

Market Leverage Effect in Fama Frech Model

Ezatollah Abbasian*, Reza Tehrani**,
Mojtaba Pakdin Amiri***

Research Paper

Abstract

the model is investigated. Among the companies listed on the Tehran Stock Exchange, the number of statistical samples in the years under review (2016-2017) includes 1408 companies / year. According to the purpose of this research and the performed test, the result of the present research shows; In the three-factor model test, the effect of market factor and size is significant and the effect of value factor is not significant. Also, in the findings of the test of the three-factor adjustment model and considering the market leverage, the results indicate that the effect of market factors, value, size is significant. In both tests, the effect of market factor is significant and direct and the effect of size factor is significant and inverse. Also, the research results show that the value of the adjusted coefficient of determination in the modified three-factor model is more than the initial model and the addition of market leverage will improve the explanatory power of the model.

Keywords: Market leverage; Stock returns; F.F Model; Market factor; Value factor ;Size factor.

Received: 2018.August.04, Accepted: 2019.January.20.

*Associate Prof., Department of Public Administration, University of Tehran, Tehran, Iran.
(Corresponding Author). E-mail: e.abbasian@ut.ac.ir

**Professor, Department of Financial Management and Insurance, University of Tehran, Tehran, Iran.

***Ph.D Student in Financial Management, Alborz Campus, University of Tehran, Alborz, Iran.

بررسی اثر اهرم بازار در قدرت تبیین مدل فاما و فرنچ

عزت اله عباسیان*، رضا تهرانی**، مجتبی پاکدین امیری***

مقاله پژوهشی

چکیده

هدف از تحقیق حاضر ارائه مدل سه عاملی تعدیل شده در تبیین بازده مورد انتظار با لحاظ نمودن اهرم بازار در مدل اولیه می‌باشد. در این پژوهش با لحاظ نمودن اهرم بازار در محاسبه صرف ریسک بازار، تغییرات بدهی در تخمین بهتر مدل مد نظر قرار گرفته و بر اساس نتیجه آزمون مدل‌های اولیه و تعدیل شده قدرت تبیین مدل بررسی قرار گرفته است. از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تعداد نمونه آماری در سال‌های مورد بررسی (۱۳۸۵-۱۳۹۵) شامل تعداد ۱۴۰۸ شرکت/سال می‌باشد. با توجه به هدف این پژوهش و آزمون انجام شده نتیجه تحقیق حاضر نشان می‌دهد؛ در آزمون مدل سه عاملی، اثر عامل بازار و اندازه معنادار بوده و اثر عامل ارزش معنادار نمی‌باشد. همچنین در یافته‌های حاصل از آزمون مدل سه عاملی تعدیلی و با لحاظ نمودن اهرم بازار، نتایج بیانگر آن است که اثر عوامل بازار، ارزش، اندازه معنادار می‌باشد. در هر دو آزمون اثر عامل بازار معنادار و مستقیم و اثر عامل اندازه معنادار و معکوس می‌باشد. همچنین نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که مقدار ضریب تعیین تعدیل شده در مدل سه عاملی تعدیل شده از مدل اولیه بیشتر بوده و اضافه شدن اهرم بازار منجر به بهبود قدرت تبیین مدل خواهد شد.

کلیدواژه‌ها: اهرم بازار؛ بازده سهام؛ مدل فاما و فرنچ؛ عامل بازار؛ عامل ارزش؛ عامل اندازه.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۷/۰۵/۱۳، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۱۰/۳۰.

* دانشیار، گروه مدیریت دولتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

E-Mail: e.abbasian@ut.ac.ir

** استاد، گروه مدیریت مالی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

*** دانشجوی دکتری مدیریت مالی، پردیس البرز دانشگاه تهران، البرز، ایران.

۱. مقدمه

تکامل ساختار پولی و مالی اقتصادهایی که عصر انقلاب صنعتی را پشت سر گذاشته اند و در روایتی، خود در شکل بخشیدن به این تحول چنان دست داشته اند که امروز آن‌ها را کشورهای صنعتی می‌نامیم، با توجه به نیازهایی بوده که در جریان تغییر شکل این اقتصادها پدید آمده است. اگرچه بسیاری از این ساختارها، به صورت اولیه، در اغلب کشورهای جهان وجود داشته است. اما آنچه شکل امروزی این ساختارها را ایجاد کرده مسیری است که اقتصادهای توسعه یافته در جریان گذر از شکلی ساده به شکلی پیچیده و پيشتاز، آن را پیموده‌اند. بطور خلاصه بورس اوراق بهادار وظیفه دارد بازاری برای خرید و فروش انواع سهام و اوراق بهادار پدید آورد تا واحدهای خصوصی و دولت بتوانند سرمایه لازم را از این طریق و با استفاده از منابع مصرف نشده عموم فراهم آورند. از عمده‌ترین استفاده کنندگان اطلاعات شرکت‌های سهامی در بورس، سرمایه‌گذاران بالقوه در سهام شرکت‌ها می‌باشند؛ به دست آوردن اطلاعات کافی جهت استفاده کنندگان فوق معمولاً از کانال بورس اوراق بهادار انجام می‌شود. تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران بالقوه اساساً به خرید سهام شرکت مربوط می‌شود [۴].

در ادبیات مالی تاکنون تحقیقات زیادی در مورد رابطه ریسک و بازده انجام شده است. هدف از انجام تحقیقات بالا بردن دقت پیش‌بینی بازده مورد انتظار و کاهش بی‌قاعدگی‌های مطرح شده در مدل‌های قبلی است. اولین الگوی مطرح شده، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بود که تا مدت‌ها به عنوان تنها الگوی قابل قبول برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار مورد توجه محققین قرار گرفت. هر چند اکثر شواهد مربوط به رابطه بین بازده و ریسک سیستماتیک پرتفوی، CAPM را تایید می‌کنند، ولی عوامل دیگر چون اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار سهام، اهرم، نقدشوندگی سهام، سودآوری، سرمایه‌گذاری و ... می‌توانند به توصیف بازدهی کمک کنند [۵۳]. فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۳ برای پیش‌بینی بازده سهام از سه عامل بتا، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار استفاده کرد. به اعتقاد آن‌ها بتا تنها می‌تواند ۷۰ درصد بازده سهام یک پرتفوی را توجیه کند [۲۱]. بر این اساس در دو دهه اخیر، پژوهش‌های زیادی تحت تاثیر مدل سه عاملی فاما و فرنچ از مدل‌های چند عاملی برای بررسی توان تبیین بازده دارایی‌ها استفاده شده است. این پژوهش را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد: دسته اول پژوهش‌هایی هستند که به آزمون‌های اولیه در بازارهای مختلف اوراق بهادار پرداختند. دسته دوم پژوهش‌هایی هستند که با هدف ارائه مدلی جامع‌تر با توان تبیین بالاتری از بازده، انجام گرفته‌اند، این پژوهش‌ها تغییراتی در متغیرهای اولیه ایجاد کرده‌اند [۲۰]. پس از مطرح شدن بی‌قاعدگی‌های گوناگون این مدل و چالش‌هایی که با آن‌ها مواجه شده بود، مدل‌های چندعاملی به عنوان الگوهای مالی کاملتری مطرح شدند که می‌توان به مدل سه عاملی فاما و فرنچ [۲۱]،

مدل چهارعاملی کرهارت^۱ [۱۲]، هاو و اکسو و ژانگ^۲ [۲۹] و فاما و فرنچ [۲۳] و ... اشاره نمود که نسبت به مدل‌های قبلی دارای قدرت توضیح دهنده‌گی بیشتری در پیش بینی بازده مورد انتظار می‌باشند.

