

## ریسک و بازده؛ آزمون استحکام

مریم دولو<sup>۱</sup>، ندا گودرزی<sup>۲</sup>، فاطمه بسطامی<sup>۳\*</sup>

۱. استادیار گروه مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه شهید بهشتی

۲. کارشناس ارشد مدیریت مالی موسسه آموزش عالی البرز قزوین

۳. کارشناس ارشد مدیریت مالی موسسه آموزش عالی البرز قزوین

دریافت: (۱۳۹۳/۰۵/۰۲) پذیرش: (۱۳۹۳/۰۶/۳۱)

## Risk and Return; Strength Test

Maryam davallou<sup>1</sup>, Neda Godarzi<sup>2</sup>, Fatemeh Bastami<sup>\*3</sup>

1. Assistant Prof., faculty of Management, Shahid Beheshti University

2. M.A. Financial Management Alborz institute of higher education Qazvin

3. M.A. Financial Management Alborz institute of higher education Qazvin

Received: (2014/07/24) Accepted: (2014/09/22)

### Abstract

The aim of this study was to investigate the effects of duration of service, size and value of the relationship between volatility and returns at Tehran Stock Exchange in the period from 2003 to 2014. Used the above equation test portfolio Study method. Results indicate that the relationship between volatility (standard deviation) and efficiency among firms listed on Tehran Stock Exchange is positive and significant. Also, using measures of average absolute deviation as a measure of risk to the same conclusion about the relationship between risk and return (positive) results been sent. The impact of volatility in the short term but there is a lasting effect. On the other hand, significant volatility effect over time increases. Large firms than small firms doesn't stock average returns are smaller. Also, the difference high-volatility and low-volatility because of the risk premium value.

### Keywords

Size, Momentum, Volatility, Capital Asset Pricing

### چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر طول دوره نگهداری، اندازه و ارزش بر رابطه نوسان‌پذیری و بازده در بورس اوراق بهادار تهران، در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ است. فلذا درخصوص آزمون رابطه فوق از روش تحلیل پرتفوی استفاده گردیده است. نتایج حاکی از آن است که رابطه نوسان‌پذیری (انحراف معیار) و بازده در میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مثبت و معنادار است. همچنین، با استفاده از سنجه متوسط قدر مطلق انحرافات به عنوان معیاری برای سنجش ریسک به نتایج مشابهی درخصوص رابطه ریسک و بازده (مثبت و معنادار) منتج گردیده است. اثر نوسان‌پذیری یک اثر پایدار است و فقط در کوتاه‌مدت وجود ندارد. از سوی دیگر، معناداری اثر نوسان‌پذیری در طول زمان، افزایش می‌یابد. سهام شرکت‌های بزرگ نسبت به سهام شرکت‌های کوچک به‌طور متوسط از بازده کمتری برخوردار هستند. همچنین، اختلاف پرتفوی‌های کم‌نوسان و پر نوسان به دلیل صرف ریسک ارزش است.

### واژه‌های کلیدی

اندازه، مومنتوم، نوسان‌پذیری، قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

## مقدمه

در طول دهه‌های گذشته مدل‌هایی درخصوص قیمت‌گذاری دارایی‌ها مطرح گردیده است، یکی از این مدل‌ها که توسط شارپ<sup>۱</sup> در سال ۱۹۶۱ معرفی شد، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای<sup>۲</sup> است. در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رابطه میان ضریب ریسک سیستماتیک<sup>۳</sup> (بتا) و بازدهی مورد انتظار مثبت و خطی است. با این وجود، آزمون تجربی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در ایالات متحده حاکی از آن است سهامی با بتای پایین از بازده بالاتری نسبت به بازده مورد انتظار قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برخوردار است؛ در حالی که بسیاری از ناهنجاری‌ها در جریان انتشار عمومی تمایل به تضعیف یا از بین رفتن دارند، لذا به نظر می‌رسد که تأثیر بتا در طول زمان در حال افزایش است. در مدل‌های تعادلی موضوع مورد بحث این است که اگر همه سرمایه‌گذاران با استفاده از یک مدل خاص (مدل مارکویتز<sup>۴</sup>، مدل تک عاملی و غیره) اقدام به بهینه‌سازی پرتفوی خود نمایند و تمام افراد بر روی عامل‌های عمومی توافق داشته باشند قیمت تعادلی چقدر خواهد شد؟ شارپ در سال ۱۹۶۱ یکی از اولین کسانی بود که اقدام به تخمین مدل تعادلی با استفاده از مدل تک عاملی نمود. در مدل وی که به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای معروف است، عامل عمومی، بازدهی بازار در نظر گرفته شده است. مزایای مدل شارپ مشتمل بر ارائه مقیاسی از ریسک سیستماتیک، ارزشیابی اوراق بهادار و استاندارد برای سنجش عملکرد است. شارپ اظهار داشت رابطه ضریب ریسک سیستماتیک و بازدهی مورد انتظار خطی و مثبت است. در مدل شارپ از بازدهی بازار و بازدهی دارایی بدون ریسک بهره گرفته شده است (راعی و پویان‌فر، ۱۳۸۹). فاما و فرنچ<sup>۵</sup> (۱۹۹۲) بیان می‌کنند قدرت تبیین مدل سه عاملی (عامل بازار، اندازه و ارزش)، نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بیشتر است. لذا، در مدل فاما و فرنچ که به مدل سه عاملی شهرت دارد، معیارهای ارزش و اندازه به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اضافه می‌شود. کارهارت<sup>۶</sup> (۱۹۹۷) از خلاف قاعده‌های ارائه شده

توسط جگادیش و تیتمن<sup>۷</sup> (۱۹۹۳) برای ساختن مدل چهار عاملی بهره گرفته است. او عامل مومنتوم یک‌ساله را به مدل سه عاملی فاما و فرنچ افزود. مومنتوم معیاری است که تمایل بازار را نسبت به عملکرد گذشته بازار نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، مومنتوم بیانگر آن است سهامی که در گذشته برنده بوده است در آینده نیز برنده خواهد شد و سهامی که در گذشته بازنده بوده در آینده نیز بازنده است. او از مدل چهار عاملی برای توضیح بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک طی سال‌های ۱۹۶۲ تا ۱۹۹۳ استفاده کرد. وی اظهار داشت مدل چهار عاملی به میزان قابل توجهی خطای قیمت‌گذاری حاصل از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ را کاهش می‌دهد.

پژوهش حاضر، به بررسی برخی از انتقادهای وارد بر رابطه نوسان‌پذیری و بازده مورد انتظار (رابطه معکوس ریسک و بازده در کوتاه‌مدت، افزایش نوسان‌پذیری در طول زمان، رابطه منفی سهام کوچک و نقدشونده و وجود اختلاف پرتفوی‌های کم‌نوسان و پرنوسان به دلیل صرف ریسک ارزش) پرداخته است. همچنین، درخصوص بررسی استحکام رابطه ریسک و بازده از معیارهای متفاوتی در خصوص ریسک (انحراف معیار، بتا و متوسط قدر مطلق انحرافات<sup>۸</sup>) استفاده گردیده است.

## پیشینه پژوهش

بلک، جنسن و شولز<sup>۹</sup> (۱۹۷۲) طی پژوهشی به بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از روش مقطعی و سری زمانی طی سال‌های ۱۹۲۶ تا ۱۹۶۶ پرداختند. نمونه آماری آنها شامل تمامی اوراق بهادار موجود در شاخص سهام نیویورک است. آنها به این نتیجه رسیدند که با استفاده از رگرسیون سری زمانی، اوراق بهادار دارای بتای بالا به طور قابل توجهی دارای عرض از مبدأ منفی است و اوراق بهادار با بتای پایین به طور قابل توجهی دارای عرض از مبدأ مثبت است که یافته حاصل برخلاف نتیجه مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. نتیجه آنها با استفاده از روش مقطعی نشان داد که ارتباط بازده اضافی متوسط و بتا خطی است. این دستاورد نیز با نتایج سنتی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها ناسازگار است، زیرا طبق مدل سنتی قیمت‌گذاری

