پژوهش در مدیریت و مهندسی صنایع، شماره ۲۰، زمستان ۱۳۹۸، ص ۳۷- ۱۸

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

فصلنامه علمی پژوهش در مدیریت و مهندسی صنایع (سال پنجم)
شماره ۲۰ / زمستان ۱۳۹۸ / ص ۳۷- ۱۸

ارائه الگوی تبیین بازده مورد انتظار در شرایط رونق و رکود بازار در بورس اوراق بهادار تهران

حمیدرضا خدادادی[۱]، جواد رمضانی[۲]

[۱] دکتری مدیریت، دانشگاه مدیریت صنایع و معادن تهران.

[۲] عضو هیات علمی دانشگاه آزاداسلامی واحد نور.

نام نویسنده مسئول:
حمیدرضا خدادادی

چکیده

هدف اصلی این تحقیق تبیین مدلی یکپارچه برای تصریح رابطه بازده مورد انتظار و ریسک با نگرشی جامع تر در شرایط مختلف رکودی و رونق بورس اوراق بهادار تهران است. تحقیق حاضر سعی دارد با استفاده از مدل چهار متغیره فاما - فرنچ تاثیر عوامل بتا، اندازه ، جهت بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عامل شتاب را طی دوره های رونق و رکود بورس بر نوسانات نرخ بازده مورد توقع مورد بررسی قرار دهد که با استفاده از مدل رگرسیون مقطعی و پانل اجرا می شود در این تحلیلها به منظور پردازش داده ها از مدل رگرسیون چند متغیره استفاده می شود . نتایج پردازش مدل‌های رگرسیونی در این پژوهش نشان می دهد که اندازه شرکت در سبدهای سهام متنوع، اثرگذاری معناداری بر بازده سهام داشته است. نتایج نشان داد فرضیه‌های اول و دوم پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنادار بین بازده سهام و اندازه شرکت در بازارهای رو به رونق و رو به رکود را می توان پذیرفت. همچنین اثرگذاری متغیرهای نسبت ارزشی دفتری به ارزش بازار سهام، ریسک بازار و عامل شتاب اثر گذاری های معناداری بر بازده سهام دارند. اما باید توجه داشت که کوچک و یا بزرگ بودن سبد سهام در میزان تاثیرپذیری بازده از رونق و یا رکود بازار موثر بوده است. چرا که در سبدهای سهام متنوع میزان تاثیرگذاری عامل رونق و رکود بازار، اثرگذاری های متفاوتی داشته است.

واژگان کلیدی: مدل چهار متغیر فاما- فرنچ، مدل قیمت گذاری دارائی سرمایه ای، مومنتوم، مدل آربیتراژ ، مدل کارهات.

پژوهش در مدیریت و مهندسی صنایع، شماره ۲۰، زمستان ۱۳۹۸، ص ۳۷- ۱۸

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

مقدمه

از زمانی که شارپ و لینتر۱ در سال ۱۹۶۵ مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای را ارائه نمودند این مدل بارها و بارها مورد آزمون قرار گرفته است . از جمله آخرین اصلاحاتی که بر این مدل اعمال شده است وارد کردن ریسک نقدینگی و همچنین ریسک غیر سیستماتیک در این مدل می باشد (تهرانی و گودرزی،۱۳۸۶،ص۱۰)۲.

در این فصل مدل «قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای اصلاح شده»۳ که از دو مدل *A-CAPM*۴ و مدل *R-CAPM*۵ حاصل شده است و مدل«قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف»۶ مورد بررسی اجمالی قرار گرفته و به بیان کلیاتی از این دو مدل می پردازیم.

مدل «قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای اصلاح شده» با در نظر گرفتن متغیر های درونی و ذاتی شرکت و همچنین ریسک نقد شوندگی، قسمت اعظم عناصری که باعث ایجاد ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک می شوند را در نظر می گیرد و از لحاظ تئوری درصد بیشتری از بازده مورد انتظار را توضیح می دهد (رهنمای رود پشتی،۱۳۸۶، ص۸)۷.

مدل «قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف» ، برای اولین بار در سال ۱۹۷۸ توسط لوکاس و بری دن با مفروض قرار دادن اقتصاد مبادله ای که دارای مصرف کنندگان همگن است، تغییرات تصادفی بازده دارایی را مورد بررسی قرار داد و مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مبتنی بر مصرف را ارائه داد. در این مدل ریسک اوراق بهادار به وسیله کوواریانس بازده با رشد مصرف سرانه، مورد سنجش قرار می گیرد، این کوواریانس به بتای مصرف (βc) معروف است، به عبارت دیگر، می توان گفت که بتای مصرف (βc) معیاری برای سنجش، گرایش سیستماتیک سهام به دنباله روی از حرکت بازار است (تهرانی و همکاران،۱۳۸۷،ص۲)۸.

بیان مساله

مدل سنتی قیمت گذاری دارایی، رابطه مستقیم و غیر شرطی بتا و بازده مورد انتظار سرمایه گذاران را در یک بازار رو به رونق[۷] نشان می دهد، به عبارتی وقتی نرخ بازده بازار از نرخ بهره بدون ریسک بیشتر شود این مدل بخوبی رابطه بین ریسک و بازده را نشان می دهد. اما در شرایطی که بازار رو به رکود[۸] است ، این مدل توانایی نشان دادن رابطه بین ریسک و بازده را ندارد . بنابراین در شرایطی که دارائیهای با ضریب بتای بالا، بازدهی کمتری از دارائیهای با ضریب بتای پائین تر بدست می آورند مدل کارآ نیست.

پتینگل و همکارانش (۱۹۹۷) رابطه شرطی ریسک و بازده را شناسایی و آن را در شرایط مختلف رونق و رکود بازار بررسی نمودند. آنها معتقدند که در آزمونهای سنتی مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای(*CAPM*[۹]) از بازده واقعی استفاده شده و بازده مورد انتظار استفاده نشده است. در حالی که طبق مفروضات این مدل باید رابطه بازده انتظاری با بتا مورد بررسی قرار گیرد. لذا آنها این رابطه شرطی بین بازده و بتا را توسعه دادند که در آن رابطه بتا و بازده ارتباط مثبت و یا منفی با بازده اضافی (صرف ریسک) بازار دارد. این نتیجه بر خلاف مطالعات قبلی است که بر مدل *CAPM* انجام شده است. در واقع یکی از شاخه های توسعه *CAPM* توجه به عدم تقارن در عملکرد ریسک از طریق استفاده از بتای مثبت و منفی است. (باوا و لیدنبرگ)(۱۹۹۷) بتای منفی برای دوره هایی که بازده متوسط بازار منفی است و بتای مثبت برای دوره هایی که بازده متوسط بازار مثبت است. مورد محاسبه قرار می گیرد. البته بتا بسیار از حرکت فرار بازار تاثیر می پذیرد (کمبل)(۲۰۰۱). به عبارتی رابطه ریسک و بازده در همه بازارها و در همه دوره ها مثبت نیست، رابطه مذکور در دوره هایی که بازده اضافی بازار منفی است، منفی و در دوره هایی که بازده بازار مثبت است، مثبت خواهد بود . در بازار هایی که گشت تصادفی یا آزادی کامل قیمتها وجود دارد رابطه شرطی بین ریسک و بازده شدید نمی باشد. ولی در بازار هایی که کنترل شده یا نوپا هستند. یا از وجود اطلاعات پنهانی در بازار رنج می برند، یا با محدودیتهای کنترل ثروت مواجه هستند، بتای شرطی بیش از انواع دیگر رابطه بین ریسک و بازده را بیان می کند.(باربز،هواگ و سانتوس)(۲۰۰۱)

تحقیقات انجام شده نشان می دهدکه در بورس اوراق بهادار تهران رابطه شرطی بین بتا و بازده وجود دارد اما تحقیق جامعی که نشان دهد در شرایط رو به رونق شدت این رابطه شرطی چگونه است در مقایسه با شرایط رکود بورس وجود ندارد به عبارت دیگر رابطه مقطعی بین ریسک (بتا) و بازده مشروط به جهت حرکت بازار است سهامی که بتای بالاتری دارند در بازار های مثبت و سهامی که از بتای پائین تر برخوردارند در بازار های منفی عملکرد مناسبتری خواهند داشت .تحقیقاتی نیز در ارتباط با بتاهای شرطی در بازار بورس تهران مورد آزمون

1-Sharp & Linter ,1965
3 -Revised and Adjusted Capital Asset Pricing Model(RA-CAPM)
4-Adjusted Capital Asset Pricing Model
5 -Revised Capital Asset Pricing Model
6 -Consumption-based Capital Asset Pricing Model(C-CAPM)
7 -Upward
8 -Downward
9 -Capital Asset Pricing Model

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

قرار گرفته نشده است. تحقیقات صورت گرفته صرفا از دیدگاه خاص به برسی مدل *CAPM* پرداخته است مثلا تاثیر اندازه شرکت بطور مجزا مورد بررسی قرار گرفته است(مصدق ۱۳۸۴) بنظر می رسد علاوه بر تاثیر متغیرهای جهت بازار و اندازه بایستی متغیرهای دیگری نظیر تاثیر ارزش دفتری به ارزش بازار، بتا و همچنین عامل مومنتوم همزمان مورد آزمون قرار گیرد چراکه بنظر می رسد اضافه کردن عامل مومنتوم به مدل سه عاملی فاما فرنچ، قدرت پیش بینی مدل سه عاملی سنتی فاما فرنچ (۱۹۹۲) را افزایش می دهد.

تحقیق حاضر سعی دارد با استفاده از مدل چهار متغیره فاما - فرنچ (۱۹۹۳) تاثیرعوامل ارزش دفتری به ارزش بازار و شتاب (مومنتوم) در شرایط رو به رونق و روبه رکورد بورس را مورد بررسی قرار دهد . پرداختن به این موضوع از ان جهت حائز اهمیت است که بین نرخ بازدهی واقعی سرمایه گذاریها و نرخ بازده مورد انتظار سرمایه گذاران ارتباط نزدیکی وجود دارد در نتیجه اگر نرخ بازدهی مورد توقع و ریسک بدرستی ارزیابی نگردد و تنها تاثیر ریسک(بتا) بدون توجه به فاکتور های جامعی مثلا اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به بازار و عامل شتاب (مومنتوم) در شرایط رونق و رکود شرکت اندازه گیری شود در نتیجه قیمت گذاری سهام نادرست صورت گرفته و سرمایه زیادی از بورس خارج یا زیانهای زیادی به افراد وارد می شود این موضوع در شرایطی که بازار با روند نزولی معاملات و شاخص های بورس مواجه است، بیشتر حائز اهمیت می باشد. بنابراین هدف اصلی تحقیق حاضر تبیین مدلی یکپارچه برای تصریح رابطه بازده مورد انتظار و ریسک با نگرش جامع تر به تاثیر بتا، اندازه ، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عامل مومنتوم در شرایط مختلف رکود و رونق بورس اوراق بهادار تهران است.