حرکت در جهت تعیین بهترین مدل که بتواند با توجه به شرایط بورس پیش بینی مناسبی را از نرخ ریسک و بازده بورس ارایه دهد؛ کمک قابل توجهی به سرمایه‌گذاران و تحقیقات این حوزه می‌نماید و امروزه یکی از نیازهای اساسی بازار سرمایه می‌باشد [۷]. در این پژوهش قصد داریم با بررسی ابعاد بکار گرفته شده در مدل سه عاملی فاما و فرنچ؛ با استفاده از تحقیقات پیشین مرتبط با موضوع، به تغییراتی در معادلات جهت بهبود قدرت تبیین این مدل پرداخته شود. بر این اساس به ارائه مدل سه عاملی تعدیل شده تبیین بازده مازاد سهام (مورد مطالعه: شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران) می‌پردازیم و به این سوال اساسی پاسخ خواهیم داد که قدرت تبیین مدل تعدیل شده در مقایسه با مدل اولیه ارائه شده چگونه است؟

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

از آنجا که تعیین نرخ بازده سهام در تصمیم‌های فعالان بازار نقشی کلیدی دارد، ارائه اولین مدل‌های برآورد بازده به دهه ۶۰ میلادی بر می‌گردد. زمانی که نظریه نوین اوراق بهادار مارکویتز^۳ [۳۹] نظر پژوهشگران را به خود جلب کرده بود. اولین مدل برآورد بازده، مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه شده توسط ویلیام شارپ^۴ [۵۴] بود که بازده یک دارایی را تابعی خطی از صرف ریسک بازار می‌دانست. در بازار سرمایه به عنوان نبض اقتصاد هر کشور سرمایه‌گذاران نهادی و یا فردی برای گرفتن تصمیم‌های اقتصادی و در نهایت سرمایه‌گذاری در یک پورتفولی مناسب نیازمند بکارگیری شاخصی مناسب هستند و ریسک و بازده دو مولفه مهمی هستند که در تصمیم‌گیری‌های مالی سرمایه‌گذاران تاثیر بسزایی دارند [۵۷]. سرمایه‌گذاران همواره منافع آتی (بازدهی) بیشتر را ترجیح می‌دهند؛ اما برای کسب این منافع، با ریسک‌هایی مواجه هستند. این موضوع همان تقابل سنتی ریسک و بازده است که بیان می‌کند اگر سرمایه‌گذاری بازدهی مورد انتظار بالاتری را طلب کند، باید ریسک بیشتری را نیز بپذیرد [۵۸]. تردیدی وجود ندارد که از نظر منطقی، بازده یک دارایی با میزان ریسک آن نسبت به بازار در ارتباط است، ولی این موضوع که آیا صرف ریسک بازار تنها عامل تعیین کننده بازده است یا عوامل دیگری نیز در آن دخیل هستند، موضوعی بحث برانگیز بوده

۱. Carhart

۲. Hou, Xue and Zhang

۳. Markowitz

۴. Sharp

است؛ مشکل دیگر این مدل، پیش فرض‌هایی بود که در دنیای واقعی ملموس نبود. از آن زمان تاکنون پژوهش‌های زیادی روی مدل قیمت‌های گذاری دارایی سرمایه‌ای در رابطه با بازده سهام انجام شده که به توسعه مدل مذکور انجامیده است. به تدریج استفاده از مدل‌های چندعاملی در تبیین بازده سهام، جایگزین مدل تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شد؛ مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ^۱ در اواخر دهه ۷۰ میلادی توسط رأس^۲ [۵۰] معرفی گردید که نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دو مزیت داشت: اول آن که محدودیت‌های کمتری در پیش‌فرض‌های آن وجود داشت و دوم این که می‌توان مدل را به صورت تجربی مورد آزمون قرار داد.

آنگونه که آرتمن و همکارانش^۳ [۶] بیان می‌کنند، پژوهشگران از دهه ۸۰ میلادی برای یافتن رابطه متغیرهای دیگری غیر از بتا با بازده سهام، تلاش کرده‌اند و در این راه به موفقیت‌هایی نیز رسیده‌اند؛ از آن جمله می‌توان به متغیرهای نسبت درآمد هر سهم به قیمت آن [۱۰]، متغیر اندازه شرکت [۸]، متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار [۴۹]، بازده گذشته سهام، اهرم [۱۱]، سودآوری [۲۷] و ... اشاره نمود. بدون شک فاما و فرنچ در این حوزه، مطالعه بر روی مدل‌های عاملی را دگرگون ساخته‌اند. فاما و فرنچ از دهه ۹۰ میلادی تاکنون چندین مقاله مشترک [۲۱، ۲۲، ۲۳ و ۲۴] در رابطه با بازده سهام منتشر نموده‌اند. فاما و فرنچ [۲۱] برای پیش‌بینی بازده سهام، مدلی را به کار گرفتند که مدل سه‌عاملی معروف شد. در مدل سه‌عاملی آن‌ها بازده سهام متأثر از سه عامل بتا، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بود. تحقیقات اخیر این سوال را مطرح می‌کنند که آیا مدل‌هایی مانند مدل سه‌عاملی به عنوان مدل پیش‌بینی بازده سهام می‌تواند جوابگوی تحلیلگران و سرمایه‌گذاران باشد؟ به اعتقاد فاما و فرنچ بتا تنها می‌تواند ۷۰ درصد بازده سهام یک پورتفوی متنوع را توجیه کند، در صورتیکه مدل سه‌عاملی آنها قدرت تبیین بیشتری دارد. پس از مطرح شدن مدل کیو-عاملی، فاما و فرنچ متغیرهای سودآوری و سرمایه‌گذاری این مدل را به مدل سه‌عاملی خود افزودند.

استفاده شرکت‌ها از اهرم مالی در بازارهای مالی به علت فاصله زیاد هزینه تأمین مالی از طریق بانک و بازار سهام، به تمایل شرکت‌ها برای اهرمی شدن منجر شده است. از طرفی این اهرم موجب بالا رفتن ریسک می‌شود و تفاوت شرکت‌ها در استفاده از اهرم، به تفاوت بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاران منجر می‌شود. مارتین لالی^۴ تخمینی مرتبط با زمان^۵ برای صرف ریسک بازار معرفی کرد که در آن هزینه سرمایه و میزان اهرمی بودن شرکت‌ها مورد توجه قرار

^۱. Arbitrage Pricing Theory

^۲. Ross

^۳. Artmann, Finter and Kempf

^۴. Lally

^۵. Time-Varying Market Risk Premium (MRP) Estimator

گرفته بود. به عبارت دیگر با توجه به تغییرات نسبت بدهی شرکت‌ها (نسبت جمع بدهی شرکت‌ها به جمع ارزش آن)، صرف ریسک بازار تغییر کرده و هر چه میزان اهرم بازار و ریسک مالی بازار بالاتر رود، بازدهی مورد انتظار نیز افزایش خواهد یافت. هاکی^۱ [۲۶] در تحقیق خود به این نتیجه می‌رسد که اهرم بازار با بازده سهام مرتبط است [۵۲]. صرف ریسک بازار در حقیقت جبران ریسک سرمایه‌گذاری است که به فرد تعلق می‌گیرد؛ لالی^۲ در تحقیق خود به تاثیر اهرم بازار پرداخت، در واقع او به الگوی CAPM علاوه بر ریسک، این عامل را نیز افزود [۳۴ و ۵۸]. بر این اساس، در مدل حاضر به بدهی‌های بهره‌دار با عنوان اهرم بازار توجه شده است و با بررسی ابعاد بکار گرفته شده در مدل فاما و فرنچ [۲۳]؛ به منظور بهبود قدرت تبیین آن محاسبه برخی از عوامل با استفاده از نتایج تحقیقات پیشین و مرتبط با موضوع تغییر یافته و به ارائه مدل تبیین بازده پرداخته شده است.

۲-۲- پیشینه پژوهش

پژوهشی که بطور همزمان به بررسی و مقایسه مدل اولیه و تعدیلی پرداخته با شد، مشاهده نگردید. با این وجود در این بخش به بیان پاره‌ای از پژوهش‌های تجربی پرداخته می‌شود که در هر یک از زمینه‌ها و ابعاد آن انجام شده باشد و به نحوی به موضوع پژوهش ارتباط پیدا کند. افزون بر این برخی از پژوهش‌ها به منظور ایجاد پشتوانه برای بکارگیری متغیرهای این پژوهش بیان شده است.

کارهارت [۱۲] با اضافه کردن عامل مومنتوم به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، الگوی چهار عاملی را مطرح کرد. کارهارت بیان می‌کند که الگوی چهار عاملی وی به میزان قابل توجهی خطای قیمت‌گذاری، الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و الگوی سه عاملی فاما و فرنچ را کاهش می‌دهد. بانداری^۳ [۱۱] در پژوهش خود نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که اهرم بالایی دارند به نسبت شرکت‌های ی که اهرم پایینی دارند، میانگین بازدهی بالاتری داشته است. این نتیجه پس از منظور کردن بتا و اندازه شرکت بعنوان متغیرهای توضیحی همچنان پابرجا بود. اهرم بالا درجه ریسکی بودن سهام شرکت را افزایش می‌دهد، ولی این افزایش ریسک باید در ضریب بتای توضیحی بالاتر منعکس شود. نتایج وی نیز نشان‌دهنده تضاد با پیش‌بینی‌های مدل CAPM است. فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۳ به آزمون مدل خورد پرداختند. آنها در پژوهش خود پرتفوی‌ها را بر اساس ارزش وزنی رتبه‌بندی و سپس مدل را محاسبه نمودند و با استفاده از فرمول رگرسیون سری زمانی به آزمون متغیرها پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که بین اندازه و میانگین بازده سهام رابطه معکوس و بین ارزش دفتری و ارزش بازار و میانگین بازده

