرمی‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که هر دو مدل به دلیل نامناسب

1. Scholes
2. Covariates
3. Band witch
4. Simple Bootstrap
5. Xu & Lee
6. Karp & Vuuren

بودن اندازه‌گیری سنج بازار، محدودیت‌های نقدینگی بازار، عوامل ریسک بی‌ارزش و نوسانات ذاتی در محیط بازار نوظهور، نسبتاً ضعیف عمل می‌کنند. صرف ارزش^۱ برای توضیح بخش بزرگی از نوسان در بازده اضافی، در مقایسه با صرف اندازه^۲، یافت شده است. پانکاج^۳ (۲۰۱۷) به بررسی مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در هند و آمریکا پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که اگرچه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای قادر به توضیح بازده‌ها در هند و آمریکا بود، ولی مدل سه عاملی توانست کار خود را بهتر انجام دهد و هم در بازار توسعه یافته و هم در بازار در حال توسعه قابل استفاده باشد.

اردینک^۴ (۲۰۱۷) سعی کرد تا مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، مدل سه عاملی فاما فرنچ (F-FF۳) و مدل پنج عاملی فاما فرنچ (F-FF۵) را برای بازار سهام ترکیه مورد آزمایش و بررسی قرار دهد. نمونه پژوهش وی شامل دوره زمانی از ژوئن ۲۰۰۰ تا ماه مه ۲۰۱۷ است. نتایج نشان می‌دهد که مدل پنج عاملی واریانس مشترک در بازده سهام را نسبت به مدل سه عاملی و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بهتر توضیح می‌دهد. علاوه بر این، مدل CAPM هیچ قدرت توضیح‌دهندگی در خصوص بازده اضافی ماهانه پرتفوی مرتب شده ندارد. اگرچه به نظر می‌رسد که مدل سه عاملی دارای ضرایب قابل توجهی است، اما در این مدل مقادیر T معنادار وجود دارد که نشان می‌دهد این مدل در توضیح بازده پرتفوها دارای مشکل است.

موساوا^۵ و همکاران (۲۰۱۸)، با استفاده از روش فاما و فرنچ داده‌های حاصل از بازار نوظهور بورس اوراق بهادار Lusaka را مورد آزمون قرار دادند. با بکارگیری یک طرح پژوهشی قیاسی-کمی و داده‌های ثانویه حاصل از بورس اوراق بهادار Lusaka و استفاده از رگرسیون چندمتغیره، داده‌های پژوهش تحلیل شدند. نتایج نشان می‌دهد که مدل پنج عاملی در قیاس با مدل CAPM، از نظر ضریب تغییر در بازده سهام بهتر است. ضریب تعیین (R) تعدیل شده مدل پنج عاملی، که از طبقه‌بندی کلیه پرتفوی بدست آمد ۰٫۹ بود، در حالی که برای مدل CAPM ۰٫۱۳ بود.

1. The Value Premium

2. The Size Premium

3. Pankaj

4. Erdinc

5. Musawa

پژوهش مالیکارجوناً^۱ و همکاران (۲۰۱۹) با هدف بررسی عملکرد پیش‌بینی‌کننده مدل‌های خطی، غیرخطی، هوش مصنوعی، دامنه تناوب و مدل‌های ترکیبی برای یافتن یک مدل مناسب برای پیش‌بینی بازده سهام در بازارهای توسعه یافته، نوظهور و مرزی انجام دادند. آن‌ها برای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی‌کنندگی مدل‌های فوق، بازده روزانه بازار سهام شاخص‌های منتخب از بازارهای توسعه یافته، نوظهور و مرزی را برای دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۰ در نظر گرفتند. نتایج نشان داد که هیچ مدل واحدی از ۵ مدل نمی‌تواند به‌طور یکنواخت در همه بازارها اعمال شود. با این حال، مدل‌های سنتی خطی و غیرخطی در ارائه پیش‌بینی‌های دقیق از مدل‌های هوش مصنوعی و دامنه تناوب بهتر عمل کرده‌اند. همچنین، مدل خودرگرسیون استانه‌ای در ده بازار بهتر از سایر مدل‌ها عمل کرده است.

ارشد و همکاران (۲۰۱۹) با بررسی تجربی سه مدل حاصل از CAPM، به‌منظور بدست آوردن بهترین عوامل تعیین‌کننده و مدل CAPM برتر در زمینه بخش مالی پاکستان، پژوهشی با عنوان «آیا عواملی برای پیش‌بینی بازده سهام با ریسک بالا دارای اهمیت هستند؟ مقایسه‌ای میان مدل‌های CAPM تک، سه و پنج عاملی» انجام دادند. آن‌ها با استفاده از مدل اثر ثابت و آزمون هاسمن، مدل‌های CAPM تک، سه و پنج عاملی را بکار بردند. آن‌ها در ابتدا به تجزیه و تحلیل مدل CAPM تک عاملی پرداختند و نتایج، تغییرات ۵۲٪ در متغیر وابسته (بازده سهام) را نشان داد. در مرحله بعد، مدل CAPM سه عاملی تجزیه و تحلیل شد که ۶۹٪ تغییرات در متغیر وابسته (بازده سهام) را با اضافه کردن دو عامل دیگر (اندازه و ارزش) توضیح داده شد. سرانجام، مدل پنج عاملی CAPM گمانه زنی شد، که با اضافه کردن دو عامل دیگر (سرمایه‌گذاری و سودآوری) به مدل سه عاملی CAPM، ۷۶ درصد تغییرات در متغیر وابسته (بازده سهام) را توضیح می‌دهد. این امر نشان می‌دهد که افزودن عوامل بیش‌تر در مدل CAPM نتایج مناسبی را در بخش مالی پاکستان به ارمغان می‌آورد.

ترام آنج^۲ (۲۰۲۰) برای نخستین بار، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه (CAPM) و مدل سه عاملی (TFM) در زمینه‌های مختلف اقتصاد ویتنامی (رکود اقتصادی و بهبود) را با استفاده از داده‌های سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹ مقایسه کرد. در این مقاله از چهار آزمون شامل آزمون t، ضریب

1. Mallikarjuna

2. Tram Anh

تعیین R²، آزمون Chow-test و GRS-test برای بررسی عملکرد این دو مدل استفاده شده است. نتایج حاکی از برتری مدل TFM بر مدل CAPM در هر دو زمینه اقتصاد و مطابق با پژوهش‌های انجام شده توسط فاما و فرنچ است، این امر نشان می‌دهد که مدل TFM می‌تواند جایگزینی برای مدل CAPM از نظر محاسبه هزینه حقوق صاحبان سهام مورد استفاده قرار گیرد. یافته دیگر این بود که عملکرد این دو مدل در دوره رکود بهتر از دوره بهبود و رواج است. ناسوشن^۱ و همکاران (۲۰۲۰) با هدف ۱) تعیین دو ریسک اصلی در زمینه اموال و املاک و مستغلات، رشد اقتصادی و اندازه شرکت‌ها و ارزش سهام که از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما فرنچ استفاده شده است، ۲) و شناسایی بهترین مدلی که می‌تواند بهترین بازده را برای بخش اموال و املاک و مستغلات را تشخیص دهد، انجام دادند. نتایج حاکی از آن است که شرایط اقتصادی تاثیر قابل توجهی بر بازده بیش از حد در بخش‌های اموال و املاک و مستغلات کشور اندونزی می‌گذارد. اندازه بزرگ همراه با نسبت پایین ارزش دفتری به بازار شرکت‌ها در بخش اموال و املاک و مستغلات چیره است. در نتیجه، هر دو مدل نتایج مشابه و سازگاری را نشان دادند. با این حال، مدل سه عاملی فاما و فرنچ در شناسایی بازده اضافی بخش‌های اموال و املاک و مستغلات اندونزی بهتر عمل کرده است.