اهمیت و ضرورت تحقیق

دستیابی به رشد بلند و مداوم اقتصادی ،نیازمند تجهیز و تخصیص بهینه ی منابع در سطح اقتصاد ملی است و این مهم بدون کمک بازارهای مالی ،به ویژه بازار سرمایه گسترده و کارآمد امکان پذیر نیست . در یک اقتصاد سالم ،وجود سیستم مالی کارآمد در توزیع مناسب سرمایه و منابع مالی نقش اساسی دارد. *(Basley & Brigham 1999)*عموما بازارهای مالی را به عنوان سیستمی مرکب از افراد و موسسات ،ابزارها و رویه هایی که پس انداز کنندگان و قرض گیرندگان را در یک جا جمع می کند ،تعریف می نمایند .برنامه ریزی فعالیتهای مالی باتوجه به ازدیاد نوسان های اقتصادی در عصر جدیداز اهمیت ویژه ای برخورداربوده، بنابراین سرمایه گذاران حداکثرتلاش خود را به کارمی برند تا ریسک سرمایه گذاری را متناسب با سطح بازده یکسان ،کاهش یا به نسبت ریسک متحمل شده ،بازده بیش تری را کسب نمایند (بهروزخدارحمی ، ۱۳۹۰) سرمایه گذاری از نیازهای اولیه برای گذار از یک اقتصاد توسعه نیافته به توسعه یافته است. بدون شک،برای هدایت سرمایه های افراد علاقه مند به سرمایه گذاری، نیازمند جلب اعتماد آنان هستیم(ناظمی اردکانی ، ۱۳۸۸) اکثر اندیشمندان اقتصادی در تحقیقاتشان به این نتیجه رسیده اند که یکی از عوامل موثر بررشد و توسعه پایدار، سرمایه گذاری موثر در کشور است. این سرمایه گذاری ها از طریق سرمایه گذاری در دارایی های فیزیکی و یا به صورت سرمایه گذاری در دارایی های مالی نظیر سرمایه گذاری در سهام، اوراق مشارکت، اوراق خزانه انجام می شود . سرمایه گذاران علاقه مندند که نتایج اقتصادی سرمایه گذاری خود را بدانند و بازده آن را با سایر سرمایه گذاری ها مورد مقایسه قرار دهند . ارزیابی عملکرد سرمایه گذاری ها در دارایی های فیزیکی، روش و محاسبه خاص خود را دارد که هدف این پژوهش پرداختن به آن ها نیست ، ولی ارزیابی و مقایسه عملکرد سرمایه گذاری های مالی در این پژوهش مد نظر است. از گذشته تا به امروز مدل های متعددی برای ارزیابی عملکرد سرمایه گذاری ها طراحی و مرسوم شده است که عمده آن ها مدل های مقایسه ای هستند . بدین معنی که عملکرد با فاکتورهای دیگری مقایسه می شود .(نظیر مقایسه عملکرد با بودجه، مقایسه عملکرد یک شرکت باعملکرد شرکت های دیگر و..)اما از زمان حاکمیت روش های تعامل ریسک و بازده، مقایسه عملکرد شرکت ها بر اساس ریسک و بازده آن ها بیش تر متداول شده است . در این پژوهش سعی بر آن است که مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ایی ،به گونه ایی نسبتاً جامع تعیین شود به گونه ایی که سرمایه گذاران را در بهینه سازی سبد سهام و سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران یاری نماید.

هدف پژوهش

تبیین نحوه بهره گیری مدیران پرتفوی از مدل در شرایط رو به رونق یا رکودی بورس با اندازه گیری درست نرخ بازده مورد توقع و اصلاح و ترمیم پرتفوی سرمایه گذاری آنها.

فرضیه پژوهش

بین بازده پرتفوی سهام و اندازه سهام تشکیل دهنده هر سبد در بازارهای رو به رونق ارتباط معناداری وجود دارد.

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

چارچوب نظری و مدل تحلیلی تحقیق

تشریح مفاهیم اصلی بازارهای مالی، مبانی نظری، پیشینه و سوابق هر یک از مدلها، تشریح ونحوه محاسبه متغیرها و سیر تکامل مدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای مورد بررسی، تشریح شده است.

روش انجام پژوهش

تحقیق حاضر بر اساس روش گردآوری داده ها از نوع تحقیقات همبستگی است که با استفاده از مدل رگرسیون مقطعی و پانل اجرا می شود. زیرا برازش داده ها از معادله رگرسیون چند متغیره استفاده می شود.

قلمرو پژوهش

از آنجایی که برای آزمون فرضیه این پژوهش از اطلاعات گذشته استفاده شده است، این پژوهش از نوع پژوهشهای پس رویدادی است. از سوی دیگر این پژوهش از نوع پژوهش های تحلیلی- همبستگی است که میزان همبستگی بین متغیرهای پژوهش را بررسی و میزان تأثیر متغیرهای توضیحی را بر متغیر وابسته اندازه گیری می کند .

قلمروی موضوعی پژوهش:

قلمرو مکانی

قلمرو زمانی

جامعه آماری و حجم نمونه و روش نمونه گیری

جامعه آماری در این پژوهش کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره مورد بررسی سال های ۱۳۹۶-۱۳۹۲ بوده است.

روش نمونه گیری و گردآوری اطلاعات

روش نمونه گیری در این پژوهش روش غربالی یا حذف سیستماتیک است. همچنین روش گردآوری اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش کتابخانه ای و پرسش نامه ای است.

تحقیقات خارجی

راسیکوت و تئوریت ۲۰۱۵ در مقاله ای با عنوان مدل q عاملی و زاید بودن عامل ارزش:کاربرد آن در صندوق های پوششی، به آزمون مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در خصوص صندوق های پوششی طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که برخلاف یافته های مدل پنج عاملی فاما و فرنچ عامل ارزش در بسیاری از صندوق های پوششی معنادار است. در یافته های فاما و فرنچ با افزودن دو متغیر جدید سودآوری و سرمایه گذاری، مقدار عرض از مبدا (آلفا) به سمت صفر گرایش دارد، اما معمای آلفا در تحقیق حاضر حل نشد و مقدار آلفا به صورت قوی باقی ماند.

-هو، خو و ژانگ (HXZ) در سال ۲۰۱۴ از یک مدل چهارعاملی جدید که شامل عامل بازار، عامل اندازه شرکت، عامل سودآوری و عامل سرمایه گذاری است، برای تبیین بازده سهام بورس های نیویورک استفاده کردند.در این مدل، عامل سودآوری (ROE) تفاوت بین میانگین بازده مجموعه سهام با سودآوری بالا (پایدار) و مجموعه سهام با سودآوری ضعیف و عامل سرمایه گذاری (IA) تفاوت بین میانگین بازده مجموعه سهام با سرمایه گذاری محافظه کارانه و مجموعه سهام با سرمایه گذاری جسورانه است. نتایج تحقیق این مدل که به مدل q عاملی معروف است، نشان داد که توانایی تبیین بازده سهام توسط این مدل بهتر از مدل های سه عاملی فاما و فرنچ و چهارعاملی کارهات است. نکته جالب مدل q عاملی این است که عامل های سودآوری و سرمایه گذاری، به ترتیب توانایی توضیح بخش قابل ملاحظه ای از صرف ارزش و صرف مومنتوم را دارند.

-ارزیابی شواهدی تازه از مدل چهار عاملی فاما فرنچ در بورس ایتالیا توسط پاولو بریگی و استفانو آدونا و آنتونیو کارلو فرانسسکو دلابینا که طی سال ۲۰۱۰ انجام گردید.ایشان به این نتیجه رسیدندکه شواهد بسیار ضعیفی از وجود اثر مومنتوم دربورس سهام ایتالیا وجود دارد.البته

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

برخی از شواهد وجود مومنتوم(موقتی – مقطعی)را در این بازار تایید کرده ولی دردوره زمانی میان مدت وبلندمدت به نظر می رسد عامل بی نظمی مومنتوم از بین می رود.

-مطالعات سیمون، فرانک، لاما، کیت(۲۰۰۹) در خصوص اعتبار مدل تکمیل شده فاما فرنچ در بورس هنگ کنگ ،سال ۲۰۰۹ صورت پذیرفت. ایشان به این نتیجه رسیدند که مدل چهارعاملی در بورس هنگ کنگ توانسته نوسانات بازدهی در شرایط رونق را بخوبی نشان دهد و این نوسانات را تفسیر کند. بر اساس یافته های ایشان شرایط بازارهیچگونه اثری بر روی قدرت تفسیری مدل چهار عاملی نداشته بلکه اثر کمی روی عامل مومنتوم دارد. بطور کلی این تحقیق نشان داد که مدل چهار عاملی برای نشان دادن نوسانات بازده در بورس هنگ کنگ بخوبی جوابگو بوده است.

- بررسی عامل مومنتوم در مدل فاماما فرنچ در بازار بورس هنگ کنگ توسط کیت لاما، سیمون، فرانک ، که درسال ۲۰۰۸ انجام گرفت.این تحقیق نشان داد که تاثیر ۴ عامل عدم تعادل بازار و ریسک، ریسک بازار، اندازه، ارزش دفتری به بازار و مومنتوم.

-تحقیق سامی بن ناصر ، چالبی (جنسا) در سال ۲۰۰۷ که در بورس تونس انجام گرفت با استفاده از ۳ مدل $CAPM$ مدل سه عاملی فاما و فرچ و مدل چهار عاملی ، $FFPM$ از جمله این تحقیقات است.

- تحقیق ژانگ (۲۰۰۷) در بورس چین در ارتباط با مطالعه تجربی مدل $CAPM$ و مدل سه عاملی $F\&F$ و مدل چهار عاملی کارهارت نشان داد که مدل چهار عاملی برای نشان دادن رابطه ریسک و بازده عملکرد بهتری دارد.

- تحقیق سامی بن ناصر ، سمیر قارونی (در سال ۲۰۰۷) در تونس برای مقایسه مدل $CAPM$ با مدل چهار عاملی فاما فرنچ از جمله این تحقیقات است.

- تحقیق وارن کاپور (۲۰۰۷) در امریکا در صدد بود که قدرت تشریحی مدل فاما فرنچ در بازده تک تک صنایع درامریکا در طی سالهای ۲۰۰۶-۱۹۲۷ بررسی نماید.

تحقیقات داخلی

-بابالویان و مظفری ۱۳۹۵ در تحقیقی با عنوان مقایسه قدرت پیش بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل های چهارعاملی کارهات و q عاملی HXZ در تبیین بازده سهام به این نتیجه دست یافتند که توان تبیین بازده سهام توسط مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بیش از مدل کارهات و HXZ است. همچنین نتایج پژوهش حاکی از آن است که از بین عامل های بتا، اندازه شرکت، ارزش، تمایل به عملکرد گذشته (مومنتوم)، سودآوری و سرمایه گذاری، عامل های مومنتوم و سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام تاثیر نمی گذارد.

-ایزدی نیا و همکاران ۱۳۹۳ با مقایسه مدل اصلی سه عاملی فاما و فرنچ با مدل چهارعاملی کارهات در تبیین بازده سهام در بورس تهران طی دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ ، به این نتیجه رسیدند که مدل چهار عاملی کارهات مزیتی نسبت به مدل سه عاملی فاماو فرنچ ندارد، زیرا از بین چهار متغیر صرف ریسک بازار، عامل اندازه شرکت، عامل ارزش و عامل مومنتوم، تنها دو متغیر صرف ریسک و اندازه شرکت، بر بازده سهام تاثیر می گذارند.

-انتخاب مدل قیمت گذاری دارائیها برای تخمین هزینه سهام در سال ۱۳۸۸ عنوان پایان نامه کارشناسی ارشد زهرا نبوی شقاقی است که برای پیش بینی نرخ بازده مورد توقع هزینه سهام عادی استفاده گردیده است

-مطالعه انجام شده در خصوص واکنش کمتر از حد در بازارسرمایه ایران تحت عنوان تبیین و ارائه الگوی عکس العمل رفتاری سرمایه گذاران عکس العمل بیش از حد و کمتر است در سال ۱۳۸۶ توسط سعیدی در قالب پایان نامه دکتری انجام شده اند از زمره این تحقیقات است.

