

بررسی اثر فزاینده عامل نوسانپذیری بر قدرت توضیحدهندگی مدل سه

عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران

احمد بدری^۱ و عظیم رجبی^۲

چکیده

تاکنون به منظور طراحی مدلی مناسب برای پیشبینی بازده سهام، تلاشهای بسیاری صورت گرفته است. یکی از قدیمیترین این مدلها CAPM میباشد. این مدل به رغم مقبولیت نسبی، همواره به دلیل قدرت تبیینکنندگی پایین و به استناد آزمونهای تجربی متعددی مورد انتقاد قرار گرفته است. مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) با افزودن فاکتورهای ارائه شده در این حوزه است. پس از ارائه این مدل، پژوهشگران دیگری سعی کردهاند با افزودن عامل (عوامل) دیگری به این مدل، قدرت توضیحدهندگی آن را افزایش دهند که معروفترین آنها، مدل چهار عاملی کارهارت میباشد که عامل مومنتوم را به مدل سه عاملی افزوده است. پژوهشهای بعدی، عامل نوسانپذیری را مورد توجه قرار دادند. پژوهش حاضر در پی آزمون قدرت توضیحدهندگی مدل چهار عاملی است که با افزودن نوسانپذیری، کارکرد این مدل را در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار داده است. نمونه مورد بررسی شامل ۹۵ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ میباشد. نتایج نشان میدهند که شرکتهای بزرگ در مقایسه با شرکتهای کوچک، شرکتهای رشدی در مقایسه با شرکتهای ارزشی - برخلاف نتایج پژوهشهای فاما و فرنچ (۱۹۹۲) - بازدهی بالاتری دارند. به علاوه، شرکتهای دارای انحراف معیار بالاتر، در مقایسه با شرکتهای دارای انحراف معیار پایین، بازدهی بالاتری دارند. همچنین، افزودن عامل نوسانپذیری به مدل سه عاملی، موجب افزایش معنادار قدرت توضیحدهندگی مدل سه عاملی می شود. در نهایت توان تبیینکنندگی مدل چهار عاملی، تحت تاثیر اثر صنعت قرار نمیگیرد.

واژه‌های کلیدی: مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل چهار عاملی، نوسانپذیری، انحراف معیار بازده سهام

طبقه بندی موضوعی: G12

۱. دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه شهید بهشتی

۲. کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه شهید بهشتی (مسئول مکاتبات) rajabi.azim@yahoo.com

۱- مقدمه

در یک سرمایه‌گذاری موفق، باید سهمی انتخاب شود که در ازای ریسک مشخص، بیشترین بازده را داشته باشد و یا به ازای بازده مشخص، دارای کمترین ریسک باشد. به همین دلیل، یکی از مباحثی که همواره مورد توجه پژوهشگران علوم مالی بوده، طراحی مدلی می‌باشد که بتوان با استفاده از آن بازده آتی سهام را پیش‌بینی کرد. در همین راستا، در این پژوهش، عامل نوسان‌پذیری^۱ به مدل سه عاملی فاما و فرنچ افزوده و آزمون شده است ولی پرسشی پیش می‌آید که آیا این مدل جدید می‌تواند قیمت‌های آتی را به نحوی مطلوب‌تر پیش‌بینی نماید یا خیر.

۲- مبانی نظری

در طول چند دهه گذشته، چندین مدل برای محاسبه بازده مورد انتظار توسط نظریه پردازان معرفی شده است، که پژوهش‌های تجربی فراوانی برای این مدل‌ها با بازه‌های زمانی مختلف در بازارهای گوناگون انجام شده است. یکی از نخستین مدل‌ها که توسط شارپ، لینتنر و بلگ (۱۹۶۳) معرفی شد، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌باشد. تنها عامل توضیح‌دهنده بازده در این مدل، ریسک سیستماتیک قبالتی^۲ است. مدل، نظریه ساده‌ای است که بر طبق آن، نرخ بازده یک سرمایه‌گذاری باید سطح ریسک مربوط به آن را نشان دهد. هر چه ریسک یک سرمایه‌گذاری بیشتر باشد، باید بازده بیشتری هم داشته باشد و بالعکس. براساس این مدل، یک رابطه مثبت خطی بین بتای هر نوع از اوراق بهادار (معیار ریسک) و بازده مورد انتظار آن وجود دارد (میثاقی فاروجی، ۱۳۸۹). پس از ارائه این مدل توسط شارپ و همکاران پژوهش‌های بسیاری درباره قدرت توضیح‌دهندگی این مدل انجام شد که نتایج آن حاکی از ارتباط ضعیف بین بازده بازار و میانگین بازده سهام بود. به عنوان نمونه می‌توان به پژوهش‌ها و فرنج (۱۹۹۲) اشاره کرد. آنها قدرت توضیح‌دهندگی این مدل را طی بازه زمانی ۱۹۴۱ تا ۱۹۹۰ در بورس اوراق بهادار نیویورک (NYSE) مورد بررسی قرار دادند که نتایج پژوهش آنان نیز همانند بسیاری پژوهش‌های دیگر، گویای ارتباط ضعیف بین این دو عامل بود. پژوهشگران دیگر رابطه بازده با اندازه شرکت، نسبت E/P، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و متغیرهای دیگر را مورد بررسی قرار دادند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲). سرانجام فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۳ نقش سه عامل صرف ریسک بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام را در تشریح تغییرات بازده سهام طی بازه زمانی ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۱

1. Volatility

2. Sharpe, Lintner and Black

مورد بررسی قرار دادند. بررسیهای آنها نشان داد، افزودن عامل اندازه و به ویژه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به مدل CAPM، قدرت توضیح‌دهندگی بازده را به نحو چشمگیری افزایش می‌دهد. فرنج (۱۹۹۳). در عین حال، پژوهش‌ها برای بهبود این مدل ادامه دارد. به همین منظور، پژوهشگران متغیرهای دیگری را برای افزایش قدرت توضیح‌دهندگی این مدل به آن افزودند.

طی سالهای اخیر، با پیشرفت پژوهش‌های علم‌فهوم ریسک نیز تغییر کرده است. در نخستین سالهای دهه ۱۹۰۰ تحلیلگران برای ارزیابی یا تعیین ریسک اوراق‌بده، به ترازنامه توجه میکردند؛ یعنی هر قدر میزان وام یا بدهی شرکت بیشتر بود، ریسک سهام شرکت را بیشتر تخمین می‌زدند (راعی و پویانفر، ۱۳۸۳). تا اینکه در سال ۱۹۵۲، معیار جدیدی از ریسک توسط هری مارکوویتز معرفی شد. وی انحراف معیار را به عنوان شاخص پراکندگی، معیار عددی ریسک خواند (راعی و پویانفر، ۱۳۸۳). به طوریکه، امروزه بیشتر پژوهشگران، ریسک سرمایه‌گذاری را با انحراف معیار نرخ بازده، مرتبط می‌دانند؛ یعنی هر قدر بازده سرمایه‌گذاری بیشتر تغییر کند، سرمایه‌گذاری مزبور، ریسک بیشتری خواهد داشت (پویانفر، ۱۳۸۳).

