نیکویی برازش مدل‌های نوین پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از بتای دوگانه شرطی

حسین ابوطالبی[۱]، محسن دستگیر[۲،*]، غلامرضا سلیمانی امیری[۳]

[۱]دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد اصفهان(خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران

[۲]استاد، گروه حسابداری، واحد اصفهان(خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران (عهده‌دار مکاتبات)

[۳]دانشیار، گروه حسابداری، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

تاریخ دریافت: دی ۱۳۹۹، اصلاحیه: اردیبهشت ۱۴۰۰، پذیرش: تیر ۱۴۰۰

چکیده

معیارهای مختلفی برای ارزیابی بازده مورد انتظار شرکت‌ها معرفی شده است که مورد توجه سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان می‌باشد. هدف این پژوهش بررسی مقایسه‌ای قدرت تبیین مدل‌های بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از بتای شرطی می‌باشد. بدین منظور اطلاعات ۱۶۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۹۴ تا پایان سال ۱۳۹۸ مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. در این تحقیق قدرت توضیح دهندگی مدل‌های ۵ عاملی فاما فرنچ، Q عاملی HXZ و ۴ عاملی کارهارت با استفاده از بتای شرطی مقایسه شده است. با توجه به روش‌های آماری انجام‌شده در سطح اطمینان ۰/۹۵ فرضیه‌ها مورد آزمون قرار گرفت. این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. همچنین این پژوهش از لحاظ ماهیت توصیفی همبستگی است و برای برآورد مدل‌ها از رگرسیون سری زمانی استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد قدرت تبیین مدل ۵ عاملی فاما فرنچ با استفاده از بتای شرطی بیشتر از مدل‌های ۴ عاملی کارهارت و Q عاملی HXZ است. همچنین استفاده از آزمون GRS که تحلیل آن عمدتاً مبتنی بر عرض از مبدأ رگرسیون‌ها می‌باشد، تفاوت معناداری بین مدل‌های پژوهش نشان نداد.

واژه‌های اصلی: بتای شرطی، قدرت تبیین بازده سهام، مدل‌های پنج عاملی فاما و فرنچ، کارهارت و Q عاملی HXZ

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری امری ضروری و حیاتی در جهت رشد و توسعه اقتصادی هر کشور است. برای این‌که وجوه لازم برای سرمایه‌گذاری فراهم آید، باید منابعی برای سرمایه وجود داشته باشد. بهترین منبع برای سرمایه، پس‌اندازهای مردم یک جامعه است. لذا باید سازوکاری قوی به کار گرفته شود تا بتواند این پس‌اندازها را به‌سوی فعالیت‌های تولیدی سوق دهد و نیاز مالی بخش‌های مختلف اقتصاد ر ا فراهم کند. بنابراین بازار سرمایه و به طور مشخص بورس اوراق بهادار، بهترین مکانی است که امکان استفاده از پس‌اندازها را در بخش تولید فراهم می‌آورد. در این میان دستیابی به راه‌کارهایی برای پیش‌بینی بازده می‌تواند، پس اندازه‌ها افراد را به بازار بورس سوق دهد. در واقع شناسایی شاخص‌های مهم برای سطح بازده مورد انتظار سهام یکی از مسائل مهم در علوم مالی نوین است. ثروت سهامداران به دو عامل ریسک و بازده بستگی دارد. تعیین بازده آتی به‌طور دقیق امکان‌پذیر نیست، بنابراین سهامداران هنگام سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیرند و برای حداکثر کردن منافع خویش به دنبال پیش‌بینی بازده سهام هستند.

از طرفی با پیش‌بینی دقیق بازده مورد انتظار مدیریت می‌تواند به منابع مالی بهینه دست‌یافت. بنابراین پیش‌بینی بازده علاوه بر این که از دید سهامداران دارای اهمیت می‌باشد، از دید مدیران نیز دارای اهمیت بالایی می‌باشد. به‌دلیل حساسیت زیاد سرمایه‌گذاران در کسب بیشترین بازده از سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده و انتخاب بهترین پرتفوی در بازارهای سرمایه، بخش قابل توجهی از پژوهش‌های حوزه حسابداری و مالی، به بررسی وضعیت بازار سرمایه و پیش‌بینی بازده سهام اختصاص یافته است. شارپ[۱] [۲۳] و لینتز[۲] [۱۸] مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه کردند که بعدها با انتقادهایی مواجه و کارایی این مدل به‌عنوان مدلی جامع برای تبیین رابطه ریسک و بازده با چالش روبه‌رو شد [۱]. از زمان ارائه تئوری تأمین مالی مدرن، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[۳] توسط مطالعات بعدی موردحمایت و پشتیبانی قرار گرفت [۸].اما محققان در ادامه مطالعات خود به این نتیجه دست یافتند که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در توضیح برخی از الگوهای بازدهی دارایی‌های

[1] - Sharpe
[2] - Lintner
[3] - CAPM
*Dastmw@yahoo.com

مقطعی مشکل دارد، این یافته‌ها به‌عنوان ناهنجاری‌ها شناخته شد. از مهم‌ترین ناهنجاری‌ها تأثیر اندازه، اثر ارزش دفتری به ارزش بازار، تأثیر معکوس و اثر ممنتوم[۹]؛ دبوندت و تالر[۴] [۷]؛ جیگادش و تیتمن[۵]، [۱۳]. دانشجویان و محققان تمرکز زیادی بر روی این مطالعات کردند. دانشگاهیان تمرکز بر روی عاملان ناهنجاری‌هایی همانند اینکه آیا ناهنجاری‌ها از ریسک یا قیمت‌گذاری اشتباه ناشی می‌شوند و آیا فعالان بازار سرمایه می‌توانند با ایجاد پرتفوی‌هایی بر مبنای این مطالعات تجربی با بازدهی مازاد دست یابند، داشته‌اند. در این پژوهش به بررسی مقایسه-ای قدرت توضیح دهندگی مدل‌های تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

وانگ و همکاران[۶] (۲۰۱۵) معتقدند به‌منظور پیش بینی بازده و توضیح تأثیر سرمایه‌گذاری بر آن، دو دیدگاه توضیح‌دهندگی متضاد وجود دارد، یکی منطقی (عقلایی) می‌باشد و دیگری دیدگاه رفتاری می‌باشد. یک سری از مدل‌های تئوریک بر مبنای تئوری منطقی (عقلایی) و برخی بر اساس تئوری تأمین مالی رفتاری پیشنهاد شده‌اند [۲۶]. بیشترین کاربرد تئوری منطقی (عقلایی) درزمینه تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری یا ارزش‌گذاری درزمینه فعالیت‌هایی است که از ریسک پذیری بالایی برخوردارند. یکی از مسائل مهم در تصمیم‌گیری مالی و سرمایه‌گذاری وجود حالت‌های مختلفی است که تبعات متفاوتی را در بر دارند و نکته مهم اینکه تصمیم‌گیرنده از اختیارات و امکانات تصمیم‌گیری و نتایج آن آگاهی داشته باشد، بر این اساس نگرش و رویکرد اختیار واقعی نه‌تنها برای تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری بلکه برای تصمیم‌گیری‌های راهبردی در سازمان‌ها مفید واقع می‌شوند [۲]؛ و تئوری‌های رفتاری شامل واکنش بیش‌ازحد به رشد گذشته توسط سرمایه‌گذاراست [۶]. به‌طورکلی یکی از مهم‌ترین روش‌هایی که در حسابداری وجود دارد و سبب پیچیده‌تر شدن پیش بینی بازده روابط بین متغیرهای صورت‌های مالی و همچنین واکنش متفاوت سرمایه‌گذاران می‌شود. این پژوهش به مقایسه مدل‌های چندعاملی شامل چهار عاملی کارهارت، مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ و مدل Q عاملی در حالت بتای شرطی می‌پردازد. همانطور که بیان شد قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای یکی از اولین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی و شالوده تئوری قیمت‌گذاری دارایی می‌باشد. حتی با این‌که این مدل به خاطر ضعف‌هایی که در تبیین رابطه ریسک-بازده دارد، مورد نکوهش قرار گرفته است. در طول ۲۰ سال گذشته، در پی تبیین بهتر رابطه ریسک-بازده، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی پیچیده‌تری توسعه پیدا کرده است. از جمله شناخته‌شده‌ترین مدل‌های اخیر شامل مدل ۵ عاملی فاما فرنچ ، ۴ عاملی کارهارت و مدل Q عاملی می‌باشد. هو و همکاران[۷] (۲۰۱۴) نشان دادند مدل‌های پنج‌عاملی فاما و فرنچ و مدل Q نسبت به مدل‌های پیشین در تبیین بازده موردانتظار سهام، دقیق‌تر عمل می‌کنند [۱۲]. مدل‌های چندعاملی به دنبال تبیین اختلاف قیمت‌گذاری یا رابطه خاص ریسک-بازده که در شرکت‌های با ویژگی‌های خاص رخ می‌دهد، چند عامل توضیحی به مدل‌هایشان اضافه کرده‌اند. این مدل‌ها، اغلب شامل مدل‌های مبتنی بر شواهد مطالعات تجربی اختلاف قیمت می‌باشد که این اختلاف قیمت به‌عنوان ناهنجاری در نظر گرفته شده است. این پژوهش نیز به بررسی قدرت تبیین مدل‌های ۵ عاملی فاما و فرنچ، ۴ عاملی کارهارت و مدل Q عاملی در ایران است با این تفاوت که حالت بتای شرطی را مدنظر قرار می‌دهد و روابط بر این مبنا برآورد شده است. در واقع، این پژوهش به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا بتای شرطی بازار می‌تواند توانایی پیش‌بینی بازده موردانتظار سهام را افزایش دهد و همچنین در حضور عوامل دیگر این مدل‌ها می‌تواند چه تأثیری داشته باشد. در هنگام تشکیل مدل‌های شرطی، از روشی برای جایگزینی بتای سنتی ایستای عامل بازار با بتای دوگانه شرطی پویای شرایط بازار در هر کدام از مدل‌ها استفاده شده است. این بدان معنا است که به جای برآورد بتای ایستای بازار در طول دوره مورد بررسی، از برآورد بتای دوگانه بازار در شرایط رونق و رکود استفاده می‌شود. این موضوع مبتنی بر این فرض می‌باشد که رابطه ریسک-بازده در شرایط رو به رشد و رو به زوال بازار متغیر و در حال تغییر می‌باشد. بر این اساس، پتنگیل و همکاران[۸] (۱۹۹۵) در مطالعه خود با بکارگیری بتای شرطی بیان کردند که رابطه بین بتا و بازده در شرایط متفاوت بازار و همچنین در دوره‌های زمانی متفاوت، تغییر می‌کند [۲۰]. در این صورت، این پژوهش به بررسی رابطه بین مدل‌های چندعاملی تبیین بازده با استفاده از بتای شرطی می-پردازد. به منظور بررسی پیشرفت‌های احتمالی حاصل از برآورد بتای شرطی، مدل‌ها در شرایط متفاوت بازار مورد آزمون قرار می‌گیرد. پیش‌تر، این روش شرطی برآورد بتا، تعدیل شده برای شرایط رو به رشد و رو به زوال بازار، در هر دو مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ مورد بررسی قرار گرفته است. پتنگیل و همکاران (۲۰۰۲)، نشان دادند بتای شرطی بازار را با استفاده مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ (عامل بازار، عامل ارزشی و عامل اندازه) بازده مورد انتظار را تحت تأثیر قرار می دهد [۲۱]. حال سؤال این است که آیا می‌توان به نتایج مشابهی در مدل‌های چندعاملی با چهار یا پنج عامل دست یافت؟ باید در نظر داشت که مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ بسط‌یافته مدل سه‌عاملی پیشین می‌باشد. لذا، حتی اگر مدل‌های چندعاملی دارای چندین عامل باشد که می‌تواند به‌طور بالقوه تغییراتی در رابطه ریسک-بازده به‌وجود آورد، با این حال هنوز هم می‌توان انتظار داشت که با بکارگیری بتای شرطی، پیشرفت‌ها و بهبودهایی در مدل حاصل می‌شود. این روش بتای شرطی در پژوهش‌های متعدد گذشته مورد آزمون قرار گرفته است که به نتایج مثبتی دست یافته‌اند. اولین پژوهش در این رابطه توسط لاکونیشوک و شاپیرو[۹] (۱۹۸۴) انجام شده است [۱۵]. با توجه به مطالب بیان شده، این پژوهش با هدف پاسخگویی به این سؤال اصلی انجام می‌شود که قدرت تبیین مدل‌های پنج عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت، Q عاملی