-تحقیق دیگر در این ارتباط توسط سام کلاهگر سال ۱۳۸۷ تحت عنوان واکنش کمتر از حد و بیشتر از حد در بورس اوراق بهادار تهران تهیه گردیده است که به بررسی سهام برنده در طی دوره زمانی ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۶ اختصاص دارد از زمره تحقیقات مرتبط با عامل مومنتوم است.

-تحقیق دیگر در ارتباط با شتاب با عنوان بررسی بازده اضافی استراتژی شتاب سود و قیمت در بورس اوراق بهادارتهران نام برد که طی سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ توسط قالیباف ، شمس و ساده وند (۱۳۸۷) صورت گرفته است. و امکان کسب یازده اضافی برای دوره ۶ ماهه با استفاده از استراتژی های مومنتوم را رد می کند.

-آزمون تجربی توان مدل فاما فرنچ در جهت تبیین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۸۶ توسط ناربه آغازاریان از جمله تحقیقات دیگری است که نشان داد مدل فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران در خصوص تغییرات بازده پرتفوی سهام دارای قدرت پیش بینی بیشتری نسبت به مدل قیمت گذاری دارائیهای سرمایه ای است

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

-تحقیق تهیه شده دیگر در این ارتباط با عنوان بررسی پدیده واکنش کمتر از حد در بورس اوراق بهادار تهران نگارش شیما شاهینی در سال ۱۳۸۵ است که در قالب پایان نام کارشناسی ارشد تهیه شده است در خصوص بررسی عامل مومنتوم می باشد.

روش تجزیه و تحلیل داده ها

روش بررسی داده ها به صورت تحلیل ترکیبی داده ها و با استفاده از رگرسیون چند متغیره مجذور حداقل مربعات تعمیم یافته می باشد . رگرسیون چند متغیره روشی برای تحلیل مشارکت گروهی و فردی دو یا چند متغیر مستقل در تغییرات متغیر وابسته است . در کل سه نوع داده وجود دارد که در تحلیل کمی مسایل مالی به کار گرفته می شود :

داده های مقطعی[۱۰] ، داده های سری زمانی[۱۱] ، داده های ترکیبی [۱۲].

داده های مقطعی ، داده هایی هستند که در مقطع مشخصی از زمان محاسبه وجمع آوری می شوند. داده های سری زمانی:داده هایی که در قالب یک (یا چند)متغییرخاص در طول زمان هستند.به عبارت دیگر،سری زمانی مجموعه ایی از مشاهدات است که برحسب زمان مرتب شده باشد. داده های ترکیبی:داده هایی هستند که از ترکیب ۲دسته داده های سری زمانی ومقطعی حاصل می شوند .

پس از جمع آوری داده ها ، فرضیه های پژوهش با استفاده از روش های آماری و استفاده از نرم افزار *Eviews* مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرند. از آنجایی که داده های این پژوهش از نوع ترکیبی هستند ، در ادامه به توضیحات بیشتری درباره مدل های پژوهش می پردازیم.

مدل های رگرسیونی داده های ترکیبی (پنل دیتا)

در مدل های رگرسیون ساده ، تغییرات یک متغیر (y) بر حسب تعدادی از متغیرها (x) که انتظار می رود باعث تغییرات آن شود ، توضیح داده می شود . اغلب این کار در قالب یک تابع انجام می گیرد .

$$Y_i = f(X_i); k = 1,2,...k; i = 1,2,...N \quad (۱)$$

اندیس k تعداد متغیرهای توضیح دهنده را نشان می دهد . اغلب برای شروع ، شکل این تابع را خطی فرض می کنند .

فروض مدل رگرسیون خطی

مدل رگرسیون خطی عمودی ، کلاسیک یا استاندارد مبتنی بر فروض زیر می باشند :

۱- میانگین اجزای باقیمانده (خطاها) مساوی صفر است .

۲- بین اجزای باقیمانده (پسماندها) خودهمبستگی وجود نداشته باشد، یعنی اجزای باقیمانده در دوره های مختلف زمانی با هم ارتباطی نداشته باشند.

۳- اجزای باقیمانده در دوره های مختلف ، واریانس یکسان داشته باشند.

۴- بین ε_i و X_i کوواریانس صفر وجود داشته باشد، یعنی جز، باقیمانده ε_i و متغیر توضیحی X_i ناهمبستگی دارند .

۵- مدل رگرسیون کاملا تصریح شده باشد، یعنی خطای تصریح یا تورش وجود نداشته باشد[۱].

آزمون خود همبستگی

یکی از فروض مدل رگرسیون خطی مبنی بر ارتباط نداشتن اجزای باقیمانده (خطاها) در دوره های مختلف زمانی ، مشکلی به نام خودهمبستگی ایجاد می کند. برای تشخیص وجود این مشکل ، از آزمون دوربین-واتسون[۱۳] استفاده می شود . آماره مربوطه از تقسیم مجموع مجذور تفاضلات باقیمانده های متوالی بر مجموع مجذور باقیمانده (*RSS*) حاصل می گردد. اگر همبستگی بین باقیمانده ها را با ρ نشان دهیم در این صورت آماره دوربین-واتسون به صورت تقریبی از رابطه زیر نیز قابل محاسبه است :

---

[10]-Cross-Sectional Data
[11] - Time Series Data
[12] - Panel Data
[13] - Durbin-Watson

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

$$d = 2(1-\rho) \quad (۲)$$

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{n}(e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2} \quad (۳)$$

از آنجا که ρ همواره بین ۱ و ۱- می باشد، بنابراین آماره دوربین –واتسون نیز همواره در دامنه ۰ تا ۴ خواهد بود. اگر $d=2$ باشد نشان دهنده این است که باقیمانده ها از یکدیگر مستقل هستند، اگر $d=0$ باشد نشان دهنده این است که باقیمانده ها دارای خودهمبستگی مثبت هستند و اگر $d=4$ باشد باقیمانده ها دارای خود همبستگی منفی می باشند. در صورتی که آماره در بازه ۱,۵ تا ۲,۵ قرار گیرد ، فرض H_0 (عدم همبستگی بین باقیمانده) پذیرفته می شود و در غیر این صورت فرض H_0 رد می شود. برای رفع خودهمبستگی همانند ناهمسانی واریانس می توان از روش کمترین مجذورات تعمیم یافته (*GMM*) استفاده نمود[۱].

آزمون F و آزمون هاسمن

برای بررسی معنی دار بودن روش اثرات ثابت می توان از آماره F استفاده کرد. این روش بر ضریب تعیین R^2 روش های مختلف برآورد داده های تابلویی متکی است واین سوال که آیا ضریب تعیین رگرسیون با اثرات ثابت به صورت معنی داری بزرگتر از ضریب تعیین رگرسیون ترکیبی است یا خیر ، را آزمون می نماید . برای این کار از رابطه زیر استفاده می شود :

$$F = \frac{R_{FE}^2 - R_{PLS}^2 \big/ N-1}{1-R_{FE}^2 \big/ NT-N-K} \quad (۴)$$

دررابطه فوق، R_{FE}^2 ضریب تعیین در روش اثرات ثابت ، R_{PLS}^2 ضریب تعیین در روش حداقل مربعات تلفیقی ، N تعداد مقاطع ، K تعداد متغیرهای توضیحی و T طول دوره زمانی می باشد . اگر F محاسباتی از F بحرانی بزرگتر باشد ، در این صورت روش اثرات ثابت انتخاب خواهد شد .

برای انتخاب بین روش اثرات ثابت و تصادفی نیز می توان از آزمون هاسمن استفاده نمود.

$$H = \left[(\beta_{fe} - \beta_{re})'(\text{var}_{fe} - \text{var}_{re})^{-1}(\beta_{fe} - \beta_{re})\right] \approx X_K^2 \quad (۵)$$

در این رابطه ، K تعداد متغیرهای توضیحی ، β_{fe} و β_{re} به ترتیب بردار ضرایب در روش اثرات ثابت و تصادفی و var_{fe} و var_{re} به ترتیب ماتریس واریانس ضرایب در روش اثرات ثابت و تصادفی می باشند[۱].

عامل تورم واریانس

برای بررسی دقیق تر رابطه هم خطی میان متغیرهای توضیحی از عامل تورم وایانس (*VIF*) استفاده شده است. در صورتی که مقدار این عامل بیش از۵ (بین۵ تا۱۰) باشد؛ میزان هم خطی بین متغیرهای توضیحی بالاست و باید این مشکل را رفع کرد. اگر مشکل هم خطی رفع نشود؛ بر نتایج حاصل از آزمون فرضیات تأثیر گذار است و نتایج به دست آمده صحیح نخواهد بود. عدم هم خطی بین متغیرهای مستقل با استفاده از عامل تورم واریانس[۲](در اقتصادسنجی هم خطی چندگانه زمانی اتفاق می افتد که دو یا بیش از دو متغیر مستقل در یک رگرسیون چندمتغیره نسبت به یکدیگر از همبستگی بالایی برخوردار باشند . منظور از همبستگی وجود یک ارتباط خطی بین متغیرهای مستقل است. وجود « هم خطی کامل » موجب نقض فرض های کلاسیک مدل رگرسیون می شود.

ارزیابی مدل های پیش بینی:

به منظور آزمون بررسی انطباق بازده بدست آمده از مدل ها با مقادیر واقعی ، از معیارهای ارزیابی مدلهای پیش بینی استفاده شده است . این معیارها که از معیارهای متداول بررسی قدرت پیش بینی مدل در اقتصادسنجی به کار می روند عبارتند از : ریشه میانگین مربعات

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

خطاها[14] (*RMSE*) ، میانگین قدر مطلق خطاها[15] (*MAE*) ، میانگین قدر مطلق درصد خطاها[16] (*MAPE*) و ضریب ناموزونی تئیل[17] (*TIL*) . شایان ذکر است ضریب ناموزونی تئیل قوی ترین معیار ارزیابی است که در صورتی که نتایج معیارهای گوناگون در تضاد بود معیار تئیل به عنوان معیار تصمیم گیری در نظر گرفته شده است .

MSPE:

میانگین مجذور انحرافات قیمت گذاری می باشد که از رابطه زیر محاسبه می گردد:

$$MSPE = \frac{\sum\left(\frac{y_i-\hat{y}_i}{y_i}\right)^2}{n} \quad (۶)$$

$\hat{y}$ مقادیر به دست آمده از مدل و y_i مقادیر واقعی و n تعداد مشاهدات را نشان می دهد . هر مدلی که دارای میانگین مجذور انحرافات قیمت گذاری کمتری باشد از نظر توان اماری بهتر می باشد

MAPE:

میزان خطاها در برآورد بازده توسط هر مدل را بصورت درصدی بیان می کند که مقدار کمتر این معیار نیز مطلوب تر خواهد بود و به شرح زیر محاسبه می گردد:

$$MAPE_{i,t} = 100\frac{\sum\left|\frac{y_i-\hat{y}_i}{y_i}\right|}{n} \quad (۷)$$

هر مدلی که دارای میانگین قدرمطلق انحرافات قیمت گذاری کمتری باشد از نظر توان اماری بهتر می باشد.