^۱ . Hakki

^۲ . Lally

^۳ . Behandari

سهام رابطه مستقیم وجود دارد [۲۱]. دنی و بائو^۱ با مقایسه روش‌های ایبوستون^۲ [۱۳] و لالی در سال ۲۰۰۸ از بورس نیوزلند طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ به این نتیجه رسیدند که در مجموع این دو روش تفاوت معنی‌داری نداشته و فقط در شرایطی که استفاده از اهرم، در شرکت‌های بورسی بیشتر باشد، نتایج دو روش تفاوت معناداری خواهد داشت [۹]. چن و همکاران^۳ در سال ۲۰۱۰ مدل سه عاملی با عوامل بازار، سرمایه‌گذاری و نسبت بازده دارایی‌ها را معرفی کرده و ادعا کردند که مدل آن‌ها از مدل‌های سنتی نابسامانی‌های مربوط به تداوم قیمت کوتاه مدت، آنهگ تدریجی پس از اعلام سود، اقلام تعهدی و شوک‌های ارزیابی سهام را توضیح می‌دهد. در واقع به دلیل آنکه مدل آن‌ها بیشترین مقدار ناهنجاری‌های اخیر را از بین می‌برد، چن و همکاران مدل سه عاملی فاما و فرنچ را رد کردند [۱۳]. هاپینت و جانسون^۴ (۲۰۱۱) الگوی چهار عاملی دیگری (شامل: بازار، سودآوری، عامل نقدشوندگی) طراحی کردند که از اضافه نمودن عامل نقدشوندگی به الگوی سه عاملی چن، نوی-مارکس و ژانگ^۵ حاصل گردید [۱۳]. آن‌ها در این مطالعه به مقایسه این مدل با الگوی چهارعاملی کرهارت پرداختند. این محققان بیان داشتند زمانی که عامل مومنتوم به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ [۲۱] اضافه شد، بطور معنی‌داری عملکرد الگو بهبود یافت [۳۰]. در عوض، اثر اضافه کردن عامل نقدشوندگی به عنوان عامل چهارم به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ بی‌معنی و نزدیک به صفر بود. آرتمن و همکاران^۶ [۶] پیرامون عوامل تعیین‌کننده بازده سهام در آلمان، به آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل چهارعاملی کرهارت [۱۲] پرداختند. نتایج آن‌ها بر اساس داده‌های بورس آلمان، از سال ۱۹۶۳ تا ۲۰۰۶، نشان داد که مدل فاما و فرنچ، از قابلیت تبیین کمی در تعیین میانگین بازده سهام برخوردار است و مدل کرهارت قدرت تبیین بالاتری دارد. همچنین آن‌ها به این نتیجه رسیدند که اگر در مدل کرهارت به جای عامل اندازه، از عامل درآمد سهم به قیمت آن استفاده کنند، قدرت تبیین مدل دو چندان می‌گردد [۶].

فاما و فرنچ در سال ۲۰۱۲ در مقاله‌ای با عنوان اندازه، ارزش و تمایل به عملکرد گذشته در بازارهای مالی بین‌المللی به بررسی رابطه عوامل سه‌گانه [۲۱]، مدل چهارعاملی کرهارت [۱۲] و مدل تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها سرمایه‌ای بازبازده سهام در چهار منطقه جغرافیایی شامل آمریکای شمالی، اروپا، آسیای جنوب شرقی و ژاپن پرداختند [۲۲]. نتایج پژوهش مبین‌توان توضیح‌دهندگی بالای مدل چهارعاملی در سه منطقه (به جز ژاپن) نسبت به سایر مدل‌ها، از

^۱. Bao

^۲. Ibbotson

^۳. Chen et al

^۴. Hubinette and Jonsson

^۵. Chen, Novy-Marx and Zhang

^۶. Artmann et al

جمله مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل فاما و فرنچ بود. فاما و فرنچ در سال ۲۰۱۳ به آزمون مدل جدید خود پرداختند و به این نتیجه رسیدند که این مدل بین ۶۹ تا ۹۳ درصد تغییرات مقطعی در بازده‌های مورد انتظار را برای پرتفوی‌های اندازه، B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاری مورد بررسی را توضیح می‌دهند. آن‌ها در تحقیق خود که با استفاده از داده‌های سهام بورس NYSE آمریکا انجام شده است، نتیجه می‌گیرند که مدل پنج‌عاملی که متضمن شاخص‌های بازار، اندازه شرکت، ارزش دفتری به بازار، سودآوری و سرمایه‌گذاری می‌باشد در ارتباط با اندازه‌گیری میانگین بازده سهام نسبت به مدل سه‌عاملی بهتر است و اگرچه این مدل نمی‌تواند بطور کامل تحلیل مقطعی از بازده را بیان کند اما توانست توصیف قابل‌قبولی از میانگین بازده را ارائه نماید [۲۲].

فان و یو^۱ [۲۵] به مقایسه مدل فاما و فرنچ و مدل عاملی چن و همکاران^۲ در دوازده اقتصاد بزرگ دنیا پرداختند. مدل چن و همکاران در بردارنده عوامل بازار سرمایه‌گذاری و بازده دارایی‌ها است که از نظریه کیو^۳ الهام گرفته است. نتایج نشان داد مدل چن و همکاران از قدرت تبیین بالاتری برخوردار است. همچنین با وجود این که در مدل چن و همکاران ضریب آلفا همچنان معنادار است ولی مقدار آن کمتر از مدل فاما و فرنچ بوده است [۲۵]. هو و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی تحت عنوان پیش‌بینی جریانهای نقدی، هزینه سرمایه و بازده مورد انتظار، به بررسی رابطه بین سه متغیر پرداختند [۲۹]. آن‌ها با توجه به پیش‌بینی‌های سود شرکت‌ها بر مبنای مدل‌ها و شاخص‌های مربوط به جریان‌های نقدی پیش‌بینی شده و برآوردی بر روی هزینه سرمایه شرکت‌ها تاکید و نمونه‌های بزرگی از شرکت‌ها را ما بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها یافتند که پیش‌بینی‌های سود بر مبنای پیش‌بینی‌های دیگر در ارتباط با پیش‌بینی‌های جریان‌های نقدی بوده و برگرفته از ضرایب مربوط به پیش‌بینی‌های سود است. همچنین در ارتباط با هزینه سرمایه و ارتباط آن با بازده مورد انتظار سهام به این نتیجه رسیدند که شاخص مرتبط با بازده مورد انتظار همان پیش‌بینی‌های مربوط به بازده سهام می‌باشد [۲۹].

فاما و فرنچ (۲۰۱۵) با افزودن دو متغیر سودآوری و سرمایه‌گذاری به مدل سه‌عاملی قبلی، به قدرت تبیین مدل پنج‌عاملی جدید خود در بورس سهام نیویورک، آمریکا و نزدیک طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۶۳ پرداختند. نتایج تحقیق مدل پنج‌عاملی نشان می‌دهد که عامل ارزش معنادار نبوده است و اینکه مدل جدید ۶۳ تا ۹۳ درصد قدرت تبیین بازده را داراست. ماکسیم^۴ (۲۰۱۵) در بورس بخارست طی سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۱۳ به مقایسه قدرت تبیین پیش‌بینی مدل‌های

۱. Fan & Yu

۲. Chen et al

۳. Q-Theory

۴. Maxim

(CAPM، DCAPM، ATP، مدل سه عاملی و پنج عاملی) پرداخت. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که قدرت تبیین بازده سهام مدل پنج عاملی بیش از سایر مدل‌هاست. نست کاکیسسی^۱ (۲۰۱۵) مدل‌های سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ را در ۲۳ بازار سهام پیشرفته طی سال‌های ۱۹۹۲-۲۰۱۴ مورد آزمون قرار داد و نتایج و شواهد قوی را در بازارهای آمریکای شمالی، اروپایی و جهانی یافت. ولیکن تاثیر عامل‌های سودآوری و سرمایه‌گذاری در پرتفوی‌های ژاپن و آسیا-اقیانوسیه بسیار ضعیف بوده است. با افزودن دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، عامل ارزش در بازارهای آمریکای شمالی، اروپایی و جهانی همچون یافته‌های فاما و فرنچ [۲۳] معنادار نبوده است ولیکن در بازارهای ژاپن و آسیا-اقیانوسیه معنادار بوده است. نتایج پژوهش پیشنهاد می‌کند که مدل‌های منطقه‌ای به جای مدل‌های جهانی بهتر عمل می‌کند. راسیکوت و توریت^۲ (۲۰۱۶) در مقاله‌ای تحت عنوان مدل کیو-عاملی و زاید بودن عامل ارزش: کاربرد آن در صندوق پوششی به آزمون مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در خصوص صندوق‌های پوششی طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۲ پرداخت [۴۶]. نتایج تحقیق نشان داد که برخلاف یافته‌های مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، عامل ارزش در خیلی از استراتژی‌های صندوق‌های پوششی^۳ معنادار است. چایه و همکاران^۴ در سال ۲۰۱۶ در استرالیا مدل پنج عاملی فاما و فرنچ را آزمون کرده‌اند [۱۴]. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که این مدل توان توضیحی بیشتری نسبت به سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی برخوردار است. همچنین در این آزمون عامل ارزش دفتری به ارزش بازار توان توضیحی خود را ضمن حضور عوامل سرمایه‌گذاری و سودآوری حفظ کرده است.