[4]- DeBondt & Thaler
[5] - Jegadeesh & Titman
[6] - Wang et al
[7] - Hou et al.
[8]- Pettengill et al.
[9] - Lakonishok & Shapiro

HXZ با استفاده از بتای سنتی چه وضعیتی دارد و قدرت تبیین این مدل‌ها با استفاده از بتای شرطی چگونه تغییر می‌نماید؟ بر این اساس در این پژوهش توان توضیح‌دهندگی مدل‌های در تبیین بازده سهام در حالت بتای شرطی مورد بررسی قرار گرفته است.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- پیشینه داخلی

رادمرد (۱۳۹۸)، تحقیقی با هدف برازش ریسک پرتفوی مدل‌های ۴ عاملی کارهارت، ۳ عاملی فاما فرنچ و ۵ عاملی فاما فرنچ در بورس تهران انجام داد. وی در این تحقیق با مدل‌های اقتصادسنجی، ارزش در معرض خطر پرتفوی واقعی چند شرکت سرمایه‌گذاری که در بازار سرمایه کشور به فعالیت می‌پردازند را مورد بررسی قرار داده و قدرت پیش‌بینی این مدل‌ها را با یکدیگر مقایسه نموده است. یافته‌های وی نشان داد که مدل ۴ عاملی کارهارت، ۳ عاملی فاما فرنچ و ۵ عاملی فاما فرنچ در بورس تهران قابلیت تعمیم دارد. بعلاوه قدرت مدل ۴ عاملی کارهارت در توضیح بازده سهام نسبت به مدل سه عاملی فاما فرنچ بیشتر است. قدرت مدل ۴ عاملی کارهارت در توضیح بازده سهام نسبت به مدل ۵ عاملی فاما فرنچ نیز بیشتر است [۳].

فرخ نیا (۱۳۹۸)، تحقیقی با عنوان بررسی اثر ریسک قابل حذف بر بازده سهام با میانجی‌گری نقدشوندگی شرطی انجام داد. روش نمونه‌گیری، روش حذفی سیستماتیک می‌باشد. روش به کار گرفته شده جهت برآورد الگو روش رگرسیون چند متغیره است. برای تحلیل داده‌ها از روش رگرسیون پنل استفاده شده است. نتایج نشان داده است بازده سهام بر ریسک قابل حذف سهام، اثر دارد. همچنین نقدشوندگی سهام بر ارتباط بازده سهام و ریسک قابل حذف سهام، اثر دارد [۴].

حافظ فرقان (۱۳۹۷)، تحقیقی با عنوان بررسی رابطه ریسک نوسانات تجمعی بازار سهام و بازده مقطعی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران انجام داد. روش نمونه‌گیری، روش حذفی سیستماتیک می‌باشد. روش به کار گرفته‌شده جهت برآورد الگو روش رگرسیون چند متغیره است. یافته‌های تحقیق نشان داد که بین ریسک نوسانات تجمعی بازار سهام و بازده مقطعی سهام رابطه معناداری وجود دارد. همچنین نتایج بیانگر این مطلب است که بین ریسک نوسانات تجمعی مثبت و منفی بازار سهام و بازده مقطعی سهام رابطه معناداری وجود دارد. همچنین نتایج تحقیق گویای این مطلب است که در زمان افزایش نوسانات تجمعی، بین ریسک نوسانات تجمعی مثبت و منفی با بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد. همچنین مشخص شد که بین عامل ریسک نوسانات تجمعی و بازده مقطعی سهام رابطه معناداری وجود دارد. علاوه بر این نتایج نشان داد که حساسیت به ایجاد نوسانات تجمعی رابطه معناداری با بازده مقطعی سهام دارد [۱].

وکیلی‌فرد و همکاران (۱۳۹۶) تحقیقی تحت عنوان مقایسه الگوی ۵ عاملی فاما فرنچ با ۴ عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران انجام دادند. آن‌ها با استفاده از آزمون معنی-داری ضرایب متغیرهای توضیحی الگوها و الگوی رگرسیون داده‌های ترکیبی واحدهای مقطعی و سری زمانی و ضریب تعیین تعدیل شده، الگوی ۵ عاملی فاما فرنچ و الگوی ۴ عاملی کارهارت را برای تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران در قلمرو زمانی بین سال های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ مقایسه نمودند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد از لحاظ آماری، عوامل صرف ریسک بازار، اندازه و ارزش بر بازده سهام تاثیر می‌گذارند و دو عامل مومنتوم و سودآوری بر بازده سهام تاثیری ندارند. به بیان دیگر نتایج تحقیق نشان می‌دهد در بورس تهران، الگوی ۳ عاملی فاما فرنچ صدق می‌کند، اما الگوی ۴ عاملی کارهارت و ۵ عاملی فاما فرنچ صدق نمی‌کند [۵].

خانی و آذرپور (۱۳۹۶) در پژوهشی به تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری توسط پراکندگی بازده پرداخته‌اند. در این تحقیق ناهنجاری سرمایه‌گذاری و اقلام تعهدی و توضیح این عوامل به وسیله متغیر پراکندگی بازده مطالعه گردیده است. مطالعات آماری پژوهش اخیر بر روی داده‌های ماهانه ۱۲۵ شرکت و با رگرسیون سری زمانی و رگرسیون دومرحله‌ای مقطعی انجام شده است. نتایج موید صرف ریسک مثبت علاوه بر عوامل مدل ۳ عاملی فاما فرنچ بوده است [۷].

۳-۲- پژوهش‌های خارجی

راجوب و همکاران[10] (۲۰۲۰)، تحقیقی با عنوان مقایسه مدل ۳ عاملی و ۵ عاملی فاما فرنچ شواهدی از مصر انجام دادند. به این منظور آنها اطلاعات ۱۳۴ شرکت پذیرفته در بورس اوراق بهادار مصر را طی بازه زمانی ۲۰۰۵ الی ۲۰۱۶ تجزیه‌وتحلیل نمودند. آنها با استفاده از رگرسیون‌های سری زمانی و آزمون GRS دو مدل را با یکدیگر مقایسه کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که هر دو مدل را نمی‌توان به عنوان مدل قیمت‌گذاری دارایی به عنوان مدل معتبر در نظر گرفت چرا که پرتفوی‌هایی که بر مبنای اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار مرتب شده‌اند، هنوز تغییرات قابل توجهی را در بازده بدون توجیه باقی می‌گذارند. بعلاوه یافته‌های آنها نشان داد وقتی این دو مدل برای نمونه پرتفوی‌های از نظر اندازه و سودآوری عملیاتی دسته‌بندی می‌شوند، نتایج آزمون GRS نشان می‌دهد که هر دو مدل به شدت رد می‌شوند و این بدان معناست که هر دو مدل تغییرات قابل توجهی در بازده مربوط به اندازه و سودآوری عملیاتی را توضیح نمی‌دهند. آنها اعتقاد دارند که بزرگ‌ترین چالش برای این دو مدل ، پرتفوی‌های بزرگ با پرتفوی‌های دارای سودآوری عملیاتی پایین، می‌باشند که به طور قابل توجهی نقش منفی ایجاد می‌کند و دلالت بر این دارد که مدل‌ها بازده آن را بیش‌ازحد ارزیابی می‌کنند. همچنین یافته‌های آنها نشان داد وقتی این دو مدل برای نمونه پرتفوی‌های از نظر اندازه و سرمایه‌گذاری دسته‌بندی می‌شوند، نتایج آزمون GRS نشان می‌دهد که هر دو مدل در خصوص قیمت‌گذاری دارایی قابل تایید می‌باشند و رد نمی‌شوند [۲۲].