MSE –

میانگین مجذور انحرافات (جز خطا) می باشد که از رابطه زیر محاسبه می گردد:

$$MSE = \frac{\sum(e_i)^2}{n} \quad (۸)$$

هر مدلی که دارای میانگین مجذور انحرافات کمتری باشد از نظر توان اماری بهتر می باشد

RMSE:

قابل اطمینان بودن مدل را نشان می دهد که مقدار کمتر این معیار دال بر برتری مدل بوده و حاکی از انطباق بیشتر داده های مدل با واقعیت می باشد که از جذر میانگین مجذور انحرافات بدین صورت محاسبه می گردد :

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum(y_i-\hat{y}_i)^2}{n}} \quad (۹)$$

هر مدلی که دارای جذر میانگین مجذور انحرافات کمتری باشد از نظر توان اماری بهتر می باشد

MAE:

معیار دقت مدل بوده و مقدار کمتر این معیار مطلوب تر خواهد بود که بصورت زیر محاسبه می گردد:

$$MAE = \sqrt{\frac{\sum|y_i-\hat{y}_i|}{n}} \quad (۱۰)$$

هر مدلی که دارای میانگین قدرمطلق انحرافات کمتری باشد از نظر توان اماری بهتر می باشد.

بررسی خصوصیات آماری متغیرها

آماره های توصیفی شمایی کلی از وضعیت توزیع داده ها ارائه می نماید:

	میانگین	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	حداکثر بازده	حداکثر زیان
بازده بازار	۰,۰۰۹۵	۰,۰۵۷۶	۷,۹۱۵۸	۱,۳۴۹۹	٪ ۳۱	-٪ ۱۱,۵
بازده سبد ۱	۰,۰۱۵۲	۰,۰۶۲۹	۱۰,۱۷۶۶	۱,۵۲۸۴	٪ ۳۴	-٪ ۱۷,۳
بازده سبد ۲	۰,۰۱۲۹	۰,۰۴۴۲	۸,۱۳۰۱	۱,۵۲۰۴	٪ ۲۳	-٪ ۹,۴
بازده سبد ۳	۰,۰۳۴۳	۰,۰۵۷۰	۵,۱۱۸۸	۱,۱۴۷۵	٪ ۲۸	-٪ ۴,۸
بازده سبد ۴	۰,۰۳۷۲	۰,۰۷۰۲	۴,۷۲۹۳	۱,۱۴۲۱	٪ ۲۸	-٪ ۱۱

[14]-Root Mean Squared Error
[15] -Mean Absolute Error
[16] - Mean Absolute Percentage Error
[17] -Theil Inequality Coefficient

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

بازده سبد ۵	۰,۰۱۳۷	۰,۰۷۰۶	۱۵,۱۰۶۱	۲,۲۳۳۰	٪ ۴۶	-٪ ۱۴
بازده سبد ۶	۰,۰۱۳۷	۰,۰۷۰۶	۱۵,۱۰۶۱	۲,۲۳۳۰	٪ ۱۶,۵	-٪ ۹,۵
بازده سبد ۷	۰,۰۳۲۹	۰,۰۵۵۶	۲,۷۳۱۲	۰,۴۳۷۲	٪ ۱۸	-٪ ۹,۵
بازده سبد ۸	۰,۰۳۲۴	۰,۰۵۷۵	۴,۵۷۱۶	۱,۱۰۴۱	٪ ۲۴,۷	-٪ ۶

بازده بازار دارای میانگین ۹ هزارم با انحراف معیار ۵,۸٪ می باشد. کشیدگی آن بیش از کشیدگی توزیع نرمال یعنی ۸ بوده و توزیع تجربی آن چوله به سمت راست می باشد(مقدار چولگی ۱,۳۵). حداکثر بازدهی بازار ۳۱٪ و بیشترین زیان ۱۱,۵٪ می باشد. بررسی چولگی و کشیدگی بازده سبد (۱) گویای آن است که کشیدگی آن بیش از کشیدگی توزیع نرمال بوده و توزیع تجربی آن چوله به سمت راست می باشد . حداکثر بازدهی مربوط به سبد ۵ و بیشترین زیان مربوط به سبد ۱ می باشد .

آزمون نرمال بودن توزیع متغیرها

گروه	D	P-Value	corrected
(MKT)	۰,۰۸۶۱	۰,۳۲۲	**۰,۲۸۲**
(Por1)	۰,۱۳۰۶	۰,۰۳۰	**۰,۰۲۳**
(Por2)	۰,۱۱۹۶	۰,۰۵۹	**۰,۰۴۷**
(Por3)	۰,۱۱۴۵	۰,۰۸۰	**۰,۰۶۴**
(Por4)	۰,۱۳۱۲	۰,۰۲۹	**۰,۰۲۲**
(Por5)	۰,۰۹۶۱	۰,۲۰۶	**۰,۱۷۶**
(Por6)	۰,۰۵۸۲	۰,۷۹۹	**۰,۷۶۶**
(Por7)	۰,۰۶۲۲	۰,۷۲۹	**۰,۶۹۰**
(Por8)	۰,۰۹۲۳	۰,۲۴۶	**۰,۲۱۲**

در جدول فوق فرضیه همسانی توزیع بازده بازار با توزیع نرمال مورد آزمون قرار گرفته است. فرضیه صفر در این آزمون همسانی دو توزیع بوده و با توجه به اینکه *P-Value* آزمون ۰,۳۲۲ و بزرگتر از ۰,۰۵ می باشد، شواهد کافی برای رد فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن توزیع بازده بازار با توزیع نرمال وجود نداشته و می توان گفت توزیع بازده بازار نرمال است.

با توجه به اینکه *p-value* آزمون برای تمامی پرتفوها غیر از پرتفوی ۱ و ۴ بزرگتر از ۰,۰۵ می باشد، شواهد کافی برای رد فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن توزیع بازده این پرتفوها با توزیع نرمال وجود نداشته و می توان گفت توزیع بازده این پرتفوها نرمال است.

آزمون پایایی متغیرهای تحقیق

قبل از برآورد مدل ها و آزمون فرضیه پژوهش ، باید پایایی متغیرها بررسی شود . یکی از آزمون ها برای بررسی پایایی متغیرها آزمون دیکی فولر می باشد. نتیجه آزمون دیکی فولر برای تمامی متغیرها با توجه به اینکه مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی در سطح معنی داری ۵٪ کمتر می باشد ، حاکی از ان است که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده یعنی تمامی متغیرها در سطح ۵٪ پایا هستند و استفاده از آنها در برآورد مدل های پژوهش، منجر به نتایج کاذب نمی شود .

متغیرها	آماره آزمون	مقادیر بحرانی			سطح معنی داری
		٪ ۱	٪ ۵	٪ ۱۰	
R_Rf	-۷,۹۲۳	-۳,۵۰۳	-۲,۸۸۹	-۲,۵۷۹	۰,۰۰۰
Rm_Rf	-۷,۲۵۰	-۳,۵۰۳	-۲,۸۸۹	-۲,۵۷۹	۰,۰۰۰
SMB	-۹,۵۱۹	-۳,۵۰۳	-۲,۸۸۹	-۲,۵۷۹	۰,۰۰۰
HML	-۷,۱۹۳	-۳,۵۰۳	-۲,۸۸۹	-۲,۵۷۹	۰,۰۰۰
WML	-۱۱,۰۹۹	-۳,۵۰۳	-۲,۸۸۹	-۲,۵۷۹	۰,۰۰۰

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

برآورد مدل

در تمام مدل ها، بازده سبد به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای صرف ریسک بازار رو به بالا و رو به پایین، *SMB*، *HML*، *WML* در دو حالت بازار رو به بالا و بازار رو به پایین می باشد. حرف *u* بعد از نام متغیر به معنای ضریب در بازار رو به بالا و حرف *d* بعد از نام متغیر به معنای بازار رو به پایین است.

سبد ۱

Source	SS	df	MS	
Model	۰,۳۳۲۲	۸	۰,۰۴۱۵	۱۲۲*Number of obs* =
Residual	۰,۱۵۰۴	۱۱۴	۰,۰۰۱۳	۳۱,۴۸*F(8, 114)* =
				۰,۰۰۰*Prob > F* =
				۰,۶۸۸۴*R-squared* =
				۰,۶۶۶۵*Adj R-squared* =
				۰,۰۳۶۳۲*Root MSE* =
Total	۰,۴۸۲۶	۱۲۲	۰,۰۰۳۹	۱,۴۰۱*Durbin-Watson Stat* =

Porl	Coef.	Std. Err.	t	P > |t|	[95% Conf.	Interval]
rmktu	۰,۴۵۰۰	۰,۱۲۴۱	۳,۶۲	۰,۰۰۰	۰,۲۰۴	۰,۶۹۶
rmktd	۰,۷۳۹۸	۰,۱۴۲۶	۵,۲۶	۰,۰۰۰	۰,۴۶۱	۱,۰۱۸
smbu	-۰,۰۸۱۲	۰,۰۳۰۸	-۲,۶۳	۰,۰۱۰	-۰,۱۴۲	-۰,۰۲۰
smbd	-۰,۰۳۶۱	۰,۰۳۶۴	-۰,۹۹	۰,۳۲۳	-۰,۱۰۸	۰,۰۳۶
hmlu	۰,۱۴۲۴	۰,۰۳۰۱	۴,۷۳	۰,۰۰۰	۰,۰۸۲	۰,۲۰۲
hmld	۰,۱۴۲۸	۰,۰۳۵۳	۴,۰۱	۰,۰۰۰	۰,۰۷۱	۰,۲۱۱
wmlu	-۰,۱۳۹۶	۰,۰۳۷۷	-۳,۷۰	۰,۰۰۰	-۰,۲۱۴	-۰,۰۶۴
wmld	-۰,۱۳۲۵	۰,۰۴۳۱	-۳,۰۷	۰,۰۰۳	-۰,۲۱۷	-۰,۰۴۷
_Cons	۰,۰۳۴۱	۰,۰۰۶۲	۵,۴۶	۰,۰۰۰	۰,۰۲۱	۰,۰۴۶

در جدول بالا نتایج مربوط به این رگرسیون آورده شده است. ضریب *rmkt* که بتا سبد می باشد در بازار رو به بالا برابر ۰,۴۵ بوده به این معنی که با یک واحد افزایش صرف ریسک بازار، بازده پورتفو ۰,۴۵ افزایش می یابد. این عدد برای بازار رو به پایین بیشتر و برابر ۰,۷۳ می باشد. بیشتر بودن ضریب در بازار رو به پایین نسبت به بازار رو به بالا بیانگر این است که حساسیت تغییر نرخ بازده به تغییرات بازده بازار در بازار رو به پایین بیشتر است. از آنجا که بتای سبد نمایانگر ریسک پورتفو می باشد می توان گفت ریسک تخمین زده شده این سبد برای بازار رو به پایین از بازار رو به بالا بیشتر است. همچنین با افزایش یک واحد *smb* بازده پورتفو در بازار رو به بالا به اندازه ۸٪ کاهش و در بازار رو به پایین ۳,۶٪ کاهش می یابد که البته ضریب در بازار رو به پایین معنی دار نشد. بین *HML* و بازده سبد ۱ رابطه مثبت و معنا داری وجود دارد که با افزایش یک واحد *HML* در هر دو بازار رو به بالا و پایین نزدیک ۱۴٪ بازده افزایش پیدا می کند. با افزایش *WML* نیز بازده در هر دو بازار رو به بالا و رو به پایین به اندازه ۱۳٪ کاهش می یابد که گواه از یک رابطه منفی میان این دو متغیر دارد.عرض از مبدأ رگرسیون برابر با ۳٪ بوده که نشان می دهد اگر تمامی متغیرهای مستقل صفر باشند بازده سبد ۱ به میزان ۳٪ خواهد بود.

ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد که ۶۸٪ تغییرات بازده سبد ۱ به وسیله مدل توضیح داده می شوند. همچنین *P-Value* آماره *F* مربوط به رگرسیون صفر بوده که بیان می کند حداقل یک متغیر در رگرسیون به گونه ای معنی دار متغیر وابسته را توضیح می دهد.