با توجه به اهمیت نوسان‌پذیری به عنوان عاملی مهم که همواره مورد توجه پژوهشگران بوده و نظر به نوسانهای بالای بازده در کشورهای در حال توسعه همچنان که بررسیهای فاما و فرنج (۱۹۹۹) نشان داد- اهمیت این عامل، به عنوان یک عامل موثر بر بازده را دو چندان میکند. به همین دلیل، همانند صالح (۲۰۱۰)، انحراف معیار بازده سهام به عنوان عامل چهارم به مدل سه عاملی فاما و فرنج افزوده شده است و قدرت توضیح‌دهندگی مدل چهار عاملی با مدل سه عاملی مورد مقایسه قرار گرفته است.

۳- پیشینه پژوهش

در این قسمت، خلاصهای از پژوهش‌های انجام شده درباره عامل نوسان‌پذیری و مدل سه عاملی فاما و فرنج داده شده است.

۱-۳- پژوهش‌های انجام شده درباره عامل نوسان‌پذیری

بررسی رابطه بین بازده و نوسان‌پذیری از جمله موضوعاتی است که همواره مورد توجه پژوهشگران بوده است. در این باره، پژوهش‌های بسیاری انجام شده که نتایج متفاوتی به همراه داشته است. دلیل نتایج متفاوت و گاهی متناقض، روشها و مدل‌های مختلف استفاده شده

می‌باشد. برخی از پژوهشگران، رابطه بازده سهام هر شرکت را با نوسانپذیری بررسی کرده‌اند، در حالی که برخی دیگر، رابطه بازده شاخص بازار سهام یا پرتفویی از سهام را با نوسانپذیری مورد بررسی قرار داده‌اند. برخی نوسانپذیری را به دو بخش نوسانهای مورد انتظار و نوسانهای غیرمنتظره تقسیم کرده‌اند. در مقابل، عده‌ای رابطه بازده را با نوسانهای کل (ناخالص) مورد بررسی قرار داده‌اند. همچنین، علت نتایج متفاوت، استفاده از روش سری زمانی در مقابل روش مقطعی و استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی متفاوت برای محاسبه نوسانهای بازده در مقابل استفاده از روش نوسانپذیری ضمنی میباشد (هان، ۲۰۰۸). این پژوهش‌ها با استفاده از دو روش سری زمانی و روش مقطعی انجام شده است که در ادامه نتایج کلی آن آورده شده است.

الف) روش سری زمانی

بلک (۱۹۷۶)، کریستی^۱ (۱۹۸۲)، ترنر، استارتز، نلسن^۲ (۱۹۸۹)، گلاستن، جگانتن و رانکل^۳ (۱۹۹۳)، نلسن (۱۹۹۱) و دیک و انجی^۴ (۲۰۰۷) وجود رابطه منفی بین بازده مورد انتظار و نوسانپذیری را گزارش کردند. نتایج پژوهش‌های فرنچ، اسورت و استمبا^۵ (۱۹۸۷)، کمبل و حنچل^۶ (۱۹۹۲)، گیل و سنتاکلرا^۷ (۲۰۰۳) و جینگ و لی^۸ (۲۰۰۴) حاکی از وجود رابطه مثبت بود. همچنین بیلی و دجنار^۹ (۱۹۹۰) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که رابطه بین بازده پرتفوی و نوسانپذیری ضعیف است.

توضیحات متفاوتی برای یافته‌های مذکور بیان شده است: بلک (۱۹۹۷)، کریستی (۱۹۸۲)، اسورت (۱۹۹۰) و دافی^{۱۰} (۱۹۹۵) به فرضیه اهرمی متوسل شدند. طبق این فرضیه، کاهش در ارزش شرکت موجب افزایش اهرم مالی شده، در نتیجه سهام ریسک‌پذیرتر می‌شود و نوسانهای آن افزایش می‌یابد. پیندیک^{۱۱} (۱۹۸۴)، فرنچ و همکاران (۱۹۸۷) و کمبل و حنچل (۱۹۹۲) اثر

-
1. Christie
 2. Turner, Startz and Nelson
 3. Glosten, Jagannathan and Runkle
 4. Daouk and Ng
 5. French, Schwert and Stambaugh
 6. Campbell and Hentschel
 7. Goyal and Santa-Clara
 8. Jiang and Lee
 9. Baillie and DeGennaro
 10. Duffee
 11. Pindyck

بازخورد نوسان‌پذیری را مطرح کردند. طبق فرضیه اهرمی، شوک‌های بازده به تغییر در واریانس شرطی می‌انجامد، در حالی که اثر بازخورد نوسان‌پذیری مدعی است که شوک‌های بازده نتیجه تغییر در واریانس شرطی می‌باشد (هان^۱، ۲۰۰۸).

ب) روش مقطعی

لهمن^۲ (۱۹۹۰)، مالکل و زوو^۳ (۲۰۰۷، ۱۹۹۷)، اسپینگل و وانگ^۴ (۲۰۰۵) و فو^۵ (۲۰۰۵) به این این نتیجه دست یافتند که نوسان‌پذیری با بازده مقطعی سهام ارتباط مستقیم دارد. بالی و کیکسای^۶ (۲۰۰۶) به رابطه معناداری بین نوسان‌پذیری و بازده دست نیافتند. لانگستف^۷ (۱۹۸۹) به رابطه منفی دست یافت ولی این رابطه معنادار نبود (هان، ۲۰۰۸). پاکیزه (۱۳۸۹) نیز رابطه بین این دو متغیر را در بورس اوراق بهادار تهران و هشت بورس اوراق بهادار دیگر مورد بررسی قرار داد. این رابطه در غالب بورسها منفی بوده و ضریب تعیین پایینی را نشان می‌دهد (پاکیزه، ۱۳۸۹).