1. Sharp
2. Capital Asset Pricing Model
3. Beta
4. Markowitz
5. Fama and French
6. Carhart

7. Jegadeesh and Titman
8. Mean Absolute Deviation
9. Black, Jensen and Scholes

(۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی مومنتوم و ارزش در سطح بین‌الملل در بازه زمانی ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۱ پرداختند. قلمرو مکانی آنها شامل پنج منطقه (شمال آمریکا، اروپا، ژاپن، آسیا و اقیانوسیه) است. نتایج نشان می‌دهد صرف ارزش در میانگین بازه (به غیر از کشور ژاپن) وجود دارد و دارای رابطه معکوس با اندازه است. اثر مومنتوم در تمام مناطق به غیر از کشور ژاپن برقرار است و میزان آن با تغییر اندازه از سهام کوچک به سهام بزرگ کاهش می‌یابد. بلیتس، پنگ و ولیت (۲۰۱۳) در طی سال‌های ۱۹۸۸ تا ۲۰۱۰ به بررسی رابطه ریسک و بازده در بازارهای نوظهور پرداختند. آنها ابتدا معیار از نوسان‌پذیری به عنوان معیار ریسک استفاده کردند و از انحراف معیار ماهانه سه سال گذشته سهام به عنوان معیار اندازه‌گیری نوسان‌پذیری بهره گرفتند. درخصوص بررسی رابطه نوسان‌پذیری و بازده آنها در پایان هر ماه پنج پرتفوی براساس نوسان‌پذیری ماهانه سه سال گذشته هر سهم تشکیل دادند، بدین صورت که سهامی با نوسان‌پذیری بالا در اولین پرتفوی و سهامی که دارای نوسان‌پذیری پایین است در پنجمین پرتفوی قرار گرفت و برای هر پرتفوی میانگین حسابی، میانگین هندسی، آلفای تک‌عاملی، آلفای سه‌عاملی و آلفای چهارعاملی را محاسبه کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رابطه ریسک و بازده در بازارهای سرمایه ممکن است مثبت یا منفی باشد و این رابطه همیشه مثبت نیست. همچنین از طریق روش پارامتریک سهام را براساس اندازه، ارزش و مومنتوم رتبه‌بندی کردند. نتایج برازش فوق‌الذکر حاکی از آن است که صرف ریسک مومنتوم از صرف ریسک نوسان‌پذیری بزرگ‌تر است. همچنین، جهت بررسی رابطه اثر نوسان‌پذیری و ارزش از آزمون ناپارامتریک استفاده گردیده است و نتایج بیانگر آن است که تأثیر نوسان‌پذیری مستقل از ارزش است. آقابیگی (۱۳۸۴) به مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳ پرداخت. نتایج حاصل از بررسی‌های وی نشان داد مدل سه‌عاملی بازدهی سهام را بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تشریح می‌کند. رجبی (۱۳۹۱) تأثیر عامل نوسان‌پذیری بر افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۱-۱۳۹۰ را مورد بررسی قرار داد. وی برای این منظور

دارایی‌های سرمایه‌ای انتظار می‌رود که بازده اضافی مورد انتظار اوراق بهادار برابر سطح ریسک سیستماتیک آن ورقه بهادار باشد. بلیتس و ون‌لیت<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) بیان کردند در بازارهای سرمایه ژاپن و اروپا در بازه زمانی ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۶ رابطه ریسک و بازده معکوس است، همچنین هنگامی که نوسان‌پذیری جایگزین بتا گردد، این رابطه شدت می‌یابد. بکر، بردلی و ورگلر<sup>۲</sup> (۲۰۱۱) تأیید کردند که در دوره زمانی ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۸ تأثیر نوسان‌پذیری، خلاف قاعده‌های بزرگتری را نسبت به بتا نشان می‌دهد. رون‌هورس<sup>۳</sup> (۱۹۹۹) اظهار داشت در دوره زمانی ۱۹۸۲ تا ۱۹۹۷ رابطه‌ای میان بتا و بازده وجود ندارد. پس از آن که شواهد تجربی متناقضی درخصوص رابطه ریسک و بازده حاصل گردید، برخی محققان دلیل این تناقض‌ها را توضیح دادند، اسپرر<sup>۴</sup> (۲۰۱۰) معتقد است بسیاری از تأثیرات به دلیل وجود صرف ریسک ارزش است، به عبارت دیگر، اختلاف در پرتفوی‌های کم‌نوسان و پرنوسان به دلیل وجود اثر ارزش است. بالی و کاکسی<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) مطرح کردند که رابطه منفی ریسک و بازده در سهام کوچک و نقدشونده متمرکز است. به زعم امنس، مارتلینی، گولتز و ساهو<sup>۶</sup> (۲۰۱۱) رابطه منفی ریسک و بازده در دوره نگهداری کوتاه‌مدت برقرار است، اما در دوره نگهداری بلندمدت رابطه ریسک و بازده مثبت است. بلیتس و ون‌لیت (۲۰۰۷) بیان می‌دارند رابطه ریسک و بازده در طول زمان در حال افزایش است. بردلی و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۱۱) بیان می‌دارند اثر نوسان‌پذیری خلاف قاعده بزرگتری را نسبت به تأثیر بتا طی سال‌های ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۸ ارائه می‌دهد. آنها بیان داشتند سهامی که در پرتفوی‌های مرتب شده براساس نوسان‌پذیری در پنجک‌های پایین قرار گرفته‌اند، نسبت به سهام در پنجک‌های پرتفوی‌های دیگر بازده بالاتری در آینده کسب خواهند کرد. آنها استدلال کردند اثر نوسان‌پذیری پایین بدین دلیل است که سرمایه‌گذاران پیشرفته به یک معیار پایبند هستند، بنابراین قادرند که به طور کامل از فرصت‌های آربیتراژی بهره‌گیرند و به موجب آن به طور سیستماتیک بازده بالاتری را کسب کنند، در حالی که ریسک کمتری را متحمل شده‌اند. فاما و فرنچ

1. Blitz and Van Vliet
2. Baker, Bradley and wurgler
3. Rouwenhorst
4. Scherer
5. Bali and cakici
6. Amence, Martellini, Goltz and shoo
7. Baker, Bradley and wurgler

در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ است. نمونه آماری، تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به استثنای شرکت‌های ذیل را در بر گرفته است.

- ۱- شرکت‌هایی که نماد آنها برای مدت بیش از ۶ ماه متوالی طی یک سال مالی بسته بوده است.
- ۲- شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری مالی اعم از بانک‌ها، بیمه، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ.
- ۳- شرکت‌هایی که دارای ارزش دفتری منفی بوده‌اند.

### فرضیات

جهت بررسی رابطه ریسک و بازده فرضیه‌های پژوهش عبارت است از:

- ۱- بین نوسان‌پذیری و بازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.
- ۲- قدرت توضیح دهندگی نوسان‌پذیری تحت تأثیر سهام کوچک و نقد شونده می‌باشد.
- ۳- رابطه نوسان‌پذیری و بازده تحت تأثیر دوره‌های نگهداری می‌باشد.
- ۴- رابطه ریسک و بازده متأثر از نحوه محاسبه ریسک می‌باشد.
- ۵- رابطه نوسان‌پذیری و بازده فقط مربوط به یک دوره خاص می‌باشد.
- ۶- قدرت توضیح‌دهندگی نوسان‌پذیری مستقل از عوامل مدل سه عاملی و چهار عاملی می‌باشد.

### روش‌های آماری

در این پژوهش از رویکرد تحلیل پرتفوی جهت برازش مدل‌ها استفاده می‌گردد، بنابراین روش آماری پژوهش بدین شرح است:

در پایان هر ماه سهام شرکت‌های فعال در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ براساس انحراف معیار بازدهی ماهانه در یک سال قبل (معیار نوسان‌پذیری) به صورت صعودی مرتب می‌شوند. جهت محاسبه انحراف معیار لازم است اطلاعات مربوط به حداقل ۶ ماه بازدهی در یک سال اخیر موجود باشد آنگاه شرکت در رتبه‌بندی وارد می‌شود، سپس این شرکت‌ها به ۵ دسته تقسیم می‌شوند و در ۵ پرتفوی به نحوی قرار می‌گیرند که پرتفوی اول حاوی سهام شرکت‌هایی با نوسان‌پذیری پایین و پرتفوی پنجم حاوی شرکت‌های با نوسان‌پذیری بالا باشد. این فرآیند

انحراف معیار بازده سهام را به عنوان عامل نوسان‌پذیری به مدل سه عاملی فاما و فرنچ افزود و قدرت تبیین‌کنندگی آن را با مدل سه‌عاملی مورد مقایسه قرار داد. وی برای محاسبه انحراف معیار از بازده‌های ماهانه سهام بهره گرفته است. نتیجه تحقیقات او نشان داد که بازدهی سهام شرکت‌های بزرگ در مقابل با سهام شرکت‌های کوچک بالاتر است، همچنین سهام شرکت‌های رشدی در قیاس با سهام شرکت‌های ارزشی دارای بازده بالاتری هستند و سهام با نوسانات بالا در مقایسه با سهام با نوسانات پایین از بازدهی برخوردار است. درخصوص قیاس مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل چهارعاملی که عامل چهارم آن نوسان‌پذیری است به این نتیجه دست یافت که افزودن عامل نوسان‌پذیری به مدل سه عاملی فاما و فرنچ موجب افزایش قدرت تبیین‌کنندگی آن از ۰/۶۳۷ به ۰/۶۸۰ می‌گردد. شریعت‌پناهی، عبادی و پیمانی (۱۳۹۰) به بررسی رابطه ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنها از ریسک (انحراف معیار و متوسط قدر مطلق انحرافات) و ریسک نامطلوب (نیم انحراف معیار و ارزش در معرض خطر) برای اندازه‌گیری ریسک استفاده کردند. روش آزمون این پژوهش، رگرسیون داده‌های تابلویی<sup>۱</sup> است. آنها یافتند در پیش‌بینی تک‌دوره‌ای نیم انحراف معیار و ارزش در معرض خطر از قدرت پیش‌بینی بالاتری نسبت به دو معیار دیگر برخوردارند. به زعم شریعت‌پناهی و همکاران این امر به ماهیت دو معیار (نیم انحراف معیار و ارزش در معرض خطر) بستگی دارد، زیرا دو معیار (نیم انحراف معیار و ارزش در معرض خطر) مفروضاتی در خصوص توزیع نوع بازده ندارند در حالی که انحراف معیار و متوسط قدر مطلق انحرافات از فرض ضمنی توزیع نرمال برخوردارند.

### روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر، از نوع کاربردی و پس‌رویدادی است. اطلاعات موردنیاز از صورت‌های مالی و داده‌های معاملاتی ثبت شده از طریق نرم‌افزار ره‌آورد نوین، سایت بانک مرکزی<sup>۲</sup> و سایت مرتبط<sup>۳</sup> فراهم گردیده است. جامعه آماری این تحقیق مشتمل بر کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

1. panel
2. www.cbi.ir
3. Cdn.tsetmc.com

پنج پرتفوی قرار می‌گیرند. سپس سهام هر کدام از پرتفوی‌ها براساس نوسان‌پذیری یک سال گذشته به صورت نزولی مرتب و در پنج زیر پرتفوی دسته‌بندی می‌شود (بیست و پنج پرتفوی مجزا حاصل می‌گردد). جهت حذف اثر اندازه، زیر پرتفوی‌های مربوط به کمترین نوسان‌پذیری در هر یک از پرتفوی‌های تشکیل شده براساس نسبت ارزش دفتری به بازار ( $B/M$ ) ادغام شده و یک پرتفوی را تشکیل می‌دهند (پرتفوی ۱ بر اساس نوسان‌پذیری تعدیل شده با اثر ارزش حاصل می‌گردد). این اقدام در رابطه با هر پنج دسته تکرار می‌شود و نتیجه آن پنج پرتفوی است که براساس نوسان‌پذیری تعدیل شده با اثر ارزش بدست آمده است. لذا این روش به میزان خوبی اثر ارزش را حذف کرده‌است، زیرا در هر پرتفوی حداقل یک نماینده از سهام شرکت‌های ارزشی و رشدی وجود دارد.

**آزمون افزایش دوره نگهداری:** این آزمون درخصوص بررسی رابطه نوسان‌پذیری و بازده در دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده می‌گردد. فرآیند به‌روزرسانی پرتفوی‌ها در پایان هر ۱، ۶، ۱۲، ۲۴، ۳۶ و ۴۸ ماه صورت می‌گیرد. برای هر یک از دوره‌های نگهداری آلفای حاصل از رگرسیون بازده اضافی ماهانه پرتفوی‌ها روی بازده اضافی شاخص بازار و آماره  $t$  بدست می‌آید.

**آزمون تقسیم‌بندی دوره مورد مطالعه به دو دوره:** جهت بررسی پیشرفت نوسان‌پذیری در طول زمان دوره مورد مطالعه به دو دوره اول (۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶) و دوره دوم (۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲) تقسیم می‌گردد، زیرا انتظار می‌رود معناداری اثر نوسان‌پذیری در طول زمان در بازارهای نوظهور افزایش یابد. سپس مراحل انجام شده در آزمون اصلی در هر دو دوره انجام می‌پذیرد و برای هر دوره آلفای جنسن و آماره  $t$  محاسبه می‌شود.

در این پژوهش به منظور آزمون فرضیه‌ها از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما - فرنچ و مدل چهار عاملی کارهارت از طریق رویکرد تحلیل پرتفوی به شرح ذیل استفاده گردیده است. آلفای تک عاملی، برابر است با:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_{p,m} (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t}$$

$R_{p,t}$ : بازده پرتفوی  $p$  در دوره  $t$

$R_{f,t}$ : نرخ بازده بدون ریسک در دوره  $t$

دسته‌بندی براساس اندازه (ارزش بازار شرکت در پایان هر ماه)، نسبت ارزش دفتری به بازار (براساس ارزش حقوق صاحبان سهام گزارش شده در صورت‌های مالی سال مالی پیشین) و مومنتوم (بازدهی ۱۲ ماه قبل تا ۱ ماه قبل) تکرار می‌شود. پس از تشکیل پرتفوی‌ها، بازدهی ماه بعد هر کدام از آنها با میانگین‌گیری با اوزان برابر از بازدهی ماهانه سهام موجود در آن پرتفوی بدست می‌آید. بدین ترتیب یک سری زمانی از بازدهی ماهانه پرتفوی‌های اول تا پنجم در اختیار خواهد بود که میانگین حسابی، و انحراف معیار آنها گزارش می‌شود. با در اختیار داشتن انحراف معیار بازدهی ماهانه شاخص بازار و نرخ بدون ریسک ماهانه، نسبت شارپ ( $\frac{R_p - R_f}{\sigma_M}$ ) هر پرتفوی قابل محاسبه است. از طریق این معیار عملکرد پرتفوی‌ها قابل قیاس است. با اعمال یک رگرسیون دو متغیره میان بازده اضافی ماهانه پرتفوی ( $R_p - R_f$ ) و بازده اضافی ماهانه شاخص بازار ( $R_M - R_f$ ) بتای پرتفوی و آلفای مدل تک عاملی به همراه آماره  $t$  آن حاصل می‌شود. اگر نتایج آماره نشان‌دهنده معنادار بودن آلفا در پرتفوی اول و پنجم باشد از آن برای بررسی وجود اثر نوسان‌پذیری استفاده می‌گردد. آلفای پرتفوی‌ها با دو مدل سه عاملی و چهار عاملی نیز محاسبه و معناداری آن بررسی می‌گردد.

**آزمون استفاده از ۵۰ درصد سهام بزرگ به عنوان**

**نمونه:** متدولوژی بکار گرفته شده همانند روش فوق‌الذکر است، با این تفاوت که تمرکز بر روی ۵۰٪ شرکت‌های بزرگ است. به این منظور در پایان هر ماه قبل از دسته‌بندی براساس نوسان‌پذیری، شرکت‌های فعال براساس اندازه به دو گروه شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های کوچک طبقه‌بندی می‌شوند. سپس با حذف شرکت‌های کوچک مراحل درخصوص دسته‌بندی پرتفوی اجرا می‌گردد. این تست حساسیت جهت پاسخگویی به این سؤال است: «آیا رابطه تجربی منفی مشاهده شده میان نوسان‌پذیری و بازدهی فقط برای شرکت‌های کوچک و با نقدشوندگی پایین صادق است یا نه؟»

**آزمون استفاده از پرتفوی‌های مرتب شده براساس**

**ارزش و نوسان‌پذیری:** در این قسمت از تکنیک ناپارامتریک در رابطه با پرتفوی‌های دوبار مرتب شده ابتدا براساس ارزش و سپس براساس نوسان‌پذیری استفاده می‌شود. به این منظور در پایان هر ماه ابتدا سهام شرکت‌ها براساس نسبت ارزش دفتری به بازار به صورت نزولی مرتب شده و در

در اندازه‌گیری آلفای چهارعاملی کارهارت، عامل مومنتوم به مدل سه عاملی افزوده می‌شود:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_{p,m}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{p,smb}R_{smb,t} + \beta_{p,hml}R_{hml,t} + \beta_{p,umd}R_{umd,t} + \varepsilon_{p,t}$$

با  $R_{umd,t}$  و  $\beta_{p,umd}$  به ترتیب بازده و بتای پرتفوی P با توجه به عامل مومنتوم است.

### متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری

متغیرهای پژوهش حاضر به شرح جدول ۱ اندازه‌گیری می‌شود.

$\alpha_p$ : آلفای پرتفوی p  
 $R_{m,t}$ : بازده پرتفوی بازار در دوره t است.

$\beta_{p,m}$ : بتای پرتفوی p در دوره t است.

در محاسبه آلفای سه عاملی فاما - فرنچ، اندازه و ارزش را به رگرسیون اضافه می‌گردد، لذا آلفای سه عاملی فاما - فرنچ عبارت است از:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_{p,m}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{p,smb}R_{smb,t} + \beta_{p,hml}R_{hml,t} + \varepsilon_{p,t}$$

$R_{smb,t}$  و  $R_{hml,t}$  بازده عامل ارزش و اندازه است.

$\beta_{p,hml}$  و  $\beta_{p,smb}$  به ترتیب بتای پرتفوی P با توجه به عامل اندازه و ارزش است.

جدول ۱. نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

نام متغیر	شرح
ارزش	از طریق نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام حاصل شده است.
اندازه	بر مبنای حاصل ضرب قیمت پایانی سهم در تعداد سهام شرکت محاسبه می‌گردد.
نرخ بازده بدون ریسک	نرخ بازده بدون ریسک معادل نرخ اوراق مشارکت بانک مرکزی است.
متوسط قدر مطلق انحرافات	با استفاده از میانگین قدر مطلق انحرافات (بازده) از میانگین مشاهدات (میانگین بازده) محاسبه گردیده است.
بازده سهم	بر اساس لگاریتم طبیعی قیمت سهم در زمان t به قیمت سهم در زمان t-1 اندازه‌گیری شده است.
بازده بازار	معادل لگاریتم طبیعی شاخص سرمایه‌گذاری در زمان t به شاخص سرمایه‌گذاری در زمان t-1 است.
مومنتوم بازدهی ماهانه	بازده کلی یک تا دوازده ماه است.
بتای گذشته سهم	رگرسیون بازده ماهانه در سه سال گذشته به بازده کلی شاخص است.
نوسان‌پذیری سالانه	انحراف معیار بازده ماهانه سهم در طول یک سال، سه سال و پنج سال گذشته می‌باشد.
نوسان‌پذیری ماهانه گذشته سهم	انحراف معیار بازده ماهانه سهم در طول سه سال گذشته مد نظر قرار گرفته است.
صرف اندازه	از طریق اختلاف بازدهی دسته پرتفوهایی با سهام بزرگ از پرتفوهایی با سهام کوچک حاصل می‌گردد.
صرف ارزش	بر اساس تفاوت بازدهی پرتفوهایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین از پرتفوهایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا قابل محاسبه است.
صرف مومنتوم	با احتساب اختلاف بازدهی پرتفوهایی با مومنتوم پایین از بازدهی پرتفوهایی با مومنتوم بالا حاصل شده است.