لیاموکدا و همکاران[11] (۲۰۲۰)، تحقیقی با عنوان ضریب متغیر زمان جهت توسعه مدل ۵ عاملی فاما فرنچ (۲۰۱۵) شواهدی از بازارهای اوراق

[10]- Ragab et al
[11]- Liammukda et al

بهادار ژاپن انجام دادند. به این منظور آنها داده های ماهیانه شرکت های بورسی کشور ژاپن بین سال‌های را ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ جمع آوری کرده و مورد تجزیه‌وتحلیل انجام دادند. یافته‌های آنها نشان داد که ضریب متغیر زمان بر هر یک از پنج عامل مدل ۵ عاملی فاما فرنچ (۲۰۱۵) اثر متفاوتی دارد. چرا که یافته‌های آنها نشان داد ضرایب متغیر زمان برای متغیرهای Rm-Rf، SMB و HML برای کلیه اوراق بهادار ژاپن قابل توجه است. همچنین ضرایب زمان برای متغیر RMW برای SM و نمونه پرتفوی‌های SH مثبت است. بعلاوه ضرایب متغیر از CMA برای نمونه پرتفوی‌های SM، SH و BM قابل توجه است [۱۶].

لیو و همکاران[12] (۲۰۱۹)، در تحقیقی بازده مقطعی سهام را با استفاده از ۶ مدل یعنی مدل‌های سه عاملی فاما و فرچ (۱۹۹۳)، ۴ عاملی کارهارت، ۴ عاملی پاستور و استامباو (۲۰۰۳)، ۲ عاملی لیو (۲۰۰۶)، ۴ عاملی هو و همکاران (۲۰۱۵) و ۵ عاملی فاما و فرچ (۲۰۱۵) اندازه‌گیری نمودند. عنوان تحقیق آن‌ها "بررسی رابطه بین رشد اشتغال، ریسک نقدشوندگی و بازده مقطعی سهام" بوده است. به این منظور اطلاعات مالی شرکت‌ها را طی بازه زمانی 1964-2014 مورد بررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که بین رشد اشتغال و ریسک نقدشوندگی با بازده مقطعی سهام بر مبنای مدل‌های سه عاملی فاما و فرچ (۱۹۹۳)، ۴ عاملی کارهارت، ۴ عاملی پاستور و استامباو (۲۰۰۳)، دو عاملی لیو (۲۰۰۶)، ۴ عاملی هو و همکاران (۲۰۱۵) و ۵ عاملی فاما و فرچ (۲۰۱۵) رابطه قابل توجه وجود دارد [۱۹].

اسپیرتز[13] (۲۰۱۸)، در تحقیقی با عنوان "بررسی رابطه متقابل بتا و بازده در بازده سهام بین‌المللی"، شواهدی از بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته با پیروی از دیدگاه پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) به بررسی رابطه شرطی و غیرشرطی بین بتا و بازده از ژانویه ۱۹۹۵ تا می ۲۰۱۷ با حجم نمونه متنوع جهانی متشکل از ۲۲ بازار نوظهور و ۲۳ بازار توسعه‌یافته پرداختند. علاوه بر این، روش پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) تعدیل یافته است تا مقادیر بتا متغیر در دوره یک‌ساله در نظر گرفته شود تا تکمیل‌کننده و تقویت‌کننده نتایج اولیه باشد. نتایج تجربی نشان داد که هیچ رابطه غیرشرطی قابل‌توجهی بین بتا و بازده وجود ندارد. با این حال، تمایز بین بازارهای رو به رشد و رو به زوال موجب می‌گردد که رابطه شرطی قابل‌توجهی یافت شود. این تحقیق با بررسی و مقایسه نمونه بزرگی از بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته، اطلاعاتی به ادبیات موجود اضافه می‌کند و نتایج این تحقیق مؤید نتایج مبتنی بر روش پتنگیل و همکاران با بتاهای متغیر با زمان می‌باشد [۲۴].

ته و لائو[14] (۲۰۱۷)، پژوهشی با عنوان "مدل بتای دوگانه: شواهدی از بازار سهام مالزی" انجام دادند. در واقع آن‌ها به بررسی مشخصات بتا-بازده با در نظر گرفتن رفتار نامتقارن بتا در شرایط رونق بازار در مقابل رکود بازار در شرکت‌های بورسی مالزی پرداختند. این پژوهش در دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۱ با استفاده از دو مدل بتای دوگانه شامل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ به بررسی ۶۰ سهام پذیرفته شده در بورس پرداختند. بازده و بتای برآوردی نشان داد که اکثر سهام، یک افزایش (کاهش) بتا در دوره رکود (رونق) بازار تجربه کرده‌اند. این موضوع نشان‌دهنده این است که سرمایه‌گذاران با یک صرف ریسک مثبت برای نگهداشتن یک دارایی، سود می‌برند، در حالی‌که افزایش بتا دارای صرف ریسک منفی می‌باشد. شواهدی وجود دارد که اگر عدم تقارن اطلاعات، بخش قابل‌توجهی از درک سرمایه‌گذاران از ریسک در بازار را به خود اختصاص دهد، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ شرطی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی، مفیدتر می‌باشد. نتایج مشابهی برای دو مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با بتای دوگانه و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در شرایط غیرشرطی، وجود دارد [۲۵].

لیند و اسپار[15] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای "قدرت تبیین مدل‌های چند عاملی با توجه به بتای دوگانه" مورد ارزیابی قرار دادند. در این پژوهش مدل‌های سه و پنج عاملی فاما و فرنچ، کارهارت و Q عاملی را با یکدیگر مقایسه شده است. نتایج پژوهش نشان داد قدرت تبیین مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و Q عاملی بهتر از سه عاملی فاما و فرنچ و کارهارت است. هم‌چنین نتایج نشان داد که در حالت بتای شرطی قدرت تبیین مدل‌های پنج عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت و Q عاملی HXZ بیشتر از حالت اصلی (عادی) می‌باشد [۱۷].

هو و همکاران[16] (۲۰۱۶) پژوهشی تحت عنوان مقایسه مدل‌های پنج عاملی فاما و فرنچ و HXZ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام انجام دادند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد قدرت تبیین مدل HXZ و سپس مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با فاصله کمی بهترین مدل‌ها هستند [۱۱].

فاما و فرنچ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای مدل پنج عاملی و سه عاملی خود را مقایسه نمودند. آنها نشان دادند که پنج عامل بازار، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری عملیاتی و سرمایه‌گذاری نسبت به سه عامل پنج عامل بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار قدرت توضیح دهندگی بالایی در خصوص بازده سهام دارند. به طور کلی یافته‌های آن‌ها مؤید این است که قدرت مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بیش از قدرت مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ است [۱۰].

هو و همکاران (۲۰۱۴)، مدل‌های چند عاملی جدید در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام با یکدیگر مقایسه نمودند. در واقع آن‌ها قدرت پیش‌بینی بازده مورد انتظار مدل‌های ۵ عاملی فاما و فرنچ و HXZ را مقایسه نمودند. نتایج پژوهش مؤید این است که مدل HXZ بهتر از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بازده مورد انتظار سهام پیش‌بینی می‌کند [۱۲].

۴- جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران، جامعه‌ی آماری این تحقیق را تشکیل می‌دهند. در این تحقیق شرکت‌های جامعه که دارای مشخصه‌های زیر باشند، آزمون می‌شوند. ۱. از ابتدا سال ۱۳۹۴ تا پایان سال ۱۳۹۸ در بورس حضور داشته باشند. ۲. شرکت‌های مورد نظر جزء

[12]- Liu et al
[13]- Spierts
[14] -Teh, lau
15 -Lind & Sparre
[16] - Hou et al

بانک‌ها و واسطه‌گری مالی، لیزینگ و سایر شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشد، چرا که ماهیت و نحوه ارائه اطلاعات آن‌ها متفاوت است. ۳. وقفه معاملاتی بیش از ۶ ماه نداشته باشند. ۴. ناقص نبودن داده‌ها. ۵. جمع حقوق صاحبان شرکت در دوره تحقیق منفی نشده باشد.

شایان ذکر است برای محاسبه بعضی از متغیرهای مستقل پژوهش نیاز به اطلاعات مالی و بازده سهام شرکت‌ها از پایان سال ۱۳۹۲ بوده است.

با در نظر گرفتن و لحاظ نمودن شرایط فوق‌الذکر ۱۶۱ شرکت برای محاسبه متغییرها و انجام آزمون‌های فرضیات باقی ماند.