ریسیکات و رنتز^۵ در سال ۲۰۱۷ به بررسی مدل فاما و فرنچ پرداختند. همچنین آن‌ها با اضافه کردن عامل نقدشوندگی مدل شش عاملی را نیز آزمون کردند. نتایج نشان داد که تنها عامل بازار را می‌توان به عنوان عامل تعیین‌کننده در توضیح بازده به کار گرفت [۴۷]. دائویی و بن‌سالاه^۶ در سال ۲۰۱۷ به بررسی قدرت پیش‌بینی تمایلات سرمایه‌گذاران در ارزش‌گذاری دارایی‌ها با استفاده از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و با استفاده از داده‌های بورس نیویورک پرداختند [۱۶]. نتایج اعتبار مدل سه عاملی و پنج عاملی را در پیش‌بینی بازده‌های مورد انتظار تایید کردند. فاما و فرنچ در سال ۲۰۱۷ به بررسی مدل خود در سطح بین‌المللی پرداختند [۲۴]. نتایج این پژوهش نشان داد که در آمریکا، اروپا و آسیا-اقیانوسیه بازده با ارزش

^۱ . Nusret Cakici

^۲ . Racicot and Theoret

^۳ . Hedge Fund strategies

^۴ . Chiah et al

^۵ . Racicot and Rentz

^۶ . Dhaoui & Bensalah

دفتری به ارزش بازار و سودآوری رابطه مستقیم و با سرمایه گذاری رابطه منفی دارد. در ژاپن رابطه محکمی بین بازده و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار وجود دارد و رابطه اندکی با سودآوری یا سرمایه گذاری را نشان می دهد. کبوتا و تاکاهارا^۱ در سال ۲۰۱۷ به بررسی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در ژاپن پرداختند. نتایج نشان داد که عامل سودآوری و سرمایه گذاری به صورت آماری معنی دار نیستند و در نتیجه این مدل نمی تواند به عنوان الگویی برای داده های پژوهش در سال های ۱۹۷۸ تا ۲۰۱۴ باشد [۳۳].

آندره^۲ و دیگران (۲۰۱۸) در پژوهشی خود با مقایسه مدل پنج عاملی با دیگر مدل های ارائه شده توسط فاما و فرنچ به این نتیجه رسیدند که عملکرد مدل پنج عاملی از نظر قدرت تبیین مدل بهتر از سایر مدل های بررسی شده است [۵].

مجتهدزاده و طارمی^۳ [۴۱] به بررسی رابطه بین صرف ریسک بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با صرف ریسک پرتفوی پرداختند. آن ها نتیجه گرفتند که بین صرف ریسک پرتفوی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، رابطه معنی دار و معکوسی وجود دارد که در شرکت های کوچک قوی تر است. احمدپور و رحمانی^۴ در سال ۱۳۸۶ به بررسی تاثیر اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام پرداختند. نتایج نشان داد که اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام نیز به طور معناداری روی بازده پرتفوی مرتب شده بر اساس این دو عامل تاثیر گذار است [۳].

رباط میلی^۵ [۴۸] در تحقیقی عملکرد مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و مدل فاما و فرنچ سه عاملی در پیش بینی بازده مورد انتظار در بورس تهران را مقایسه کرده و اظهار داشته در بلند مدت هر دو مدل اختلاف میانگین معناداری بین بازده مورد انتظار با بازده واقعی وجود دارد. طبق پژوهش وی در کوتاه مدت عملکرد مدل سه عاملی بهتر است. اشراق نیا و همکاران [۱۸] به مقایسه قدرت توضیح دهنده مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ پرداختند. نتایج پژوهش آن ها حاکی از برتری مدل سه عاملی نسبت به مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای بوده است. اسلامی بیدگلی و هنردوست^۶ [۱۹] به بررسی چگونگی عملکرد سهام ارزشی و رشدی در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۸۸ پرداختند. آن ها به این منظور پرتفوی های سهام ارزشی و رشدی تشکیل شده را بر اساس نسبت های مدل شش عاملی هاگن به اضافه نسبت قیمت به عایدات برای بازه زمانی مورد مطالعه

^۱ . Kubota and Takehara

^۲ . Andre et al

^۳ . Mojtahedzade and Taremi

^۴ . AhmadPour and Rahmani

^۵ . Robatmeili

^۶ . Eslami Bidgoli and Honardost

تشکیل و مورد بررسی قرار دادند، سپس بازدهی منتج از این پرتفوی‌ها با در صد رشد شاخص بورس (به عنوان رکود یا رونق) مقایسه گردید. نتایج تحقیق نشان‌دهنده این است که معمولاً در سال‌های رکود، پرتفوی‌های ارزشی و در سال‌های رونق پرتفوی‌های رشدی بازدهی بالاتری داشته‌اند. عباسی و غزلجه^۱ [۱] در تحقیقی به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس تهران پرداختند. برای این منظور شش سبد سهام بر حسب اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر اساس ۶۱۶ سهم برای مجموع سهالی ۱۳۸۳-۱۳۸۸ تشکیل شد. نتایج نشان داد که عوامل بتا، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سبد سهام تأثیر معناداری دارند. به الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، دو عامل اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار اضافه شد و به افزایش ضریب تعیین منجر شد. این بدان معناست که الگوی سه عاملی درصد بیشتری از پراکندگی بازده سبد سهام را نسبت به الگوی تک عاملی توضیح می‌دهد. عسکری راد در سال ۱۳۹۲ اثر مومنتوم را بر توان توضیحی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرد. هدف اصلی پژوهش وی شناسایی محتوی اطلاعاتی تغییر میزان حد نوسان قیمت سهام و تأثیر آن بر حجم معاملات و بازده سهام شرکت‌ها بود. نتایج پژوهش وی نشان داد که کاهش سه درصدی حد نوسان قیمت سهام در تاریخ بررسی باعث افزایش حجم معاملات و بازده سهام شده است. معز و همکارانش (۱۳۹۲) به مقایسه قدرت تبیین بازده سهام در مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل چهار عاملی اراپه شده توسط کوپر^۲ و همکارانش (۲۰۰۸) پرداختند. مدل چهار عاملی مذکور شامل عوامل ذکر شده در مدل سه عاملی و عامل رشد دارایی بود. نتایج تحقیق حاکی از برتری نسبی مدل چهار عاملی در دوره مورد بررسی است. ایزدی نیا و همکاران [۲۰] با مقایسه توان توضیح دهنده مدل سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی کارهات طی دوره ۸۶-۹۰ در بورس اوراق بهادار به این نتیجه رسیدند که مدل چهار عاملی کارهات [۱۲] مزیتی نسبت به مدل سه عاملی [۲۱] ندارد. زیرا بین چهار متغیر صرف ریسک، اندازه، عامل ارزش و عامل مومنتوم تنها دو متغیر صرف ریسک و اندازه بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد. حزبی و صالحی^۳ [۲۸] به مقایسه قدرت توضیح دهنده مدل چهار عاملی کارهات و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده سهام پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که مدل پنج عاملی فاما و فرنچ دارای قدرت توضیح دهنده بیشتری نسبت به مدل چهار عاملی کارهات در تبیین بازده سهام است. بابالوییان و مظفری^۴ در سال ۱۳۹۵ با بررسی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهات و مدل هو، خو و ژانگ نشان دادند که توان توضیحی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بیش از مدل کارهات و مدل هو، خو و ژانگ می‌باشد.

^۱ . Abbasi and Ghezleje

^۲ . Cooper

^۳ . Hezbi and Salehi

^۴ . Babaloeian and Mozafari

همچنین در بورس اوراق بهادار تهران بنا، اندازه، ارزش و سودآوری بر بازده سهام تاثیر گذار می باشند [۷].

۳. روش شناسی پژوهش

روش جمع‌آوری اطلاعات اسناد کاوی است و اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌ها از بانک اطلاعاتی استخراج شده است و برای سایر اطلاعات مورد نیاز با مراجعه به کتابخانه بورس اوراق بهادار و پایگاه اطلاعاتی و سایت رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران استفاده گردید. در این تحقیق سعی شد از موثق‌ترین و قابل اعتمادترین ابزارها و منابع جمع‌آوری داده‌ها در بازار سرمایه ایران استفاده شود. از این رو داده‌های استفاده شده در این تحقیق از اطلاعات صورت‌های مالی حسابرسی شده توسط حسابرسان خبره و مورد اعتماد سازمان بوده و بنابراین از روایی و پایایی بالایی برخوردار است زیرا تحت نظر مراجع قانونی و ذیصلاح تهیه شده اند. نمونه آماری تحقیق شامل شرکت‌هایی است که هر یک از این معیارها را داشته باشند:

(الف) تا پایان اسفندماه سال ۱۳۸۴ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد؛

(ب) در دوره ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشد.