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

سبد ۲

Source	SS	df	MS	
Mode 1	۰,۱۳۷۹	۸	۰,۰۱۷۲	۱۲۳*Number of obs* =
Residual	۰,۱۰۰۷	۱۱۴	۰,۰۰۰۸	۱۹,۵۱*F(8, 114)* =
				۰,۰۰۰۰*Prob > F* =
				۰,۵۷۷۹*R-squared* =
				۰,۵۴۸۳*Adj R-squared* =
				۰,۰۲۹۷۳*Root MSE* =
Total	۰,۲۳۸۶	۱۲۲	۰,۰۰۱۹	۱,۸۶*Durbin-Watson Stat* =

Por2	Coef.	Std. Err. Robust	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
rmktu	۰,۴۷۲	۰,۱۰۱	۴,۶۵	۰,۰۰۰	۰,۲۷۱	۰,۶۷۳
rmktd	۰,۶۷۹	۰,۱۱۵	۵,۹۰	۰,۰۰۰	۰,۴۵۱	۰,۹۰۷
smbu	۰,۱۸۳	۰,۰۲۵	۷,۲۷	۰,۰۰۰	۰,۱۳۳	۰,۲۳۳
smbd	۰,۱۶۲	۰,۰۲۹	۵,۴۴	۰,۰۰۰	۰,۱۰۳	۰,۲۲۱
hmlu	۰,۱۱۷	۰,۰۲۴	۴,۷۸	۰,۰۰۰	۰,۰۶۹	۰,۱۶۶
hmld	۰,۱۷۰	۰,۰۲۸	۵,۸۹	۰,۰۰۰	۰,۱۱۳	۰,۲۲۷
wmlu	-۰,۱۰۶	۰,۰۳۰	-۳,۴۶	۰,۰۰۱	-۰,۱۶۸	-۰,۰۴۵
wmld	-۰,۰۶۵	۰,۰۳۵	-۱,۸۶	۰,۰۶۶	-۰,۱۳۵	-۰,۰۰۴
_Cons	۰,۰۳۰	۰,۰۰۵	۶,۰۱	۰,۰۰۰	۰,۰۲۰	۰,۰۴۰

در جدول بالا نتایج مربوط به این رگرسیون آورده شده است. ضریب *rmkt* که بتا سبد می باشد در بازار رو به بالا برابر ۰,۴۷ بوده به این معنی که با یک واحد افزایش صرف ریسک بازار، بازده سبد ۰,۴۷ افزایش می یابد. این عدد برای بازار رو به پایین بیشتر و برابر ۰,۶۷ می باشد. بیشتر بودن ضریب در بازار رو به پایین نسبت به بازار رو به بالا بیانگر این است که حساسیت تغییر نرخ بازده به تغییرات بازده بازار در بازار رو به پایین بیشتر است. از آنجا که بتای سبد نمایانگر ریسک پورتفو می باشد می توان گفت ریسک تخمین زده شده این سبد برای بازار رو به پایین از بازار رو به بالا بیشتر است. همچنین با افزایش یک واحد *smb* بازده پورتفو در بازار رو به بالا به اندازه ۱۸٪ افزایش و در بازار رو به پایین ۱۶٪ افزایش می یابد. بین *HML* و بازده سبد ۲ رابطه مثبت و معنا داری وجود دارد که با افزایش یک واحد *HML* در بازار رو به بالا بازده سبد به اندازه ۱۲٪ و بازار رو به پایین نزدیک ۱۷٪ بازده افزایش پیدا می کند. با افزایش *WML* نیز بازده در بازار رو به بالا به اندازه ۱۰٪ و بازار رو به پایین به اندازه ۶٪ کاهش می یابد که گواه از یک رابطه منفی میان این دو متغیر دارد. البته ضریب *WML* در بازار رو به پایین در سطح معناداری ۱۰٪ معنی دار است. عرض از مبدأ رگرسیون برابر با ۳٪ بوده که نشان می دهد اگر تمامی متغیرهای مستقل صفر باشند بازده سبد ۲ به میزان ۳٪ خواهد بود.

ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد که ۵۷٪ تغییرات بازده سبد ۲ به وسیله مدل توضیح داده می شوند. همچنین *P-value* آماره *F* مربوط به رگرسیون صفر بوده که بیان می کند حداقل یک متغیر در رگرسیون به گونه ای معنی دار متغیر وابسته را توضیح می دهد.

سبد ۳

Source	SS	df	MS	
Mode 1	۰,۲۵۰۲	۸	۰,۰۳۱۲	۱۲۲*Number of obs* =
Residual	۰,۱۴۵۹	۱۱۴	۰,۰۰۱۲	۲۴,۴۳*F(8, 114)* =
				۰,۰۰۰۰*Prob > F* =
				۰,۶۳۱۶*R-squared* =
				۰,۶۰۵۷*Adj R-squared* =
				۰,۰۳۵۷۸*Root MSE* =
Total	۰,۳۹۶۱	۱۲۲	۰,۰۰۳۲	۱,۷۳۷*Durbin-Watson Stat* =

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

Por3	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf. Interval]	
rmktu	۰,۳۸۹۷	۰,۱۲۲۳	۳,۱۹	۰,۰۰۲	۰,۰۱۴۷	۰,۶۳۱۹
rmktd	۰,۵۴۳۹	۰,۱۳۸۵	۳,۹۳	۰,۰۰۰	۰,۲۶۹۵	۰,۸۱۸۴
smbu	-۰,۱۲۳۱	۰,۰۳۰۴	-۴,۰۵	۰,۰۰۰	-۰,۱۸۳۳	-۰,۰۶۲۸
smbd	-۰,۱۲۶۲	۰,۰۳۵۹	-۳,۵۱	۰,۰۰۱	-۰,۱۹۷۴	-۰,۰۵۵۰
hmlu	-۰,۱۳۰۰	۰,۰۲۹۶	-۴,۳۸	۰,۰۰۰	-۰,۱۸۸۷	-۰,۰۷۱۲
hmld	-۰,۰۷۴۰	۰,۰۳۴۸	-۲,۱۳	۰,۰۳۶	-۰,۱۴۳۰	-۰,۰۰۵۰
wmlu	-۰,۱۵۱۸	۰,۰۳۷۲	-۴,۰۸	۰,۰۰۰	-۰,۲۲۵۵	-۰,۰۷۸۱
wmld	-۰,۰۰۸۸	۰,۰۴۲۴	-۰,۲۱	۰,۸۳۵	-۰,۰۹۲۹	۰,۰۷۵۲
_Cons	۰,۰۳۲۳	۰,۰۰۶۱	۵,۲۵	۰,۰۰۰	۰,۰۲۰۱	۰,۰۴۴۵

در جدول بالا نتایج مربوط به این رگراسیون آورده شده است. مشاهده می شود ضریب *rmkt* که بتا سبد می باشد در بازار رو به بالا برابر ۰,۳۸ بوده به این معنی که با یک واحد افزایش صرف ریسک بازار، بازده سبد ۰,۳۸ افزایش می یابد. این عدد برای بازار رو به پایین بیشتر و برابر ۰,۵۴ می باشد. بیشتر بودن ضریب در بازار رو به پایین نسبت به بازار رو به بالا بیانگر این است که حساسیت تغییر نرخ بازده به تغییرات بازده بازار در بازار رو به پایین بیشتر است. از آنجا که بتای سبد نمایانگر ریسک پورتفو می باشد می توان گفت ریسک تخمین زده شده این سبد برای بازار رو به پایین از بازار رو به بالا بیشتر است. همچنین با افزایش یک واحد *smb* بازده پورتفو در هر دو بازار رو به بالا و رو به پایین به اندازه ۱۲٪ کاهش می یابد که بیانگر یک رابطه منفی بین این دو متغیر می باشد. بین *HML* و بازده سبد ۳ رابطه منفی و معنا داری وجود دارد که با افزایش یک واحد *HML* در بازار رو به بالا بازده سبد به اندازه ۱۳٪ و در بازار رو به پایین نزدیک ۷٪ بازده کاهش پیدا می کند. با افزایش *WML* نیز بازده در بازار رو به بالا به اندازه ۱۵٪ کاهش یافته و ضریب برای بازار رو به پایین معنی دار نمی باشد. عرض از مبدأ رگرسیون برابر با ۳٪ بوده که نشان می دهد اگر تمامی متغیرهای مستقل صفر باشند بازده سبد ۳ به میزان ۳٪ خواهد بود.

ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد که ۶۳٪ تغییرات بازده سبد ۳ به وسیله مدل توضیح داده می شوند. همچنین *p value* آماره *F* مربوط به رگرسیون صفر بوده که بیان می کند حداقل یک متغیر در رگرسیون به گونه ای معنی دار متغیر وابسته را توضیح می دهد.

سبد ۴

Source	SS	df	MS	
Mode 1	۰,۳۵۹۴	۸	۰,۰۴۴۹	۱۲۳*Number of obs* =
Residual	۰,۲۴۱۹	۱۱۴	۰,۰۰۲۱	۲۱,۱۷*F(8, 114)* =
				۰,۰۰۰۰*Prob > F* =
				۰,۵۹۷۶*R-squared* =
				۰,۵۶۹۴*Adj R-squared* =
Total	۰,۶۰۱۴	۱۲۲	۰,۰۰۴۹	۰,۰۴۶۰۷*Root MSE* =
				۱,۶*Durbin-Watson Stat* =

Por4	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf. Interval]	
rmktu	۰,۷۲۷۹	۰,۱۵۷۴	۴,۶۲	۰,۰۰۰	۰,۴۱۶۰	۱,۰۳۹۹
rmktd	۰,۷۰۵۸	۰,۱۷۸۳	۳,۹۶	۰,۰۰۰	۰,۳۵۲۴	۱,۰۵۹۲
smbu	۰,۱۸۸۹	۰,۰۳۹۱	۴,۸۲	۰,۰۰۰	۰,۱۱۱۳	۰,۲۶۶۵
smbd	۰,۱۸۷۲	۰,۰۴۶۲	۴,۰۵	۰,۰۰۰	۰,۰۹۵۵	۰,۲۷۸۸
hmlu	-۰,۱۵۴۱	۰,۰۳۸۲	-۴,۰۴	۰,۰۰۰	-۰,۲۲۹۸	-۰,۰۷۸۴
hmld	-۰,۲۱۱۳	۰,۰۴۴۸	-۴,۷۱	۰,۰۰۰	-۰,۳۰۰۱	-۰,۱۲۲۵
wmlu	-۰,۲۲۹۶	۰,۰۴۷۹	-۴,۷۹	۰,۰۰۰	-۰,۳۲۴۵	-۰,۱۳۴۷
wmld	-۰,۱۶۲۸	۰,۰۵۴۶	-۲,۹۸	۰,۰۰۴	-۰,۲۷۱۱	-۰,۰۵۴۵
_Cons	۰,۰۲۵۳	۰,۰۰۷۹	۳,۱۹	۰,۰۰۲	۰,۰۰۹۶	۰,۰۴۱۰

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

در جدول بالا نتایج مربوط به این رگراسیون آورده شده است. مشاهده می شود ضریب *rmkt* که بتا سبد می باشد در بازار رو به بالا و رو به پایین نزدیک ۰,۷۱ بوده به این معنی که با یک واحد افزایش صرف ریسک بازار، بازده سبد ۰,۷۱ افزایش می یابد. همچنین با افزایش یک واحد *smb* بازده پورتفو در هر دو بازار رو به بالا و رو به پایین به اندازه ۱۸٪ کاهش می یابد که بیانگر یک رابطه مثبت و معنی دار بین این دو متغیر است. بین *HML* و بازده سبد ۴ رابطه منفی و معنا داری وجود دارد که با افزایش یک واحد *HML* در بازار رو به بالا بازده سبد به اندازه ۱۵٪ و در بازار رو به پایین نزدیک ۲۱٪ بازده کاهش پیدا می کند. با افزایش *WML* نیز بازده در بازار رو به بالا به اندازه ۲۳٪ و بازار رو به پایین به اندازه ۱۶٪ کاهش می یابد که گواه از یک رابطه منفی میان این دو متغیر دارد. عرض از مبدأ رگرسیون برابر با ۲,۵٪ بوده که نشان می دهد اگر تمامی متغیرهای مستقل صفر باشند بازده سبد ۴ به میزان ۲,۵٪ خواهد بود.

ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد که ۶۰٪ تغییرات بازده سبد ۴ به وسیله مدل توضیح داده می شوند. همچنین *p value* آماره *F* مربوط به رگرسیون صفر بوده که بیان می کند حداقل یک متغیر در رگرسیون به گونه ای معنی دار متغیر وابسته را توضیح می دهد.

سبد ۵

Source	SS	df	MS	
Mode 1	۰,۳۹۴۸	۸	۰,۰۴۹۳	۱۲۳*Number of obs* =
Residual	۰,۲۱۲۵	۱۱۴	۰,۰۰۱۸	۲۶,۴۷*F(8, 114)* =
				۰,۰۰۰۰*Prob > F* =
				۰,۶۵۰۱*R-squared* =
				۰,۶۲۵۵*Adj R-squared* =
Total	۰,۶۰۷۴	۱۲۲	۰,۰۰۴۹	۰,۰۴۳۱۸*Root MSE* =
				۱,۹۹ *Durbin-Watson Stat* =

Por5	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
rmktu	۰,۸۸۶۶	۰,۱۴۷۶	۶,۰۱	۰,۰۰۰	۰,۵۹۴۲	۱,۱۷۹۰
rmktd	۰,۴۹۵۵	۰,۱۶۷۲	۲,۹۶	۰,۰۰۴	۰,۱۶۴۳	۰,۸۲۶۸
smbu	-۰,۰۴۵۸	۰,۰۳۶۷	-۱,۲۵	۰,۲۱۴	-۰,۱۱۸۶	۰,۰۲۶۳
smbd	-۰,۰۸۶۴	۰,۰۴۳۳	-۱,۹۹	۰,۰۴۹	-۰,۱۷۲۴	-۰,۰۰۰۵
hmlu	۰,۱۵۳۲	۰,۰۳۵۸	۴,۲۸	۰,۰۰۰	۰,۰۸۲۲	۰,۲۲۴۱
hmld	۰,۰۷۱۴	۰,۰۴۲۰	۱,۷	۰,۰۹۲	-۰,۰۱۱۷	۰,۱۵۴۶
wmlu	۰,۰۵۷۰	۰,۰۴۴۹	۱,۲۷	۰,۲۰۶	-۰,۰۳۱۸	۰,۱۴۶۰
wmld	۰,۱۶۰۴	۰,۰۵۱۲	۳,۱۳	۰,۰۰۲	۰,۰۵۸۹	۰,۲۶۱۹
_Cons	۰,۰۱۷۹	۰,۰۰۷۴	۲,۴۲	۰,۰۱۷	۰,۰۰۳۲	۰,۰۳۲۷

در جدول بالا نتایج مربوط به این رگراسیون آورده شده است. مشاهده می شود ضریب *rmkt* که بتا سبد می باشد در بازار رو به بالا برابر ۰,۸۸ و در بازار رو به پایین برابر ۰,۴۹ بوده به این معنی که با یک واحد افزایش صرف ریسک بازار، بازده سبد در بازار رو به بالا به اندازه ۰,۸۸ و در بازار رو به پایین ۰,۴۹ افزایش می یابد. ضریب *SMB* در بازار رو به بالا معنادار نشده و در بازار رو به پایین رابطه ای منفی با بازده سبد دارد به نحوی که با کاهش یک واحد آن، بازده سبد ۸٪ کاهش می یابد. بین *HML* و بازده سبد ۵ در بازار رو به بالا رابطه مثبت و معنا داری وجود دارد که با افزایش یک واحد *HML* در بازار رو به بالا بازده سبد به اندازه ۱۵٪ افزایش پیدا می نماید. ضریب *HML* در بازار رو به پایین در سطح ۵٪ معنادار نبوده اما در سطح معناداری ۱۰٪ می توان گفت با افزایش یک واحد *HML* بازده سبد ۷٪ افزایش خواهد یافت. ضریب *WML* در بازار رو به بالا معنادار نشده اما در بازار رو به پایین با افزایش *WML* نیز بازده به اندازه ۱۶٪ افزایش می یابد. عرض از مبدأ رگرسیون برابر با ۱,۷٪ بوده که نشان می دهد اگر تمامی متغیرهای مستقل صفر باشند بازده سبد ۵ به میزان ۱,۷٪ خواهد بود.

ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد که ۶۵٪ تغییرات بازده سبد ۵ به وسیله مدل توضیح داده می شوند. همچنین *p value* آماره *F* مربوط به رگرسیون صفر بوده که بیان می کند حداقل یک متغیر در رگرسیون به گونه ای معنی دار متغیر وابسته را توضیح می دهد.

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

سبد ۶

Source	SS	df	MS	
Mode 1	۰,۱۱۵۵	۸	۰,۰۱۴۴	۱۲۳*Number of obs* =
Residual	۰,۱۳۱۴	۱۱۴	۰,۰۰۱۱	۱۲,۵۳*F(8, 114)* =
				۰,۰۰۰۰*Prob > F* =
				۰,۴۶۷۸*R-squared* =
				۰,۴۳۰۵*Adj R-squared* =
				۰,۰۳۳۹۵*Root MSE* =
Total	۰,۲۴۶۹	۱۲۲	۰,۰۰۲۰	۱,۷۲۳*Durbin-Watson Stat* =

Por6	Coef.	Std. Err	T	P> |t|	[95% Conf.	Interval]
Rmktu	۰,۲۴۲۷	۰,۱۱۶۰	۲,۰۹	۰,۰۳۹	۰,۰۱۲۸	۰,۴۷۲۶
Rmktd	۰,۷۳۲۹	۰,۱۳۱۴	۵,۵۸	۰,۰۰۰	۰,۴۷۲۴	۰,۹۹۳۳
Smbu	۰,۱۱۴۸	۰,۰۲۸۸	۳,۹۸	۰,۰۰۰	۰,۰۵۷۶	۰,۱۷۲۰
Smbd	۰,۱۵۴۴	۰,۰۳۴۰	۴,۵۳	۰,۰۰۰	۰,۰۸۶۹	۰,۲۲۲۰
Hmlu	۰,۰۸۴۴	۰,۰۲۸۱	۳,۰۰	۰,۰۰۳	۰,۰۲۸۷	۰,۱۴۰۲
Hmld	۰,۱۵۹۵	۰,۰۳۳۰	۴,۸۳	۰,۰۰۰	۰,۰۹۴۱	۰,۲۲۵۰
Wmlu	۰,۰۶۴۳	۰,۰۳۵۳	۱,۸۲	۰,۰۷۱	-۰,۰۰۵۵	۰,۱۳۴۳
Wmld	۰,۱۳۸۲	۰,۰۴۰۲	۳,۴۳	۰,۰۰۱	۰,۰۵۸۴	۰,۲۱۸۰
-cons	۰,۰۳۷۹	۰,۰۰۵۸	۴,۴۹	۰,۰۰۰	۰,۰۲۶۳	۰,۰۴۵۹

در جدول بالا نتایج مربوط به این رگرسیون آورده شده است. مشاهده می شود ضریب *rmkt* که بتا سبد می باشد در بازار رو به بالا برابر ۰,۲۴ بوده و به این معنی که با یک واحد افزایش صرف ریسک بازار، بازده سبد ۰,۲۴ افزایش می یابد. این عدد برای بازار رو به پایین بیشتر و برابر ۰,۷۳ می باشد. بیشتر بودن ضریب در بازار رو به پایین نسبت به بازار رو به بالا بیانگر این است که حساسیت تغییر نرخ بازده به تغییرات بازده بازار در بازار رو به پایین بیشتر است. از آنجا که بتای سبد نمایانگر ریسک پورتفو می باشد می توان گفت ریسک تخمین زده شده این سبد برای بازار رو به پایین از بازار رو به بالا بیشتر است. همچنین با افزایش یک واحد *smb* بازده پورتفو در بازار رو به بالا به اندازه ۱۱٪ افزایش و در بازار رو به پایین ۱۵٪ افزایش می یابد. بین *HML* و بازده سبد ۶ رابطه مثبت و معناداری وجود دارد که با افزایش یک واحد *HML* در بازار رو به بالا بازده سبد به اندازه ۸٪ و بازار رو به پایین نزدیک ۱۵٪ بازده افزایش پیدا می کند. ضریب *WML* در بازار رو به بالا در سطح ۵٪ معنادار نبوده اما در سطح ۵٪ معنادار نبوده اما در سطح ۱۰٪ با افزایش *WML* بازده در بازار رو به بالا به اندازه ۶٪ و بازار رو به پایین به اندازه ۱۳٪ افزایش می یابد. عرض از مبدأ رگرسیون برابر با ۳٪ بوده که نشان می دهد اگر تمامی متغیرهای مستقل صفر باشند بازده سبد ۶ به میزان ۳٪ خواهد بود.

ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد که ۴۶٪ تغییرات بازده سبد ۶ به وسیله مدل توضیح داده می شوند. همچنین *pValue* مربوط به رگرسیون صفر بوده که بیان می کند حداقل یک متغیر در رگرسیون به گونه ای معنی دار متغیر وابسته را توضیح می دهد.