۲-۳- پژوهش‌های انجام شده در مورد مدل سه عاملی فاما و فرنچ

در مورد مدل سه عاملی، پژوهش‌های زیادی در داخل و خارج از کشور انجام شده است. در اینجا به اختصار، چند مورد از این پژوهش‌ها آورده شده است. جنسن، جانسون و مرکر^۸ تاثیر صرف ریسکهای اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام را مورد بررسی قرار دادند. بررسیهای آنها نشان داد که دو عامل اندازه و B/M در توضیح بازده نقش دارند افزون بر این، بررسیهای آنها نشان داد، صرف ریسکهای اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار به سیاستهای پولی اتخاذ شده توسط فدرال رزرو بستگی دارد (جنسن و همکاران، ۱۹۹۷). چاگو^۹، CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ را با استفاده از دادههای بازار سهام برزیل و آمریکا مورد مقایسه قرار داد. او با بررسی این دو مدل دریافت که در بازار سهام برزیل، مدل سه

-
1. Han
 2. Lehmann
 3. Malkiel and Xu
 4. Spiegel and Wang
 5. Fu
 6. Bali and Cakici
 7. Longstaff
 8. Jensen, Johnson and Merker
 9. Chague

عاملی فاما و فرنچ در مقایسه با CAPM از قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری برخوردار است (چاگک، ۲۰۰۷).

صالح ضمن کنترل عامل نوسانپذیری، صرف ریسک ارزش را برای بازار سهام عمان در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داد. او دریافت، صرف ریسک ارزش در این بازار وجود ندارد و مطابق با پیشینی فاما و فرنچ (۱۹۹۸)، نوسانپذیری در توضیح تفاوت بازده سهام رشدی و ارزشی نقش دارد. بر این اساس، وی با اضافه نمودن عامل نوسانپذیری به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، نقش این عامل را در افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد، افزودن این عامل، قدرت توضیح‌دهندگی مدل مذکور را افزایش می‌دهد (صالح، ۲۰۱۰).

در داخل کشور نیز پژوهش‌هایی درباره مقایسه مدل سه عاملی و مدل ارزشگذاری دارایی سرمایه انجام شده است. از جمله این پژوهش‌ها می‌توان به پژوهش آقاییگی (۱۳۸۴)، اشراق‌نای جهرمی و نشوادیان (۱۳۸۷)، میثاقی فاروجی (۱۳۸۹) اشاره کرد. نتایج بررسی‌های آنها نشان داد که مدل سه عاملی فاما و فرنچ نسبت به مدل CAPM دارای برتری نسبی است. علاوه بر پژوهش‌های فوق، پژوهش‌هایی نیز توسط معتمدزاده و طارمی (۱۳۸۴)، احمدپور و رحمانی فیروزجائی (۱۳۸۶) و طالبنیا و احمدی نظام‌آبادی (۱۳۸۹) انجام شده است که نتایج حاصل از بررسی‌های آنها نیز حاکی از تایید مدل سه عاملی می‌باشد.

۴- روش پژوهش

پژوهش حاضر از نوع مطالعه پس رویدادی است که در آن، عوامل موثر بر متغیر وابسته با استفاده از داده‌های گذشته (مشاهده شده) مورد بررسی قرار گرفته است. پرسش اصلی پژوهش حاضر این است که آیا افزودن عامل نوسانپذیری به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، قدرت توضیح‌دهندگی این مدل را افزایش می‌دهد یا خیر؟ بدین ترتیب، فرضیه‌های زیر مورد آزمون قرار گرفته است:

فرضیه ۱: قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ با افزودن عامل نوسانپذیری به طور معناداری افزایش می‌یابد.

علاوه بر فرضیه اصلی فوق، فرضیه فرعی زیر نیز مورد آزمون قرار گرفته است.

فرضیه ۲: قدرت توضیح‌دهندگی مدل چهار عاملی (مدل سه عاملی فاما و فرنچ به علاوه عامل نوسانپذیری) تحت تاثیر صنعت قرار نمی‌گیرد.

۱-۴- نمونه و داده‌ها

جامعه آماری مورد بررسی، شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران میباشد. دوره زمانی پژوهش از ابتدای سال ۱۳۸۱ تا پایان سال ۱۳۹۰ است. انتخاب نمونه از جامعه آماری با توجه به معیارهای زیر انجام شده است:

۱. سهام شرکت تا پایان سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشد.
 ۲. شرکتهای سرمایه‌گذاری، بانکها، بیمه، واسطه‌گریهای مالی و هلدینگ به دلیل تفاوت در ماهیت و به ویژه تفاوت در مورد متغیرهایی نظیر نسبت B/M و اندازه، مستثنی شده است.
 ۳. شرکتهای دارای ارزش دفتری منفی حذف شده است.
 ۴. سهام شرکتهایی که دارای وقفه معاملاتی بیش از سه ماه حذف شده است.
- بدین ترتیب نمونه مورد بررسی شامل ۹۵ شرکت میباشد. لازم به ذکر است، اطلاعات مورد نیاز از بانک اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است.

۵- طرح پژوهش

۱-۵- متغیرها و نحوه محاسبه

متغیر وابسته مدل‌های مورد بررسی، صرف بازده پرتفوی سهام شرکتهای مورد مطالعه و متغیرهای مستقل، MKT (صرف ریسک بازار)، SMB (میانگین بازده شرکتهای دارای اندازه کوچک منهای میانگین بازده شرکتهای دارای اندازه بزرگ)، HML (میانگین بازده شرکتهای دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین) و HSVMLSV (میانگین بازده شرکتهای دارای توسان بالا منهای میانگین بازده شرکتهای دارای توسان بالا منهای) میباشد. برای محاسبه متغیرهای مذکور، بازدهی ماهانه سهام، نرخ بازده بدون ریسک، بازدهی ماهانه بازار، ارزش بازار شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و انحراف معیار بازده سهام به شرح زیر محاسبه شده است:

- بازدهی سهام با استفاده از فرمول زیر محاسبه شده است:

$$R_{it} = \frac{D_{it} + P_{it}(1 + X_{it} + C_{it}) - (P_{it-1} + M_{it} * X_{it})}{P_{it-1} + M_{it} * X_{it}} \quad (3-1)$$

R_{it} : بازده سهام i در دوره t

P_{it} : قیمت سهام i در انتهای دوره t

P_{it-1} : قیمت سهام i در ابتدای دوره t

D_{it} : سود تقسیمی هر سهم i در پایان دوره t

X_{it} : درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی سهام i در دوره t

C_{it} : درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته سهام i در دوره t

M_{it} : مبلغ اسمی پرداخت شده توسط سرمایه‌گذار بابت افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و

مطالبات برای سهام i

- نرخ بازده بدون ریسک به صورت ماهانه محاسبه و برابر با نرخ سود علی الحساب اوراق مشارکت بانک مرکزی در نظر گرفته شده است.