(ج) جزء موسسه‌های مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نباشد؛

(د) اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها، در دوره مورد بررسی موجود باشد و وقفه معاملاتی بیش از شش ماه در دوره زمانی مذکور نداشته باشد.

بر این اساس؛ از مجموعه شرکت‌های مورد بررسی، تعداد نمونه آماری دارای مشخصات فوق و با شرایط امکان دریافت اطلاعات کامل در سال‌های مورد بررسی، ۱۵۶ شرکت بوده است. بر این اساس با توجه نمونه جمع‌آوری شده از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تعداد ۱۴۰۸ شرکت/سال به عنوان نمونه آماری مورد مطالعه انتخاب شده‌اند.

قوت و جایگاه هر علم یا نظری به روش شناخت آن علم یا نظر بستگی دارد و اعتبار و ارزش قوانین هر علمی، به روش شناختی که در آن علم به کار می‌رود، مبتنی است. بدین خاطر یکی از مهم‌ترین مراحل تحقیقات علمی، انتخاب روش تحقیق مناسب برای انجام پژوهش است. منظور از انتخاب روش تحقیق این است که مشخص کنیم، چه روش تحقیقی برای بررسی موضوع خاصی لازم است و انتخاب روش تحقیق به عهده محقق است و او باید در انتخاب روش صحیح تحقیق حساسیت لازم به عمل آورد.

بر این اساس میانگین، میانه، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی متغیرهای محاسبه شده در تحقیق بدین شرح می باشد:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

عامل بازار*	عامل اندازه	عامل ارزش	میانگین
۰,۰۹۹	-۰,۹۱۵	۱,۳۸۲	

۱,۳۵۵	-۰,۹۰۸	۰,۱۱۷	میانه
۰,۳۷۶	۰,۳۵۱	۰,۰۳۳	انحراف معیار
۰,۰۱۱	۱,۰۴۰	-۰,۸۰۲	چولگی
۱,۵۷۲	۳,۳۶۵	۲,۰۷۴	کشیدگی

* طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ و بدون در نظر گرفتن عامل تعدیلی محاسبه شده است.

بر اساس هدف تحقیق حاضر جهت تبیین بازده مورد انتظار مدل سه عاملی (رابطه ۱) بدین صورت ارائه شده است:

رابطه (۱)

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + e_{it}$$

بر این اساس، متغیرهای صرف بازار $(R_{mt} - R_{ft})$ ، اندازه (SMB) و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (HML) در مدل لحاظ شده است.

بر اساس نتیجه تحقیق انجام شده توسط لالی [۳۴ و ۳۵] در خصوص لحاظ نمودن اهرم‌های بازار در محاسبه صرف ریسک بازار و تخمین بهتر، تعدیل لازم در مدل اولیه به شرح زیر اعمال می‌گردد.

برای محاسبه صرف ریسک بازار (MRP) عموماً به دو صورت و با لحاظ نمودن میانگین بازده بازار و تخمین بازدهی بدون ریسک (رابطه ۲) و یا میانگین بازده بازار و میانگین بازدهی بدون ریسک (رابطه ۳) بصورت زیر محاسبه می‌گردد [۳۱ و ۵۶]:

$$MRP_{Ibbotson} = \overline{R_m} - R_f \quad \text{رابطه (۲)}$$

$$MRP_{Siegel} = \overline{R_m} - \overline{R_f} \quad \text{رابطه (۳)}$$

بر اساس مدل لالی، تخمین مرتبط با زمان برای صرف ریسک بازار ارائه شده که در آن هزینه سرمایه و میزان اهرمی بودن شرکت‌ها مورد توجه قرار گرفته است. به عبارت دیگر با توجه به تغییرات نسبت بدهی شرکت‌ها (نسبت جمع بدهی شرکت‌ها به جمع ارزش آن‌ها)، صرف ریسک بازار تغییر کرده و هرچه میزان اهرم بازار و ریسک مالی بازار بالاتر رود، بازدهی مورد انتظار نیز افزایش خواهد یافت. بر این اساس صرف ریسک بازار بدین شرح محاسبه شده است [۳۴]:

$$MRP_{Adjust} = (\overline{R_m^u} - \overline{R_f}) \left(1 + \frac{B_{mt}}{S_{mt}} \right) - (\overline{R_d} - \overline{R_f}) \left(\frac{B_{mt}}{S_{mt}} \right) \quad \text{رابطه (۴)}$$

MRP ، صرف ریسک بازار در زمان t ،

$\overline{R_m}$ ، میانگین نرخ بازده بازار،

$\overline{R_m^u}$ ، میانگین نرخ بازده بازار بدون در نظر گرفتن اهرم بازار،

$\overline{R_f}$ ، میانگین نرخ بازده بازار بدون ریسک، که بر اساس نرخ سپرده کوتاه مدت یکساله بانک‌ها در طی هر سال لحاظ خواهد شد [۴۲].

B_{mt} ، مجموع بدهی‌های هزینه دار شرکت‌های پذیرفته شده در بورس در سال t [۵۸].

S_{mt} ، مجموع حقوق صاحبان سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس در سال t .

R_{dt} ، نرخ اوراق مشارکت شرکتی، در محاسبه از اطلاعات افشا شده نرخ بازده تا سررسید^۱ در بازار سرمایه استفاده شده است.

$\overline{R_d}$ ، میانگین نرخ اوراق مشارکت شرکتی

همچنین جهت محاسبه R_m^u از فرمول زیر استفاده گردید:

$$R_m^u = \frac{R_{mt} + R_{dt} \times \left(\frac{B_{mt}}{S_{mt}}\right)}{1 + \frac{B_{mt}}{S_{mt}}} \quad \text{رابطه (۵)}$$

بر این اساس، سایر متغیرها عبارت است از اندازه^۲: که از لگاریتم ارزش بازار شرکت (برابر است با قیمت هر سهم ضربدر تعداد سهام منتشره) [۲۳]. ارزش^۳: عبارت است از ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت (B/M). سودآوری^۴: بر اساس آنچه در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ مطرح گردید برابر است با نسبت سود عملیاتی پس از کسر هزینه مالی بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در دوره قبل [۲۳].

بنابراین شرکت‌های بر اساس عامل اندازه^۵ به دو گروه کوچک (S) و بزرگ (B) تقسیم می‌شوند. همچنین بر اساس عامل ارزش^۶ به سه گروه ارزش بالا (۳۰ درصد مقادیر بالا (H))، شرکت‌های متوسط (۴۰ درصد مقادیر وسط (N)) و شرکت‌های با ارزش کم (۳۰ درصد مقادیر پایین (L)) تقسیم می‌شوند.

متغیر عامل اندازه از تفاوت میانگین بازده مجموعه سهام شرکت‌های کوچک (S) و میانگین بازده مجموعه سهام شرکت‌های بزرگ (B) محاسبه شده است:

با لحاظ نسبت ارزش دفتری به بازار؛

رابطه (۶)

$$SMB_{B/M} = \frac{S_H + S_N + S_L}{3} - \frac{B_H + B_N + B_L}{3}$$

^۱ - Maturity To Yield

^۲ - Size

^۳ - Value

^۴ - Profitability

^۵ - SMB

^۶ - HML

متغیر عامل ارزش از تفاوت میانگین بازده مجموعه سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (H) از میانگین بازده مجموعه سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (L) بدست آمده است:

$$HML = \frac{S_H + B_H}{2} - \frac{S_L + B_L}{2} \quad \text{رابطه (۷)}$$

بر این اساس رابطه (۱) با تعدیل عامل اهرم بازار و با اعمال متغیر مذکور در معادله بصورت زیر مورد بررسی قرار گرفت:

رابطه (۸)

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i \left((\overline{R_m^u} - \overline{R_f}) \left(1 + \frac{B_{mt}}{S_{mt}} \right) - (\overline{R_d} - \overline{R_f}) \left(\frac{B_{mt}}{S_{mt}} \right) \right) + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + e_{it}$$

۴. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

برای مدلسازی و آزمون فرضیه‌های تحقیق می‌بایست فروض کلاسیک از جمله میانگین اجزای اخلاص، واریانس اجزای اخلاص، همبستگی سریالی و نرمالیتی مورد بررسی و اقدامات جهت رفع ایرادات انجام گیرد. ابتدا جهت بررسی عدم وجود ریشه واحد در داده‌های متغیرها، اقدام به آزمون مانایی و محاسبه ریشه واحد متغیرهای پژوهش می‌نماییم. بر این اساس، طبق روش‌های آزمون لوین لین و چو^۱ [۳۷]، آزمون ایم، پسران و شین^۲ [۳۲]، آزمون ریشه واحد فیشر-دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون ریشه واحد فیشر-فلیپس پرون^۳ [۴۵]، متغیرهای پژوهش مانا بوده و فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد داشتن متغیرها رد شد.