روش‌شناسی پژوهش

انتخاب نمونه پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، پژوهشی کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده از نوع پژوهش‌های نیمه تجربی پس رویدادی در حوزه پژوهش‌های اثباتی حسابداری است که با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و مدل‌های اقتصادسنجی انجام شده است. جامعه آماری مورد مطالعه در این پژوهش را شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۸ تشکیل می‌دهند و نمونه انتخابی پژوهش نیز شرکت‌هایی هستند که مجموعه شرایط زیر را دارا باشند:

۱- به منظور افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد.

- ۲- طی سال‌های یادشده تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.
- ۳- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند (شرکت‌های سرمایه‌گذاری به‌علت تفاوت ماهیت فعالیت و ساختار مالی با بقیه شرکت‌ها در جامعه آماری منظور نشدند).
- ۴- بیش از سه ماه وقفه معاملاتی نداشته باشند.
- پس از بررسی شرکت‌ها از لحاظ ویژگی‌های گفته شده، در مجموع ۱۰۲ شرکت به منظور تجزیه و تحلیل نهایی انتخاب شدند. در گردآوری داده‌ها از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و سامانه کدال و پایگاه اینترنتی مرتبط با بورس اوراق بهادار استفاده شد. آزمون فرضیه‌ها نیز پس از گردآوری داده‌های موردنیاز، به کمک نرم‌افزار ایویوز نسخه دهم انجام گرفت.

پرسش‌های پژوهش

- آیا قدرت توضیحی مدل‌های خطی سه عاملی فاما و فرنچ، چهارعاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ برای تبیین بازده سهام با هم متفاوت هستند؟
- آیا قدرت توضیحی مدل‌های غیرخطی خود توضیح آستانه‌ای (TAR) و مدل انتقال هموار (LSATR) برای تبیین بازه سهام باهم متفاوت هستند؟
- کدام مدل (اعم از خطی و غیرخطی) در فضای اقتصادی و سیاسی حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران و جهت دستیابی به یک پرتفوی بهینه مناسب‌تر است؟

مدل‌های پژوهش و اندازه‌گیری متغیرها

در این پژوهش از پنج مدل خطی شامل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، کارهارت (۱۹۹۷) و فاما و فرنچ (۲۰۱۵) که به صورت زیر برآورد می‌شوند، استفاده شده است.

مدل (۱)

$$ER = a_i + b_i MKT + S_i SMB_t + h_i HML_t + \varepsilon_{it}$$

مدل (۲)

$$ER = a_i + b_i MKT + S_i SMB_t + h_i HML_t + r_i WML + \varepsilon_{it}$$

مدل (۳)

$$ER = a_i + b_i MKT + S_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMV_t + c_i CMA_t + \varepsilon_{it}$$

همچنین از دو مدل غیرخطی خود توضیح آستانه‌ای و انتقال هموار لجستیک برای تبیین پیش‌بینی بازده سهام استفاده شده است که طبق جدول یک برآورد می‌شود. تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش طبق جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	
مدل	$ER = a_i + b_i MKT + S_i SMB_t + h_i HML_t + \varepsilon_{it}$
متغیرها	<p>ER = بازده اضافی سهام که از تفاضل میانگین بازده ماهانه سهام و بازده سرمایه‌گذاری بدون ریسک برآورد می‌شود.</p> <p>MKT = عامل بازار که از تفاضل میانگین بازده ماهانه بازار (شاخص بازده نقدی و قیمت) و بازده سرمایه‌گذاری بدون ریسک برآورد می‌شود.</p> <p>SMB = عامل اندازه که از تفاضل میانگین ساده بازده مجموعه سهام شرکت‌های کوچک و مجموعه سهام شرکت‌های بزرگ برآورد می‌شود.</p> $SMB = \frac{(SL + SH)}{2} - \frac{(BL + BH)}{2}$ <p>HML = عامل ارزش که از تفاضل میانگین بازده‌های مجموعه سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (ارزشی) و مجموعه سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (رشدی) برآورد می‌شود.</p> $HML = \frac{(SH + BH)}{2} - \frac{(SL + BL)}{2}$
چهار پرتوی ساخته شده بر اساس مدل	<p>SL = شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها پایین است.</p> <p>SH = شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها بالا است.</p> <p>BL = شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها پایین است.</p> <p>BH = شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها بالا است.</p>
مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۴)	
مدل	$ER = a_i + b_i MKT + S_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMV_t + c_i CMA_t + \varepsilon_{it}$
متغیرها	<p>ER = بازده اضافی سهام که تفاضل میانگین بازده ماهانه سهام و بازده سرمایه‌گذاری بدون ریسک برآورد می‌شود.</p> <p>MKT = عامل بازار که از تفاضل میانگین بازده ماهانه بازار (شاخص بازده نقدی و قیمت) و بازده سرمایه‌گذاری بدون ریسک برآورد می‌شود.</p> <p>SMB = عامل اندازه که از تفاضل میانگین ساده بازده مجموعه سهام شرکت‌های کوچک و مجموعه سهام شرکت‌های بزرگ برآورد می‌شود.</p> $SMB = \frac{(SHRC + SHRA + SLRC + SLRA + SHWC + SHWA + SLWA + SLWC)}{8} - \frac{(BHRC + BHRA + BLRC + BLRA + BHWC + BHWA + BLWA + BLWC)}{8}$ <p>HML = عامل ارزش که از تفاضل میانگین بازده‌های مجموعه سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (ارزشی) و مجموعه سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (رشدی) برآورد می‌شود.</p> $HML = \frac{(SHRC + SHRA + SHWC + SHWA + BHRC + BHRA + BHWC + BHWA)}{8} - \frac{(SLRC + SLRA + SLWC + SLWA + BLRC + BLRA + BLWC + BLWA)}{8}$ <p>RMV = عامل سودآوری که از تفاضل بین میانگین بازده‌های مجموعه سهام شرکت‌های با سودآوری قوی و مجموعه سهام شرکت‌هایی با سودآوری ضعیف برآورد می‌شود.</p>