- بازدهی بازار به صورت ماهانه و با استفاده از شاخص قیمت و بازده نقدی یا همان شاخص درآمد کل با نماد TEDPIX به شرح زیر استفاده شده است:

$$R_{mt} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \quad (3-2)$$

- اندازه شرکت از حاصل ضرب قیمت روز هر سهم در تعداد سهام شرکت محاسبه شده است.

- نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از تقسیم ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر ارزش روز شرکت محاسبه شده است.

- انحراف معیار نیز از رابطه زیر محاسبه شده است:

$$S_i = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} \quad (3-3)$$

لازم به ذکر است که برای محاسبه نوسانپذیری از انحراف معیار سهام استفاده شده

است.

در این پژوهش از مدل خطی چند متغیره به شرح زیر استفاده شده است:

$$Y = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_k X_k \quad (3-4)$$

در پژوهش حاضر، پارامترهای نامعلوم a_1 ، a_2 ، a_3 و a_4 در مدل سه عاملی فاما و فرنچ و

پارامترهای نامعلوم a_1 ، a_2 ، a_3 ، a_4 و a_5 در مدل چهار عاملی برآورد شده است تا مشخص شود

هر یک از متغیرهای مستقلِ صرف ریسک بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در مدل سه عاملی و متغیرهای مستقل مزبور به علاوه نوسان‌پذیری قیمت در مدل چهار عاملی چه تاثیری بر متغیر وابسته یعنی بازده سهام شرکت دارد. مدل فاما و فرنچ به صورت زیر است:

$$R_p - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + s_i(SMB) + h_i(HML) + u_i \quad (۳-۵)$$

که در این رابطه R_p بازده پرتفوی سهام است.

برای محاسبه SMB و HML همانند فاما و فرنچ (۱۹۹۳) عمل میکنیم.

SMB برابر با متوسط بازده پرتفوی سهام کوچک منهای متوسط بازده پرتفوی سهام بزرگ می‌باشد.

HML نیز برابر است با متوسط بازده پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا منهای متوسط بازده پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین. u_i نیز جزء اخلال است.

مدل چهار عاملی همانند صالح (۲۰۱۰) به صورت زیر می‌باشد:

$$R_p - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + s_i(SMB) + h_i(HML) + v_i(HSVMLSV) + u_i \quad (۶)$$

(۳)

که متغیر HSVMLSV برابر با متوسط بازده پرتفوی سهام با نوسان‌پذیری (انحراف معیار) بالا منهای متوسط بازده پرتفوی سهام با نوسان‌پذیری پایین می‌باشد. سایر متغیرها نیز همانند مدل اصلی محاسبه شده است.

ایجاد پرتفویها برای تبیین عاملهای ریسک مرتبط با اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، با توجه به مدل فاما و فرنچ انجام شده است. سهام موجود، ابتدا از کوچکترین تا بزرگترین بر مبنای ارزش بازار شرکت مرتب شده و سپس با استفاده از میانه ارزش بازار سهام، در دو گروه کوچک (S) و بزرگ (B) دستهبندی شده است. همچنین نمونه مورد بررسی بر اساس ارزش دفتری به ارزش بازار در سه طبقه پایین (L)، میانی (M) و بالا (H) قرار گرفته است که در هر یک از طبقات پایین و بالا ۳۰ درصد و در طبقه میانی ۴۰ درصد قرار گرفته است. از ترکیب دو دسته اندازه و سه

دسته ارزش دفتری به ارزش بازار، شش پرتفوی به شرح جدول ۱ تشکیل شده است. رتبه بندی فوق به صورت ماهانه تکرار شده است و ترکیب پرتفویها به دلیل تغییر در اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکتها تغییر کرده است. این شش پرتفوی در نهایت برای بررسی صرف ریسکهای مرتبط با اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار مورد استفاده قرار گرفته است. سپس به عنوان متغیرهای مستقل و وابسته در مدل سه عاملی فاما و فرنچ به کار رفته است.

جدول ۱: مشخصات پرتفویهای تشکیل شده

شماره	مشخصه	نوع پرتفوی
۱	S/L	اندازه کوچک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین
۲	S/M	اندازه کوچک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار متوسط
۳	S/H	اندازه کوچک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا
۴	B/L	اندازه بزرگ و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین
۵	B/M	اندازه بزرگ و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار متوسط
۶	B/H	اندازه بزرگ و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا

بدین ترتیب با توجه به جدول ۱، SMB و HML به صورت زیر محاسبه شده است:

$$(۳-۷) \quad \text{میانگین بازدهی پرتفوی ۴، ۵ و ۶} - \text{میانگین بازدهی پرتفوی ۱، ۲ و ۳} = \text{SMB}$$

$$(۳-۸) \quad \text{میانگین بازدهی پرتفوی ۱ و ۴} - \text{میانگین بازدهی پرتفوی ۳ و ۶} = \text{HML}$$

برای محاسبه صرف ریسکهای مربوط به اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار مدل چهار عاملی نیز همانند روش بالا عمل شده است. برای محاسبه صرف ریسک مربوط به نوسانپذیری از روش صالح (۲۰۱۰) استفاده شده است. سهام انتخاب شده بر مبنای انحراف معیارشان در سه دسته پایین (L)، میانی (M) و بالا (H) طبقه بندی شده است. در هر یک از طبقات بالایی و پایینی، ۳۰ درصد سهام و در طبقه میانی ۴۰ درصد جای گرفته است. از ترکیب دو دسته اندازه و سه دسته انحراف معیار، شش پرتفوی به شرح جدول ۲ تشکیل شده است و این رتبه بندی به صورت ماهانه

تکرار شده است. ترکیب پرتفویها به دلیل تغییر در اندازه و انحراف معیار شرکتها تغییر کرده است. در نهایت از بازده این شش پرتفوی برای بررسی صرف ریسک مرتبط با نوسان‌پذیری استفاده شده است و سپس این متغیر مستقل همراه با سایر متغیرهای مستقل در مدل چهار عاملی مورد استفاده قرار گرفته است.