### یافته‌ها پژوهش

توصیفی، به ایجاد چشم‌اندازهای مناسبی از متغیرهای اصلی زیربنای تحقیق کمک می‌کند. آمار توصیفی متغیرهای اصلی در جدول ۲ ارائه می‌گردد.

پیش از پرداختن به نتایج اصلی حاصل از آزمون‌های مختلف مرتبط با قیمت‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران، ارائه آمار

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرها

متغیرها	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	میانه	میانگین
اندازه	۳۲/۷۴	۲۱/۸۲	۰/۲۸	۲۵/۹۰	۲۶/۱۲
ارزش	۲/۰۳	۰/۲۲	۰/۰۹	۰/۴۶	۰/۵۸
نرخ بازده بدون ریسک	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۰۵
متوسط قدرمطلق انحرافات	۱/۳۶	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۷	۰/۰۹
بازده سهم	۶۸/۹۶	-۵۹/۵۰	۱/۰۷	۰/۰۰	۰/۰۵
بازده بازار	۵/۴۰	-۵/۵۱	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۹
مومنتوم بازدهی ماهانه	۹۲۳/۹۲	-۹۹/۴۳	۲۶/۴۹	۱۸/۷۵	۱۱/۸۴
بتای گذشته سهم	۳/۱۸	-۱/۷۷	۰/۰۲	۰/۹	۱/۰۲
صرف ارزش	۹/۹۹	-۹/۰۵	۰/۰۱	-۰/۰۱	۰/۰۲
صرف اندازه	۶/۴۲	-۴/۳۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳
صرف مومنتوم	۸۰/۴۴	-۲۹/۵۱	۰/۰۹	۰/۲۱	۰/۱۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول ۲ ملاحظه می‌گردد، میانگین بازده روزانه سهام موجود در نمونه برابر ۵ درصد و انحراف معیار آن برابر ۱/۰۷ درصد است. میانگین اندازه شرکت‌های مورد بررسی ۲۶/۱۲ درصد و انحراف معیار آن ۲۸ درصد می‌باشد.

حال، نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها بر اساس رویکرد تحلیل پرتفوی ارائه می‌گردد. نتایج حاصل از بررسی رابطه ریسک و بازده در جدول ۳ ارائه گردیده است.

جدول ۳. پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس نوسان‌پذیری

محاسبات	پرتفوی ۱	پرتفوی ۲	پرتفوی ۳	پرتفوی ۴	پرتفوی ۵	پرتفوی ۵-۱
میانگین حسابی	-۰/۰۵۸۵۲	-۰/۰۴۰۴۲	-۰/۰۴۳۸۳	-۰/۰۹۱۶۴	-۰/۰۴۲۵۹	۰/۰۱۵۹۲۳
انحراف معیار	۰/۴۱۱۱۵۸	۰/۴۸۷۴۵۲	۰/۵۰۰۳۵۶	۰/۵۲۰۷۹۷	۰/۵۶۱۳۱۵	۰/۵۰۷۵۳۶
معیار شارپ	-۰/۰۹۴۲۸	-۰/۰۶۵۱۳	-۰/۰۷۰۶۲	-۰/۰۱۴۷۶۵	-۰/۰۶۸۶۲	۰/۰۲۵۶۵۴
بتا	۰/۲۳۳۳۳۷	۰/۳۶۹۰۷۶	۰/۳۹۹۲۶۲	۰/۴۱۶۷۳۲	۰/۳۹۷۹۳۸	۰/۱۶۵۶۰۱
آلفای تک عاملی	-۰/۰۰۴۸۲*	-۰/۰۰۳۸۲	-۰/۰۰۳۵۶	-۰/۰۰۷۵۴**	-۰/۰۰۳۵۴	۰/۰۰۱۳۶۷**
آلفای سه عاملی	-۰/۰۰۶۴۳**	-۰/۰۰۴۹۷	-۰/۰۰۵۳۷	-۰/۰۰۸۴۱**	-۰/۰۰۴۵۷	۰/۰۰۱۸۵۹*
آلفای چهار عاملی	-۰/۰۰۳۹۴	۰/۰۰۰۸۴۵	۰/۰۰۱۳۰۷	-۰/۰۰۱۹۴	۰/۰۰۱۳۳۷*	۰/۰۰۴۸۶۳**

مأخذ: یافته‌های تحقیق

وجود رابطه مثبت میان نوسان‌پذیری و بازده است. با توجه به افزایش معیار شارپ در پرتفوی‌های اول تا پنجم آزمون اصلی پژوهش، می‌توان نتیجه گرفت؛ پرتفوی‌هایی که نوسان‌پذیری بیشتری دارند دارای عملکرد بهتری نیز هستند. همچنین یافته‌ها، نشان‌دهنده هم‌جهت بودن معیارهای نوسان‌پذیری و بتا می‌باشد، که می‌توان دلیل آن را عدم وجود ریسک غیرسیستمیک و یا ناچیز بودن آن در بورس اوراق بهادار تهران دانست، اما با توجه به اینکه این حرکت کاملاً مشابه نیست نمی‌توان ریسک کل پرتفوی را به ریسک

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد نوسان‌پذیری (انحراف معیار) در پنج پرتفوی از ۴۱ درصد تا ۵۶ درصد افزایش یافته است. نتایج حاکی از آن است که رابطه انحراف معیار و بازده (متغیر وابسته) مستقیم است. بتای پرتفوی با نوسان‌پذیری کم ( $P_1$ ) ۰/۲۳ و بتای پرتفوی با نوسان‌پذیری بالا ( $P_2$ ) ۰/۴ است. همچنین، تفاوت میانگین حسابی  $P_1$  و  $P_5$  ۱/۵۹ درصد است. معیار شارپ  $P_1$  و  $P_5$  به ترتیب برابر ۰/۰۹۴۲۸- و ۰/۰۶۸۶۲- است. آلفای تک‌عاملی، سه‌عاملی و چهارعاملی پرتفوی اول تا پنجم برابر ۰/۰۰۱۴، ۰/۰۰۱۸ و ۰/۰۰۴۹ است. نتایج، بیانگر

عوامل اندازه، ارزش و مومنتوم بر رابطه نوسان‌پذیری و بازده تأثیرگذار نیستند.

نتایج حاصل از بررسی رابطه ریسک و بازده مبتنی بر پرتفوی‌های مرتب شده براساس اندازه در جدول ۴ نشان داده شده است.

سیستماتیک تعمیم داد. نتایج حاصل از این پژوهش، بیانگر آن است که اختلاف آلفای پرتفوی اول و پنجم، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و مدل چهارعاملی کارهارت، تفاوت چشمگیری از اختلاف آلفای تک‌عاملی پرتفوی اول و پنجم، ندارد در نتیجه

جدول ۴. پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس اندازه

محاسبات	پرتفوی ۱	پرتفوی ۲	پرتفوی ۳	پرتفوی ۴	پرتفوی ۵	پرتفوی ۱-۵
میانگین حسابی	۰/۱۹۶۹۵۱	۰/۳۰۱۷۳	۰/۰۴۲	۰/۰۳۹۶۲	۰/۰۴۳۵۱	۰/۲۳۸۴۸
انحراف معیار	۰/۶۳۵۵۲۹	۰/۴۹۱۳۹۹	۰/۵۴۱۵۸۵	۰/۵۸۴۸۷۸	۰/۶۳۲۶۹۶	۰/۷۶۲۰۷۳
معیار شارپ	۰/۳۱۷۳۲	۰/۰۴۸۶۱۸	۰/۰۶۷۶۸	۰/۰۶۳۸۳	۰/۰۶۶۹۱	۰/۳۸۴۲۳
بتا	۰/۲۶۶۷۹۵	۰/۲۶۰۲۸۱	۰/۳۲۸۷۶۸	۰/۴۶۱۳۷۶	۰/۸۱۲۴۴۳	۰/۵۴۵۶۴۸
آلفای تک‌عاملی	۰/۰۱۶۰۹۲***	۰/۰۰۲۲۰۱	۰/۰۰۰۳۹	۰/۰۰۳۸۶	۰/۰۰۴۴۴*	۰/۰۲۰۵۳***

مأخذ: یافته‌های تحقیق

می‌یابد، در نتیجه می‌توان بیان داشت که در بورس اوراق بهادار تهران، با افزایش اندازه شرکت‌ها، ریسک خاص آنها نیز افزایش می‌یابد.