$CMAT = \frac{RMV}{(SHRC + SHRA + SLRC + SLRA + BHRC + BHRA + BLRC + BLRA)}$ $= \frac{(SHWC + SHWA + SLWC + SLWA + BHWC + BHWA + BLWC + BLWA)}{8}$ <p>CMAT = عامل سرمایه گذاری که از تفاضل بین میانگین بازده های مجموعه سهام شرکت های با محافظه کار و مجموعه سهام شرکت های تهاجمی برآورد می شود.</p> $RMV = \frac{(SHRC + SHWC + SLRC + SLWC + BHRC + BHWC + BLRC + BLWC)}{8}$ $= \frac{(SHRA + SHWA + SLRA + SLWA + BHRA + BHWA + BLRA + BLWA)}{8}$	
<p>SHRC = شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها بالا و از نظر سودآوری قوی و از نظر سرمایه گذاری تهاجمی هستند.</p> <p>SHRA = شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها بالا و از نظر سودآوری قوی و از نظر سرمایه گذاری محافظه کار هستند.</p> <p>SHWC = شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها بالا و از نظر سودآوری ضعیف و از نظر سرمایه گذاری تهاجمی هستند.</p> <p>SHWA = شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها بالا و از نظر سودآوری ضعیف و از نظر سرمایه گذاری محافظه کار هستند.</p> <p>SLWC = شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها پایین، از نظر سودآوری ضعیف و از نظر سرمایه گذاری تهاجمی هستند.</p> <p>SLWA = شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها پایین، از نظر سودآوری ضعیف و از نظر سرمایه گذاری محافظه کار هستند.</p> <p>SLRC = شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها پایین و از نظر سودآوری قوی و از نظر سرمایه گذاری تهاجمی هستند.</p> <p>SLRA = شرکت هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها پایین و از نظر سودآوری قوی و از نظر سرمایه گذاری محافظه کار هستند.</p> <p>BHRC = شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها بالا، از نظر سودآوری قوی و از نظر سرمایه گذاری تهاجمی هستند.</p> <p>BHRA = شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها بالا، از نظر سودآوری قوی و از نظر سرمایه گذاری محافظه کار هستند.</p> <p>BHWC = شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها بالا، از نظر سودآوری ضعیف و از نظر سرمایه گذاری تهاجمی هستند.</p> <p>BHWA = شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها بالا، از نظر سودآوری ضعیف و از نظر سرمایه گذاری محافظه کار هستند.</p> <p>BLRC = شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها پایین، از نظر سودآوری قوی و از نظر سرمایه گذاری تهاجمی هستند.</p> <p>BLRA = شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها پایین، از نظر سودآوری قوی و از نظر سرمایه گذاری محافظه کار هستند.</p> <p>BLWC = شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها پایین، از نظر سودآوری ضعیف و از نظر سرمایه گذاری تهاجمی هستند.</p> <p>BLWA = شرکت هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آنها پایین، از نظر سودآوری ضعیف و از نظر سرمایه گذاری محافظه کار هستند.</p>	<p>شانزده بر تفوی ساخته شده بر اساس مدل</p>
<p>مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷)؛ (عباسی و جلالی، ۱۳۹۱)</p>	
$ER = a + b_1 MKT + b_2 SMB + b_3 HML + b_4 WML + \epsilon_{it}$	<p>مدل</p>
<p>ER = بازده اضافی سهام که تفاضل میانگین بازده ماهانه سهام و بازده سرمایه گذاری بدون ریسک برآورد می شود.</p> <p>MKT = عامل بازار که از تفاضل میانگین بازده ماهانه بازار (شاخص بازده نقدی و قیمت شاخص کل) و بازده سرمایه گذاری بدون ریسک برآورد می شود.</p> <p>SMB = عامل اندازه که از تفاضل میانگین بازده مجموعه سهام شرکت های کوچک و مجموعه سهام شرکت های بزرگ برآورد می شود.</p> $SMB = \frac{(SHW + SHLO + SLW + SLLO)}{4} - \frac{(BHW + BHLO + BLW + BLLO)}{4}$ <p>HML = عامل ارزش که از تفاضل میانگین بازده های مجموعه سهام شرکت های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (ارزشی) و مجموعه سهام شرکت هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (رشدی) برآورد می شود.</p> $HML = \frac{(HSW + HSLO + HBW + HBLO)}{4} - \frac{(LSW + LSLO + LBW + LBLO)}{4}$	<p>متغیرها</p>

<p>WML0t = عامل سرمایه‌گذاری که از تفاضل بین میانگین بازده‌های مجموعه سهام شرکت‌های برنده و مجموعه سهام شرکت‌های بازنده برآورد می‌شود.</p> $RMV = \frac{(WHS + WHB + WLS + WLB)}{4} - \frac{(LOHS + LOHB + LOLS + LOLB)}{4}$	
<p>SHW = شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها بالا و برنده هستند. SHLO = شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها بالا و بازنده هستند. SLW = شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها پایین و برنده هستند. SLL0 = شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها پایین و بازنده هستند. BHW = شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها بالا و برنده هستند. BHLO = شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها بالا و بازنده هستند. BLW = شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها پایین و برنده هستند. BLL0 = شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها پایین و بازنده هستند.</p>	<p>هشت پرتفوی ساخته شده بر اساس مدل</p>
<p>مدل خود توضیح آستانه‌ای (عباسی و باقری، ۱۳۹۰)</p>	
<p>تخمین مدل خود توضیح آستانه‌ای را می‌توان در دو حالت انجام داد: حالت اول TAR: در این حالت از وقفه بازده سهام به عنوان متغیر آستانه‌ای استفاده شده است. $r_t = a_1 l_t r_{t-1} + a_2 (1 - l_t) r_{t-1} + \varepsilon$ $\begin{cases} r_{t-1} > \tau & l = 1 \\ r_{t-1} \leq \tau & l = 0 \end{cases}$ حالت دوم (VOL) TAR: از وقفه نسبت گردش مبادله سهام به عنوان متغیر آستانه‌ای استفاده خواهد شد. $r_t = a_1 l_t r_{t-1} + a_2 (1 - l_t) r_{t-1} + \varepsilon$ $\begin{cases} V_{t-1} > \tau & l = 1 \\ V_{t-1} \leq \tau & l = 0 \end{cases}$</p>	<p>مدل</p>
<p>مدل انتقال هموار لجستیک (عباسی و باقری، ۱۳۹۰)</p>	
<p>این مدل نیز در دو حالت تخمین زده شده است: حالت اول LSTAR: از وقفه بازده سهام به عنوان متغیر انتقال استفاده شده است. $r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + \dots + a_p r_{t-p} + G[\beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + \dots + \beta_p r_{t-p}]$ به طوری که: $G = (1 + \exp\{-\gamma(r_{t-d} - C)\})^{-1}$ در معادله فوق متغیر r_{t-d}، متغیر انتقال و G تابع لجستیک است. حالت دوم (VOI) LSTAR: از وقفه نسبت گردش حجم معاملات سهام به عنوان متغیر انتقال استفاده شده است. $r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + \dots + a_p r_{t-p} + G[\beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + \dots + \beta_p r_{t-p}]$ به طوری که: $G = (1 + \exp\{-\gamma(V_{t-d} - C)\})^{-1}$ در معادله بالا متغیر V_{t-d}، متغیر انتقال و G تابع لجستیک است.</p>	<p>مدل</p>

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی عبارت از مجموعه روش‌هایی است که پردازش داده‌ها را فراهم می‌سازد. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول زیر آورده شده است. کمیت‌های آماری توصیفی شامل حداقل، حداکثر، میانه، میانگین و انحراف معیار است. نتایج آمار توصیفی در جدول ۲ نشان می‌دهد که میانگین و میانه داده‌ها به هم نزدیک بوده و انحراف معیار کمی دارند، بنابراین داده‌ها دارای توزیع کم و بیش نرمال است. بر اساس نتایج جدول آمار توصیفی می‌توان ادعا کرد که بازده سهام شرکت‌های کوچک بطور متوسط حدود ۱۰/۵ درصد بزرگتر از بازده سهام شرکت‌های بزرگ بوده است و بیشترین تفاوت بازدهی در شرکت‌های نمونه، ۱۴ درصد و کمترین آن ۱۰ درصد است. این موضوع با مبانی نظری عنوان شده توسط فاما و فرنچ و بنز منطبق است که بازدهی سهام شرکت‌های کوچک بزرگتر از بازدهی سهام شرکت‌های بزرگ بوده است. همچنین میانگین نسبت HML نشان می‌دهد که بازده سهام شرکت‌هایی که دارای B/M بالا بوده‌اند (شرکت‌های ارزشی) در مقایسه با بازده سهام شرکت‌هایی که از B/M پائینی برخوردار بوده‌اند (شرکت‌های رشدی)، بطور متوسط ۵۱ درصد بیشتر بوده است، که این وضعیت نیز می‌تواند در راستای تائید نظر فاما و فرنچ باشد، که عنوان می‌کردند بازده سهام ارزشی بیشتر از سهام رشدی خواهد بود. در ضمن میانگین نسبت بازده اضافی سهام (ER) که در این پژوهش بعنوان متغیر وابسته استفاده شده، نشان می‌دهد که بازده سهام شرکت‌های نمونه بطور متوسط ۱۸ درصد بیشتر از نرخ بازده بدون ریسک بوده است (بازدهی وارد شده در محاسبات، بصورت درصد است).