جدول ۲: مشخصات پرتفویهای تشکیل شده

شماره	مشخصه	نوع پرتفوی
۱	S/LV	اندازه کوچک و نوسان پذیری پایین
۲	S/MV	اندازه کوچک و نوسان پذیری متوسط
۳	S/HV	اندازه کوچک و نوسان پذیری بالا
۴	B/LV	اندازه بزرگ و نوسان پذیری پایین
۵	B/MV	اندازه بزرگ و نوسان پذیری متوسط
۶	B/HV	اندازه بزرگ و نوسان پذیری بالا

بدین ترتیب HSVMLSV نیز به صورت زیر محاسبه شده است:

$$(3-10) \quad \text{HSVMLSV} = 6 - \text{میانگین بازدهی پرتفوی ۱ و ۴} - \text{میانگین بازدهی پرتفوی ۳ و ۶}$$

۲-۵- متغیر وابسته

برای محاسبه متغیر وابسته از شش پرتفوی S/L، S/M، S/H، B/L، B/M و B/H و نیز دو پرتفوی VMGs و VMGb (در مجموع ۸ پرتفوی) استفاده شده است. بازده این هشت پرتفوی پس از کسر نرخ بازده بدون ریسک به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. نحوه محاسبه شش پرتفوی نخست در قسمت قبل تشریح شد. محاسبه دو پرتفوی VMGs و VMGb به صورت زیر میباشد:

$$(3-11) \quad \text{VMGs} = \text{میانگین بازدهی پرتفوی S/L} - \text{میانگین بازدهی پرتفوی S/H}$$

$$VMGb = \frac{B}{H} \text{ میانگین بازدهی پرتفوی } - \frac{B}{L} \text{ میانگین بازدهی پرتفوی } \quad (3-12)$$

۳-۵- روش تجزیه و تحلیل آماری

در این پژوهش به منظور آزمون فرض اساسی رگرسیون از آزمون معناداری مدل رگرسیون (آزمون F) و آزمون معناداری ضرایب (آزمون t) استفاده شده است. پس از انجام آزمونهای فوق، برای بررسی اینکه آیا افزودن عامل نوسانپذیری به مدل سه عاملی موجب افزایش معنادار در میزان R^2 تعدیل شده می شود یا خیر، از آزمون F استفاده شده است.

۶- یافته‌ها

در جدول ۳، آمار توصیفی متغیرهای مستقل آورده شده است. همانگونه که ملاحظه میکنید، صرف ریسک عامل بازار برابر با ۰/۸۸ درصد است که نشان میدهد، بازدهی بازار به طور متوسط و ماهانه ۰/۸۸ درصد بالاتر از نرخ بازده بدون ریسک است.

جدول ۳: آمار توصیفی

	MKT	SMB	HML	HSVMSLV
Mean	۰/۸۸	-۱/۱۲	-۳/۰۸	۵/۸۹
Median	-۰/۰۹	-۰/۷۶	-۲/۳۳	۵/۸۲
Maximum	۳۰/۹۵	۱۵/۶۴	۵/۲۹	۳۸/۳۶
Minimum	-۱۱/۱۸	-۲۸	-۱۷/۷۹	-۱۳/۱۴
Std. Dev.	۵/۹۵	۵/۳۲	۴/۶۳	۸/۰۴
Skewness	۱/۲۳	-۰/۹۴	-۰/۷۳	۰/۶۸
Kurtosis	۷/۰۴	۷/۷۷	۳/۳۳	۴/۵۴
Observations	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰

MKT صرف ریسک لپنار،

SMB متوسط بازده پرتفوی سهام کوچک منهای متوسط بازده پرتفوی سهام بزرگ،
 HML متوسط بازده پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا منهای متوسط
 بازده پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین،
 HSMVLSV متوسط بازده پرتفوی سهام با انحراف معیار بالا منهای متوسط بازده پرتفوی
 سهام با انحراف معیار پایین است.

میانگین ماهانه متغیرهای SMB و HML منفی و به ترتیب برابر با ۱.۱۲- و ۳.۰۸- می‌باشد که
 حاکی از بازدهی بالاتر سهام شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک و نیز بازده
 بالاتر شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (شرکت‌های رشدی) در مقایسه با
 شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (شرکت‌های ارزشی) می‌باشد. علاوه بر این،
 میانگین ماهانه متغیر HSMVLSV برابر با ۵.۸۹ درصد است که گویای بازدهی بالاتر سهام با
 نوسان‌های بالا در مقایسه با سهام با نوسان‌های پایین است.

۱-۶- نتایج رگرسیون

به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، نخست مدل سه عاملی فاما و فرنچ اجرا شده است و
 سپس با افزودن عامل نوسان‌پذیری به مدل سه عاملی، ضرایب متغیرهای مستقل و R^2 مدل‌های
 مذکور مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.
 همانطور که در جدول ۴ ملاحظه می‌کنید، جزء ثابت برای مدل سه عاملی تنها برای پرتفوی با
 اندازه کوچک و نسبت B/M متوسط (پرتفوی دوم) معنادار است و در مدل چهار عاملی برای
 پرتفویهای اول، سوم و پنجم معنادار می‌باشد.
 در مدل سه عاملی، ضرایب صرف ریسک بازار برای پرتفویهای اول تا ششم (به ترتیب S/L،
 S/M، S/H، B/L، B/M و B/H) در سطح خطای یک درصد معنادار است ولی برای دو پرتفوی
 آخر (VMGs و VMGb) معنادار نمی‌باشد. مقدار این ضرایب برای پرتفویهایی که ضرایب
 MKT آنها معنادار است، مثبت و در بازه ۰.۵۴۱ تا ۰.۷۳۷ در تغییر می‌باشد که نشان می‌دهد،
 ارتباط بین MKT و متغیر وابسته مثبت است. در مدل چهار عاملی، ضریب β به استثنای
 پرتفویهای پنجم، هفتم و هشتم، برای بقیه پرتفویها در سطح خطای یک درصد معنادار و مثبت
 می‌باشد و مقدار آن برای پرتفویهایی با ضرایب معنادار، بین ۰.۱۹۰ تا ۰.۵۱۶ می‌باشد. بنابراین
 می‌توان گفت، صرف ریسک بازار در تشریح تغییرات بازده سهام موثر است. بدین ترتیب، صرف

ریسک بازار نقش مهمی در توضیح تغییرات پرتفوی داشته است و ریسک سیستماتیک یکی از عوامل موثر بر بازده سهام می باشد.