این پژوهش از منظر هدف جزء پژوهش‌های کاربردی است؛ همچنین ازآن‌جا که پژوهش به بررسی ارتباط بین چند متغیر می‌پردازد، پژوهش ازلحاظ ماهیت و روش از نوعی توصیفی همبستگی می‌باشد.

۴-۱- فرضیه‌ها و مدل‌های پژوهش

۱- قدرت تبیین مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ با استفاده از بتای شرطی تفاوت معناداری با قدرت تبیین مدل ۴ عاملی کارهارت با استفاده از بتای شرطی دارد.

۲- قدرت تبیین مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ با استفاده از بتای شرطی تفاوت معناداری با قدرت تبیین مدل Q عاملی HXZ با استفاده از بتای شرطی دارد.

۴-۲- مدل پنج عاملی فاما و فرنچ

معادل رگرسیون محاسبه بازده مورد انتظار سهام طبق مدل پنج عاملی فاما و فرنچ به شرح زیر است:

مدل رگرسیون (۱)

$$(R_{pt} - R_{ft}) = \alpha + \beta_{[MKT]_t} MKT_t + \beta_{[SMB]_t} SMB_t + \beta_{[HML]_t} HML_t + \beta_{[RMW]_t} RMW_t + \beta_{[CMA]_t} CMA_t + E$$

و متغیرهای مدل به صورت زیر تعریف و محاسبه می شوند:

MKT : به بازده مازاد پرتفوی اشاره دارد، که پرتفوی‌ها بر اساس فرمول زیر به سه گروه پایین (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و بالا (۳۰درصد) تشکیل می‌شوند.

HML: به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار اشاره دارد و شرکت‌ها بر این مبنا و براساس فرمول زیر به سه گروه پایین (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و بالا (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

رابطه (۱)

$$\frac{BE}{ME} = \frac{Book\ value\ of\ equity_{Dec_{t-1}}}{Market\ value\ of\ equity_{Dec_{t-1}}}$$

CMA : به روند سرمایه‌گذاری شرکت‌ها اشاره دارد و به شرح زیر محاسبه می‌شود. بر مبنای عامل زیر به سه گروه محافظه‌کار (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و جسور (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

رابطه (۲)

$$\text{Investing} = \frac{\text{Totalassets}_{Dec_{t-1}} - \text{Total assets}_{Dec_{t-2}}}{\text{Total asse}_{Dec_{t-1}}}$$

RMW: عامل سودآوری را مدنظر قرار می‌دهد و شرکت‌ها بر این مبنا و طبق فرمول زیر به سه گروه ضعیف (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و قوی (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

رابطه (۳)

$$Profitabilityloading = \frac{EBIT_{Dec_{t-1}} - interesTexpens_{Dec_{t-1}}}{Book\ value\ of\ equiT_{Dec_{t-1}}}$$

SMB: اندازه شرکت‌ها بر مبنای ارزش بازار را مدنظر قرار می‌دهد و شرکت‌ها به دو گروه بزرگ و کوچک بر مبنای میانه تقسیم می‌شوند و سپس:

رابطه (۴)

$$\mathbf{S}MB = \frac{(R_{Small,Low}+R_{Small,Medium}+R_{Small,Hiqh})}{3} - \frac{(R_{Big,Low}+R_{Big,Medium}+R_{Biq,High})}{3}$$

رابطه (۵)

$$HML = \frac{(R_{Small,High} + R_{Big,High})}{2} - \frac{(R_{Small,Low} + R_{Big,Low})}{2}$$

رابطه (۶)

$$RMW = \frac{(R_{Small,Robust} + R_{Biq,Robust})}{2} - \frac{(R_{Small,Weak} + R_{Big,Weak})}{2}$$

رابطه (۷)

$$CMA = \frac{(R_{Small,Cons} + R_{Big,Cons})}{2} - \frac{(R_{Small,Agg} + R_{Big,Agg})}{2}$$

۴-۳- مدل Q عاملی HXZ

معادله رگرسیون محاسبه بازده مورد انتظار سهام طبق مدل Q عاملی HXZ به شرح زیر است:

مدل رگرسیون (۲)

$$(R_{pt}-R_{ft})=\alpha+\beta_{[MKT]_t} MKT_t + \beta_{[ME]_t} ME_t + \beta_{[I/A]_t} (I/A)_t + \beta_{[ROE]_t} ROE_t + \mathcal{E}$$

و متغیرهای مدل به صورت زیر تعریف و محاسبه می‌شوند:

R_{pt}-R_{ft}: به بازده مازاد شرکت اشاره دارد.

MKT: به بازده مازاد پرتفوی اشاره دارد، که پرتفوی‌ها بر اساس فرمول زیر به سه گروه پایین (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و بالا (۳۰درصد) تشکیل می‌شوند.

ROE: به عامل سودآوری اشاره دارد، شرکت‌ها بر مبنای عامل سودآوری و بر مبنای عامل زیر به سه گروه ضعیف (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و قوی (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

رابطه (۸)

$$ROE = \frac{Net\ income\ extra\ items_{Dec_t}}{Book\ value\ of\ equity_{Dec_{t-1}}}$$

I/A: عامل سرمایه‌گذاری در مدل اخیر است. شرکت‌ها بر مبنای این عامل و طبق فرمول زیر به سه گروه ضعیف پایین (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و بالا (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

رابطه (۹)

$$\frac{I}{A} = \frac{Total\ assets_{Dec_t} - Total\ assets_{Dec_{t-1}}}{Total\ assets_{Dec_{t-1}}}$$

ME: عامل اندازه بر مبنای ارزش بازار شرکت‌ها است و بر مبنای ارزش بازار به دو گروه بزرگ و کوچک بر مبنای میانه تقسیم می‌شوند و سپس:

رابطه (۱۰)

$$ME = \frac{(R_{Smal,Low}+R_{Smal,Neutral}+R_{Small,High})}{3} - \frac{(R_{Big,Low}+R_{Big,Neutral}+R_{Big,High})}{3}$$

رابطه (۱۱)

$$\frac{I}{A} = \frac{(R_{Small,Low} + R_{Big,Low})}{2} - \frac{(R_{Small,High} + R_{Big,High})}{2}$$

رابطه (۱۲)

$$ROE = \frac{(R_{Smal,high} + R_{Big,high})}{2} - \frac{(R_{Smal,Low} + R_{Big,Low})}{2}$$

۴-۴- مدل ۴ عاملی کارهارت

معادله رگرسیون محاسبه بازده مورد انتظار سهام طبق مدل چهار عاملی کارهارت به شرح زیر است:

مدل رگرسیونی (۳)

$$(R_{pt}-R_{ft}) = \alpha + \beta_{[MKT]_t} MKT_t + \beta_{[SMB]_t} SMB_t + \beta_{[HML]_t} HML_t + \beta_{[CMA]_t} WML + \mathcal{E}$$

و متغیرهای مدل به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$R_{pt}-R_{ft}$: به بازده مازاد شرکت اشاره دارد.

MKT: به بازده مازاد پرتفوی اشاره دارد، که پرتفوی‌ها بر اساس فرمول زیر به سه گروه پایین (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و بالا (۳۰درصد) تشکیل می‌شوند.

در رابطه با SMB شرکت‌ها بر مبنای ارزش بازار (عامل اندازه) به دو گروه بزرگ و کوچک بر مبنای میانه تقسیم می‌شوند و سپس:

رابطه (۱۳)

$$SMB = \frac{(R_{Small,Low}+R_{Small,Medium}+R_{Small,Hiqh})}{3} - \frac{(R_{Big,Low}+R_{Big,Medium}+R_{Biq,High})}{3}$$

رابطه (۱۴)

$$HML = \frac{(R_{Small,High} + R_{Big,High})}{2} - \frac{(R_{Small,Low} + R_{Big,Low})}{2}$$

شرکت‌ها بر حسب بازده سهام طی ۲ تا ۱۲ ماه قبل به سه گروه بازنده (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و برنده (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

رابطه (۱۵)

$$WML = \frac{(R_{Small,Loser} + R_{Big,Loser})}{2} - \frac{(R_{Small,Winner} + R_{Big,Winner})}{2}$$

در رابطه با HML: شرکت‌ها بر مبنای عامل ارزش دفتری به ارزش بازار به سه گروه پایین (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و بالا (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

رابطه (۱۶)

$$\frac{BE}{ME} = \frac{\text{Book value of equity}_{Dec_{t-1}}}{\text{Market value of equity}_{Dec_{t-1}}}$$

۴-۵- محاسبه بتای شرطی

برای محاسبه بتای شرطی در شرایط رکود و رونق بازار به صورت زیر عمل می‌نماییم:

رابطه (۱۷)

$$If: R_m < R_f\ ; Down\ Market, THEN: Dummy = 0$$

رابطه (۱۸)

$$If: R_m > R_f\ ; Up\ Market, THEN: Dummy = 1$$

که:

رابطه (۱۹)

$$R_{f_m} = \left(\left(1 + R_{f_y}\right)^{\left(\frac{1}{12}\right)}\right) - 1$$

و از نرخ سود سپرده بانکی به عنوان نرخ بازده بدون ریسک استفاده می‌نماییم.