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرها

Std. Dev.	Minimum	Maximum	Median	Mean	
۰.۷۵۲۲	-۲.۹۰۱۹	۳۰.۰۹۹۸	۰.۱۹۳۶	۰.۱۸۰۸	ER
۰.۵۰۰۲	-۳.۰۱۶۸	۰.۱۹۱۲	-۰.۱۲۴۵	-۰.۲۰۵۵	MKT
۰.۰۱۸۹	۰.۱۰۱۹	۰.۱۴۳۲	۰.۱۰۲۹	۰.۱۰۵۱	SMB
۰.۵۰۱۸	-۵.۴۰۸۳	۷.۹۱۸۴	۰.۴۳۰۸	۰.۵۱۰۷	HML
۱.۹۰۱۰	-۹۰.۳۱۷۲	۱۵.۰۹۸۶	۰.۱۸۰۲	۰.۱۹۹۴	RMWFF
۱.۱۸۵۱	-۱۴.۷۰۰۱	۰.۰۰۱۱	-۰.۰۲۴۶	-۰.۲۸۳۶	CMA
۰.۷۱۵۵	-۲.۶۸۶۴	۳۰.۱۸۴۸	۰.۱۹۱۵	۰.۰۱۹۳	WML
۰.۱۲۱۳	-۰.۳۶۹۸	۲.۳۰۰۹	۰.۰۴۲۷	۰.۰۷۱۲	RMWCHEN
۰.۲۰۸۴۲	-۲.۳۶۰۹	۵.۷۱۰۳	-۰.۰۱۱۸	۰.۹۳۰۶	BETARMKT
۰.۳۴۵۹	-۸.۶۶۷۰	۳.۲۸۱۷	۰.۰۰۳۱	-۰.۰۰۹۰۲	BETAR

همچنین همبستگی میان متغیرهای پژوهش در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که به استثنای متغیر HML سایر متغیرها دارای همبستگی مثبت با متغیر وابسته بوده که در این بین SMB بالاترین همبستگی مثبت را نشان می‌دهد. بنابراین هر چه عامل اندازه بیش تر باشد، بازده مورد انتظار نیز بالاتر و برعکس است.

جدول ۳. همبستگی بین متغیرها

	ER	MKT	SMB	HML	RMWFF	CMA	WML	RMWCHEN	BETARMKT
ER	۱/۰۰								
MKT	۰/۰۱	۱/۰۰							
SMB	۰/۰۴	۰/۰۵	۱/۰۰						
HML	-۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۱۱	۱/۰۰					
RMWFF	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۱	۱/۰۰				
CMA	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۱	/۰۰			
WML	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۱	/۰۰	/۰۰		
RMWCHEN	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۲۷	۰/۰۲	۰/۱۹	/۰۲	/۰۰	۱/۰۰	
BETARMKT	۰/۰۲	۰/۰۶	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	/۰۱	/۰۲	-۰/۰۷	۱/۰۰

آمار استنباطی

ایستایی متغیرها

روش برآورد حداقل مربعات معمولی (OLS) در پژوهش‌های تجربی بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده پایا هستند، اما باور غالب این است که بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی به علت وجود یک روند تصادفی پایا نیستند. به عبارت دیگر، میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت نبوده و واریانس بین هر دو مشاهده سری زمانی، به فاصله زمانی بین آن‌ها وابسته نیست. بنابراین بررسی پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل‌های سری زمانی لازم است. زمانی که وجود ریشه واحد یا ناپایایی متغیرها اثبات شد باید از روش‌هایی غیر از حداقل مربعات معمولی، همانند روش‌های هم‌انباشتگی، برای برآورد ضرایب مدل و مطالعه رفتار آن مورد استفاده قرار گیرند. در این پژوهش به منظور آزمون پایایی متغیرها از آزمون

ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شده است. همان گونه که نتایج آزمون در جدول ۴ نشان می‌دهد، همه متغیرها در سطح ایستا بوده که این امر نشان دهنده وجود عدم ریشه واحد بین متغیرهاست.

جدول ۴. آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

نام متغیر	در سطح و با عرض از مبدا و روند	معناداری	%۱	%۵	%۱۰
ER	-۵۳,۵۵۷۶	۰,۰۰۰۱	-۳,۴۳۲۴	-۲,۸۶۲۳	-۲,۵۶۷۲
MKT	-۱۴,۸۸۶۲	۰,۰۰۰۰	-۳,۴۳۲۴	-۲,۸۶۲۳	-۲,۵۶۷۲
SMB	-۶,۹۴۵۶	۰,۰۰۰۰	-۳,۴۳۲۴	-۲,۸۶۲۳	-۲,۵۶۷۲
HML	-۷,۳۶۷۵	۰,۰۰۰۰	-۳,۴۳۲۴	-۲,۸۶۲۳	-۲,۵۶۷۲
RMW	-۵۳,۹۸۲۰	۰,۰۰۰۱	-۳,۴۳۲۴	-۲,۸۶۲۳	-۲,۵۶۷۲
CMA	-۸,۱۸۸۳	۰,۰۰۰۰	-۳,۴۳۲۴	-۲,۸۶۲۳	-۲,۵۶۷۲
WML	-۵۳,۹۶۵۹	۰,۰۰۰۱	-۳,۴۳۲۴	-۲,۸۶۲۳	-۲,۵۶۷۲
RMWCHEN	-۵,۴۳۴۹	۰,۰۰۰۰	-۳,۴۳۲۴	-۲,۸۶۲۳	-۲,۵۶۷۲
BETARMKT	-۷,۸۷۵۵	۰,۰۰۰۰	-۳,۴۳۲۴	-۲,۸۶۲۳	-۲,۵۶۷۲

ناهمسانی واریانس

نتایج آزمون بریوش - گادفری نشان داد که به استثنای مدل CAPM بین متغیرهای سایر مدل‌ها ناهمسانی واریانس وجود ندارد. همچنین ناهمسانی واریانس مدل CAPM از طریق آزمون وایت برطرف شده است. نتایج آزمون ناهمسانی در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. ناهمسانی واریانس

مدل	آماره F	معناداری
سه عاملی فاما و فرنچ	۷,۳۴۹۳	۰,۰۰۰۱
پنج عاملی فاما و فرنچ	۴,۴۱۸۲	۰,۰۰۰۷
کارهارت	۶۷,۰۸۷۵	۰,۰۰۰۰