نتایج حاصل از بررسی رابطه ریسک و بازده مبتنی بر پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس ارزش در جدول شماره ۵ نشان داده شده است.

نتایج حاکی از آن است که بتای پرتفوی اول و پرتفوی پنجم به ترتیب برابر ۰/۲۶۷ و ۰/۸۱۲ است، لذا با افزایش اندازه، بتا و بازده افزایش یافته است. آلفای تک‌عاملی پرتفوی اول ۰/۰۱۶۱ و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. در پرتفوی پنجم آلفای تک‌عاملی برابر ۰/۰۰۴۴- و دارای رابطه منفی و معنادار است. با افزایش عامل اندازه از پرتفوی اول تا پنجم، بتا نیز افزایش

جدول ۵. پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس ارزش

محاسبات	پرتفوی ۱	پرتفوی ۲	پرتفوی ۳	پرتفوی ۴	پرتفوی ۵	پرتفوی ۱-۵
میانگین حسابی	۰/۰۰۲۷۱	۰/۰۰۱۱۴	۰/۰۳۱۰۹	۰/۰۴۱۸۴	۰/۱۶۷۰۷۴	۰/۱۶۹۷۸۲
انحراف معیار	۰/۵۷۸۳۵۶	۰/۵۵۸۵۸۱	۰/۵۲۳۵۶۳	۰/۵۴۹۹۵۵	۰/۶۳۵۰۰۸	۰/۶۵۵۲۷۷
معیار شارپ	۰/۰۰۴۳۶	۰/۰۰۱۸۳	۰/۰۵۰۰۹	۰/۰۶۷۴۱	۰/۲۶۹۱۸۵	۰/۲۳۵۴۷
بتا	۰/۵۸۷۲۵۵	۰/۵۱۷۳۸۱	۰/۳۵۴۸۶۱	۰/۳۰۹۱۷۸	۰/۳۵۶۶۴۱	۰/۲۳۰۶۱
آلفای تک‌عاملی	۰/۰۰۰۹۳	۰/۰۰۰۷۲	۰/۰۰۰۳۰۲	۰/۰۰۳۸۶	۰/۰۱۳۴۹۴***	۰/۰۱۴۴۲۶***

مأخذ: یافته‌های تحقیق

دارد. می‌توان مشاهده کرد که با افزایش نسبت B/M، انحراف معیار افزایش، بتا کاهش و معیار شارپ و بازده نیز افزایش می‌یابند در نتیجه می‌توان استدلال کرد پرتفوی‌های ارزشی، بازده و عملکرد بهتری نسبت به پرتفوی‌های رشدی دارند. همچنین ریسک سیستماتیک پرتفوی‌های ارزشی کمتر از پرتفوی‌های رشدی است. در جدول ۶ یافته‌های حاصل از رابطه ریسک و بازده مبتنی بر پرتفوی‌های دسته بندی شده بر اساس مومنتوم مشاهده می‌گردد.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود انحراف معیار، بتا و آلفای تک‌عاملی پرتفوی اول به ترتیب برابر ۰/۵۷۸، ۰/۵۸۷ و ۰/۰۰۰۹۳ است. در پرتفوی پنجم انحراف معیار، بتا و آلفای تک‌عاملی برابر ۰/۶۳۵، ۰/۳۵۷ و ۰/۰۱۳۵ است. معیار شارپ در پرتفوی اول تا پنجم با افزایش اندازه رابطه مستقیم دارد. به عبارت دیگر با افزایش اندازه، معیار شارپ نیز افزایش می‌یابد. معیار شارپ در پرتفوی اول برابر ۰/۰۰۴۳۶- و در پرتفوی پنجم ۰/۲۶۹ است. لذا افزایش ارزش، افزایش معیار شارپ و بازده را به دنبال



جدول ۶. پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس مومنتوم

پرتفوی ۱	پرتفوی ۲	پرتفوی ۳	پرتفوی ۴	پرتفوی ۵	پرتفوی ۱-۵	محاسبات
-۰/۰۹۳۰۶	-۰/۰۷۴۹۵	-۰/۰۷۴۹۱	-۰/۰۷۴۹۱	-۰/۱۲۳۵۴۹	-۰/۲۲۰۴۶۵	میانگین حسابی
۰/۴۹۸۶۱۷	۰/۵۳۱۵۴۸	۰/۵۳۹۴۳۹	۰/۵۳۹۴۳۹	۰/۵۹۹۳۴	۰/۶۳۷۹۷۴	انحراف معیار
-۰/۱۴۹۹۴	-۰/۰۱۲۰۷۶	-۰/۱۲۰۰۱۸	-۰/۱۲۰۰۱۸	-۰/۱۹۹۰۵۸	-۰/۳۵۵۲	معیار شارپ
۰/۳۷۲۰۷۲	۰/۴۱۷۷۰۱	۰/۳۹۷۲۷۱	۰/۳۹۷۲۷۱	۰/۵۱۹۳۳۳	۰/۱۴۷۲۶۱	بتا
-۰/۰۰۸۰۷*	-۰/۰۰۰۱۲۲	-۰/۰۰۵۲۷*	-۰/۰۰۵۲۷*	-۰/۰۰۹۶۷۱***	-۰/۰۱۸۱۹۵***	آلفای تک عاملی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد در پرتفوی اول آلفای تک عاملی برابر با  $-۰/۰۰۸۵$  است، آلفای تک‌عاملی در پرتفوی اول در سطح ۹۹ درصد معنادار است. آلفای تک‌عاملی در پرتفوی پنجم برابر  $۰/۰۰۹۷$  است که در سطح ۹۹ درصد معنادار است. معیار شارپ، در پرتفوی اول معادل  $-۰/۱۵۶$  و در پرتفوی پنجم  $۰/۱۹۹$  است. نتایج بیانگر آن است که با افزایش مومنتوم معیار شارپ نیز افزایش می‌یابد. نتایج حاصل از بررسی رابطه ریسک و بازده مبتنی بر پرتفوی دسته‌بندی شده براساس اندازه، ارزش و مومنتوم بیانگر آن است که صرف مومنتوم از صرف نوسان‌پذیری، اندازه و ارزش بیشتر است اما این صرف مومنتوم

با توجه به هزینه‌های معاملاتی کاهش می‌یابد. مشاهده می‌شود از پرتفوی اول تا پنجم، میانگین حسابی و هندسی افزایش می‌یابد. این موضوع بیانگر این است که؛ سهام برنده گذشته، در آینده نیز برنده و سهام بازنده گذشته، در آینده نیز بازنده است. لذا، می‌توان بیان داشت اثر مومنتوم در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. درخصوص بررسی عقیده بالی و کاکسی (۲۰۰۸) «رابطه معکوس ریسک و بازده در سهام کوچک و نقدشونده خلاصه می‌شود». رابطه ریسک و بازده در نمونه آماری مشتمل بر ۵۰ درصد سهام بزرگ بررسی گردیده و نتایج در جدول ۷ ارائه گردیده است.

جدول ۷. اثر نوسان‌پذیری با وجود سهام بزرگ

پرتفوی ۱	پرتفوی ۲	پرتفوی ۳	پرتفوی ۴	پرتفوی ۵	پرتفوی ۱-۵	محاسبات
-۰/۰۳۳۰۱	-۰/۰۶۶۶۹	-۰/۰۸۳۷۷	-۰/۰۸۳۷۷	-۰/۰۸۷۹۴	-۰/۰۲۴۵۹	میانگین حسابی
۰/۵۹۰۲۲۲	۰/۵۴۶۴۳۳	۰/۶۱۷۰۵۴	۰/۶۱۷۰۵۴	۰/۶۸۹۱۴۶	۰/۶۵۹۱۱۵	انحراف معیار
-۰/۰۵۳۱۸	-۰/۰۷۴۵	-۰/۱۳۴۹۷	-۰/۱۳۴۹۷	-۰/۱۴۱۶۹	-۰/۰۳۹۶۱	معیار شارپ
۰/۳۰۷۰۹۵	۰/۴۵۴۱۵	۰/۴۵۶۷۶۳	۰/۴۵۶۷۶۳	۰/۶۷۲۲۱۹	۰/۳۶۵۱۲۴	بتا
-۰/۰۰۵۲۱*	-۰/۰۰۲۶۴	-۰/۰۰۵۴۵	-۰/۰۰۶۸۳**	-۰/۰۰۷۱۷*	-۰/۰۰۱۹۶***	آلفای تک عاملی
-۰/۰۰۵۶۶**	-۰/۰۰۲۶۲	-۰/۰۰۴۹۸	-۰/۰۰۵۷۵	-۰/۰۰۴۹۹*	-۰/۰۰۶۷۹**	آلفای سه عاملی
-۰/۰۰۳۷*	۰/۰۰۲۶۸۹	۰/۰۰۲۱۹۸	-۰/۰۰۱۷۳	۰/۰۰۲۳۴۸*	۰/۰۰۶۰۴۸**	آلفای چهار عاملی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج در جدول ۷ حاکی از آن است که میانگین حسابی در پرتفوی اول و پنجم به ترتیب برابر  $-۰/۰۶۳$  و  $-۰/۰۸۸$  است. در پرتفوی اول انحراف معیار، معیار شارپ و بتا برابر  $۰/۴۲$ ،  $۰/۱۰۲$  و  $۰/۳۰۷$  است. در پرتفوی پنجم انحراف معیار، معیار شارپ و بتا به ترتیب برابر  $۰/۶۷۲$ ،  $۰/۱۴۲$  و  $۰/۶۸۹$  است. آلفای تک عاملی، در  $p_1$  معادل  $-۰/۰۰۵$  است که در سطح ۹۰ درصد، معنادار است. آلفای تک عاملی،  $p_5$  برابر  $-۰/۰۰۷۲$  و در سطح ۹۰ درصد معنادار است. یافته‌ها بیانگر آن است که تأثیر حذف سهام کوچک از نمونه مورد بررسی سبب می‌شود که