بر این مبنا معادله رگرسیون محاسبه بازده مورد انتظار سهام به ترتیب مبنای مدل‌های ۵ عاملی فاما فرنچ، Q عاملی HXZ و ۴ عاملی کارهارت به شرح زیر خواهد بود:

مدل رگرسیونی (۴)

$$(R_{P_t} - R_{f_t}) = \alpha + \beta_{up[MKT]}\, MKT_t D + \beta_{down[MKT]}\, MKT_t(1-D) + \beta_{[SMB]_t}\, SMB_t + \beta_{[HML]_t}\, HML_t + \beta_{[RMW]_t}\, RMW_t + \beta_{[CMA]_t}\, CMA_t + \varepsilon$$

مدل رگرسیونی (۵)

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha + \beta_{up[MKT]_t}\, MKT_t D + \beta_{down[MKT]}\, MKT_t(1-D) + \beta_{[ME]_t}\, ME_t + \beta_{[\frac{I}{A}]_t}\, (I/A)_t + \beta_{[ROE]_t}\, ROE_t + \varepsilon$$

مدل رگرسیونی (۶)

$$(R_{P_t} - R_{f_t}) = \alpha + \beta_{up[MKT]}\ MKT_t D + \beta_{down[MKT]}\ MKT_t(1-D) + \beta_{[SMB]_t}\ SMB_t + \beta_{[HML]_t}\ HML_t + \beta_{[WML]_t}\ WML_t + \varepsilon$$

و نهایتاً متغییر D یک متغییر Dummy می‌باشد که در بازارهای دارای رونق مقدار ۱ و در بازارهای رکودی مقدار ۰ خواهد یافت.

۵- تجزیه وتحلیل داده‌ها

پس از گردآوری داده‌های مورد نیاز پژوهش، جهت محاسبه و آماده‌سازی متغیرها از نرم‌افزار آفیس ۲۰۱۰ استفاده می‌گردد. همچنین از نرم‌افزار Eviews7 برای تحلیل آزمون‌های فوق، همبستگی بین متغیرها و رگرسیون خطی چند متغیره و سایر آزمون‌ها استفاده می‌شود.

۵-۱- آمار توصیفی

همان‌طور که در جدول(۱)، مشاهده می‌شود آماره‌های توصیفی شامل میانگین، میانه، کمینه، بیشینه و انحراف معیار می‌باشد که معروف‌ترین و در عین حال پرمصرف‌ترین شاخص‌های آمار توصیفی‌اند.

میانگین نرخ بازده بدون ریسک ماهانه در دوره پژوهش ۱،۵۳۶ درصد و انحراف معیار آن جزیی بوده است ولی متوسط نرخ بازده بازار ۳،۸۱۷ درصد و انحراف معیار آن مبین پراکندگی قابل توجه بازده بازار در اطراف میانگین است و تفاوت حداکثر و حداقل مشاهدات نیز موید این امر است. در خصوص سایر متغیرهای پژوهشی که مبین عوامل ارزش بازار، ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری، روند سرمایه‌گذاری و مومنتوم هستند نیز با توجه به تنوع شرکت‌های پذیرفته شده در بورس انحراف معیار و تفاوت کمینه و بیشینه متغییرها قابل توجه است.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای مدل

	SMB	HML	RMW_{FAMA}	CMA	WML	IA	ROE	R_F	R_M
میانگین	0.426	0.457	-2.521	-2.669	-0.553	2.9	0.585	1.536	3.817
میانه	1.019	-0.188	-0.264	-2.555	-0.852	1.225	0.906	1.457	2.302
حداکثر	20.624	26.559	17.427	8.33	28.382	41.754	21.165	1.841	25.801
حداقل	-17.221	-15.777	-49.971	-23.409	-28.387	-16.863	-30.828	1.433	-11.172
انحراف معیار	8.698	7.315	12.796	6.611	9.831	10.606	8.545	0.156	7.34

منبع:یافته‌های پژوهش

۵-۲- مفروضات رگرسیون

و واریانس ناهمسانی به این معناست که در تخمین مدل رگرسیون مقادیر جملات خطا دارای واریانس‌های نابرابر هستند. در این پژوهش برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس از آزمون بروش پاگان- گادفری استفاده شده است. فرض صفر (وجود همسانی واریانس) رد می‌شود. برای رفع ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برای تخمین مدل استفاده‌شده است. هم خطی وضعیتی است که نشان می‌دهد یک متغیر مستقل تابعی خطی از سایر متغیرهای مستقل است. اگر هم خطی در یک معادله رگرسیون بالا باشد بدین معنی است که بین متغیرهای مستقل همبستگی بالایی وجود دارد و ممکن است باوجود بالا بودن ضریب همبستگی مدل از اعتبار بالایی برخوردار نباشد. با توجه جدول مربوط به آماره VIF، مقادیر برای کلیه متغیرهای مستقل کمتر از ۱۰ (VIF<) می‌باشد. بنابراین بین متغیرهای مستقل هم خطی وجود ندارد. لذا مدل برازش شده دارای اعتبار خواهد بود.

یکی از مفروضاتی که در رگرسیون مدنظر قرار می‌گیرد، استقلال خطاها *(تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده توسط معادله رگرسیون)* از یکدیگر است. در داده‌های سری زمانی احتمال بروز مشکل خودهمبستگی وجود دارند.

برای آزمون خودهمبستگی از آماره بروش گادفری استفاده شده است. با توجه به این که مقدار معنی‌داری محاسبه شده در بیشتر مدل‌های رگرسیونی تحقیق در حوزه عدم رد فرض صفر قرار دارد عدم همبستگی پیاپی یا سریالی باقی مانده‌ها در مدل رگرسیونی مورد تأیید قرار می‌گیرد. در مدل‌هایی که خودهمبستگی در جملات اخلال داشته‌اند، از جمله خودرگرسیونی AR برای رفع این مشکل استفاده شده است.

۵-۳- آزمون فرضیه‌های پژوهش

۵-۳-۱- فرضیه‌ی اول

- قدرت تبیین مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ با استفاده از بتای شرطی تفاوت معناداری با قدرت تبیین مدل ۴ عاملی کارهارت بر مبنای بتای شرطی دارد.

جدول (۲): نتایج تجزیه‌وتحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه اول

	فاما فرنچ						کارهارت				
متغیر/ پرتفوی	R_m-R_f	SMB	HML	RMW	CMA	R^2	R_m-R_f	SMB	HML	WML	R^2
1	0.96***	0.63***	-0.2	-0.5***	0.13	0.61	1.02***	0.93***	-0.1	0.10	0.44
2	0.88***	0.88***	0.05	-0.1	0.24	0.65	0.87***	1.01***	0.08	0.13	0.65
3	0.78***	0.79***	0.19	-0.1	-0.2	0.60	0.83***	0.85***	0.24	-0.0	0.57
4	0.95***	0.70***	0.38**	-0.0	-0.3*	0.69	1.00***	0.72***	0.43**	0.02	0.66
5	0.82***	0.57***	0.48**	-0.2**	-0.1	0.64	0.87***	0.71***	0.56***	0.12	0.59
6	0.94***	0.76***	-0.1	-0.1*	-0.1	0.54	0.99***	0.84***	-0.1	0.00	0.50
7	0.78***	1.00***	-0.0	0.08	-0.3	0.56	0.81***	0.93***	-0.0	-0.0	0.55
8	0.70***	0.43***	0.05	-0.2***	-0.0	0.58	0.74***	0.61***	0.14	0.17	0.51
9	1.02***	0.55***	0.38***	-0.1**	-0.3**	0.79	1.09***	0.62***	0.45***	0.03	0.72
10	1.00***	0.55***	0.46***	-0.1	-0.0	0.73	1.01***	0.62***	0.50***	0.05	0.72
11	1.03***	0.41*	0.17	-0.5***	0.34	0.48	1.06***	0.67**	0.22	-0.0	0.36
12	0.76***	0.96***	0.07	-0.0	-0.1	0.75	0.79***	0.96***	0.10	0.00	0.75
13	0.77***	0.82***	0.01	-0.1**	-0.1	0.65	0.82***	0.90***	0.06	0.00	0.60
14	0.85***	0.78***	-0.1	-0.1*	-0.3**	0.68	0.92***	0.81***	-0.0	-0.0	0.61
15	0.76***	0.34**	0.61***	-0.2**	-0.0	0.70	0.81***	0.40***	0.64***	-0.1	0.66
16	0.60***	0.51***	0.03	-0.0	-0.0	0.54	0.62***	0.54***	0.04	-0.0	0.54
17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.0
18	1.05***	0.51***	0.14	-0.1***	0.06	0.74	1.08***	0.59***	0.16	-0.0	0.71
19	0.83***	0.42***	-0.0	-0.2***	-0.3**	0.63	0.91***	0.53***	0.03	0.06	0.50
20	0.66***	0.11	0.58***	-0.1**	-0.3***	0.72	0.73***	0.16	0.64***	0.02	0.62
21	0.98***	0.19	-0.4***	-0.1**	0.24*	0.57	0.98***	0.24**	-0.4***	-0.1*	0.56
22	0.96***	0.01	-0.1	-0.0	0.05	0.52	0.97***	-0.0	-0.1	-0.1*	0.56
23	1.18***	-0.0	-0.3**	-0.0	-0.0	0.70	1.20***	-0.1	-0.3***	-0.2***	0.75
24	1.06***	0.16*	-0.2**	0.01	0.11	0.72	1.04***	0.13	-0.2***	-0.1*	0.73
25	0.96***	-0.3***	0.27**	-0.0	-0.3***	0.73	1.01***	-0.2***	0.32**	0.05	0.68

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۲) در این تحقیق جهت آزمون قدرت تبیین مدل‌های ۵ عاملی فاما فرنچ و ۴ عاملی کارهارت در حالت بتای شرطی از آزمون Z وونگ استفاده شده است. با استفاده از آزمون آماری Z وونگ، مشخص می‌گردد، که آیا ضرایب تعیین دو مدل یا محتوای اطلاعاتی آن‌ها به میزان معنی‌داری از نظر آماری با یکدیگر اختلاف دارد یا خیر. چنان‌چه آزمون وونگ نشان دهد که ضرایب تعیین دو مدل با یکدیگر برابر نیست، می‌توان نتیجه گرفت که هر مدل که ضریب تعیین آن بزرگ‌ترباشد، به شکل بهتری بازده سهام را پیش‌بینی می‌کند. نتیجه این آزمون در جداول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳- نتایج آزمون Z وونگ برای مقایسه مدل‌های مربوط به فرضیه اول