سبد ۷

Source	SS	df	MS	
Mode 1	۰,۲۷۴۵	۸	۰,۰۳۴۳	۱۲۳*Number of obs* =
Residual	۰,۱۰۲۴	۱۱۴	۰,۰۰۰۸	۳۸,۲۰*F(8, 114)* =
				۰,۰۰۰۰*Prob > F* =
				۰,۷۲۸۳*R-squared* =
				۰,۷۰۹۳*Adj R-squared* =
				۰,۲۹۹۷*Root MSE* =
Total	۰,۳۷۶۹	۱۲۲	۰,۰۰۳۰	۱,۶*Durbin-Watson Stat* =

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

Por7	Coef.	Std. Err.	T	P> |t|	[95% Conf. Interval]	
Rmktu	۰,۳۲۵۴	۰,۱۰۲۴	۳,۱۸	۰,۰۰۲	۰,۱۲۲۴	۰,۵۲۸۳
Rmktd	۰,۸۶۸۰	۰,۱۱۶۰	۷,۴۸	۰,۰۰۰	۰,۶۳۸۰	۱,۰۹۷۹
Smbu	-۰,۰۷۸۳	۰,۰۲۵۴	-۳,۰۷	۰,۰۰۳	-۰,۱۲۸۸	-۰,۰۲۷۸
Smbd	-۰,۰۵۶۸	۰,۰۳۰۱	-۱,۸۹	۰,۰۶۱	-۰,۱۱۶۵	۰,۰۰۲۷
Hmlu	-۰,۱۶۷۵	۰,۰۲۴۸	-۶,۷۴	۰,۰۰۰	-۰,۲۱۶۸	-۰,۱۱۸۳
Hmld	-۰,۰۹۶۰	۰,۲۰۹۱	-۳,۲۹	۰,۰۰۱	-۰,۱۵۳۷	-۰,۰۳۸۲
Wmlu	۰,۱۰۹۲	۰,۰۳۱۱	۳,۵۱	۰,۰۰۱	۰,۰۴۷۵	۰,۱۷۱۰
Wmld	۰,۰۸۱۶	۰,۰۳۵۵	۲,۲۹	۰,۰۲۴	۰,۰۱۱۱	۰,۱۵۲۰
-cons	۰,۰۳۶۳	۰,۰۰۵۱	۷,۰۴	۰,۰۰۰	۰,۰۲۶۱	۰,۰۴۶۵

در جدول بالا نتایج مربوز به این رگرسیون آورده شده است. مشاهده می شود ضریب *rmkt* که بتا سبد می باشد در بازار رو به بالا برابر ۰,۳۲ بوده به این معنی که با یک واحد افزایش صرف ریسک بازار، بازده سبد ۰,۳۲ افزایش می یابد. این عدد برای بازار رو به پایین بیشتر و برابر ۰,۸۶ می باشد. بیشتر بودن ضریب در بازار رو به پایین نسبت به بازار رو به بالا بیانگر این است که حساسیت تغییر نرخ بازده به تغییرات بازده بازار در بازار رو به پایین بیشتر است. از آنجا که بتای سبد نمایانگر ریسک پورتفو می باشد می توان گفت ریسک تخمین زده شده این سبد برای بازار رو به پایین از بازار رو به بالا بیشتر است. همچنین با افزایش یک واحد *smb* بازده پورتفو در هر دو بازار رو به بالا ۸٪ و بازار رو به پایین به اندازه ۵,۵٪ کاهش می یابد که بیانگر یک رابطه منفی بین این دو متغیر می باشد. البته ضریب در بازار رو به پایین در سطح ۵٪ معنادار نبوده اما در سطح معناداری ۱۰٪ معنادار می باشد. بین *HML* و بازده سبد ۷ رابطه منفی و معناداری وجود دارد که با افزایش یک واحد *HML* در بازار رو به بالا بازده سبد به اندازه ۱۶٪ و در بازار رو به پایین نزدیک ۹,۵٪ بازده کاهش پیدا می کند. با افزایش *WML* نیز بازده در بازار رو به بالا به اندازه ۱۱٪ برای بازار رو پایین ۸٪ افزایش می یابد. عرض از مبدا رگرسیون برابر با ۳٪ بوده که نشان می دهد اگر تمامی متغیرهای مستقل صفر باشند بازده سبد ۷ به میزان ۳٪ خواهد بود.

ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد که ۷۲٪ تغیرات بازده سبد ۷ به وسیله مدل توضیح داده می شوند. همچنین *pValue* آماره *F* مربوط به رگرسیون صفر بوده که بیان می کند حداقل یک متغیر در رگرسیون به گونه ای معنی دار متغیر وابسته را توضیح می دهد.

سبد ۸

Source	SS	df	MS	
Mode 1	۰,۲۱۹۲	۸	۰,۰۲۷۴	۱۲۳*Number of obs* =
Residual	۰,۱۸۳۷	۱۱۴	۰,۰۰۱۶	۱۷,۰۰*F(8, 114)* =
				۰,۰۰۰۰*Prob > F* =
				۰,۵۴۴۰*R-squared* =
				۰,۵۱۲۰*Adj R-squared* =
Total	۰,۴۰۳۰	۱۲۲	۰,۰۰۳۳	۰,۰۴۰۱۵*Root MSE* =
				۱,۴ *Durbin-Watson Stat* =

Por8	Coef.	Std. Err.	T	P> |t|	[95% Conf. Interval]	
Rmktu	۰,۶۰۸۷	۰,۱۳۷۲	۴,۴۴	۰,۰۰۰	۰,۳۳۶۸	۰,۸۸۰۶
Rmktd	۰,۵۲۹۵	۰,۱۵۵۴	۳,۴۱	۰,۰۰۱	۰,۲۲۱۵	۰,۸۳۷۵
Smbu	۰,۱۸۳۹	۰,۰۳۴۱	۵,۳۹	۰,۰۰۰	۰,۱۱۶۳	۰,۲۵۱۵
Smbd	۰,۱۹۰۰	۰,۰۴۰۳	۴,۷۱	۰,۰۰۰	۰,۱۱۰۲	۰,۲۶۹۹
Hmlu	-۰,۰۵۰۱	۰,۰۳۳۲	-۱,۵۱	۰,۱۳۵	-۰,۱۱۶۱	۰,۰۱۵۸
Hmld	-۰,۰۷۵۴	۰,۰۳۹۰	-۱,۹۳	۰,۰۵۶	-۰,۱۵۲۸	۰,۰۰۱۹
Wmlu	۰,۱۴۷۰	۰,۰۴۱۷	۳,۵۲	۰,۰۰۱	۰,۰۶۴۳	۰,۲۲۹۷
Wmld	۰,۱۹۰۸	۰,۰۴۷۶	۴,۰۱	۰,۰۰۰	۰,۰۹۶۴	۰۲۸۵۱

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

-cons	۰,۰۲۶۸	۰,۰۰۶۹	۳,۸۸	۰,۰۰۰	۰,۰۱۳۱	۰,۰۴۰۵

در جدول بالا نتایج مربوط به این رگرسیون آورده شده است. ضریب *rmkt* که بتا سبد می باشد در بازار رو به بالا برابر ۰,۶ بوده و به این معنی که با یک واحد افزایش صرف ریسک بازار، بازده سبد ۰,۶ افزایش می یابد. این عدد برای بازار رو به پایین بیشتر و برابر ۰,۵۳ می باشد. همچنین با افزایش یک واحد *smb* بازده پورتفو در بازار رو به بالا به اندازه ۱۸٪ افزایش و در بازار رو به پایین ۱۹٪ افزایش می یابد. ضرایب مربوط به متغیر *HML* در هر دو بازار رو به بالا و پایین در این رگرسیون معنادار نمی باشد. با افزایش *WML* بازده در بازار رو به بالا به اندازه ۱۴٪ و بازار رو به پایین به اندازه ۱۹٪ افزایش می یابد. عرض از مبدا رگرسیون برابر با ۲,۶٪ بوده که نشان می دهد اگر تمامی متغیرهای مستقل صفر باشند بازده سبد ۸ به میزان ۲,۶٪ خواهد بود.

ضریب تعیین رگرسیون نشان می دهد که ۵۴٪ تغیرات بازده سبد ۸ به وسیله مدل توضیح داده می شوند. همچنین *pValue* آماره *F* مربوط به رگرسیون صفر بوده که بیان می کند حداقل یک متغیر در رگرسیون به گونه ای معنی دار متغیر وابسته را توضیح می دهد.

نتیجه، بحث و مقایسه

عامل بازار(*MKT*) در هر سه مدل و برای همه پرتفوی ها دارای همبستگی مثبت با بازده پرتفوها می باشد. شاخص اندازه (*SMB*) برای پرتفوهای ۱، ۳، ۵ و۷ یعنی پرتفوهای بزرگ، ضریب منفی داشته و برای پرتفوی‌های ۲، ۴، ۶ و ۸ یعنی پرتفوهای کوچک دارای ضریب مثبت می باشد. در مورد عامل ارزش دفتری به ارزش بازار نیز می توان گفت این شاخص (*HML*) با بازده پرتفوهای ارزشی همبستگی مثبت و با بازده پرتفوهای رشدی همبستگی منفی را به ثبت رسانده است. همچنین نتایج نشان می دهد رابطه عامل مومنتوم با بازده در پرتفوهای برنده مثبت و برای پرتفوهای بازنده منفی است.

در قسمت بعدی پژوهش به این مسئله پرداخته ایم که آیا عوامل مدل چهار عاملی در شرایط صعودی و نزولی بازار و همچنین در ماه‌های مختلف دارای مقادیر همسانی هستند. در نتیجه این آزمون مشخص شد که تنها عامل بازار در برابر شرایط متفاوت بازار تغییر می کند که امری طبیعی است.

نتایج بدست آمده از مقایسه میانگین‌ها در ماه‌های سال، حاکی از این است که در خصوص عامل بازار، تنها میانگین بهمن ماه در سطح خطای ۵ درصد و میانگین مهرماه در سطح خطای ۱۰ درصد با میانگین کل سال تفاوت معنی داری دارند و مقدار کمتری را نشان می دهد. در مورد کاهش میانگین شاخص *MKT* مهرماه می توان به رکود فصلی بورسی تهران اشاره کرد که به طور تاریخی در آن مقطع اتفاق می افتد. عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تنها در «آذر ماه» تفاوت معنی داری با میانگین بقیه سال داشتند که به ترتیب مقدار بیشتر و کمتر از میانگین کل سال را نشان دادند. عامل مومنتوم هم در هیچ یک از ماههای سال تفاوتی را نشان نداد.

با بررسی بازده کسب شده توسط هر پرتفوی، می توان گفت پرتفوهایی رشدی عملکرد بهتری نسبت به پرتفوهای ارزشی داشته‌اند. البته در تحقیقات بین‌المللی، معمولاً بر خلاف بورس تهران اثر ارزش (به معنای عملکرد بهتر پرتفوی های ارزشی نسبت به پرتفوهای رشدی) به ثبت رسیده است. (تحقیقاتی همچون فاما و فرنچ (۱۹۹۸)، لیو و واسالو(۲۰۰۰)، شارپ (۱۹۹۳)). از طرف دیگر، پرتفوهای برنده بازده بالاتری را در مقایسه با پرتفوهای بازنده ارائه داده اند که هم جهت با تحقیقات پیشین از جمله برین و همکاران (۲۰۱۰)، لام و همکاران (۲۰۰۹) و آمان و استینر (۲۰۰۸) است. در رابطه با اثر اندازه نیز، اگرچه معمولاً پرتفوهای کوچک بازده بالاتری را در تحقیقات پیشین نشان داده اند ولی یافته های این پژوهش روند خاصی را نشان نمی‌دهد.

سپس برای مقایسه مدل فاما و فرنچ با مدل کارهارت، R^2 تعدیل شده رگرسیون‌های اجرا شده مقایسه گردید. در تمامی پرتفوی ها، R^2 تعدیل شده مدل چهار عاملی کارهارت مقدار بیشتری را به نسبت مدل سه عاملی فاما و فرنچ نشان داد که این امر حکایت از بهبود قدرت توضیح دهندگی مدل سه عاملی پس از افزودن عامل مومنتوم دارد. گفتنی است R^2 تعدیل شده برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ برابر ۰,۵۰۷ و برای مدل چهار عاملی کارهارت برابر با ۰,۵۶۷ بدست آمد که ۶ درصد رشد را نشان می دهد. نتایج مشابهی نیز در مقایسه با مدل *CAPM* بدست آمد به طوریکه میانگین R^2 تعدیل شده این مدل برابر ۰,۲۶ گزارش شد.

پیشنهاد برای استفاده کنندگان از تحقیق

موضوع این تحقیق مورد علاقه فعالان در بازار سرمایه، بخصوص سرمایه گذاران و تحلیلگران بوده و باعث می‌شود تا بتوانند با استفاده از این مدل به پیش بینی بازده سهام جهت تمرکز سرمایه خود در سهام هایی با بازده بیشتر بپردازند. در نهایت با توجه به نتایج حاصله پیشنهادات ذیل ارائه می گردد:

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

۱) به فعالان بازار سرمایه ایران پیشنهاد می شود از مدل چهار عاملی کارهارت در تجزیه و تحلیل های اقتصادی و همچنین قیمت گذاری اوراق بهادار استفاده نمایند.