آزمون فرضیه‌ها

همانگونه که نتایج در جدول ۶ نشان می‌دهد با توجه به آماره F معناداری کلی رگرسیون در کلیه مدل‌ها تایید می‌شود. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده نیز نشان می‌دهد که مدل کارهات از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری در تبیین بازده سهام نسبت به سایر مدل‌ها برخوردار است. مقدار آماره دورین واتسون نیز بین ۱,۵ تا ۲,۵ بوده که نشان از عدم وجود خود همبستگی سریالی بین باقیمانده‌های مدل‌ها است. یکی دیگر از فرض‌های کلاسیک همسانی واریانس باقیمانده‌ها است. در این پژوهش برای بررسی این فرض کلاسیک از آزمون بریوش – پاگان^۱ استفاده شده است که در بالا توضیح داده شد. همچنین نتایج نشان می‌دهد ضریب تعیین تعدیل شده مدل کارهات ۰,۹ بوده که بالاتر از سایر مدل‌ها بوده که این نتیجه بیانگر این است که قدرت این مدل در توضیح و تبیین بازده سهام در مقایسه با سایر مدل‌ها بیش تر است. در تفسیر این نتیجه می‌توان گفت از آنجایی که متغیر WML که عامل سرمایه‌گذاری برداشت می‌شود، به مدل کارهات اضافه شده توان توضیح‌دهندگی این مدل برای تبیین بازده سهام افزایش یافته است. به بیان دیگر، زمانی که یک سرمایه‌گذار تصمیم به سرمایه‌گذاری در یک یا چند دارایی را داشته باشد، استفاده از این مدل او را قادر می‌سازد تا پرتفوی بهینه تری را انتخاب کند. بنابراین در بین مدل‌های خطی مدل کارهات از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری برخوردار است.

نتایج آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در جدول ۶ نشان می‌دهد که ضریب متغیر عامل بازار ۱,۱ و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل بازار، بازده اضافی سهام به میزان ۱,۱ در جهت مستقیم تغییر می‌یابد. بنابراین، هر چه میانگین بازده بازار نسبت به بازده بدون ریسک به عنوان معیار عامل بازار بیش تر باشد، بازده اضافی سهام نیز افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان داد که ضریب متغیر عامل اندازه ۴,۸ و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل اندازه، بازده اضافی سهام به میزان ۴,۸ در جهت مستقیم تغییر می‌یابد. در نتیجه تفاضل بازده سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ به عنوان معیار عامل اندازه تاثیر مثبت بر بازده مورد انتظار سهام دارد. در تفسیر این نتیجه می‌توان گفت که بازده سهام شرکت‌های کوچک بیش از شرکت‌های بزرگ بوده است. علاوه بر این نتایج نشان داد که ضریب متغیر عامل ارزش ۶,۷- و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل ارزش، بازده اضافی سهام به میزان ۶,۷ در جهت معکوس تغییر

1. Breusch-Pagan test

می‌یابد. بنابراین شرکت‌هایی که دارای نسبت BTM بالاتری بوده‌اند در مقایسه با شرکت‌هایی که این نسبت کمتر بوده است بازده اضافی کمتری را تجربه می‌کنند. به طور کلی نتایج نشان داد که در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، عامل ارزش بیش‌ترین تاثیر را بر بازده اضافی سهام داشته است.

جدول ۶. نتایج آزمون مدل‌های خطی

ضرایب / مدل‌ها	۳ عاملی فاما و فرنچ	۵ عاملی فاما و فرنچ	کارها
عرض از مبدا	-۵۰,۴۱۳۹	-۶۸,۴۲۹۴	۷۲,۰۱۴۵
آماره t	-۳,۹۰۸۱	-۴,۰۰۱۶	۲۱,۲۱۱۳
معناداری	۰,۰۰۰۲	۰,۰۰۰۱	۰,۰۰۰۰
MKT	۱,۱۲۷۱	۱,۱۲۷۵	۱,۲۹۳۱
آماره t	۱۹,۳۴۲۴	۱۹,۳۶۱۵	۱۱,۲۱۹۹
معناداری	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰
SMB	۴,۳۵۲۵	۵,۵۶۳۹	-۶,۴۲۵۱
آماره t	۵,۱۸۰۳	۴,۹۵۸۷	-۲۸,۰۴۲۵
معناداری	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰
HML	-۶,۵۲۱۸	-۶,۲۳۴۶	-۰,۵۶۴۶۴
آماره t	-۵,۰۹۸۸	-۵,۱۰۱۲	-۲,۲۴۸۶
معناداری	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	۰,۰۱۰۲
RMW		۰,۴۶۰۷	
آماره t		۱,۲۸۵۹	
معناداری		۰,۱۹۴۹	
CMA		۰,۰۱۴۷	
آماره t		۱,۵۹۰۵	
معناداری		۰,۱۱۵۳	
WML			۱,۱۲۳۴
آماره t			۸۰۲,۳۵۴۸
معناداری			۰,۰۰۰۰
BRMKT			
آماره t			
معناداری			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰,۱۹	۰,۲۲	۰,۹
سطح معناداری آماره F	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰
دوربین واتسون	۲,۰۲	۲,۰۲	۱,۸۷

نتایج آزمون مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در جدول ۶ نشان می‌دهد که ضریب متغیر عامل بازار ۱,۱ و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل بازار، بازده اضافی سهام به میزان ۱,۱ در جهت مستقیم تغییر می‌یابد. بنابراین، هر چه میانگین بازده بازار نسبت به بازده بدون ریسک به عنوان معیار عامل بازار بیش‌تر باشد، بازده اضافی سهام نیز افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان داد که ضریب متغیر عامل اندازه ۵,۹ و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل اندازه، بازده اضافی سهام به میزان ۵,۹ در جهت مستقیم تغییر می‌یابد. در نتیجه تفاضل بازده سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ به عنوان معیار عامل اندازه تاثیر مثبت بر بازده مورد انتظار سهام دارد. در تفسیر این نتیجه می‌توان گفت که بازده سهام شرکت‌های کوچک بیش از شرکت‌های بزرگ بوده است. علاوه بر این نتایج نشان داد که ضریب متغیر عامل ارزش ۶,۴- و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل ارزش، بازده اضافی سهام به میزان ۶,۴ در جهت معکوس تغییر می‌یابد. بنابراین شرکت‌هایی که دارای نسبت BTM بالاتری بوده اند در مقایسه با شرکت‌هایی که این نسبت کمتر بوده است بازده اضافی کمتری را تجربه می‌کنند. در رابطه با متغیر عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری نیز نتایج نشان داد که ضریب این متغیرها از لحاظ آماری معنادار نیست. به طور کلی نتایج نشان داد که در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در مقایسه با مدل سه عاملی آن، عامل اندازه افزایش داشته اما درباره عامل ارزش ضریب کاهش یافته است.

نتایج آزمون مدل کارهارت در جدول ۶ نشان می‌دهد که ضریب متغیر عامل بازار ۱,۲ و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل بازار، بازده اضافی سهام به میزان ۱,۲ در جهت مستقیم تغییر می‌یابد. بنابراین، هر چه میانگین بازده بازار نسبت به بازده بدون ریسک به عنوان معیار عامل بازار بیش‌تر باشد، بازده اضافی سهام نیز افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان داد که ضریب متغیر عامل اندازه تقریباً ۶,۵- و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل اندازه، بازده اضافی سهام به میزان ۶,۵ در جهت معکوس تغییر می‌یابد. در نتیجه تفاضل بازده سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ به عنوان معیار عامل اندازه تاثیر منفی بر بازده مورد انتظار سهام دارد. در تفسیر این نتیجه می‌توان گفت که بازده سهام شرکت‌های بزرگ بیش از شرکت‌های کوچک بوده است که این نتیجه معکوس با نتایج فاما و فرنچ بوده است. علاوه بر این نتایج نشان داد که ضریب متغیر عامل ارزش ۰,۳۸- و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل ارزش، بازده اضافی

سهام به میزان ۰,۳۸ در جهت معکوس تغییر می‌یابد. بنابراین شرکت‌هایی که دارای نسبت BTM کم‌تری بوده‌اند در مقایسه با شرکت‌هایی که این نسبت بالاتر بوده است بازده اضافی کمتری را تجربه می‌کنند. همچنین نتایج نشان داد که ضریب متغیر عامل سرمایه‌گذاری ۱,۰۱ و از لحاظ آماری معنادار است. به بیان دیگر به ازای یک واحد تغییر در عامل بازار، بازده اضافی سهام به میزان ۱,۰۱ در جهت مستقیم تغییر می‌یابد. به طور کلی نتایج نشان داد که در مدل کارهات، عامل اندازه بیش‌ترین تاثیر را بر بازده اضافی سهام داشته است.