شماره پرتفو	فاما فرنچ و کارهارت		شماره پرتفو	آمارفاما فرنچ و کارهارت				
۱	آماره	۲۳,۳۱	۱۳	٦	آماره	معنی‌داری	۱۷	آماره	۸,۷۵	آماره	۲,۹۳
	معنی‌داری	۰,۰۰		۷	معنی‌داری	۶,۲۳		معنی‌داری	۰,۰۰	معنی‌داری	۰,۰۹
۲	آماره	۲,۷۲	۱٤	۸	آماره	معنی‌داری	۱۸	آماره	٦,۹۷	آماره	٦,٥۷
	معنی‌داری	۰,۱۰			معنی‌داری	۱۱,۱۷		معنی‌داری	۰,۰۱	معنی‌داری	۰,۰۱
۳	آماره	٦,۷٦	۱٥	۹	آماره	۲,۸۷	۱۹	آماره	۱۷,٤۹		
	معنی‌داری	۰,۰۱			معنی‌داری	۰,۰۱		معنی‌داری	۰,۰۰		
٤	آماره	٦,۸۲	۱٦	۱۰	آماره	٦,٤٥	۲۰	آماره	۱۷,۲۷		
	معنی‌داری	۰,۰۱			معنی‌داری	۰,۰۱		معنی‌داری	۰,۰۰		
					آماره	۸,۳۳	۲۱	آماره	۳,۷۸		
					معنی‌داری	۰,۰۰		معنی‌داری	۰,۰٥		
					آماره	۰,۷۱	۲۲	آماره	۳,۷۰-		
					معنی‌داری	۰,٤۰			۱,۸۰		

	معنی‌داری	۰,۱۸		معنی‌داری	۱,۰۰	معنی‌داری	۰,۱۰		معنی‌داری	۱,۰۰
۱۱	آماره	۱۲,۹۵	۲۳	آماره	۱۱,۲۶-	۲۵		۱۱,۸۹		
	معنی‌داری	۰,۰۰		معنی‌داری	۱,۰۰			۰,۰۰		
۱۲	آماره	۲,٦٤	۲٤	آماره	۰,۲۸-					

نتایج مقایسه قدرت تبیین مدل‌های فاما فرنچ با مدل ۴ عاملی کارهارت با بتای شرطی نشان داد که مدل فاما فرنچ در ۱۵ پرتفو از ۲۵ پرتفو نتایج بهتری از مدل ۴ عاملی کارهارت با بتای شرطی داشته است. از این رو با توجه به اینکه بیش از نیمی از مدل‌ها معنی‌داری قوی‌تری را نشان می‌دهد، می‌توان ادعا کرد که مدل فاما فرنچ با بتای شرطی قدرت تبیین بهتری نسبت به مدل ۴ عاملی کارهارت با بتای شرطی داشته است.

۵-۳-۲- فرضیه‌ی دوم

- قدرت تبیین مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ با استفاده از بتای شرطی تفاوت معناداری با قدرت تبیین مدل Q عاملی HXZ با استفاده از بتای شرطی دارد.

جدول (۴): نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه دوم

	فاما فرنچ						عاملیQ				
متغیر/ پرتفوی	R_m-R_f	SMB	HML	RMW	CMA	R^2	R_m-R_f	ME	I/A	ROE	R^2
1	0.96***	0.63***	-0.2	-0.5***	0.13	0.61	0.91***	0.76***	0.10	-0.2	0.45
2	0.88***	0.88***	0.05	-0.1	0.24	0.65	0.92***	0.94***	-0.1	-0.1	0.65
3	0.78***	0.79***	0.19	-0.1	-0.2	0.60	0.81***	0.85***	-0.0	-0.3**	0.61
4	0.95***	0.70***	0.38**	-0.0	-0.3*	0.69	1.09***	0.72***	-0.2**	-0.4***	0.75
5	0.82***	0.57***	0.48**	-0.2**	-0.1	0.64	0.98***	0.82***	-0.1	-0.2	0.56
6	0.94***	0.76***	-0.1	-0.1*	-0.1	0.54	1.10***	0.71***	-0.3***	-0.0	0.57
7	0.78***	1.00***	-0.0	0.08	-0.3	0.56	0.76***	0.85***	0.02	-0.2*	0.57
8	0.70***	0.43***	0.05	-0.2***	-0.0	0.58	0.75***	0.52***	-0.0	-0.2**	0.53
9	1.02***	0.55***	0.38***	-0.1**	-0.3**	0.79	1.09***	0.69***	0.01	-0.4***	0.74
10	1.00***	0.55***	0.46***	-0.1	-0.0	0.73	1.07***	0.73***	-0.0	-0.3***	0.72
11	1.03***	0.41*	0.17	-0.5***	0.34	0.48	1.14***	0.68***	-0.2	-0.2	0.39
12	0.76***	0.96***	0.07	-0.0	-0.1	0.75	0.79***	0.93***	-0.0	-0.2**	0.77
13	0.77***	0.82***	0.01	-0.1**	-0.1	0.65	0.75***	0.86***	0.09	-0.2**	0.64
14	0.85***	0.78***	-0.1	-0.1*	-0.3**	0.68	0.96***	0.63***	-0.2***	-0.3***	0.71
15	0.76***	0.34**	0.61***	-0.2**	-0.0	0.70	0.94***	0.64***	-0.1	-0.2**	0.59
16	0.60***	0.51***	0.03	-0.0	-0.0	0.54	0.66***	0.57***	-0.0	0.02	0.54
17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.0	0.00	0.00	-0.0*	0.00	0.00
18	1.05***	0.51***	0.14	-0.1***	0.06	0.74	1.14***	0.63***	-0.1	-0.0	0.72
19	0.83***	0.42***	-0.0	-0.2***	-0.3**	0.63	0.81***	0.44***	0.12	-0.3***	0.57
20	0.66***	0.11	0.58***	-0.1**	-0.3***	0.72	0.85***	0.30***	-0.1**	-0.4***	0.63
21	0.98***	0.19	-0.4***	-0.1**	0.24*	0.57	0.89***	0.09	0.02	0.05	0.44
22	0.96***	0.01	-0.1	-0.0	0.05	0.52	0.96***	-0.0	-0.0	-0.0	0.53
23	1.18***	-0.0	-0.3**	-0.0	-0.0	0.70	1.09***	-0.2**	0.04	-0.1**	0.70
24	1.06***	0.16*	-0.2**	0.01	0.11	0.72	0.97***	0.03	0.02	-0.0	0.68
25	0.96***	-0.3***	0.27**	-0.0	-0.3***	0.73	1.10***	-0.2***	-0.1**	-0.2**	0.70

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۴) در این تحقیق جهت آزمون قدرت تبیین مدل‌های ۵ عاملی فاما فرنچ و ۴ عاملی کارهارت در حالت بتای شرطی از آزمون Z وونگ استفاده شده است. با استفاده از آزمون آماری Z وونگ، مشخص می‌گردد، که آیا ضرایب تعیین دو مدل یا محتوای اطلاعاتی آن‌ها به

میزان معنی‌داری از نظر آماری با یکدیگر اختلاف دارد یا خیر.چنان‌چه آزمون وونگ نشان دهد که ضرایب تعیین دو مدل با یکدیگر برابر نیست، می‌توان نتیجه گرفت که هر مدل که ضریب تعیین آن بزرگ‌ترباشد، به شکل بهتری بازده سهام را پیش‌بینی می‌کند. نتیجه این آزمون در جداول (۵) ارائه شده است. نتایج مقایسه قدرت تبیین مدل‌های فاما فرنچ با مدل Q عاملی با بتای شرطی نشان داد که مدل فاما فرنچ در ۱۳ پرتفو از ۲۵ پرتفو نتایج بهتری از مدل Q عاملی داشته است. ازاین‌رو با توجه به اینکه بیش از نیمی از مدل‌ها معنی‌داری قوی‌تری را نشان می‌دهد، می‌توان ادعا کرد که مدل فاما فرنچ قدرت تبیین بهتری نسبت به مدل Q عاملی با بتای شرطی داشته است.