میانگین بازده سالانه پرتفوی‌های مختلف کاهش یابد. به عبارت دیگر، سهام شرکت‌های بزرگ نسبت به سهام شرکت‌های کوچک به‌طور متوسط از بازده کمتری برخوردار هستند. تأثیر اصلی حذف سهام کوچک از نمونه پژوهش حاضر بر بازده پرتفوی‌ها، مشخص است. با استفاده از سهام بزرگ در نمونه، بازده پرتفوی‌ها کاهش می‌یابد و این بدین معنا است که سهام کوچک دارای بازده بالاتر هستند و نیز کاهش معیار شارپ پرتفوی‌های بزرگ بیانگر عملکرد ضعیف این پرتفوی‌ها در بورس اوراق بهادار تهران است.

بخش برای بررسی استدلال اسپرر از پرتفوی‌های دوبار مرتب شده استفاده شده است. استفاده از این تکنیک ناپارامتریک باعث می‌شود سایر اثرات تعدیل شود. نتایج حاصل از بررسی رابطه ریسک و بازده از طریق پرتفوی‌های دسته‌بندی شده مبتنی بر ارزش و نوسان‌پذیری در جدول ۸ ملاحظه می‌شود.

اسپرر (۲۰۱۰) استدلال کرده است که تفاوت آلفای پرتفوی‌های دارای نوسان‌پذیری بالا و پایین در بازار سرمایه ایالت متحده همان اثر ارزش است. اما در قسمت‌های قبل توضیح داده شد که آلفای تک‌عاملی و سه‌عاملی اختلاف چندانی با یکدیگر ندارند و این بیان می‌دارد که اثر اندازه و ارزش نمی‌تواند اثر نوسان‌پذیری را تحت تأثیر قرار دهد. در این

جدول ۸. پرتفوی‌های دسته‌بندی شده مبتنی بر ارزش و نوسان‌پذیری

محاسبات	پرتفوی ۱	پرتفوی ۲	پرتفوی ۳	پرتفوی ۴	پرتفوی ۵	پرتفوی ۱-۵
میانگین حسابی	-۰/۰۴۱۴۳	-۰/۰۶۵۲۷	-۰/۰۵۸۱	-۰/۰۶۳۵۶	-۰/۰۵۹۰۷	-۰/۰۰۷۸۵
انحراف معیار	۰/۴۱۶۲۳	۰/۴۹۰۱۰۶	۰/۵۰۱۹۸۴	۰/۵۲۸۴۳۵	۰/۵۸۹۹۵۳	۰/۵۳۲۴۳
معیار شارپ	-۰/۰۶۶۷۵	-۰/۱۰۵۱۷	-۰/۰۹۳۶۲	-۰/۱۰۲۴۱	-۰/۰۹۵۱۷	-۰/۰۱۲۶۴
بتا	۰/۲۴۷۴۰۹	۰/۳۴۹۷۹۴	۰/۴۴۴۵۴	۰/۴۴۶۷۴	۰/۳۲۶۱	۰/۰۶۵۸۳۴
آلفای تک‌عاملی	-۰/۰۰۳۶۱	-۰/۰۰۵۵۳*	-۰/۰۰۴۷۴	-۰/۰۰۵۳۵	-۰/۰۰۴۸۷***	-۰/۰۰۰۰۷**
آلفای سه‌عاملی	-۰/۰۰۴۰۵	-۰/۰۰۷۳۸***	-۰/۰۰۶۳۷***	-۰/۰۰۷۱۵***	-۰/۰۰۶۵۱	-۰/۰۰۱۸۹***
آلفای چهارعاملی	-۰/۰۰۱۵۹***	-۰/۰۰۰۹۱	-۰/۰۰۰۲۳	-۰/۰۰۰۳۰۴	۰/۰۰۱۸۸۵	۰/۰۰۳۶۳۹*

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پارامتریک است و از بعد ناپارامتریک نتیجه‌ای متفاوت بدست آمد؛ تفاوت آلفاهای پرتفوی‌های مرتب شده براساس نسبت B/M و نوسان‌پذیری از -۰/۰۰۰۰۷ تا ۰/۰۰۰۳۶ است و این تفاوت از نظر آماری معنی‌دار است، در حالی که این تفاوت آلفا در پرتفوی‌های مرتب شده براساس نوسان‌پذیری از ۰/۰۰۱۳ تا ۰/۰۰۴۸ است و این تفاوت نیز از لحاظ آماری معنادار است. که نشان می‌دهد اثر نوسان‌پذیری می‌تواند تحت تأثیر نسبت B/M باشد. یافته‌های حاصل از بررسی رابطه ریسک و بازده با توجه به دوره نگهداری پرتفوی‌ها در جدول ۹ نشان داده شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود آلفای تک‌عاملی در پرتفوی اول تا پنجم برابر ۰/۰۰۰۰۷- است و در سطح ۹۵ درصد معنادار است. آلفای سه‌عاملی در پرتفوی (۱-۵) برابر ۰/۰۰۰۲- است که در سطح ۹۹ درصد معنادار است. آلفای چهارعاملی در پرتفوی (۱-۵) معادل ۰/۰۰۰۳۶- که در سطح ۹۰ درصد معنادار است. با توجه به جدول اول مشاهده شد که آلفای سه‌عاملی کمی بزرگ‌تر از آلفای تک‌عاملی است که بیانگر این موضوع است که نسبت B/M قدرت توضیح پرتفوی‌های مرتب شده براساس نوسان‌پذیری را ندارد، اما این نتیجه‌گیری فقط از بعد

جدول ۹. اثر نوسان‌پذیری با تأثیر مدت زمان نگهداری پرتفوی‌ها

محاسبات	پرتفوی ۱	پرتفوی ۲	پرتفوی ۳	پرتفوی ۴	پرتفوی ۵	پرتفوی ۱-۵
آلفا دوره نگهداری ۱ ماه	-۰/۰۰۴۸۲*	-۰/۰۰۳۲۸	-۰/۰۰۳۵۶	-۰/۰۰۷۵۴*	-۰/۰۰۳۴۵	۰/۰۰۱۳۶۷**
آلفا دوره نگهداری ۶ ماه	-۰/۰۰۳۹۵*	-۰/۰۰۳۰۴	-۰/۰۰۰۶۳	-۰/۰۰۲۳۶۵	۰/۰۰۱۲۱۸*	۰/۰۰۶۲۸۲*
آلفا دوره نگهداری ۱۲ ماه	-۰/۰۱۱۲۹**	-۰/۰۰۱۵۳	۰/۰۰۰۶۱	۰/۰۰۹۷۲	-۰/۰۰۷۲۶	-۰/۰۰۴۵۵**
آلفا دوره نگهداری ۲۴ ماه	-۰/۰۱۹۹۴**	-۰/۰۰۳۹۷	-۰/۰۰۰۶۹۶	-۰/۰۰۹۰۶۹	-۰/۰۱۱۳۱	-۰/۰۰۹۲۱**
آلفا دوره نگهداری ۳۶ ماه	-۰/۰۱۲۲۷*	-۰/۰۱۱۴۹*	۰/۰۱۴۳۵۵	-۰/۰۰۳۳۹	-۰/۰۱۵۶۷**	-۰/۰۱۳۹۲**
آلفا دوره نگهداری ۶۰ ماه	-۰/۰۰۵۵۴*	-۰/۰۱۰۴۸	-۰/۰۲۷۰۷	-۰/۰۰۳۹۱۹	-۰/۰۲۲۹۲***	-۰/۰۲۲۴***

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با افزایش دوره نگهداری، آلفای تک‌عاملی افزایش می‌یابد و آماره  $t$ ، معناداری تمامی آلفاها را در سطوح ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد نشان می‌دهد. موضوع فوق بیانگر این است که اثر نوسان‌پذیری، محدود به دوره‌های نگهداری کوتاه‌مدت نیست. همچنین، در بلندمدت رابطه ریسک و بازده معنادار است. فلذا طول دوره نگهداری بر رابطه ریسک و بازده تأثیرگذار نیست. درخصوص بررسی عقیده بلتیس و ون‌لیت (۲۰۰۷) «نوسان‌پذیری در طول زمان در حال افزایش است». بازه زمانی تحقیق حاضر به دو دوره تفکیک شده است و نتایج حاصل از رابطه ریسک و بازده در اثر وجود تقسیم دوره زمانی در جدول ۱۰ ارائه شده است.

نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد که آلفای تک‌عاملی در دوره نگهداری یک ماهه ۰/۰۰۱۴ که در سطح ۹۰ درصد معنادار است. آلفای تک‌عاملی در دوره شش و دوازده ماهه، برابر ۰/۰۰۶۲ و ۰/۰۰۴۵- که به ترتیب در سطح ۹۰ و ۹۵ درصد معنادار هستند. آلفای تک‌عاملی با مدت زمان نگهداری دو سال برابر ۰/۰۰۹۲- است و در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. آلفای تک‌عاملی سه ساله و پنج ساله برابر ۰/۰۱۴- و ۰/۰۲۲- است که در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد معنادار هستند. نتایج بیانگر آن است که رابطه ریسک و بازده در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت معنادار است. نتایج مربوط به استفاده از دوره‌های نگهداری متفاوت در این پژوهش، بیان‌گر این موضوع است که

جدول ۱۰. بررسی اثر نوسان‌پذیری در طول زمان

دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶						
پرتفوی ۱	پرتفوی ۲	پرتفوی ۳	پرتفوی ۴	پرتفوی ۵	پرتفوی ۵-۱	
۰/۰۰۹۵۴۱	۰/۰۰۹۴۶	۰/۰۲۴۷۱۱	-۰/۰۴۶۵۴	-۰/۰۱۱۶۴	-۰/۰۲۱۱۸	میانگین حسابی
۰/۰۰۴۶۳۳	۰/۰۴۳۱۹۳	۰/۰۴۱۹۵۶	۰/۴۷۱۵۶۳	۰/۵۰۴۸۳۱	۰/۴۸۳۵۸	انحراف معیار
۰/۰۱۶۱۶۳	۰/۰۱۶۰۲۶	۰/۰۴۱۸۶۴	-۰/۰۷۸۸۴	-۰/۰۱۹۷۳	-۰/۰۳۵۸۸	معیار شارپ
۰/۱۴۷۸۳۴	-۰/۱۹۷۰۴۳	۰/۲۲۷۵۹۴	-۰/۱۸۶۰۹۸	۰/۲۰۳۹۸	۰/۰۵۶۱۴۷	بتا
-۰/۰۰۰۸۲	-۰/۰۰۱۳۶	-۰/۰۰۰۴۲	-۰/۰۰۵۹۱	-۰/۰۰۰۳۲	-۰/۰۰۲۳۸	آلفای تک‌عاملی
-۰/۰۰۰۶۱۶	-۰/۰۰۱۱	-۲/۳۲۲۰۵	-۰/۰۰۵۵۱	-۰/۰۰۳۳۳	۰/۰۰۲۹۳۶	آلفای سه‌عاملی
-۰/۰۰۰۳۲	۰/۰۰۸۵	۰/۰۰۹۰۸۷	-۰/۰۰۳۳۰۸	۰/۰۰۱۲۴۷	۰/۰۰۱۵۷	آلفای چهارعاملی
دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲						
پرتفوی ۱	پرتفوی ۲	پرتفوی ۳	پرتفوی ۴	پرتفوی ۵	پرتفوی ۵-۱	
-۰/۰۷۲۰۶	-۰/۰۱۳۵۸	-۰/۰۱۹۱۱	-۰/۰۶۴۱۱	۰/۱۸۵۴۷	۰/۰۹۰۶۰۶	میانگین حسابی
۰/۰۴۲۴۰۴۲	۰/۵۲۴۵۰۲	۰/۵۳۱۲۲۵	۰/۵۳۹۵۱۷	۰/۵۸۱۷۹۸	۰/۵۴۳۱۲۱	انحراف معیار
-۰/۱۱۴۸۷	-۰/۰۲۱۶۵	-۰/۰۳۰۴۷	-۰/۱۰۲۲۱	۰/۰۲۹۵۶۶	۰/۱۴۴۴	معیار شارپ
۰/۲۴۴۱۱۲	۰/۴۷۴۰۷۳	۰/۴۷۵۵۶۳	۰/۵۶۱۳۲۱	۰/۵۰۳۲۴۱	۰/۲۵۹۱۲۹	بتا
-۰/۰۰۵۱۱	-۰/۰۰۰۶۰۸	۰/۰۰۰۱۵۲	-۰/۰۰۰۳۲۸	۰/۰۰۳۳۹۲	۰/۰۰۸۵۰۱*	آلفای تک‌عاملی
-۰/۰۰۵۸۳	۰/۰۰۰۵۳۳	-۰/۰۰۰۳۸	-۰/۰۰۰۳۰۲	۰/۰۰۳۳۹	۰/۰۰۹۲۲۳**	آلفای سه‌عاملی
-۰/۰۰۰۶۴۵	-۰/۰۰۰۸۱	-۰/۰۰۰۹۳۹	-۰/۰۰۰۶۶۷	-۰/۰۱۶۳۸***	-۰/۰۰۰۹۹۳***	آلفای چهارعاملی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

معنادار هستند. لذا، با گذشت زمان نوسان‌پذیری در حال افزایش است و رابطه ریسک و بازده مستقیم و معنادار است. در حالی که در دوره اول یافته‌ها معنادار نیستند. مطابق با یافته‌های این پژوهش، در دوره اولیه دوره مورد بررسی (۱۳۸۱-۱۳۸۶)، تمامی آلفاها کمتر از دوره دوم مورد بررسی است. در حالی که در دوره اول، معناداری در هیچ‌یک از آلفاهای تک‌عاملی، سه‌عاملی و چهارعاملی مشاهده نشد، در دوره دوم، تمامی آلفاها از لحاظ آماری معنادار هستند، بدین

همان‌طور که ملاحظه می‌شود نتایج بیانگر آن است که در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ آلفای تک‌عاملی معادل ۰/۰۰۲۳۸-، آلفای سه‌عاملی ۰/۰۰۲۹۴ و آلفای چهارعاملی ۰/۰۰۱۵۷- است. همان‌گونه که مشاهده می‌گردد آلفای تک‌عاملی، سه‌عاملی و چهارعاملی در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ معنادار نیستند. در دوره دوم (سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲) آلفای تک‌عاملی، سه‌عاملی و چهارعاملی معادل ۰/۰۰۰۹، ۰/۰۰۰۹ و ۰/۰۰۹۹۳- است که به ترتیب در سطح ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد

معنا که در دوره زمانی دور رابطه معناداری میان ریسک و بازده وجود ندارد و در دوره زمانی نزدیک رابطه مثبت و معناداری میان ریسک و بازده برقرار است. در نتیجه می‌توان استدلال نمود دوره مورد بررسی، از عوامل مؤثر بر رابطه ریسک و بازده است.

حال، نتایج بررسی رابطه ریسک و بازده با استفاده از سنج‌های متفاوت ریسک (نوسان‌پذیری، بتا و متوسط قدر مطلق انحرافات) در جدول ۱۱ نشان داده شده است.

جدول ۱۱. رابطه ریسک و بازده از طریق سنج‌های متفاوت ریسک

پرتفوی ۱-۵		پرتفوی ۱	پرتفوی ۲	پرتفوی ۳	پرتفوی ۴	پرتفوی ۵	آلفای تک‌عاملی	اختلاف بازده
نوسان‌پذیری ۱۲ ماه گذشته		-۰/۰۵۹	-۰/۰۴	-۰/۰۴۴	-۰/۰۹۲	-۰/۰۴۳	-۰/۰۱۴*	-۰/۰۱۵۹
نوسان‌پذیری ۱۸ ماه گذشته		-۰/۰۸۳	-۰/۰۵۵	-۰/۰۸۲	-۰/۰۵۳	-۰/۰۱۵	-۰/۰۵۹*	-۰/۰۶۸۳
نوسان‌پذیری ۲۴ ماه گذشته		-۰/۰۹۵	-۰/۰۸۹	-۰/۰۲۱	-۰/۰۸۹	-۰/۰۴۴	-۰/۰۴۴	-۰/۰۵۱۱
بتای ۳۶ ماهه		-۰/۰۲۹	-۰/۰۸۶	-۰/۰۷۴	-۰/۰۷۹	-۰/۰۲	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۸۸
متوسط قدر مطلق انحرافات ۳۶ ماهه		-۰/۰۵۸	-۰/۰۶۳	-۰/۰۹۳	-۰/۰۵	-۰/۰۲۶	-۰/۰۲۹*	-۰/۰۳۲۱

پژوهش نشان می‌دهد که استفاده از معیار قدر مطلق متوسط انحرافات و بتا تفاوت آلفای بزرگتری را ایجاد می‌کند.