جدول (۴): ضرایب متغیرها، ضرایب تعیین و آماره F مدل سه عاملی و چهار عاملی

Portfolio	Model	Constant	MKT	SMB	HML	HSVMSLV	R ²	F	Sig
1	Three Factor	0.003 (.006)	0.574*** (7.535)	0.567*** (6.261)	-0.643*** (-7.992)		0.623	40.249	0.000
1	Four Factor	-1.804*** (-4.159)	0.190*** (2.516)	0.537*** (7.249)	-0.570*** (-8.342)	0.421*** (3.462)	0.734	66.680	0.000
2	Three Factor	1.400*** (3.384)	0.709*** (9.960)	0.651*** (8.224)	0.050 (0.665)		0.504	25.212	0.000
2	Four Factor	0.140 (0.320)	0.440*** (5.608)	0.685*** (9.470)	0.137* (1.946)	0.324*** (6.301)	0.585	34.605	0.000
3	Three Factor	0.346 (0.912)	0.610*** (9.571)	0.678*** (9.204)	0.473*** (6.792)		0.530	27.875	0.000
3	Four Factor	-1.160*** (-2.867)	0.298*** (4.238)	0.581*** (8.881)	0.499*** (7.691)	0.349*** (7.162)	0.597	36.241	0.000
4	Three Factor	0.606 (1.571)	0.737*** (11.068)	- 0.320*** (-4.329)	-0.477*** (-6.884)		0.748	89.207	0.000
4	Four Factor	-0.322 (-0.713)	0.516*** (6.514)	- 0.385*** (-5.402)	-0.409*** (-5.914)	0.220*** (3.991)	0.763	64.886	0.000
5	Three Factor	0.649 (1.508)	0.541*** (7.550)	- 0.267*** (-3.202)	-0.035 (-0.445)		0.736	56.237	0.000
5	Four Factor	-1.089** (-2.320)	0.131 (1.613)	- 0.392*** (-5.276)	0.022 (0.310)	0.422*** (7.318)	0.775	83.053	0.000
6	Three Factor	0.750 (1.809)	0.632*** (9.120)	- 0.412*** (-5.084)	0.494*** (6.722)		0.710	59.403	0.000
6	Four Factor	-0.610 (-1.456)	0.382*** (5.184)	- 0.409*** (-5.848)	0.536*** (8.369)	0.347*** (6.775)	0.795	66.849	0.000
7	Three Factor	0.054 (0.122)	-0.004 (-0.061)	-0.025 (-0.310)	1.066*** (13.575)		0.612	63.668	0.000
7	Four Factor	0.557 (1.110)	0.094 (1.073)	-0.034 (-0.418)	1.034*** (13.052)	-0.119** (2.007)	0.622	50.004	0.000
8	Three Factor	0.413 (0.978)	-0.005 (-0.077)	0.073 (0.925)	0.916*** (12.146)		0.555	50.406	0.000
8	Four Factor	-0.115 (-0.240)	-0.108 (-1.297)	0.082 (1.053)	0.950*** (12.535)	0.125** (2.201)	0.569	40.269	0.000

$$\text{Three Factor Model: } R_p - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + s_i(\text{SMB}) + h_i(\text{HML}) + u_i$$

$$\text{Four Factor Model: } R_p - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + s_i(\text{SMB}) + h_i(\text{HML}) + v_i(\text{HSVMSLV}) + u_i$$

Constant جزء ثابت،

MKT صرف ریسک بازار،

SMB متوسط بازده پرتفوی سهام کوچک منهای متوسط بازده پرتفوی سهام بزرگ،
HML متوسط بازده پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا منهای متوسط
بازده پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین،
HSVMLSV متوسط بازده پرتفوی سهام با انحراف معیار بالا منهای متوسط بازده پرتفوی
سهام با انحراف معیار پایین است.

*** و ** و * به ترتیب سطح معناداری ده درصد، پنج درصد و یک درصد را نشان می‌دهد. ضرایب
بدست آمده برای هر متغیر مستقل، زیر همان متغیر و آملآن داخل پرانتز آورده شده‌است.
ضرایب SMB هر دو مدل مورد بررسی، برای شش پرتفوی اول در سطح یک درصد معنادار
میباشد که این نیز حاکی از موثر بودن صرف اندازه (SMB) در توضیح تغییرات بازده سهام می-
باشد ولی برای دو پرتفوی آخر معنادار نمیباشد. ضرایب SMB (به استثنای مواردی که ضرایب
معنادار نبوده است)، برای مدل سه عاملی از ۰.۴۱۲- تا ۰.۶۷۸ و برای مدل چهار عاملی از ۰.۴۰۹-
تا ۰.۶۸۵ میباشد.

نکته درخور توجه این است که مثبت بودن ضرایب SMB در سه پرتفوی اول و منفی بودن
آن در سه پرتفوی دوم برای هر دو مدل سه عاملی و چهار عاملی است. به عبارت دیگر، زمانی که
از پرتفویهای با اندازه کوچک (پس از کسر نمودن نرخ بازده بدون ریسک) به عنوان متغیر
وابسته استفاده شده است، ارتباط بین SMB و متغیر وابسته مثبت و زمانی که از پرتفویهای با
اندازه بزرگ (پس از کسر نمودن نرخ بازده بدون ریسک) به عنوان متغیر وابسته استفاده شده
است، این ارتباط منفی بدست آمده است. عامل دیگر مدل سه عاملی فاما و فرنچ HML میباشد.
ضرایب این متغیر برای مدل سه عاملی، به استثنای پرتفوی دوم و پنجم، برای سایر پرتفویها در
سطح یک درصد معنادار است.

نتایج حاصل از برآورد مدل چهار عاملی نشان می‌دهد که ضرایب HML برای پرتفوی دوم معنادار
نبوده و برای پرتفوی پنجم نیز تنها در سطح ۱۰ درصد معنادار است. اما ضرایب این متغیر برای شش
پرتفوی دیگر - همانند مدل سه عاملی - در سطح خطای یک درصد معنادار میباشد. همانند عامل
SMB، ضرایب HML نیز دارای روند خاصی میباشد. ضرایب عامل صرف ارزش برای پرتفویهای
اول و چهارم منفی میباشد، اما برای سایر پرتفویها مثبت است. به عبارت دیگر، زمانی که از
پرتفویهای با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (پس از کسر نمودن نرخ بازده بدون ریسک) به
عنوان متغیر وابسته استفاده شده است، ضرایب متغیر HML منفی و معنادار بوده و زمانی که از

پرتفوی‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (پس از کسر نمودن نرخ بازده بدون ریسک) به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است، ضرایب متغیر HML مثبت و معنادار بدست آمده است. همچنین هنگامی که از پرتفویهای با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار متوسط (پس از کسر نمودن نرخ بازده بدون ریسک) به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است، ضرایب متغیر HML در سطح ۵ درصد معنادار نبوده است. به عبارت دیگر، ضرایب HML متناسب با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تغییر نمی‌کند. دامنه ضرایب متغیر HML (به استثنای مواردی که ضرایب معنادار نبوده است) برای مدل سه عاملی از ۰.۶۴۳- تا ۱.۰۶۶+ و برای مدل چهار عاملی از ۰.۵۷- تا ۱.۰۳۴+ بدست آمده است.

ضرایب HSMVLSV در سطح ۵ درصد معنادار است. همانگونه که در جدول ۴ ملاحظه می‌کنید، آماره t برای بیشتر پرتفویها بالاتر از ۳ میباشد که حاکی از معناداری بالای این متغیر است. مقدار ضرایب این عامل، برخلاف دو متغیر SMB و HML، دارای روند خاصی نیست. علامت آن نیز به استثنای پرتفوی هفتم، مثبت میباشد. مقدار ضرایب بدست آمده برای عامل نوسان‌پذیری بین ۰.۱۱۹- تا ۰.۴۲۲+ میباشد.