جدول (۵): نتایج آزمون Z وونگ برای مقایسه مدل‌های مربوط به فرضیه دوم

شماره پرتفو		فاما فرنچ و qعاملي	شماره پرتفو		فاما فرنچ و qعاملي
۱	آماره	۲۲,۱۸	۱۳	آماره	۱,۱۲
	معنی‌داری	۰,۰۰		معنی‌داری	۰,۲۹
۲	آماره	۱,۷۱	۱۴	آماره	۵,۱۱-
	معنی‌داری	۰,۱۹		معنی‌داری	۱,۰۰
۳	آماره	۰,۹۰	۱۵	آماره	۱۸,۷۰
	معنی‌داری	۰,۳۴		معنی‌داری	۰,۰۰
۴	آماره	۱۰,۸۴-	۱۶	آماره	۰,۲۱-
	معنی‌داری	۱,۰۰		معنی‌داری	۱,۰۰
۵	آماره	۱۲,۸۵	۱۷	آماره	۰,۰۲
	معنی‌داری	۰,۰۰		معنی‌داری	۰,۸۸
۶	آماره	۱,۸۵-	۱۸	آماره	۵,۲۴
	معنی‌داری	۱,۰۰		معنی‌داری	۰,۰۲
۷	آماره	۰,۱۳-	۱۹	آماره	۸,۹۲
	معنی‌داری	۱,۰۰		معنی‌داری	۰,۰۰
۸	آماره	۵,۸۰	۲۰	آماره	۱۵,۹۱
	معنی‌داری	۰,۰۲		معنی‌داری	۰,۰۰
۹	آماره	۱۳,۹۹	۲۱	آماره	۱۷,۱۳
	معنی‌داری	۰,۰۰		معنی‌داری	۰,۰۰
۱۰	آماره	۳,۳۰	۲۲	آماره	۰,۳۵
	معنی‌داری	۰,۰۷		معنی‌داری	۰,۵۵
۱۱	آماره	۱۰,۵۴	۲۳	آماره	۱,۹۰
	معنی‌داری	۰,۰۰		معنی‌داری	۰,۱۷
۱۲	آماره	۲,۷۸	۲۴	آماره	۹,۸۸
	معنی‌داری	۰,۰۰۰		معنی‌داری	۰,۰۰
		۲۵		۷,۱۵	
				۰,۰۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۳- نتایج آزمون GRS

علاوه بر آزمون وونگ برای مقایسه قدرت تبیین مدل‌های ۵ عاملی فاما فرنچ، ۴ عاملی کارهارت و Q عاملی، از آزمون نیز استفاده GRS شده است. در آزمون GRS که توسط گیبونس و همکاران (۱۹۸۹) معرفی شده است برای مدل‌های عاملی خطی مانند ۵ عاملی فاما فرنچ، ۴ عاملی کارهارت و Q عاملی، عرض از مبدأ معادله رگرسیون سبدها، نقش اساسی در تعیین قدرت تبیین (توانایی) مدل در بیان بازده سبد دارد. در این مدل‌ها، ایده آلترین حالت این است که عرض از مبدأ معادله رگرسیون همه سبدها از نظر آماری صفر باشد.

در این بخش، برای آزمون ۲ فرضیه پژوهش نتایج در جدول ۶ آورده شده است. برای این کار، ۳ مدل قیمت‌گذاری را در نظر می‌گیریم و آزمون GRS برای مدل‌های معرفی شده انجام می‌دهیم.

جدول (۶): نتایج مقایسه‌ای تخمین مدل‌ها با استفاده از آزمون GRS

مدل	فاما فرنچ	Q عاملی	کارهارت
میانگین مطلق سایز آلفاها	۰,۷۱۳۶۹	۲,۰۹۸۹۹۱	۲,۰۴۰۶۳۲
درصد معناداری آلفاها	۰,۰۸۵۲۵۹	۰,۲۴۸۷۹۶	۰,۲۳۷۱۲۸
آماره GRS	۳,۴۴۰۶۴	۳۵,۸۵۷۲۶	۳۲,۶۰۲۸۷
معنی‌داری آماره GRS	۰,۰۶۳۶۱۱	E-09۲,۱۲	E-08۱,۱۳

منبع: یافته‌های پژوهش

در نتایج مربوط به رگرسیون‌ها در مدل ۵ عاملی فاما فرنچ میانگین مطلق آلفا برابر با ۰,۷۱ بوده است که در ۹ درصد از موارد معنادار است. با توجه به توزیع آلفا و با معناداری آماری GRS در الگوی ۵ عاملی فاما فرنچ فرضیه برابری عرض از مبدأ با صفر رد می‌گردد.

در نتایج مربوط به رگرسیون‌ها در مدل Q عاملی میانگین مطلق آلفا برابر با ۲,۱ بوده است که در ۲۵ درصد از موارد معنادار است. با توجه به توزیع آلفا و با معناداری آماری GRS در مدل Q عاملی فرضیه برابری عرض از مبدأ با صفر رد می‌گردد.

در نتایج مربوط به رگرسیون‌ها در مدل ۴ عاملی کارهارت میانگین مطلق آلفا برابر با ۲,۰۴ بوده است که در ۲۴ درصد از موارد معنادار است. با توجه به توزیع آلفا و با معناداری آماری GRS در مدل ۴ عاملی کارهارت فرضیه برابری عرض از مبدأ با صفر رد می‌گردد.

لذا می‌توان عنوان نمود که مدل‌های ۵ عاملی فاما فرنچ، ۴ عاملی کارهارت و Q عاملی در حالت شرطی با نتایج آزمون GRS تفاوت معناداری با یکدیگر نداشته‌اند.

۶- نتیجه‌گیری

در هر تصمیم جهت سرمایه‌گذاری دو فاکتور ریسک و بازده از اهمیت بسزایی برخوردار هستند. هر سرمایه‌گذاری که افزایش ارزش سرمایه‌گذاری خود را تعقیب می‌نماید، مجبور است ریسک و عوامل تشکیل‌دهنده آن و بازده سرمایه‌گذاری را شناسایی و محاسبه نماید. یکی از انواع ریسک‌ها، ریسک بازار می‌باشد که ناشی از شرایط محیطی بوده و مدیریت کنترلی بر روی آن ندارد و به نظر می‌رسد این ریسک در کشور ما به لحاظ تغییرات زیاد و شدید عوامل محیطی بالا باشد و یکی دیگر از انواع ریسک‌ها، ریسک شرکت‌ها می‌باشد که مختص هر شرکت است و شرکت‌ها با توجه به ویژگی‌های خود تحت تأثیر این ریسک‌ها قرار می‌گیرند و بر این اساس در این پژوهش توانمندی مدل‌های چند عاملی در پیش‌بینی بازده ارزیابی‌شده است. به دو دلیل باید در مورد میزان نرخ بازده مورد انتظار توجه داشت: نخست این‌که اگر آن نرخ در حد بسیار بالایی تعیین شود، ممکن است سرمایه‌گذار از انتخاب سرمایه‌گذاری‌های کاملاً سودآور، اجتناب کند. دوم این‌که اگر نرخ مزبور در حد بسیار پایین تعیین شود، ممکن است سرمایه‌گذار، سرمایه‌گذاری‌های را انتخاب کند که ثروتش را کاهش دهد.

با توجه به تحلیل فرضیه اول یافته‌ها نشان داد که مدل پنج عاملی فاما و فرنچ نسبت به مدل‌های چهار عاملی کارهارت در حالت بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری دارد. در واقع مدل پنج عاملی فاما و فرنچ به میزان قابل توجهی خطای قیمت‌گذاری را کاهش می‌دهد و این موضوع موجب پیش‌بینی بهتر بازده سهام نسبت به مدل چهار عاملی شده است. بر این اساس الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ قدرت توضیح دهندگی بیشتری نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت داشته است. زمانی که عامل‌های سودآوری و سرمایه‌گذاری به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) اضافه شد، به طور معنی‌داری عملکرد الگو بهبود یافت. اگرچه این مدل نمی‌تواند به‌طور کامل تحلیل مقطعی از بازده‌ها را بیان کند. اما توانست توصیف قابل قبولی از میانگین بازده‌ها را ارائه نماید. با اضافه شدن عامل‌های سودآوری و سرمایه‌گذاری در مقایسه با مدل چهار عاملی کارهارت برای توضیح میانگین بازده در نمونه انجام‌شده در بازار سرمایه به‌طور چشمگیری افزایش‌یافته است. بنابراین یافته‌ها نشان می‌دهد که بازار بورس اوراق بهادار تهران، به پنج عاملی که فاما و فرچ معرفی کرده‌اند، واکنش بیشتری داشته‌اند. براساس تجدیدنظر فاما و فرچ می‌توان اینگونه استدلال نمود که اطلاعات مربوط به سودآوری و سرمایه‌گذاری، زمانی که در بازار منتشر می‌شود، بر قیمت اوراق بهادار، خریدوفروش اوراق و تصمیمات سرمایه‌گذاران مبنی بر حفظ یا فروش اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد. از این‌رو برآورد نرخ بازده که متأثر از سودآوری و سرمایه‌گذاری می‌باشد و از عوامل تأثیرگذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاران و حتی تصمیمات مدیریت شرکت و برنامه‌ریزی برای آینده شرکت می‌باشد از اهمیت بسزایی برخوردار است. نتیجه کلی به‌دست‌آمده از این فرضیه در مقایسه با نتیجه به‌دست‌آمده از پژوهش‌های بابالویان و مظفری (۱۳۹۵)، حزبی و صالحی (۱۳۹۵) و لیند و اسپار (۲۰۱۶) همسو می‌باشد. فاما و فرنچ (۲۰۱۵) نشان دادند مدل پنج عاملی فاما و فرنچ قدرت تبیین قابل توجه در پیش‌بینی بازده مورد انتظار دارد.