همچنین یافته‌های تکمیلی نشان می‌دهد که در مدل کارهات ضرایب متغیرهای عامل بازار، اندازه و ارزش نیز بالاتر از ضرایب سایر مدل‌های مورد استفاده بوده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بعد از مدل کارهات، مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری نسبت به سایر مدل‌های برخوردار است که ممکن است دلیل آن افزودن عامل‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری در مدل باشد. به طور کلی نتایج نشان داد که استفاده از عامل‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری منجر به افزایش قدرت توضیح‌دهندگی در تبیین بازده سهام می‌شود.

بعد از ارایه نتایج مربوط به مدل‌های خطی، در ادامه نتایج مربوط به مدل‌های غیرخطی نشان داده می‌شود. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد زمانی که از متغیر وقفه‌ای حجم معاملات سهام در مدل‌های غیرخطی استفاده می‌شود، تاثیر بیشتری بر بازده اضافی سهام دارند. این نتیجه نشان می‌دهد که بازار به حجم معاملات سهام به عنوان یکی از معیارهای نقدینگی توجه بیش‌تری نشان می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر وقفه‌ای حجم معاملات سهام در مدل خود توضیح آستانه‌ای (جداول ۷ و ۸) بیش‌تر از ضریب آن در مدل انتقال هموار لجستیک (جداول ۹ و ۱۰) است.

جدول ۷. نتایج آزمون مدل خود توضیح آستانه‌ای - حالت یک

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
	۰/۰۲۹۷۲۴	۰/۰۰۲۸۷۴	۱۰/۶۱۳۷۶	۰/۰۰۰۰
LiRt-1	۰/۰۲۴۹۳۱	۰/۰۰۲۵۴۰	۸/۸۸۶۵۰۱	۰/۰۰۰۰
(1-L)Rt-1	۳/۵۶۹۵۷۳	۲/۳۳۷۱۸۸	۱/۳۰۴۱۰۲	۰/۱۹۲۲
C				

جدول ۸. نتایج آزمون مدل خود توضیح آستانه‌ای-حالت دو

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
LtTURNt-1 (1-Lt) TURNt-1 C	۰/۸۰۷۶۵۴	۰/۰۰۴۷۴۳	۱۷۹/۸۴۱۵	۰/۰۰۰۰
	۰/۷۱۸۷۶۹	۰/۰۰۴۹۴۴	۱۷۶/۸۸۷۶	۰/۰۰۰۰
	۰/۱۳۰۱۸۶	۰/۰۰۲۸۶۷	۵۹/۵۴۶۸۱	۰/۰۰۰۰

جدول ۹. نتایج آزمون مدل انتقال هموار لجستیک-حالت یک

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
Rt-1 GRt-1 C	-۰/۰۰۰۱۸۷	۰/۰۰۱۶۷۶	-۰/۰۹۱۵۸۸	۰/۹۰۱۸
	۰/۰۲۵۸۶۸	۰/۰۰۴۸۶۷	۵/۲۲۱۴۶۳	۰/۰۰۰۰
	۳/۶۸۴۵۳۵	۲/۷۶۳۵۴۲	۱/۳۳۸۶۴۰	۰/۱۸۰۱

جدول ۱۰. نتایج آزمون مدل انتقال هموار لجستیک-حالت دو

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
TURN(-1) GTURNt-1 C	۰/۶۳۹۶۵۳	۰/۰۰۴۶۴۲	۱۴۰/۴۸۶۱	۰/۰۰۰۰
	۱/۷۶×۱۰-۱۱	۳/۲۵×۱۰-۱۳	۵۶/۷۸۶۹۴	۰/۰۰۰۰
	۰/۱۷۸۶۵۹	۰/۰۰۲۵۶۸	۶۹/۷۶۵۴۹	۰/۰۰۰۰

همانگونه که نتایج مربوط به برآورد مدل‌های غیرخطی در جدول ۱۱ نشان می‌دهد، مدل‌های خود توضیح آستانه‌ای نسبت به مدل‌های انتقال هموار لجستیک از ضرایب بالاتر برخوردار هستند. بدین صورت که در مدل خود توضیح آستانه‌ای وقفه بازده سهام و وقفه نسبت گردش حجم معاملات از آستانه بالاتری برخوردار هستند. به بیان دیگر در دوران رونق، بازده سهام ابتدا روند صعودی را طی کرده سپس به آهستگی به سمت بلند مدت تمایل پیدا می‌کند که این موضوع ویژگی مومنتوم سهام را کاهش می‌دهد.

جدول ۱۱. نتایج آزمون مدل های غیرخطی

مدل LSTARVOL	مدل LSTAR	مدل TAR(VOL)	مدل TAR	ضرایب / مدل ها
۰,۱۷۸۶	۳,۶۸۴۵	۰,۱۳۰۱	۳,۵۶۹۵	عرض از مبدا
۶۹,۷۶۵۴	۱,۳۳۸	۵۹,۵۴۶	۱,۳۰۴۱	آماره t
۰,۰۰۰۰	۰,۱۸۰۱	۰,۰۰۰۰	۰,۱۹۲۲	معناداری
			۰,۰۲۹۷۲	LtRt-1
			۱۰,۶۱۳	آماره t
			۰,۰۰۰۰	معناداری
			۰,۰۲۴۹۳	(1-Lt)Rt-1
			۸,۸۸۶	آماره t
			۰,۰۰۰۰	معناداری
		۰,۸۰۷۶		LtTURNt-1
		۱۷۹,۸۴۱		آماره t
		۰,۰۰۰۰		معناداری
		۰,۷۱۸۷		(1-Lt)TURNt-1
		۱۷۶,۸۸۷		آماره t
		۰,۰۰۰۰		معناداری
	-۰,۰۰۰۱			Rt-1
	-۰,۰۹۱۵۸			آماره t
	۰,۹۰۱			معناداری
	۰,۰۲۵۸۶			GRt-1
	۵,۲۲۱			آماره t
	۰,۰۰۰۰			معناداری
۰,۶۳۹۶				TURNt-1
۱۴۰,۴۸۶۱				آماره t
۰,۰۰۰۰				معناداری
۱,۷۶				GTURNt-1
۵۶,۷۸۶۹				آماره t
۰,۰۰۰۰				معناداری

برای رتبه بندی مدل های بازده سهام، از آزمون همسانی مقایسه میانگین ها استفاده شده است که نتایج این آزمون در جدول ۱۱ ارایه شده است. همانگونه که نتایج آزمون نشان می دهد از بین مدل های بازده سهام، مدل غیرخطی خود توضیحی آستانه ای مبتنی بر حجم معاملات (TARVOL) کم ترین خطای

استاندارد میانگین را داشته است که این نتیجه بیانگر دقت بیش‌تر این مدل در تبیین بازده سهام است. نتایج کامل این آزمون به ترتیب در جدول ۱۲ ارائه شده است.