۲-۶- مقایسه ضریب تعیین مدل سه عاملی و چهار عاملی

همانطور که در جدول ۵ مشاهده میکنید، برای تمامی پرتفویهای مورد بررسی افزایش در ضریب تعیین تعدیل شده می‌بینیم. بیشترین افزایش در R^2 تعدیل شده مربوط به پرتفوی اول با ۱۱ درصد افزایش میباشد و کمترین افزایش در R^2 تعدیل شده مربوط به پرتفوی هفتم با ۱ درصد افزایش است. به طور متوسط مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل سه عاملی فاما و فرنچ به علاوه نوسانپذیری (مدل چهار عاملی) ۰.۶۸۰+ بدست آمده است که در مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ ۵.۳ درصد بالاتر است. برای بررسی اینکه آیا این افزایش در ضریب تعیین معنادار است یا خیر، از آزمون F استفاده شده است. مقدار بحرانی برای این آزمون در سطح خطای یک درصد و پنج درصد به ترتیب ۶.۸۱ و ۳.۹۲ میباشد. همچنان که ملاحظه میکنید، در سطح خطای یک درصد، تنها برای پرتفوی هفتم و هشتم فرض صفر مبنی بر عدم تفاوت معنادار در مقدار R^2 دو مدل رد نمیشود، اما در سطح خطای پنج درصد فرض صفر برای هر هشت پرتفوی رد میشود. بنابراین میتوان ادعا کرد که افزودن عامل نوسانپذیری به مدل سه عاملی فاما و فرنچ موجب افزایش معنادار در مقدار R^2 می‌شود و در نتیجه فرضیه اول پژوهش مبنی بر تاثیر گذاری عامل نوسانپذیری بر افزایش قدرت تبیینکنندگی مدل سه عاملی تایید میشود.

جدول ۵: مقایسه ضریب تعیین تعدیل شده مدل سه عاملی و مدل چهار عاملی

پرتفوی	مدل سه عاملی	مدل چهار عاملی	میزان افزایش در R ²	مقدار آماره F
۱	۰/۶۲۳	۰/۷۳۴	۰/۱۱۱	۴۷/۸۱۰
۲	۰/۵۰۴	۰/۵۸۵	۰/۰۸۱	۲۲/۲۹۷
۳	۰/۵۳	۰/۵۹۷	۰/۰۶۷	۱۸/۸۴۶
۴	۰/۷۴۸	۰/۷۶۳	۰/۰۱۵	۹/۲۷۲
۵	۰/۷۳۶	۰/۷۷۵	۰/۰۳۹	۱۸/۷۷۵
۶	۰/۷۱	۰/۷۹۵	۰/۰۸۵	۴۸/۹۴۲
۷	۰/۶۱۲	۰/۶۲۲	۰/۰۱۰	۴/۰۲۵
۸	۰/۵۵۵	۰/۵۶۹	۰/۰۱۴	۴/۸۴۴
میانگین	۰/۶۲۷	۰/۶۸	۰/۰۵۳	۰

$$\text{Three Factor Model: } R_p - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + s_i(SMB) + h_i(HML) + u_i$$

$$\text{Four Factor Model: } R_p - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + s_i(SMB) + h_i(HML) + v_i(HSVMLSV) + u_i$$

۳-۶- بررسی اثر صنعت

فرضیه دیگری که این پژوهش در پی بررسی آن می‌باشد، بررسی اثر صنعت است. در واقع، فرضیه دوم این پژوهش به این صورت بیان شده است که آیا قدرت تبیین‌کنندگی مدل چهار عاملی تحت تاثیر اثر نوع صنعت قرار می‌گیرد یا خیر. برای این منظور نخست مدل چهار عاملی به تفکیک صنایع برآورد شده و ضریب تعیین هر کدام استخراج شده است. سپس با استفاده از تحلیل واریانس، فرضیه دوم پژوهش آزمون شده است. در جدول ۶ ضریب تعیین هر پرتفوی به تفکیک صنعت آورده شده است. با نگاهی به جدول ۶، میتوان دریافت که مقدار ضرایب تعیین برای صنایع مختلف به پرتفویها بستگی دارد. برای مثال، مقدار R² صنعت کانیهای غیر فلزی برای پرتفوی دوم در مقایسه با صنایع دیگر کمترین مقدار را دارد، درحالی که برای پرتفوی هفتم

مقدار ضریب تعیین تعدیل شده در مقایسه با صنایع دیگر بیشترین مقدار میباشد. در هر حال، به منظور بررسی فرضیه دوم پژوهش مبنی بر اینکه قدرت توضیحدهندگی مدل چهار عاملی تحت تاثیر نوع صنعت قرار نمیگیرد، از تحلیل واریانس استفاده شده است.

جدول ۶: ضریب تعیین پرتفویها به تفکیک صنعت

پرتفوی	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
خودرو و قطعات	۰/۴۵۲	۰/۳۴۹	۰/۶۴۵	۰/۵۵۱	۰/۸۰۸	۰/۶۴۳	۰/۸۹۹	۰/۵۳۴
سیمان، آهن و گچ	۰/۶۴۶	۰/۶۴۶	۰/۹۷۹	۰/۵۱۸	۰/۷۴۰	۰/۹۱۶	۰/۹۱۰	۰/۹۰۶
شیمیایی	۰/۱۵۴	۰/۶۷۱	۰/۵۱۶	۰/۹۰۳	۰/۷۶۳	۰/۷۶۴	۰/۹۱۹	۰/۶۶۰
غذایی به جزء قند و شکر	۰/۸۶۲	۰/۳۲۱	۰/۲۰۸	۰/۹۲۱	۰/۷۷۳	۰/۸۹۵	۰/۸۴۸	۰/۹۹۲
فلزات اساسی	۰/۷۸۴	۰/۹۴۶	۰/۹۵۴	۰/۸۷۱	۰/۳۶۰	۰/۹۴۷	۰/۸۰۳	۰/۹۳۵
کانی های غیرفلزی	۰/۶۲۰	۰/۳۱۲	۰/۵۹۳	۰/۸۱۳	۰/۱۸۶	۰/۴۲۵	۰/۹۲۳	۰/۷۶۱
مواد دارویی	۰/۹۰۰	۰/۴۸۳	۰/۵۹۷	۰/۶۱۷	۰/۷۹۷	۰/۸۹۱	۰/۶۰۷	۰/۵۵۷
سایر	۰/۹۵۵	۰/۰۹۹	۰/۴۴۱	۰/۶۲۹	۰/۹۳۰	۰/۵۹۹	۰/۴۸۹	۰/۶۸۴

نتایج تحلیل واریانس نشان میدهد که مقدار آماره F کمتر از مقدار بحرانی است، بنابراین فرض صفر ($H_0: \mu_1 = \mu_2$) در سطح خطای یک درصد رد نمیشود. در نتیجه میتوان گفت، قدرت توضیحدهندگی مدل چهار عاملی تحت تاثیر اثر صنعت قرار نمیگیرد.