همچنین با توجه به تحلیل فرضیه دوم یافته‌ها نشان داد که مدل پنج عاملی فاما فرنچ نسبت به مدل Q عاملی HXZ با بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری دارد. کلیه افراد و مشارکت‌کنندگان بازار، ریسک گریز می‌باشند و یا این‌که سطح قابل قبولی از ریسک را می‌پذیرند. مفهوم ریسک بدین‌جهت یک مسئله کاربردی در حوزه مالی است. یافته‌های

مؤید این است که امروزه سرمایه‌گذاران ایرانی به متغیر ریسک در کنار متغیر بازدهی توجه می‌کنند و یا آن‌گونه که باید، آن را به عنوان معیاری مهم برای سرمایه‌گذاری در نظر گیرند، مورد توجه قرار می‌دهند، در واقع هر دو متغیر ریسک و بازده باید در کنار یکدیگر و همچنین بر اساس پرتفوی سرمایه‌گذاری که سهام جدید به عنوان عنصری از آن، کل بازدهی را می‌سازد، مورد توجه قرار گیرد و پس از تحلیل جامع، اقدام به خرید سهام شرکت‌های مورد نظر شود. اینکه مدل پنج عاملی فاما و فرنچ نسبت به مدل Q عاملی HXZ با بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری دارد، اهمیت محوری آن را مبنی بر وجود رابطه ارتباط معنادار بین پنج عاملی فاما و فرنچ و ریسک سیستماتیک (بتا) و اهمیت آن را در تعیین بازده سهام، مورد تأکید قرار می‌دهد. با این وجود نتایج این پژوهش حکایت از این دارد که ضریب بتا به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ نسبت به مدل‌های چهار عاملی کارهارت و Q عاملی HXZ توان بیشتری در تشریح اختلاف میانگین بازده سهام را دارد. به‌عبارت‌دیگر سرمایه‌گذاران در شرایط بالا بودن بتا، با استفاده از پنج عاملی فاما و فرنچ (عامل بازار، اندازه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری و سرمایه‌گذاری) بازده مورد انتظار خود را بهتر از مدل‌های چهار عاملی کارهارت و Q عاملی HXZ برآورد می‌کنند. نتیجه کلی به‌دست‌آمده از این فرضیه در مقایسه با نتیجه به‌دست‌آمده از لیند و اسپار (۲۰۱۶) همسو می‌باشد. از آنجا بتای (ریسک سیستماتیک بازار) آن قسمت از تغییرپذیری در بازده یک دارایی است که به وسیله عواملی که به طور همزمان بر روی قیمت اوراق بهادار کل بازار تأثیر می‌گذارد، حاصل می‌شود. بر این اساس می‌توان عنوان نمود تغییرات محیطی از لحاظ اجتماعی، سیاسی و اقتصادی که بر کل بازار اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد که منبع اصلی ریسک سیستماتیک می‌باشد، نقش قابل‌توجهی بر بازده دارد. که این موضوع حاکی از اهمیت مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که بعضی از سرمایه‌گذاران از آن برای پیش‌بینی بازده سهام استفاده می‌کنند، است چرا که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای بر اساس روابط بین ریسک و بازده بیان می‌شود و صرفاً دارای یک عامل ریسک سیستماتیک یا ریسک بازار است که ریسک نقل و انتقالات کلی در بازار می‌باشد. فاما و فرنچ (۱۹۹۲) معتقدند که این مدل توانایی لازم برای پیش‌بینی بازده سهام را ندارد و باید علاوه بر بتا متغیرهای دیگر را نیز در نظر گرفت. یافته‌های این پژوهش نیز، از استدلال فاما و فرنچ (۱۹۹۲) [۱۵] حمایت می‌کند. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به این دلیل معتقدند که بتا به تنهایی در تبیین رفتار بازده ناتوان است که صرف ریسکی که به کمک مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به عنوان پاداش منطقی ریسک در نظر گرفته می‌شود به طور کامل قابل توضیح نیست و ارتباطی که بین متغیرهای بنیادی و بازدهی سهام وجود دارد، نشانگر پاداش تحمل ریسک است. همچنین لاکونیشاک و همکارانش[17] (۱۹۹۴) [۲۱] معتقدند صرف ریسک[18] ، یک پاداش غیر منطقی برای ریسک است چون سهام‌هایی که قیمت کم؛ ولی ارزش ذاتی زیادی دارند (سهام‌های ارزشی)، توسط بازار و سرمایه‌گذاران به عنوان سهام‌های شرکت‌های دارای مشکل و رو به زوال شناخته می‌شوند و سهام‌هایی که قیمت زیاد؛ ولی ارزش ذاتی کمی دارند (سهام‌های رشدی) توسط بازار و سرمایه‌گذاران به عنوان سهام‌های شرکت‌های پابرجا شناخته می‌شوند. نتیجه کلی به‌دست‌آمده از این فرضیه در مقایسه با نتیجه به‌دست‌آمده از لیند و اسپار (۲۰۱۶) همسو می‌باشد. اسپیرتز (۲۰۱۸) نشان داد در تمایز بین بازارهای رو به رشد و رو به زوال موجب می‌شود که رابطه شرطی قابل توجهی بین بتا و بازده یافت شود، که حاکی از اهمیت بتا در تعیین بازده مورد انتظار می‌باشد و همسو با یافته‌های این پژوهش می‌باشد.

[17]- Lakonishok et al

[18] - Risk Premium

منابع و مأخذ

[۱] حافظ فرقان، مسعود. (۱۳۹۷). **بررسی رابطه ریسک نوسانات تجمعی بازار سهام و بازده مقطعی سهام در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد لنجان.

[۲] حری، حمیدرضا .رحیمی، الهام. (۱۳۹۳). **تأثیر نوسان های قیمت نفت بر تابع سرمایه گذاری Q توبین رویکردی از تئوری اختیار واقعی**. پژوهش ها و سیاست های اقتصادی. ۲۲(۲۷): ۱۲۶-۱۰۵.

[۳] رادمرد، جواد. (۱۳۹۸). **برازش مدل‌های صرف ریسک پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران**. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد اردبیل.

[۴] فرخ نیا، زهرا. (۱۳۹۸). **بررسی تأثیر ریسک قابل حذف بر بازده سهام با میانجی گری نقدشوندگی شرطی**. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه پیام نور استان تهران، مرکز پیام نور ری.

[۵] وکیلی فرد، حمیدرضا. بدریا، الهه. ابراهیمی، محمد. (۱۳۹۶). **مقایسه الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ با الگوی چهار عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**. مدیریت دارایی و تامین مالی. ۵(۱)، ۲۹-۱۷.

[6] Cooper, M., Gulen, H., M. Schill, M. (2008). **Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns**. Journal of Finance. 63(4), 1609–1651.

[7] DeBondt, W., Thaler, R. (1985). **Does the Stock Market Overreact?** Journal of Financial. 40, 793–805.

[8] Fama, E.F., MacBeth, J.D. (1973). **Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests**. The Journal of Political Economy. 81(3), 607–636.

[9] Fama, E.F., French, K. R. (1992). **The Cross-Section of Expected Stock Returns**. The Journal of Finance, 47(2), pp. 427-465.

[10] Fama, E.F., French, K.R. (2015). **A-Five Factor Asset-Pricing Model**. Journal of Financial Economics, April, 116(1), pp. 1-22.

[11] Hou, K., Xue, C., Zhang, L. (2016). **Digesting Anomalies: An Investment Approach. Review of Financial Studies**, March, 28(3), pp. 650-705.

[12] Hou, K., Xue, C., Lu, Z. (2014) .**A Comparison of New Factor Models**. NBER Working Paper No. 20682, November.

[13] Jegadeesh, N., Titman, S. (1993). **Returns to Buying Winners and Selling Losers**: **Implications for Stock Market Efficiency**. The Journal of Finance, 48(1), pp. 65-91.

[14] Lakonishok, J., Shapiro, A. C. (1984). **Stock Returns, Variance, Beta and Size: An Empirical Analysis**. FInancial Analysts Journal, July-August, 40(4), pp. 36-41.

[15] Lakonishok, J., Shleifer, A., Vishny, R. W. (1994). **Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk**. Journal of Finance, 49(5), pp. 1541-1578.

[16] Liammukda, A., Khamkong, M., Saenchan, L., Hongsakulvasu, N. (2020). **The Time-Varying Coefficient Fama - French Five Factor Model: A Case Study in the Return of Japan Portfolios**.

The Journal of Asian Finance, Economics and Business, 7(1), 513-521.

[17] Lind, J., Sparre, L. (2016). **Investigating New Multifactor Models with a Conditional Dual-Beta: Can a Conditional Dual-Beta in the Market Factor add Explanatory Value in New Multifactor Models? A study of the Swedish Stock Market between 2003 and 2015**. Search for publications in DiVA.

[18] Lintner, J. (1965). **The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets**. Review of Economics and Statistics, February, 47(1), pp. 13-37.

[19] Liu, W., Luo, D., Park, S., Zhao, H. (2019). **Employment Growth, Liquidity Risk**, and the Cross-section of Stock Returns (January 25, 2019). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3322396 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3322396.

[20] Pettengill, G. N., Sundaram, S., Mathur, I. (1995).**The Conditional Relation between Beta and Returns**.The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Mars, 30(1), pp.101-116.

[21] Pettengill, G. N., Sundaram, S., Mathur, I. (2002). **Payment for Risk: Constant Beta vs.Dual-beta Models**. The Financial Review, May, 37(2), pp. 123-135.

[22] Ragab, N. S., Abdou, R. K., Sakr, A. M. (2020). **A Comparative Study between the Fama and French Three-Factor Model and the Fama and French Five-Factor Model: Evidence from the Egyptian Stock Market**. International Journal of Economics and Finance. 12(1), 52-69.

[23] Sharpe, W.F., (1964). **Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk**. 19(3), pp. 425-442.

[24] Spierts, J.P. (2018). **An examination of the cross-sectional relationship of beta and return in international stock returns: evidence from emerging and developed markets**. Available at: bibliotecadigital.fgv.br

[25] Teh, K.S., Lau, W.Y. (2017). **The Dual-Beta Model: Evidence from the Malaysian Stock Market.Indonesian Capital Market** .Review 9 (2017) 39-52.

[26] Wang, Y., Liu, C., Lee, J.S., Wang, Y. (2015). **The relation between asset growth and the cross-section of stock returns: Evidence from the Chinese stock market**. Economic Modelling. 44, 59-67.