برای آزمون نرمال بودن داده‌ها از آزمون نرمال بودن جملات پسماند استفاده شد بر این اساس که نتایج احتمال بدست آمده بالاتر از ۵ درصد باشد. فرض نرمالیتی تابع توزیع U_t است که بر این پایه استوار است:

$$U_t \approx N(0, \delta_n)$$

فرضیه مبنی بر داشتن توزیع کای-دو طبق آماره Jarque-Bera پذیرفته می‌شود، که بر نرمال بودن توزیع داده‌ها دلالت دارد.

قبل از پرداختن به بحث رگرسیون لازم است نرمال بودن متغیر وابسته نیز مورد بررسی قرار گیرد در صورتیکه متغیر وابسته نرمال باشد در آن صورت می‌توان از روش OLS برای تخمین مدل رگرسیونی استفاده کرد؛ در غیر این صورت باید از دیگر روش‌های آماری مانند کمترین

^۱ . Levin, Lin and Chu

^۲ . Im, Pesaran & Shin

^۳ . Phillips and Perron

مربعات جزیی (PLS) و ... استفاده نمود. براساس نتایج حاصله از روش OLS استفاده شده است. با توجه به مناسب بودن شرایط برآوردها و پیش فرض های رگسیون، نرمال بودن پسماندها یا استفاده از آزمون جاک-برا^۱ مورد بررسی قرار گرفت. بمنظور بررسی ناهمسانی واریانس پسماندها از آزمون پاگان بروش گودفری^۲ استفاده گردید. همچنین جهت بررسی خودهمبستگی پسماندها مقدار دوربین واتسون می تواند بین ۱,۵ تا ۲,۵ باشد که جهت حل آن از AR و MA استفاده شد. بر اساس مطالب گفته شده نتیجه آزمون رابطه (۸) به شرح جدول زیر بدست آمد:

جدول ۲. نتایج و یافته‌های آزمون مدل سه عاملی

متغیر مستقل	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
مقدار ثابت	۰/۶۵۲۸۲۹	۰/۳۹۰۴۱۵	۱/۶۷۲۱۴۱	۰/۱۴۵۵
عامل بازار	۱/۹۹۳۴۳۵	۰/۵۶۲۴۱۵	۳/۵۴۴۴۱۹	۰/۰۱۲۲
عامل ارزش	-۱/۱۴۱۳۳۸	۰/۵۳۵۱۵۳	-۲/۱۳۲۷۳۲	۰/۰۷۶۹
عامل اندازه	-۰/۵۷۴۱۱۶	۰/۱۹۲۰۷۴	-۲/۹۸۹۰۳۶	۰/۰۲۴۴
$MA(5)$	۰/۹۹۷۹۵۵	۰/۰۴۰۳۰	۲۴۷/۶۲۱۷	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/۸۵۷۸۵۳		Mean dependent var	۰/۱۰۰۰۰۰
Adjusted R-squared	۰/۷۶۳۰۸۸		S.D. dependent var	۰/۱۱۷۲۱۸
S.E. of regression	۰/۰۵۷۰۵۴		F-statistic	۹/۰۵۲۴۴۱
Durbin-Watson stat	۱/۶۰۸۵۲۰		Prob(F-statistic)	۰/۰۱۰۲۶۴

بر این اساس، نتیجه‌گیری می‌شود که سطح اطمینان ۹۵ درصدی مقدار ضرایب همه متغیرها معنی دار می‌باشند. همانگونه که در جدول بالا مشخص است برآورد مدل بالا (Prob(F-statistic) با رقم معادل ۰,۰۱ بوده که کمتر از ۵ درصد است، از این رو در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیه صفر، مبنی بر صفر بودن تمامی ضرایب رد می‌شود و حداقل یکی از متغیرهای پژوهش بر متغیر وابسته موثر است. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰,۷۶ می‌باشد که بیان کننده قدرت تخمین مناسب مدل می‌باشد و میزان دوربین واتسون نیز نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی پسماندها در مدل است. همچنین بر اساس نتیجه آزمون انجام شده بروش پاگان^۳ فرض صفر که دلالت بر همسانی واریانس پسماندها دارد، رد می‌شود.

بررسی نتیجه آزمون نشان می‌دهد که عامل اندازه و بازار به ترتیب رابطه مستقیم و معکوس و معناداری با بازده داشته و رابطه عامل ارزش معنی دار نمی‌باشد. همچنین

^۱. Jarque-Bera

^۲. Breuch-Pagan-Godfrey.

^۳. Breusch-Pagan test

ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۷۶ درصد است که نشاندهنده قدرت تبیین مدل می‌باشد.

بر اساس مطالب گفته شده به منظور آزمون فر ضیه، نتیجه آزمون رابطه (۸) به شرح جدول ذیل است:

جدول ۳. نتایج و یافته های آزمون مدل تعدیلی (با اعمال اهرم بازار)

متغیر مستقل	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
مقدار ثابت	۰/۰۰۴۹۶۴	۰/۰۱۸۱۰۷	۳/۳۷۴۱۳۰	۰/۷۹۷۶
عامل بازار	۰/۰۸۸۷۶۴	۰/۰۳۱۲۸۱	۲/۸۲۷۶۴۹	۰/۰۴۷۰
عامل ارزش	-۰/۱۱۲۵۹۴	۰/۰۲۹۴۰۷	-۳/۸۲۸۷۷۲	۰/۰۱۸۶
عامل اندازه	-۰/۱۹۱۹۰۱	۰/۰۲۹۷۸۳	-۶/۴۴۳۳۹۸	۰/۰۰۳۰
AR(1)	-۰/۶۶۹۷۹۵	۰/۰۱۱۳۷۲	-۵۸/۹۰۰۶۵	۰/۰۰۰۰
MA(2)	-۰/۹۹۹۹۸۲	۱/۴۶×۱۰ ^{-۶}	-۸۰۷۷۷۱/۲	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/۹۱۶۴۵۷		Mean dependent var	۰/۰۷۹۰۰۰
Adjusted R-squared	۰/۸۱۲۰۲۹		S.D. dependent var	۰/۰۹۹۳۸۱
S.E. of regression	۰/۰۴۳۰۸۷		F-statistic	۷/۷۷۵۹۳۹
Durbin-Watson stat	۲/۱۲۲۶۱۸		Prob(F-statistic)	۰/۰۲۸۰۲۴

بر این اساس، نتیجه گیری می‌شود که سطح اطمینان ۹۵ درصدی مقدار ضرایب همه متغیرها معنی دار می‌باشند. همانگونه که در جدول بالا مشخص است برآورد مدل بالا (Prob(F-statistic) با رقم معادل ۰/۰۲۸۰۲۴ بوده که کمتر از ۵ درصد است، از این رو در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیه صفر، مبنی بر صفر بودن تمامی ضرایب رد می‌شود و حداقل یکی از متغیرهای پژوهش بر متغیر وابسته موثر است. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۸۱ درصد می‌باشد که بیان کننده قدرت تخمین مناسب مدل می‌باشد و میزان دوربین واتسون نیز نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی پسماندها در مدل است. همچنین بر اساس نتیجه آزمون انجام شده بر روش پاگان فرض صفر که دلالت بر همسانی واریانس پسماندها دارد، رد می‌شود.

بررسی نتیجه آزمون نشان می‌دهد که عامل ارزش، بازار و اندازه رابطه معناداری با بازده دارد. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۸۱ درصد است که در صد تغییرات بازده سهام توسط مدل تعدیلی توضیح داده می‌شود.

۵. بحث و نتیجه گیری

با توجه به هدف این پژوهش و آزمون انجام شده نتیجه تحقیق حاضر نشان می‌دهد که در آزمون مدل سه عاملی، اثر عامل بازار و اندازه معنادار بوده و اثر عامل ارزش معنادار نمی‌باشد. همچنین در یافته‌های حاصل از آزمون مدل سه عاملی تعدیلی و با لحاظ نمودن اهرم بازار در محاسبه آن، نتایج بیانگر آن است که اثر عوامل بازار، ارزش، اندازه معنادار می‌باشد. در هر دو آزمون اثر عامل بازار معنادار و مستقیم و اثر عامل اندازه معنادار و معکوس می‌باشد. همچنین نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که مقدار ضریب تعیین تعدیل شده در مدل سه عاملی تعدیل شده از مدل سه عاملی بیشتر است و اضافه شدن اهرم بازار منجر به بهبود قدرت تبیین مدل شده است. هدف پژوهش حاضر بررسی نتیجه اعمال متغیر اهرم بازار در مدل فاما و فرنچ می‌باشد. بر این اساس نتایج تحقیق حاضر با پژوهش‌های پیشین مقایسه می‌گردد.

بانداری^۱ [۱۱] در پژوهش خود نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که اهرم بالایی دارند به نسبت شرکت‌های ی که اهرم پایینی دارند، میانگین بازدهی بالاتری داشته است. این نتیجه پس از منظور کردن بتا و اندازه شرکت بعنوان متغیرهای توضیحی همچنان پابرجا بود. اهرم بالا درجه ریسکی بودن سهام شرکت را افزایش می‌دهد، ولی این افزایش ریسک باید در ضریب بتای توضیحی بالاتر منعکس شود. با عنایت به نتیجه تحقیق حاضر از نظر تایید اثر وجود اهرم در نتیجه قدرت تبیین مدل، نتایج پژوهش‌ها همخوانی دارد. فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۳ به آزمون مدل عاملی پرداختند [۲۱]. آن‌ها در پژوهش خود پرتفوی‌ها را بر اساس ارزش وزنی رتبه بندی و سپس مدل را محاسبه نمودند و با استفاده از فرمول رگرسیون سری زمانی به آزمون متغیرها پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که بین اندازه و میانگین بازده سهام رابطه معکوس و بین ارزش دفتری و ارزش بازار و میانگین بازده سهام رابطه مستقیم وجود دارد که با عنایت به نتیجه تحقیق حاضر از نظر معناداری عامل اندازه با آن همخوانی دارد و از نظر معناداری عامل ارزش با مدل سه عاملی اولیه مطابقت ندارد. دنی و بائو^۲ [۹] با مقایسه روش‌های ایبوستون^۳ و لالی در سال ۲۰۰۸ از بورس نیوزلند طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ به این نتیجه رسیدند که در مجموع این دو روش تفاوت معنی‌داری نداشته و فقط در شرایطی که استفاده از اهرم، در شرکت‌های بورسی بیشتر باشد، نتایج دو روش تفاوت معناداری خواهد داشت. که با نتیجه تحقیق حاضر همخوانی دارد.

کاکیس^۴ [۴۴] مدل‌های سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ را در ۲۳ بازار سهام پیشرفته طی سال‌های ۱۹۹۲-۲۰۱۴ مورد آزمون قرار داد و نتایج و شواهد قوی را در بازارهای آمریکای شمالی، اروپایی و جهانی یافت. ولیکن تاثیر عامل‌های سودآوری و سرمایه‌گذاری در پرتفوی

^۱ . Behandari

^۲ . Bao

^۳ . Ibbotson

^۴ . Nusret Cakici

های ژاپن و آسیا-اقیانوسیه بسیار ضعیف بوده است. با افزودن دو عامل سودآوری و سرمایه گذاری، عامل ارزش در بازارهای آمریکای شمالی، اروپایی و جهانی همچون یافته های فاما و فرنچ (۲۰۱۵) معنادار نبوده است ولیکن در بازارهای ژاپن و آسیا-اقیانوسیه معنادار بوده است. با عنایت به نتیجه تحقیق حاضر در آزمون مدل سه عاملی از نظر معنادار نبودن عامل ارزش نتیجه پژوهش با یافته فاما و فرنچ در سال ۲۰۱۵ در بازارهای آمریکای شمالی و اروپایی همخوانی دارد. ریسیکات و رنتز^۱ در سال ۲۰۱۷ به بررسی مدل فاما و فرنچ پرداختند [۴۷]. همچنین آن ها با اضافه کردن عامل نقدشوندگی مدل شش عاملی را نیز آزمون کردند. نتایج نشان داد که تنها عامل بازار را می توان به عنوان عامل تعیین کننده در توضیح بازده به کار گرفت که از نظر اثرات تعدیلی این عامل در دو آزمون انجام شده یافته های این محققان با نتیجه تحقیق حاضر مطابقت دارد. دائویی و بن سالار^۲ (۲۰۱۷) به بررسی قدرت پیش بینی تمایلات سرمایه گذاران در ارزش گذاری دارایی ها با استفاده از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و با استفاده از داده های بورس نیویورک پرداختند [۱۶]. نتایج اعتبار مدل سه عاملی و پنج عاملی را در پیش بینی بازده های مورد انتظار تایید کردند که با نتیجه این تحقیق از نظر تایید اعتبار نتایج مدل سه عاملی مطابقت دارد. احمدپور و رحمانی^۳ [۲] به بررسی تاثیر اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام پرداختند. نتایج نشان داد که اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام نیز به طور معناداری روی بازده پرتفوی مرتب شده بر اساس این دو عامل تاثیرگذار است که با عنایت به آزمون مدل سه عاملی از نظر رابطه معنادار عامل اندازه با یافته های محققان مطابقت داشته و از نظر تایید رابطه عامل ارزش با یافته آنان مطابقت ندارد. عباسی و غزلجه [۱] در تحقیقی به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس تهران پرداختند. برای این منظور شش سید سهام بر حسب اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر اساس ۶۱۶ سهم برای مجموع ساهالی ۱۳۸۳-۱۳۸۸ تشکیل شد. نتایج نشان داد که عوامل بتا، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سید سهام تاثیر معناداری دارند که با عنایت به نتیجه آزمون مدل سه عاملی به جر نتیجه تاثیر عامل ارزش در سایر یافته همخوانی وجود دارد. ایزدی نیا و همکاران [۲۰] با مقایسه توان توضیح دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی کرهات طی دوره ۸۶-۹۰ در بورس اوراق بهادار به این نتیجه رسیدند که مدل چهار عاملی کرهات مزیتی نسبت به مدل سه عاملی ندارد. زیرا بین چهار متغیر صرف ریسک، اندازه، عامل ارزش و عامل مومنتوم تنها دو متغیر صرف ریسک و اندازه بر بازده سهام تاثیر می گذارد که با نتیجه تحقیق حاضر مطابقت دارد. بابالوییان و مظفری در سال ۱۳۹۵ با بررسی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ،

^۱ . Racicot and Rentz

^۲ . Dhaoui & Bensalah

^۳ . AhmadPour and Rahmani

چهارعاملی کاره‌ارت و مدل هو، خو و ژانگ نشان دادند که توان توضیحی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ بیش از مدل کاره‌ارت و مدل هو، خو و ژانگ می‌باشد [۷]. همچنین در بورس اوراق بهادار تهران، بتا، اندازه، ارزش و سودآوری بر بازده سهام تاثیر گذار می‌باشند که تاثیر دو عامل اندازه و ارزش در مدل سه‌عاملی تعدیلی نیز مورد تایید قرار گرفت.

۶. پیشنهادها و محدودیت‌ها

انجام تحقیق و پژوهش در برآورد صرف ریسک بازار، به گونه‌ای است که بتواند مدیران سبد سهام و سرمایه‌گذاران را در بهینه‌سازی سرمایه‌گذاری‌ها در بورس اوراق بهادار یاری نماید؛ موضوع اساسی این تحقیق توجه به جمع بدهی‌های مرتبط شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، جهت محاسبه اهرم بازار است. اهمیت موضوع به، رو به رشد بودن بورس اوراق بهادار و تلاش در جهت هدایت آن به سمت کارایی هرچه بیشتر بر می‌گردد. کارایی بورس اوراق بهادار تهران کمک خواهد نمود تا منابع مالی جامعه به سمت فعالیت‌های اقتصادی که از توجی‌هات فنی و اقتصادی برخوردارند، هدایت شوند (تخصیص بهینه منابع). از طرفی اهمیت موضوع به فرصت‌هایی که در صورت نبود معیاری صحیح و مناسب تعیین نرخ بازده مورد انتظار به وجود خواهد آمد، اشاره دارد. اگر در بورس اوراق بهادار تهران معیاری مناسب جهت تعیین صرف ریسک وجود نداشته باشد، در این شرایط سهام شرکت‌ها همواره کمتر یا بیشتر از ارزش واقعی خود قیمت‌گذاری می‌شود و پروژه‌های تولیدی نیز به دقت مورد ارزیابی اقتصادی قرار نمی‌گیرند. استفاده شرکت‌ها از اهرم مالی (ایجاد بدهی) در بورس اوراق بهادار تهران به علت فاصله زیاد هزینه تأمین مالی از طریق بانک و بازار سهام، به تمایل شرکت‌ها برای اهرمی شدن منجر شده است. از طرفی این اهرم موجب بالا رفتن ریسک می‌شود و تفاوت شرکت‌ها در استفاده از اهرم، به تفاوت بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاران منجر می‌شود. بنابراین با توجه به اهرم‌های بازار و صرف ریسک بازار، می‌توان بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران را بهتر اندازه‌گیری کرد.

منابع

1. Abbasi, A., and Ghezalje, G., (2012), the survey F.F.'s three factors model effect in distribution returns, *journal of accounting knowledge*, 22: 212-221. (In Persian)
2. Aharoni, Gil, Bruce Grundy and Qi Zeng, (2013), Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: revisiting the Fama French analysis, *Journal of Financial Economics*, Volume 110, Issue 2, November 2013, Pages 347-357.
3. AhmadPour, A. and Rahmani, M., (2007), Size and book to market value effects in Stock return (TSE), *Journal of financial research*, 79: 37-19. (In Persian)
4. Amirshahi, M., Shirazi, M. and Siahtabari, M., (2007), the survey factors effect in investors decide in TSE, *Iranian journal of management sciences*, 8: 159-179. (In Persian)
5. Andre, L.L., Marcelo, C.K., Antonio, C.F.P., Aldo, F.S., (2018), Size, value, profitability, and investment: Evidence from emerging markets, *Emerging Markets Review*, In Press.
6. Artmann, S., Finter, P., & Kempf, A. (2012). Determinants of expected stock returns: Large sample evidence from the German market, *Journal of Business Finance & Accounting*, 39(5-6), 758-784.
7. Babaloeian, Sh., and Mozafari, M., (2016), Comparing F.F.'s five factors model, Carhart model and HXZ's model, *Quarterly of analysis in securities*, 31: 17-32. (In Persian).
8. Banz, R.W., (1981). The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics*, 9, 103-126.
9. Bao, D., (2008), Time-Varying Market Leverage and the Market Risk Premium in New Zealand, A thesis submitted to the Victoria University of Wellington in fulfillment of the requirements for the degree of Master of Commerce and Administration in Money and Finance Victoria University of Wellington.
10. Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, *Journal of Finance*, 12: 129-156.
11. Behandari, L. C, (1988), Debt/Equity ratio and expected common stock, return: Empirical Evidence, *journal of finance*, 43, 407-427.
12. Carhart, M., (1997), On Persistence of Mutual Fund Performance, *Journal of Finance*, 52 (1), 57-82.
13. Chen, Long, Novy-Marx, & Zhang, Lu. (2010). An Alternative Three-Factor Model., available at; [http:// papers.ssrn.com /sol3/papers .cfm ?abstract _id = 1418117](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1418117).
14. Chiah, Mardy. Chai, Daniel. Zhong, Angel & Li, Song (2016), a Better Model? An Empirical Investigation of the Fama-French Five-factor Model in Australia, *International Review of Finance*, Vol 16, pp 595-638.
15. Cooper, M.J., H. Gulen and M.J. Schill, (2008). Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns, *the Journal of Finance*. 4, pp. 1609-1651.
16. Dhaoui A. & Bensalah, N., (2017), Asset valuation impact of investor sentiment: A revised Fama-French five-factor model, *Journal of Asset Management*, Palgrave Macmillan, vol. 18(1), pages 16-28, January.
17. Dhaoui, Abderrazak & Bensalah, Nesrine, (2017), Asset valuation impact of investor sentiment: A revised Fama-French five-factor model, *Journal of Asset Management*, Vol 18 (1), pp 16-28.
18. Eshraghnia Jahromi, h., and Nesvadian, K., (2008), Fama and French's three factors model in TSE, *journal of Sharif*, 45: 39-46. (In Persian)

19. Eslami Bidgoli, G. And Honardost, (2012), Fama and French's three factors model and illiquidity risk in TSE, *Investment knowledge*, 2: 97-116. (In Persian)
20. Ezadinia, N., Ebrahimi, M., and Hajian nejad, A., (2014)., Comparing Fama and French's three factors model and Carhart model in TSE, *Quarterly of asset management and finance*, 3: 17-28. (In Persian)
21. Fama, E. and French, K., (1993). Common risk factor in the returns on stocks and bonds, *Journal of Finance*, 33, 3-56.
22. Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, Value, and Momentum in International Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), pp. 457-472.
23. Fama, E., French, K. (2015), A Five-factor Asset Pricing Model, *Journal of Financial Economic*, 116, 1-22.
24. Fama, E., French, K., (2017), International tests of a five-factor asset pricing model, *Journal of Financial Economics*, Vol 123(3), pp441-463.
25. Fan, S., & Yu, L. (2013). Does the Alternative Three-Factor Model Explain Momentum Anomaly Better in G12 countries?. *Journal of Finance & Accountancy*, 12.
26. Hakki, O. & Yilmaz, A. A., (2015), Leverage and Stock Returns: Evidence from Istanbul Stock Exchange, *Accounting and Finance Research*, Vol. 4, No. 4; 2015, 140-146.
27. Haugen, R. A., & Baker, N. L. (1996). Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 41, 401-439.
28. Hezbi, H., and Salehi, A., (2016), Comparing F.F.'s five factors model and Carhart model, *journal of financial engineering and securities management*, 28: 137-152. (In Persian)
29. Hou, H., Xue, C. and Zhang, L. (2014), A Comparison of New Factor Models, National Bureau of Economic Research.
30. Hubinette, N., and Jonsson, G. (2011). An Alternative Four-Factor Model, Master Thesis in Finance, Stockholm School of Economics
31. Ibbotson, R. G. and R. A. Sinquefeld, (1976), Stocks, Bonds, Bills, and Inflation: Year-by-Year Historical Returns (1926-1974), *Journal of Business*, 49(1), 11-47.
32. Im, K., Pesaran, M. & Shin, Y. (2003), testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
33. Kubota, K. & Takehara H., (2017), Does the Fama and French Five-Factor Model Work Well in Japan?, *International Review of Finance*, 137-146.
34. Lally, M., (2002), Time Varying Market Leverage, the Market Risk Premium and the Cost of Capital, *Journal of Business Finance and accounting*, 29, 9-10, 1301-1318.
35. Lally, M., (2004), Estimating the Market Risk Premium in New Zealand through the Siegel Methodology, *Accounting Research Journal*, 17, 93-101.
36. Lally, M., (2004), the Fama-French Model, Leverage, and the Modigliani-Miller Propositions, *the Journal of Financial Research*, 3, 341-349.
37. Levin, A., Lin, C.F., and Chu, C., (2002), Unite root test in panel data: Asymptotic and finite-sample properties, *Journal of economics*, 108, 1-24.
38. Lintner, J. (1965). The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
39. Markowitz, H. (1952). A Property of Bessel Functions and its Application to the Theory of Two Rheometers, *Journal of Applied Physics*, 23(10), 1070-1077.

40. Maxim, Caudia A. (2015), the evaluation of CAPM, Fama-French and APT models on the Romanian capital market, *Applied Financial Research* (DASI).
41. Mojtahedzade, V., and Taremi, M., (2006), the survey F.F.'s three factors in TSE, *journal of management*, 18: 109-132. (In Persian)
42. Nikomaram, H., Rahmani, F., and Zanjirdar, M., (2008), the related Risk and expected rate of return, *Journal of financial study*, 3: 47-73. (In Persian)
43. Novy-Marx, R. (2012). The other side of value: The gross profitability premium, University of forthcoming in the *Journal of Financial Economics*.
44. Nusret C. (2015), the Five-factor Fama French Model: International Evidence, Available at SSRN: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2601662.
45. Phillips, P. C. B., Perron, P. (1999), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(4), 631-52.
46. Racicot, F. & Theoret, R. (2016). The q-factor Model and the Redundancy of the Value Factor: An Application to Hedge Fund. *Journal of Asset Management*, 17(7), 526-539.
47. Racicot, F., & Rentz, W.F., (2017), A panel data robust instrumental variable approach: a test of the new Fama-French five-factor model, *Applied Economics Letters*, 24, 6, 410-416.
48. Robotmeili, M., (2007), comparing CAPM and F.F.'s three factors model in TSE, Thesis: Alzahra University. (In Persian)
49. Rosenberg, B., Kenneth, R. and Lanstein, R. (1985), Persuasive evidence of market inefficiency, *Journal of Portfolio Management*, 11, 9-17 .
50. Ross, A.S. (1976), the arbitrage theory of capital asset pricing, *journal of economic theory*, 13, 341-360.
51. Serkanian, J., Raei, R., and Falahpor, S., (2015), the related to stock return and illiquidity in TSE, *Journal of financial management prespective*, 11: 9-26. (In Persian)
52. Shamamki, H. et al, (2016), Estimate of Market Risk Premium by Considering the Market Leverage in Tehran Stock Exchange, *International Journal of Advanced Biotechnology and Research*, 7, 2, 619-628.
53. Shanken, J., (2015), Comparison Asset Pricing Models, Financial Research Seminar Supported by Unigestion.
54. Sharp, W., (1964), Capital Asset Pricing: a theory of market equilibrium under condition of risk, *Journal of Finance*, 19, 48-54.
55. Sharpe. W. F, (1966), Mutual fund performance, *the journal of business*, 119-136.
56. Siegel, J. J. (1992), the Equity Premium: Stock and Bond Returns since 1802, *Journal of Financial Analysis*, (Jan-Feb), 28-38.
57. Vahabi, L., and Soroush yar, A., (2018), CAMP and Fuzzy return, *Journal of financial management prespective*, 22: 73-96. (In Persian).
58. Yaghoobnejad, A., Saeedi, A., and Rozei, M., (2008), market risk premium and market leverage, *Journal of financel research*, 28: 105-120. (In Persian)