### بحث و نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش حاضر، بر وجود رابطه مثبت نوسان‌پذیری و بازده در بورس اوراق بهادار تهران صحنه گذاشته و در تأیید مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. فلذا نتایج پژوهش منجر به تأیید فرضیه اول می‌گردد، دستاوردهای این پژوهش با یافته‌های پاکیزه (۱۳۸۹)، بلک، جنسن و شولز (۱۹۷۲) و فاما و مکیت (۱۹۷۳)، هوگن و هینس (۱۹۷۵) و بلیتیس و همکاران (۲۰۱۳) در تضاد است. همچنین، با در نظر گرفتن سنج‌های متفاوتی در خصوص اندازه‌گیری معیار ریسک (انحراف معیار، بتا و متوسط قدر مطلق انحرافات) استحکام رابطه ریسک و بازده در بازار بورس اوراق بهادار تهران آزمون گردیده است. نتایج حاکی از آن است که با وجود استفاده از معیارهای مختلفی برای سنجش ریسک رابطه مثبت میان ریسک و بازده تأیید می‌گردد (در راستای تأیید فرضیه چهارم) و آلفای تک‌عاملی حاصل از برآورد مدل از طریق معیارهای بتا و متوسط قدر مطلق انحرافات، بزرگ‌تر از آلفای تک‌عاملی ناشی از برآورد مدل توسط انحراف معیار است. از لحاظ آماری رابطه بتا و بازده معنادار نمی‌باشد اما نوسان‌پذیری و متوسط قدر مطلق انحرافات دارای رابطه معنادار با بازده هستند. لذا استفاده از معیارهای متفاوتی جهت اندازه‌گیری ریسک رابطه ریسک و

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در صورت استفاده از بتا به‌عنوان معیاری برای سنجش ریسک آلفای تک‌عاملی  $0/002$  است که رابطه معناداری میان ریسک و بازده مشاهده نمی‌شود اما برآورد مدل از طریق متوسط قدر مطلق انحرافات (قدر مطلق متوسط انحرافات) اختلاف بازده  $0/0321$ ، آلفای تک‌عاملی معادل  $0/0029$  است که در سطح  $90$  درصد معنادار است. آلفای تک‌عاملی با استفاده از نوسان‌پذیری دوازده، هجده و بیست و چهار ماهه  $0/0014$ ،  $0/0059$  و  $0/0044$  است و آلفای تک‌عاملی دوازده و هجده ماهه در سطح  $90$  درصد معنادار است و اختلاف بازده نوسان‌پذیری دوازده و هجده ماهه برابر با  $0/0159$  و  $0/0683$  است. این پژوهش با در نظر گرفتن معیارهای متفاوتی جهت اندازه‌گیری ریسک، سعی داشته استحکام رابطه ریسک و بازده را مورد سنجش قرار دهد. در این آزمون علاوه بر استفاده از معیار نوسان‌پذیری، از قدر مطلق متوسط انحرافات و بتا نیز به‌عنوان معیاری برای محاسبه ریسک استفاده شده و به این نتیجه دست یافته که آلفا و اختلاف بازده مربوط به پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس بتا و قدر مطلق متوسط انحرافات، هم‌سو با نتایج مربوط به پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس نوسان‌پذیری است. از لحاظ معناداری ارتباط بتا و بازده معنادار نمی‌باشد در حالیکه رابطه قدر مطلق متوسط انحرافات و بازده در سطح  $90$  درصد معنادار است، بنابراین استفاده از معیارهای متفاوت منجر به خدشه‌دار شدن رابطه ریسک و بازده نمی‌شود. همچنین یافته‌های این

در تضاد با نتایج آمس و همکاران (۲۰۱۱) است. در خصوص فرضیه دوم، تأثیر حذف سهام کوچک از نمونه بر بازده پرتفوی‌ها، نشان می‌دهد که با استفاده از سهام بزرگ در نمونه، بازده پرتفوی‌ها کاهش می‌یابد. به عبارتی، سهام کوچک دارای بازده بالاتر است. لذا، رابطه نوسان‌پذیری و بازده در میان سهام شرکت‌های بزرگ نیز صادق است (تأیید فرضیه دوم).

### محدودیت‌ها

از محدودیت‌های پژوهش حاضر، دسترسی به اطلاعات است. همچنین، تفاوت قابل ملاحظه محیط اقتصادی ایران و به خصوص وضعیت بورس اوراق بهادار تهران از ابعاد مختلفی نظیر کارایی بازار، عدم فعالیت بازار سازان متعهد و معضل نمونه کوچک، بر تعمیم نتایج و بررسی تطبیقی یافته‌ها سایه می‌افکند. به نحوی که مانع تعمیق تحلیل در ارتباط با دلایل احتمالی همسویی و یا تقابل یافته‌ها در مقایسه با نتایج سایر پژوهش‌ها می‌گردد.

### پیشنهادات

تحقیق حاضر را می‌توان با استفاده از رگرسیون فاما-مکیت و رگرسیون چندک و یا الگوی وزنی معکوس ریسک نیز انجام داد و یافته‌های حاصل را قیاس نموده و بهترین روش را برای قیمت‌گذاری انتخاب نمود. همچنین می‌توان با شناسایی سایر عوامل مؤثر بر قیمت‌گذاری ریسک و آزمون آنها نتایج بهتری برای تعیین کیفیت مدل‌های عاملی یافت.

بازده را خدشه دار نمی‌کند و معیارهای متفاوت ریسک در تأیید رابطه ریسک و بازده می‌باشند. این نتایج با یافته‌های بلتیس و همکاران (۲۰۱۳) سازگار است. نتایج حاصل از این پژوهش، بیانگر این موضوع است که عوامل اندازه، ارزش و مومنتوم بر رابطه نوسان‌پذیری و بازده تأثیرگذار نیستند، لذا این دستاوردها منجر به رد فرضیه پنجم می‌گردد. نتایج حاصله همسو با نتیجه پژوهش آقاییگی (۱۳۸۴) است. نتیجه تحقیقات کاکیس، فرنک‌جی‌فبوزی، سین‌تن (۲۰۱۳) نشان داد که اثر ارزش و مومنتوم در بازارهای نوظهور وجود دارد. محققانی همچون جگادیش و تیمن (۱۹۹۳) و عسگری راد (۱۳۹۱) به کارآمد بودن مدل چهار عاملی در تحقیقات خود اظهار داشتند. نتایج حاصل از بررسی نوسان‌پذیری در دو دوره نشان می‌دهد که آلفای تک‌عاملی، در دوره اول معنادار نیست، اما با گذشت زمان و در دوره دوم آلفای تک‌عاملی، از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین نوسان‌پذیری در طول زمان در حال افزایش است که این دستاورد همسو با بلتیس و همکاران (۲۰۱۳) و بلتیس و ون‌لیت (۲۰۰۷) است. یافته‌های این پژوهش بیانگر آن است که رابطه ریسک و بازده تحت تأثیر عوامل غیرعادی و ناهنجاری‌هاست. در پژوهش حاضر، نتایج مربوط به دوره نگهداری متفاوت نشان می‌دهد که با افزایش مدت زمان نگهداری آلفای تک‌عاملی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، تأثیر نوسان‌پذیری بسیار پایدار است و فقط در افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت آشکار نیست (در راستای رد فرضیه سوم) که این نتیجه در تأیید نتایج بلتیس و همکاران (۲۰۱۳) و

### منابع

- آقاییگی، صابر (۱۳۸۴). "بررسی رابطه عامل بازار، اندازه شرکت و  $B/M$  با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس". پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی.
- راعی، رضا، پویان‌فر، احمد (۱۳۸۹). "مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته". چاپ چهارم. تهران. انتشارات سمت.
- رجبی، عظیم (۱۳۹۱). "بررسی اثر فزاینده عامل نوسان‌پذیری بر قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران". پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی.
- شریعت پناهی، مجید؛ عبادی، جواد؛ پیمانی، مسلم (۱۳۹۰). "پیش‌بینی بازده با استفاده از معیارهای مختلف ریسک براساس شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی.

Amenc, N., Martellini, L., Goltz, F., and Sahoo, D., (2011). "Is There a Risk/Return Tradeoff across Stocks? An Answer from a Long-Horizon Perspective", *EDHEC-Risk research paper*.

Bali, T.G., and Cakici, N., (2008). "Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 43, No. 1, pp: 29-58.

Baker, M.P., Bradley, B., and Wurgler, J.A., (2011). "Benchmarks as Limits to Arbitrage. Understanding the Low Volatility Anomaly", *Financial Analysts' Journal*, Vol. 67, No. 1, pp 54-40.

Black, F., Jensen, M.C., and Scholes, M., (1972). "*The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*", Studies in the Theory of Capital Markets, (Ed.), Praeger.

Blitz, D., Pang, J., Vliet, P., (2013). "*The Volatility Effect in Emerging Markets*", Emerging Markets Review.

Blitz, D., van, Vliet, P., (2007). "The Volatility Effect: Lower Risk Without Lower Return". *Journal of Portfolio Management*, Vol. 34, No. 1, pp 102-113.

Carhart, M., (1977). "On persistence in mutual fund performance". *Journal of Finance*, 52, pp 57-82.

Fama, E., French, K. (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns". *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, pp 427-465.

Fama F, French,R, Kenneth, (2012). "Size, value, and momentum in international stock returns". *Journal of Financial Economics*, 105, pp 457-472.

Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). "Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency", *Journal of Finance*, 48, pp 65 – 91.

Rouwenhorst, K.G., (1999). "Local Return Factors and Turnover in Emerging Stock Markets". *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 4, pp 1439-1464.

scherer, B., (2010). "A New Look at Minimum Variance Investing", *SSRN working paper*. no1681306.