جدول ۱۲. نتایج آزمون رتبه‌بندی مدل‌های پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام

رتبه	مدل	خطای استاندارد میانگین	آماره F ANOVA	معناداری
۱	مدل غیرخطی خود توضیحی آستانه‌ای (TARVOL)	۰,۰۰۱۹۴	۸۱۲۴,۵۶۴	۰,۰۰۰۰
۲	مدل انتقال هموار لجستیک (LSTAR)	۰,۰۰۴۱۵	۱,۱۰۴۵	۰,۳۰۱۹
۳	مدل سه عاملی فاما و فرنچ	۰,۳۸۰۴	۳۸,۷۴۶۵	۰,۰۰۰۰
۴	مدل کارهارت	۰,۴۱۰۵	۴۴,۸۷۵۲	۰,۰۰۰۰
۵	مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ	۰,۴۳۶۱	۱۱۰,۶۲۴۵	۰,۰۰۰۰
۶	مدل انتقال هموار لجستیک (STAR)	۱,۴۶۱۶	۱,۴۵۳	۰,۲۵۶۵
۷	مدل غیرخطی خود توضیحی آستانه‌ای (TAR)	۴,۳۵۲۳	۰,۰۶۱۵	۰,۹۲۱۹

نتیجه‌گیری و بحث

این پژوهش به مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های خطی و غیرخطی بازده مورد انتظار سهام می‌پردازد. در این راستا، اطلاعات مربوط به ۱۰۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. این پژوهش در پاسخ به سه پرسش زیر انجام شده است که نتایج یافته‌ها و مقایسه آن با پژوهش‌های پیشین بیان می‌شود:

- آیا قدرت توضیحی مدل‌های خطی سه عاملی فاما و فرنچ، چهارعاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ برای تبیین بازده سهام با هم متفاوت هستند؟

نتایج نشان داد که در بین مدل‌های خطی در مدل کارهارت ضرایب متغیرهای عامل بازار، اندازه و ارزش بالاتر از ضرایب سایر مدل‌های مورد استفاده بوده است. این یافته با نتایج پژوهش انجام شده توسط ایمان و زمانی (۱۳۹۶) همخوانی دارد. همچنین یافته‌ها حاکی از آن بوده است که بعد از مدل کارهارت، مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری نسبت به سایر مدل‌های خطی برخوردار است. این یافته نیز با پژوهش‌های صالحی و همکاران (۱۳۹۴)، بزرگ اصل و مسجد موسوی (۱۳۹۷)، رضایی دولت‌آبادی و یوسفان (۱۳۹۷)، بخشایش و همکاران (۱۳۹۸)، موساوا و همکاران (۲۰۱۸) همخوانی دارد. به طور کلی نتایج بیانگر این مطلب بوده است که استفاده از عامل‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری منجر به افزایش قدرت توضیح‌دهندگی در تبیین بازده سهام بوده است.

- آیا قدرت توضیحی مدل‌های غیرخطی خود توضیح آستانه‌ای (TAR) و مدل انتقال هموار (LSATR) برای تبیین بازه سهام باهم متفاوت هستند؟
- نتایج مربوط به مدل‌های غیرخطی نیز بیانگر این بوده است زمانی که از متغیر وقفه‌ای حجم معاملات سهام در مدل‌های غیرخطی استفاده می‌شود، تاثیر بیش تری بر بازده اضافی سهام مشاهده می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد که بازار به حجم معاملات سهام به عنوان یکی از معیارهای نقدشوندگی توجه بیش تری نشان می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر وقفه‌ای حجم معاملات سهام در مدل خود توضیح آستانه‌ای بیش تر از ضریب آن در مدل انتقال هموار لجستیک است. علاوه بر این، نتایج مربوط به برآورد مدل‌های غیرخطی نشان داد که مدل‌های خود توضیح آستانه‌ای نسبت به مدل‌های انتقال هموار لجستیک از ضرایب بالاتر برخوردار هستند. بدین صورت که در مدل خود توضیح آستانه‌ای وقفه بازده سهام و وقفه نسبت گردش حجم معاملات از آستانه بالاتری برخوردار هستند. همچنین، با استفاده از آزمون همسانی مقایسه میانگین‌ها، نتایج بیانگر این بوده است که از بین مدل‌های بازده سهام، مدل غیرخطی خود توضیحی آستانه‌ای مبتنی بر حجم معاملات (TARVOL) کم‌ترین خطای استاندارد میانگین را داشته است که این نتیجه بیانگر دقت بیش تر این مدل در تبیین بازده سهام است. این یافته نیز در همخوانی با پژوهش مالیکار جونا و همکاران (۲۰۱۹) است.
- کدام مدل (اعم از خطی و غیرخطی) در فضای اقتصادی و سیاسی حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران و جهت دستیابی به یک پرتفوی بهینه مناسب‌تر است؟
- به طور کلی، درخصوص مقایسه میان روش‌های خطی و غیرخطی و سازگاری آن‌ها با محیط اقتصادی حاکم بر ایران، نتایج بیانگر این بوده است که در بین مدل‌های خطی، مدل کارهات از توان بالاتری برای تبیین و توضیح بازده مورد انتظار سهام برخوردار بوده و در بین مدل‌های غیرخطی، مدل‌های خود توضیح آستانه‌ای نسبت به مدل‌های انتقال هموار لجستیک از ضرایب بالاتر برخوردار هستند. یافته‌های این پژوهش با پژوهش ایمانی و پورزمانی (۱۳۹۶)، هم‌پوشانی دارد.
- این نتایج می‌تواند درک، آگاهی و دانش سرمایه‌گذاران و پژوهشگران حوزه بازار سرمایه را برای تبیین بازده مورد انتظار سهام را افزایش دهد. به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود تا در هنگام تصمیم‌گیری و پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام به عواملی مانند نقدشوندگی، میزان سرمایه‌گذاری، عامل بازار، اندازه شرکت و ارزش شرکت را مورد توجه قرار دهند.
- برای پژوهش‌های آینده نیز پیشنهاد می‌شود از آنجایی که صنایع مختلف دارای میزان ریسک و بازده متفاوتی هستند، موضوع این پژوهش به طور جداگانه در صنایع مختلف مورد مطالعه قرار گیرد. همچنین با توجه به نتایج این پژوهش، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده مقایسه مدل مشروط قیمت‌گذاری دارای‌های سرمایه‌ای و مدل‌های هزینه ضمنی (تلویحی) حقوق صاحبان سهام مورد بررسی قرار گیرد. همچنین، با توجه به نوسان شرایط اقتصادی کشور، پیشنهاد می‌شود تا تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ تورم، قیمت نفت، نرخ ارز مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