جدول ۷: تحلیل واریانس

منبع تغییرات	مجموع توانهای دوم	درجه آزادی	میانگین توانهای دوم	آماره F	p-value
تیمارها	۰/۳۸۲	۶	۰/۰۶۴	۱/۳۲	۰/۲۶۷
خطا	۲/۳۶۱	۴۹	۰/۰۴۸		
جمع	۲/۷۴۳	۵۵			

۷- نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش نشان‌دهنده بازده بالاتر سهام شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک، بازده بالاتر شرکت‌های رشدی در مقایسه با شرکت‌های ارزشی و نیز بازده بالاتر شرکت‌های دارای نوسان بالا در مقایسه با شرکت‌های دارای نوسان پایین می‌باشد. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که افزودن عامل نوسان‌پذیری به مدل سه عاملی فاما و فرنچ موجب افزایش معنادار در قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی می‌شود. به علاوه، اثر صنعت نیز مورد بررسی قرار گرفت که نتایج نشان داد، قدرت توضیح‌دهندگی مدل چهار عاملی تحت تاثیر اثر صنعت قرار نمی‌گیرد. ممکن است افزایش در قدرت توضیح‌دهندگی مدل چهار عاملی - همانطور که پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۸) نشان داده است - به دلیل نوسان‌های بالاتر بازار سهام کشورهای در حال توسعه در مقایسه با بازار سهام کشورهای توسعه یافته باشد. بنابراین می‌توان گفت، عامل نوسان‌پذیری به عنوان عامل تشریح‌کننده بخشی از تغییرات بازده سهام، حداقل در بازارهای پرنوسان قابل تامل است

۸- منابع

۱. آقابگی، صابر (۱۳۸۴)، "بررسی رابطه عامل بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
۲. احمدپور، احمد و رحمانی فیروزجانی، مجید (۱۳۸۶)، "بررسی تاثیر اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام (بورس اوراق بهادار تهران)"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۹، تابستان ۸۶، صفحات ۱۹-۳۷.
۳. اشراقی‌ای جهرمی، عبدالحمید و نشوادیان، کامیار (۱۳۸۷)، "آزمایش مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران"، *مجله علمی و پژوهشی شریف*، شماره ۴۵.
۴. بازرگان لاری، عبدالرضا (۱۳۸۵)، *رگرسیون خطی کاربردی* (چاپ دوم)، انتشارات دانشگاه شیراز، شیراز.
۵. پاکیزه، کامران (۱۳۹۰)، "تلاطم و بازده (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران و بورسهای بین‌الملل)"، *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*.

۶. راعی، رضا و پویانفر، احمد (۱۳۸۷)، مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته (چاپ دوم)، انتشارات سمت، تهران.
۷. راعی، رضا و سعیدی، علی (۱۳۸۳)، مابانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک، انتشارات سمت، تهران.
۸. طالبنیا، قدرت اله و احمدی نظام‌آبادی، فاطمه (۱۳۸۹)، "بررسی قدرت پیشبینی مدل سه عاملی فاما و فرنچ (F&F) و مدل ارزش در معرض خطر (VaR) در انتخاب پرتفوی بهینه سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله حسابداری مدیریت، شماره ۶.
۹. مجتهدزاده، ویدا و طارمی، مریم (۱۳۸۴)، "آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیشبینی بازده سهام"، پیام مدیریت، شماره ۱۷ و ۱۸، زمستان ۸۴ و بهار ۸۵، صفحات ۱۰۹-۱۳۲.
۱۰. میثاقی فاروجی، جواد (۱۳۸۹)، "مقایسه بین مدل‌های قیمتگذاری دارایی سرمایه‌های، سه عاملی فاما و فرنچ و شبکه عصبی مصنوعی در پیشبینی بازار سهام ایران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
11. Bali, T and Cakici, C (2006) "Idiosyncratic Volatility and the Cross-Section of Expected Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis, forthcoming*.
12. Black, F (1976) "Studies of stock price volatility changes", *Proceedings of the 1976 meetings of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Section (American Statistical Association, Washington, DC) 177-181*.
13. Carhart, M (1997) "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance, 52, 57-82*.
14. Chague, F (2007) "The CAPM and Fama-French Models in Brazil: A Comparative Study", *Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo São Paulo*.
15. Christie, A (1982) "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances" *Journal of Financial Economics, 10, 407-432*.

16. Daouk, H and Ng, D (2007) "Is Unlevered Firm Volatility Asymmetric?", *Working Paper*.
17. Duffee, G (1995) "Stock Returns and Volatility: A Firm-level Analysis", *Journal of Financial Economics*, 37, 399-420.
18. Fama, E and French, K (1992a) "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 47, 427-465.
19. Fama, E and French, K (1993) "Common Risk Factors In The Returns On Stocks and Bonds". *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, PP. 3-56.
20. Fama, E, and French, K (1998) "Value Versus Growth: The International Evidence". *The Journal of Finance*, Vol.53, PP.1975-1998.
21. French, K, Schwert, W and Stambaugh, R (1987) "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
22. Glosten, L, Jagannathan, R and Runkle, D (1993) "On the Relation Between Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 47, 1779-1801.
23. Han, H (2008) "The Cross-Section of Stock Return and Volatility", [Online] (Cited 20 June 2012) Available From <URL: <http://www.search.proquest.com> >
24. Jensen, G, Johnson, R and Mercer, J (1997) "New Evidence on Size and Price-to-Book Effects in Stock Returns", [Online] (Cited 20 June 2012) Available From <URL: <http://www.jstor.org>>
25. Jiang, X and Lee, B (2004) "On the Dynamic Relation Between Returns and Idiosyncratic Volatility", *Working Paper*.
26. Malkiel, B and Xu, Y (2006) "Idiosyncratic Risk and Security Returns", *Working paper, University of Texas at Dallas*.
27. Saleh, W (2010) "Size, Book-to-Market, Volatility and Stock Returns: Evidence from Amman Stock Exchange (ASE)", *Frontiers in Finance and Economics – Vol. 7 No.2 – October 2010, 90 – 124*