۲) پیشنهاد می شود با توجه به عملکرد بهتر پرتفوی های برنده و همچنین پرتفوی های رشدی، سهام برنده و رشدی هنگام سرمایه گذاری در سهام شرکتها بیشتر مد نظر قرار گیرند.

۳) با توجه به نتایج این تحقیق و همچنین تأیید وجود پدیده مومنتوم در بازار بورس تهران در تحقیقات دیگر، به سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌گردد گزارشی در خصوصی مومنتوم قیمت و تفکیک سهام پذیرفته شده در بورس به سهام برنده و بازنده به صورت ماهانه، فصلی، شش ماهه و یکساله ارائه نماید. (همچون گزارشی که هم اکنون در خصوصی نقدشوندگی از سوی این سازمان ارائه می شود)

۴) یکی دیگر از عواملی که برای پیش بینی قیمت سهام مورد توجه تحلیلگران قرار گرفته عامل نقدشوندگی می‌باشد. پیشنهاد می شود با اضافه شدن این عامل به مدل فاما و فرنچ بررسی شود که آیا این مدل به افزایش قدرت تبیین کنندگی مدل کمکی می کند یا خیر. همچنین می توان در مدلی پنج عاملی، هر دو عامل مومنتوم و نقدشوندگی را در کنار سه عامل فاما و فرنچ مورد آزمون قرار داد.

۵) پیش بینی بازده با استفاده از سایر مدلها (همچون مدل آربیتراژ و ...) و مقایسه آنها با مدل چهار عاملی کارهارت.

پیشنهادهایی برای پژوهش های آتی

۱- پیشنهاد می گردد فرضیات مطرح شده در این پژوهش با دو رویکرد (رویکرد اول : بازده مورد انتظار برابر است با میانگین حسابی بازده های دوره های قبل و رویکرد دوم : بازده مورد انتظار برابر است با میانگین هندسی بازده های دوره های قبل.) با دو دیدگاه کوتاه مدت یعنی هر یک از سال های مورد مطالعه و دیدگاه بلندمدت یعنی کل دوره پنج ساله ، مورد آزمون قرار گیرد .

۲- پیشنهاد می گردد برای آزمون قدرت توضیحی مدل پنج عاملی ، قدرت تبیین این مدل در توضیح ناهمسانی ناشی از اثر عدم نقد شوندگی ، رشد داراییها ، اثر بازده کوتاه مدت گذشته و اقلام تعهدی، مورد آزمون قرار گیرد.

۳- به منظور دستیابی به مدلی جامع تر و سازگارتر با شرایط بورس اوراق بهادار تهران به پژوهش گران آتی پیشنهاد می‌شود که افزون بر متغیرهای مدل‌های این پژوهش از متغیرهای کلان اقتصادی مانند قیمت ارز و نفت نیز در پژوهش ها استفاده گردد.

۴- پیشنهاد می گردد مدلی جهت تبیین رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار با توجه به جهت بازار (مثبت یا منفی بودن صرف ریسک) در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گیرد.

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

منابع و مراجع

[۱] اسلامی بیدگلی، غلامرضا . کیمیاگری علی محمد. اسکندری، مهدی(۱۳۸۶). بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس تهران براساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ، تحقیقات مالی ، دوره ۹ شماره ۲۳

[۲] اسلامی بیدگلی، غلامرضا، خجسته، محمد علی(۱۳۸۸) ارتقای تبیین بازده مورد انتظار مدل سه عاملی فاما فرنچ با استفاده از بهره وری سرمایه، تحقیقات حسابداری، بهار ۳۸۸

[۳] باقر زاده، سعید (۱۳۸۴). عوامل موثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی ، شماره ۱۹

[۴] سلیم پور، مریم(۱۳۸۴). بررسی رابطه شاخصهای ریسک عدم نقد شوندگی و مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

[۵] شاه نظری، محمدرضا(۱۳۸۴). تبیین معیارهای جایگزین ریسک سیستماتیک، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات تهران.

[۶] صادقی شریف، سید جلال (۱۳۸۲) تبیین مدل شرطی قیمت گذاری داراییهای سرمایه‌ای (CAPM) در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه دکتری، تهران: دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

[۷] صدرایی، شیوا(۱۳۸۲).ماهیت ارتباط ریسک و بازده در صنعت خودرو، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات تهران.

[۸] عرب مازار، عباسی (۱۳۶۹). اقتصادسنجی عمومی، چاپ اول، تهران: انتشارات کویر.

[۹] فدایی نژاد، محمد اسماعیل. صادقی، محسن (۱۳۸۵). بررسی سودمندی استراتژی‌های مومنتوم و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، پیام مدیریت شماره ۱۷ و۱۸

[۱۰] قالیباف اصلی، حسن. شمسی، شهاب الدین . ساده وند، محمد جواد(۱۳۸۹). بررسی بازده اضافی استراتژی شتاب سود و قیمت در بورس اوراق بهادار تهران، بررسیهای حسابداری و حسابرسی دوره ۱۷ شماره ۶۱ ص ۹۹-۱۱۶

[۱۱] قالیباف اصلی، حسن. نادری، معصومه (۱۳۸۷). بررسی واکنش بیش از اندازه سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به اطلاعات و اخبار منتشره در شرایط رکود و رونق بورس ، تحقیقات مالی شماره ۲۱ ص ۹۷-۱۱۲

[۱۲] مجتهدزاده ویدا طارمی مریم (۱۳۸۵) آزمون مدل سه عاملی فاما فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش بینی بازده سهام پیام مدیریت شماره ۱۷ و۱۸

[۱۳] مشایخ ، شهناز (۱۳۸۲). بازده اضافه مدیریت فعال در شرکتهای سرمایه گذاری، پایان نامه دکتری دانشگاه علامه طباطبایی

[۱۴] مهرانی ساسان، نو نهال نهر، علی اکبر (۱۳۸۷). ارزیابی واکنش کمتر از حد مورد انتظار سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، بررسیهای حسابداری و حسابرسی ، دوره ۱۵ شماره ۵۴

[۱۵] نیکبخت، محمد رضا مرادی ، مهدی (۱۳۸۴). ارزیابی واکنش بیش از حد سهامداران عادی در بورس تهران بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۰

[۱۶] مصدق سعید، (۱۳۸۴). بررسی رابطه بین ریسک و اندازه با بازده بازار در شرایط مختلف بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

[۱۷] صادقی شریف، سید جلال، غلامی پرور علی(۱۳۸۹) آزمون مدل شرطی آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی شماره ۱۷.

[۱۸] قدیری مطلق، زهرا (۱۳۹۱). مقایسه استراتژیهای سرمایه گذاری خرید و نگهداری مومنتوم و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران ، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبائی

[۱۹] شاهینی تیران ، شیما (۱۳۸۸). بررسی پدیده واکنش کمتر از حد در بورس اوراق بهادار تهران ، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبائی

[۲۰] نبوی شقاقی ، زهرا(۱۳۸۸). انتخاب مدل قیمتگذاری دارائیها برای تخمین هزینه سهام، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبائی

[۲۱] سرهنگی، حجت (۱۳۸۹) . تحقیق تجربی استراتژیهای معاملاتی در بازار سهام ایران ، پایان نامه دکتری ، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبائی

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

[۲۲]آغازیان، ناربه (۱۳۸۶). آزمون تجربی مدل فاما فرنچ در تبیین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران ، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبائی

[۲۳]عسکری راد، حسین (۱۳۹۱). بررسی تاثیر عامل مومنتوم در افزایش توان توضیح دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ به شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه شهید بهشتی

[۲۴]عباسی، مصطفی (۱۳۹۰). استراتژی مومنتوم و حجم معاملات، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه شهید بهشتی

[۲۵]شیروانی، امیر (۱۳۸۹). بررسی سود آوری استراتژی نیروی حرکت صنعت و میزان تاثیر گذاری آن بر نیروی حرکت قیمت در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه شهید بهشتی

[۲۶]معدلت فر، داوود(۱۳۹۰). بررسی تاثیر وضعیتهای بازار بر سود آوری استراتژیهای مومنتوم، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه شهید بهشتی

[۲۷]مکارم، احمد(۱۳۸۶). بررسی و مقایسه توانائی مدل سه عامله فاما فرنچ و مدل مرسوم CAPM در توضیح نوسانات بازده سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس

[۲۸] نشوادیان ، کامیار (۱۳۸۵). پیش بینی بازده سهام و آزمایش مدل‌های قیمت گذاری دارائیها در بورس تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد ، دانشگاه صنعتی شریف.

[29] Banz, R. W. (1981) "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks" ,Journal of Financial Economics, Vol. 9.

[30] Bessis J. (1989) ,"Risk Management in Banking" ;John Wileg & Sons Ltd., p. 52.

[31] Chan, K.C. and N. Cjen (1991) "Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms ,"Journal of Finance, Vol. 46.

[32] Chan, K.C. and N. Chen (1988) "An Unconditional Asset Pricing Test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable fo Risk" ,Journal of Finance, Vol.43, No. 2.

[33] Corhay, A., G. Hawawini and P. Michel (1987) "The Pricing of Equity on the London Stock Exchange: Seasonality and Size Primium" ,In E. Dimson (ed) Stock Market Anomalies, (Cambridge: Cambridge University Press).

[34] Durack, N., R.B. Dyrand and R.A. Maller (2003) "A Best Choice Among Asset Pricing Models? The Conditional CAPM in Australia" ,Department of Accounting and Finance, University of Western Australia, URL:

[35] Elton, Dewin J. & Martin J. Gruber (1995), "Modern Portfolio Theory and Investment Analysis", 5d.,ed. John Willey & Sons.

[36] Fabozzi, F.J. and J.C. Francis (1977) "Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions", Journal of Finance, Vol. 32, No. 4.

[37] Fama, E. and J. MacBeth (1973) "Risk, Return, and Equilibrium: Emprical Tests", Journal of Political Economy, Vol. 81.

[38] Fama, E. and K.R. French (1992) "The Cross — Section of Expected Stock Returns", Journal of Finance, Vol. 74.

[39] Ficher, Donald, E. & Ronald J. Jordan (1991) "Security Analysis and Portfolio Management", 5d.ed., Prentice-Hall.

[40] Gordon, J. Alexander & Francis Jack Clark (1986), Portfolio Analysis, 3d.ed., Prentice-Hall.

[41] Harrington, Diana R. (1987), "Modern Portfolio Theory, the Capital Asset Pricing Theory and Arbitrage Pricing Theory": A Usesr's Guide, 2d. ed., Prentice-Hall.

[42] Hildreth, S.S. (1988); The Dictionary of Investment Terms; Chicago: Dearborn Financiallnc.

[43] Ho, R.Y.W., R. Strange and J. Piesse (2003) "Market Conditions and the Pricing of Hong Kong Equity", The Management Centre research papers.

[44] Jagannathan, R. and Z. Wang (1996) "The Conditional CAPM and the Cross — Section of Expected Returns", Journal of Finance, Vol. 51.

ISSN: 2588-2791
http://www.miej.ir

[45] Kent Womack and Ying Zhang (2003) "Understanding Risk and Return, the CAPM, and the Fama – French three — Factor model", Tuck school of Business at Dartmoth.
[46] Karacbey, Argun, Ali (2000) "Beta and Returns: Istanbul Stock Exchange evidence", Ankara University Faculty of political Science.
[47] Lunde, A. and A. Timmermann (2000) "Duration Dependence in Stock Prices: An Analysis of Bull and Bear Markets", Journal of Economic Literature.