- آسیما، مهدی؛ علی عباس زاده 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.
- ایمانی، مسعود، و پورزمانی، زهرا. (۱۳۹۶). بررسی توان پیش‌بینی بازده موردانتظار شرکت با استفاده از مدل چهارعاملی کرهاارت، *فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۹(۳۵)، ۵۷-۷۰. www.magiran.com/p/17521
- بزرگ اصل، موسی؛ مسجد موسوی، میر سجاد. (۱۳۹۷). مقایسه توان توضیحی مدل‌های پیش‌بینی بازده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه دانش حسابداری مالی*، ۴(۴)، ۴۵-۶۴. www.magiran.com/p/1804605
- حزبی، هاشم، و صالحی، اله کرم. (۱۳۹۵). مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی مدل چهار عاملی کرهاارت و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام، *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۷(۲۸)، ۱۳۷-۱۵۲. www.magiran.com/p/1599744
- رضایی دولت آبادی، حسین و یوسفان، ناهید. (۱۳۹۷). تحلیل مقایسه‌ای درباره عملکرد مدل سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ در تخمین بازده موردانتظار، *مجله مدیریت دارایی و تامین مالی*، ۶(۳)، ۱۰۵-۱۱۵. www.magiran.com/p/1920851
- رهنمای رودپشتی، فریدون و امیرحسینی، زهرا. (۱۳۸۹). تبیین قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای: مقایسه تطبیقی مدل‌ها. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۷(۶۲)، ۶۸-۴۹.
- رهنمای رودپشتی، فریدون و مرادی، مجید. (۱۳۸۴). بررسی چگونگی سازوکار قیمت‌گذاری آریترائز (APT) با استفاده از تحلیل عاملی در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۷(۱).
- زرانزاد، منصور و رثوفی، علی. (۱۳۹۴). پیش‌بینی بازار روزانه بورس اوراق بهادار تهران: ارزیابی و مقایسه روش‌های خطی و غیرخطی، *اقتصاد پولی و مالی (دانش توسعه)*، ۲۲(۹)، ۱-۲۸، <https://doi.org/10.22067/pm.v22i9.19986>
- صالحی، اله کرم؛ حزبی، هاشم و صالحی، برزو. (۱۳۹۳). مدل پنج عاملی فاما و فرنچ: مدلی نوین برای اندازه‌گیری بازده مورد انتظار سهام. *پژوهش حسابداری*، ۴(۳)، ۱۰۹-۱۲۰.
- صالحی، اله کرم؛ بزرگ‌مهربان، شاهرخ؛ صالحی، برزو. (۱۳۹۴). ارزیابی توانایی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده سهام ارزشی و رشدی، *مجله بررسی‌های حسابداری*، ۲(۸)، ۳۵-۵۲. www.magiran.com/p/1679922
- صالحی، اله کرم؛ هاشمی بلمیری، سمیرا. (۱۳۹۸). مقایسه توان توضیح‌دهندگی مدل چهار عاملی هاو و همکاران و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام، *مجله بررسی‌های حسابداری*، ۵(۱۹)، ۱۱۳-۱۳۳. www.magiran.com/p/1956376
- فرقانی، حسین. (۱۳۹۴). مقایسه مدل‌های خطی و غیرخطی برای پیش‌بینی بازده سهام، *دومین کنفرانس بین‌المللی حسابداری و مدیریت*، تهران
- قالیاف اصل، حسن؛ تهرانی، حسن؛ رستمی، محمدرضا، سیری، علیرضا. (۱۳۹۷). طراحی مدل پیش‌بینی بازده بلندمدت سهام با شبیه‌سازی ناپارامتریک بازده اوراق بدهی، *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۲۱(۳۳)، ۱۳۳-۱۵۵

- وکیلی فرد، حمیدرضا؛ بدریان، الهه؛ ابراهیمی، محمد. (۱۳۹۵). مقایسه الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ با الگوی چهارعاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله مدیریت دارایی و تامین مالی*، ۱۵(۱)، ۱۷-۳۰. magiran.com/p.۱۶۴۱۷۶۸
- یاری، حمید و یاری، آرزو. (۱۳۹۵). بررسی و مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با رویکردهای متفاوت به ریسک در بورس اوراق بهادار تهران. *دوفصلنامه اقتصادپولی، مالی (دانش و توسعه سابق)*، ۲۳(۱۱)، ۱۴۶-۱۶۶
- Arshad, M. A., Munir, S., Ahmad, B., & Waseem, M. (2019). Do factors matter for predicting high-risk stock returns? Comparison of single-, three-and five-factor CAPM. *International Journal of Financial Engineering*, 6(02), 1950015.
- Chen, L., & Zhang, L. (2010). A better three-factor model that explains more anomalies. *Journal of Finance*, 65(2), 563-595.
- Chen, L., Novy-Marx, R., & Zhang, L. (2011). An alternative three-factor model. Available at SSRN 1418117.
- Durand, R. B., Lim, D., & Zumwalt, J. K. (2011). Fear and the Fama-French Factors. *Financial Management*, 40(2), 409-426.
- Evans, R. B. (2010). Mutual fund incubation. *The Journal of Finance*, 65(4), 1581-1611.
- 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. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1997). Industry costs of equity. *Journal of financial Economics*, 43(2), 153-193.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2006). Profitability, investment and average returns. *Journal of financial Economics*, 82(3), 491-518.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2008). Dissecting anomalies. *The Journal of Finance*, 63(4), 1653-1678.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2010). Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns. *The Journal of Finance*, 65(5), 1915-1947.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of financial Economics*, 105(3), 457-472.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2015). International tests of a five-factor asset pricing model. Fama-Miller Working Paper.
- Fan, S., & Yu, L. (2013). Does the alternative three-factor model explain momentum anomaly better in G12 countries? *Journal of Finance and Accountancy*, 12, 1.
- Fong, K. Y., Holden, C. W., & Trzcinka, C. (2014). What are the best liquidity proxies for global research? Available at SSRN 1558447.
- Griffin, J. M. (2002). Are the Fama and French factors global or country specific? *Review of Financial Studies*, 15(3), 783-803.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Karp, A., & van Vuuren, G. (2017). The Capital Asset Pricing Model and Fama-French three factor model in an emerging market environment. *International Business & Economics Research Journal (IBER)*, 16(4), 231-256.
- Lee, T. H., Tu, Y., & Ullah, A. (2015). Forecasting Equity Premium: Global Historical Average versus Local Historical Average and Constraints. *Journal of Business & Economic Statistics*, 33(3): 313-212.

- Mallikarjuna, M., & Rao, R. P. (2019). Evaluation of forecasting methods from selected stock market returns. *Financial Innovation*, 5(1), 1-16.
- Musawa, N., Kapena, P., & Shikaputo, D. (2018). A Test of the Fama-French Five Factor Model in Comparison to the Capital Asset Pricing Model at the Lusaka Securities Exchange. *International Journal of Finance and Accounting*, 3(1), 35 - 47. Retrieved from <https://www.iprjb.org/journals/index.php/IJFA/article/view/684>
- Nasution, M. B. A., Siregar, H., & Andati, T. (2020). Indonesian Property and Real Estate Return Analysis: Comparison of Capital Asset Pricing Model and Fama-French Three Factors Model. *Journal Aplikasi Bisnis Dan Manajemen (JABM)*, 6(1), 197. <https://doi.org/10.17358/jabm.6.1.197>
- Pankaj, Chaudhary (2017). Testing of Three Factor Fama-French Model for Indian and Us Stock Market, *Journal of Commerce & Accounting Research*, 6 (2), pp: 1-8.
- Scholz, M., Sperlich, S., & Nielsen, J.P. (2016). Nonparametric Long Term Prediction of Stock Returns with Generated Bond Yields. *Insurance: Mathematics and Economic*, (11): 22-11.
- Tram Anh, L. (2020). Comparison of the Capital Asset Pricing Model and the Three-Factor Model in a Business Cycle: Empirical Evidence from the Vietnamese Stock Market. *VNU Journal of Science: Economics and Business*, 36(2). doi:10.25073/2588-1108/vnueab.4298
- Zhou, W., & Li, L. (2016). A New Fama-French 5-Factor Model Based on SSAEPD Error and GARCH-Type Volatility. *Journal of Mathematical Finance*, 6(5), 711-727.

COPYRIGHTS



© 2022 Securities and Exchange Organization, Tehran, Iran. This license lets others remix, tweak, and build upon your work non-commercially, and although their new works must also acknowledge you and be non-commercial, they don't have to license their derivative works on the same terms.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی