نشریـه علمـی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال دوازدهم، شماره چهل‌و دوم
تابستان ۱۳۹۸

بررسی و ارزیابی مدل های ارزش گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مقایسه آنها با مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ؛ با بکارگیری متغیرهای اقتصادی نرخ ارز، نرخ تورم، واردات و نقدشوندگی

محمدحسین رنجبر[۱]
حسین بدیعی[۲]
میثم محبی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۹/۰۱

چکیده

پژوهش حاضر به ارزیابی و مقایسه مدل های مطرح قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای و مقایسه آنها با مدل نوین ۵ عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۴) با داده های ۱۰۸ شرکت از شرکتهای فعال در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی سالهای ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ پرداخته است. مدل های در نظر گرفته شده در پژوهش شامل مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای، مدل سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ و مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف می باشد. تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها با استفاده از رگرسیون سری زمانی انجام شده است. مدل ها بر اساس میزان معنی داری فاصله عرض از مبداء (آلفای جنسن) مورد ارزیابی قرار گرفتند، بدین صورت که هر کدام عملکرد مناسبی از خود نشان دهد نباید عرض از مبداء متفاوت از صفر داشته باشد. نتایج پژوهش نشان داد که مدل پنج عاملی فاما و فرنچ که در سال ۲۰۱۴ مطرح شده است از مدل های دیگر عملکرد بهتری دارد. بعد از این مدل، مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مصرفی در رتبه های بعدی قرار گرفتند.

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مصرفی.

۱- استادیار گروه مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس، هرمزگان، ایران (نویسنده مسئول) Mhranjbar54@gmail.com
۲- عضو هیات علمی گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران. Badiei@iau.ac.ir
۳- کارشناسی ارشد مدیریت مالی، پردیس بین الملل دانشگاه آزاد اسلامی واحد قشم، هرمزگان، ایران. m.mohebi1987@yahoo.com

۱- مقدمه

در یک بازار اوراق بهادار توسعه یافته، قیمت دارایی ها (اوراق بهادار) توازن بین ریسک و بازده بالقوه دارایی (اوراق) را به درستی منعکس می کند، لذا ریسک و بازده مهمترین فاکتورهای تصمیم گیری سرمایه گذاری هستند (راعی و پویان فر، ۱۳۸۳). به هر میزان که یک سرمایه گذاری در یک دارایی سطح ریسک بالاتری داشته باشد، انتظار سرمایه گذاران از کسب بازده حاصل از سرمایه گذاری در دارایی افزایش می یابد و این افزایش انتظار سرمایه گذار روی قیمت دارایی تأثیر مستقیم دارد. سرمایه گذاران با استفاده از خرید سهام در پی کسب بازده ای بالاتر از سایر فرصت های سرمایه گذاری هستند. در این راستا، عامل اصلی انتقال سرمایه قیمت اوراق بهادار عرضه شده است که البته در بورس تعیین می گردد. (اسلامی بیدگلی و باجلان ،۱۳۸۷). با توجه به اینکه یکی از وظایف اصلی بازارهای مالی تعیین قیمت عادلانه اوراق بهادار است، لذا قیمت تعیین شده در بازارهای کارا، شاخص مناسبی از ارزش واقعی اوراق بهادار است (راعی و پویان فر، ۱۳۸۳). تعیین قیمت درست اوراق بهادار سبب افزایش کارایی بازار و انتظارات سرمایه گذاران از کسب بازده مطابق سطح ریسک سرمایه گذاری می باشد. اقتصاددانان مالی الگوهای متفاوتی را برای اندازه گیری ریسک ارائه نموده اند. نظریه بازار سرمایه با بسط و تعمیم نظریه پرتفوی، مدلی را برای قیمت گذاری داراییهای ریسک دار استخراج می کند. خروجی نهایی این نظریه به نام مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، این امکان را فراهم می سازد تا نرخ بازده هر دارایی ریسک دار تعیین شود (فتحی و همکاران،۱۳۹۱). با توجه به اهمیت و حساسیت مفاهیم ریسک و بازده و تعیین ارزش داراییهای سرمایه ای، مطالعه ی مدل های مختلف و ارائه الگوهای پیشنهادی در این زمینه، همواره مورد توجه پژوهشگران مختلف بوده است.

در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای سنتی، تنها عاملی که بازده سهام را تحت تاثیر قرار می دهد ریسک سیستماتیک (بتا) است (احمدپور و رحمانی،۱۳۸۶). رول نیز در مقاله ای، در سال ۱۹۷۶ بیان می کند که، نظریه قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، هرگز موضوع یک آزمون تجربی شفاف قرار نگرفته است. او ادعا می کند که ما ترکیب پرتفوی واقعی بازار را نمی دانیم، زیرا اکثر آزمونهای CAPM، تعدادی از پرتفویهای سهام عادی را به مثابه پرتفوی بازار در نظر می گیرند؛ اما بازار واقعی در برگیرنده تمامی دارایی های ریسک دار است (راعی و پویان فر،۱۳۸۳). در ادامه ی تحقیقات در مورد مدل های قیمت گذاری دارایی سرمایه ای، فاما و فرنچ (۱۹۹۲) پی بردند که برخلاف بتای سهام که پیش بینی کننده بسیار ضعیفی از بازده مورد انتظار آتی و تنها عامل پیش بینی کننده بازده بوده؛ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری هر سهم، پیش بینی کننده بسیار خوبی است. بدین صورت که سهام با نسبت های ارزش دفتری به ارزش بازاری بالاتر، نرخ های بازده بیشتری را برای سرمایه گذاران فراهم می سازند (راعی و پویان فر،۱۳۸۳). از همین رو فاما و فرنچ مدل چند عاملی را با اضافه نمودن دو متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام (BE/ME) و اندازه شرکت را به عنوان دو متغیری که تاثیر معنی داری روی بازده سهام دارند معرفی نمودند (احمدپور و رحمانی،۱۳۸۶). اما فاما و فرنچ (۲۰۰۶، ۲۰۰۸)، با توجه به یافته های خود نیز اظهار کردند که بسیاری از تغییرات در میانگین بازده با دو عامل سودآوری و سرمایه گذاری در ارتباط می باشد، به نحوی که مدل ۳ عاملی (۱۹۹۳)، قادر به توضیح دادن آن نمی باشد (فاما و فرنچ، ۲۰۱۴)، از همین رو فاما و فرنچ (۲۰۱۴) مدل ۵ عاملی را با اضافه کردن دو متغیر سرمایه گذاری و سودآوری معرفی کردند. به همین دلیل با توجه به نقایص مدل های مذکور و جدید بودن مدل ۵ عاملی (۲۰۱۴) این مدل نیز به عنوان یکی از مدل های اصلی جهت ارزیابی مدل های قیمت گذاری دارایی سرمایه ای لحاظ شد. بر این اساس پژوهش حاضر به منظور ارزیابی هر یک از مدلهای مطرح قیمت گذاری دارائیهای سرمایه ای و

پاسخگویی به این مسئله که آیا مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ می تواند نتایج متفاوتی را در بورس اوراق بهادار تهران داشته باشد طراحی شد. در واقع، این پژوهش به دنبال تبیین و ارزیابی هر یک از مدل های مطرح شده و نهایتا ارزیابی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ است. مهمترین تفاوت این پژوهش با سایر پژوهشهای انجام شده و جنبه نوآوری آن، استفاده از داده های واقعی و تشکیل پرتفوی های منظم ماهیانه و انجام آزمونهای تجربی بر روی پرتفوی های تشکیل شده به منظور ارزیابی مدلها است. همچنین ارزیابی همزمان تعداد بیشتری از مدلها و استفاده از متغیرهای کمکی در این مدل ها از جمله متغیرهای اقتصادی برای تعدیل مدل ارزشگذاری دارائیهای سرمایه ای مبتنی بر مصرف که برخی از آنها در پژوهشهای گذشته استفاده نشده بود از سایر ویژگی های این پژوهش محسوب می شود.

در بخش بعدی به منظور آشنایی با هر یک از مدل ها و سیر تاریخی و مطالعات انجام شده در مورد آنها، مبانی نظری و پیشینه ها ارایه خواهد شد. در ادامه روش پژوهش، فرضیه ها، تعریف عملیاتی متغیرها، یافته های پژوهش و در نهایت بحث و نتیجه گیری تشریح خواهد شد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ریسک و بازده از مهمترین مولفه های مورد بحث در تجزیه و تحلیل سرمایه گذاری هستند. سرمایه گذاران همواره به دنبال این هدف هستند که بتوانند با اعمال روشهای مناسب و مدیریت ریسک کارآمد، عایدات مورد انتظار خود را بدست آورند و ارزش سرمایه خود را به حداکثر برسانند. بدین منظور و همواره روشهای علمی و تجربی مختلفی بکار گرفته شده است. یکی از مهمترین روشها، تنوع بخشی به داراییها یا به اصطلاح ایجاد پرتفوی است. سرمایه گذاران و تحلیلگران بازار سرمایه عموما با مفاهیم ریسک و بازده آشنا بودند ولی روشهای اندازه گیری آنرا به خوبی نمی دانستند. هری مارکوئیتز در سال ۱۹۵۰ مدل اساسی پرتفلیو را ارائه کرد که مبنایی برای تئوری نوین مدل پرتفلیو شد. وی با ارائه روش اندازه گیری ریسک به محاسبه ریسک و بازده مورد انتظار پرتفلیو پرداخت. مدل او بر مبنای بازده مورد انتظار و ویژگی های ریسک اوراق بهادار که چهارچوب تئوریکی برای تجزیه و تحلیل گزینه های ریسک و بازده است استوار شده است. مارکوئیتز نشان داد که انحراف نرخ بازده، معیار مناسب برای ریسک اوراق بهادار تحت مجموعه ای از مفروضات منطقی می باشد و بر این اساس روشی برای محاسبه ریسک سبد اوراق بهادار تبیین نمود. قانون شماره یک مدیریت پرتفوی، ایجاد تنوع است. از آنجا که سرمایه گذاران نسبت به آینده مطمئن نیستند باید برای کاهش ریسک دست به ایجاد تنوع در سرمایه گذاری خود بزنند. به عبارت دیگر تشکیل یک پرتفلیو متنوع، میزان ریسک را تا حدود زیادی کاهش می دهد. نظریه بازار سرمایه با بسط و تعمیم نظریه پرتفوی، مدلی را برای قیمت گذاری دارایی های ریسک دار ارائه کرد. خروجی نهایی این نظریه به نام CAPM این امکان را فراهم ساخت تا نرخ بازده هر دارایی ریسک دار تعیین شود. CAPM یک پارادایم اصلی در حوزه مالی است که بر اساس مدل تحلیلی پرتفوی دو پارامتری مارکویتز بنا نهاده شده است. در واقع،CAPM مجموعه پیش بینی هایی درباره بازدهی مورد انتظار تعادل دارایی های ریسک دار است که ۱۲ سال بعد از مارکوئیتز (۱۹۵۲) بطور مستقل توسط شارپ (۱۹۶۴) لینتنر (۱۹۶۵) و ماسین (۱۹۶۶) توسعه یافت (راعیو پویان فر،۱۳۸۳).

CAPM برای محاسبه خط بازار اوراق بهادار (SML)که بیانگر ارتباط بین ریسک و نرخ بازده مورد نیاز دارایی است از رابطه زیر استفاده می نماید:

$$K_j = R_f + \beta\ (K_m - K_f)$$

R_fنرخ بازده بدون ریسک ،βضریب بتا، K_mنرخ بازده بر پایه شاخص بازار، $K_m - K_f$ صرف یا فزونی بازده (پاداش مخاطره) بازار در مقابل نرخ بازده بدون ریسک (زمانی که بازار، مخاطره آمیزتر از R_f است، فرض می

شود K_m مورد انتظار از R_f بزرگتر است).مؤلفه اصلی مدل، ضریب بتا است که تعیین کننده در مقدار صرف (پاداش) تقاضا شده از طرف سرمایه گذار در رابطه با سرمایه گذاری در سهام است (رهنمای رودپشتی و همکاران،۱۳۹۰).

پس از آن، نظریه قیمت گذاری آربیتراژ (APT) توسط راس در اوایل سال ۱۹۷۰ پایه گذاری گردید. کاهش تعداد مفروضات و شناخت عواملی به غیر از یک عامل ممکن، که قیمت اوراق بهادار را تحت تأثیر قرار می دهد، ازجمله عوامل ابتدایی در شکل گیری این نظریه می باشد.نظریه قیمت گذاری آربیتراژ بیان می کند که بازده اوراق بهادار تابعی خطی از عامل های ناشناخته و نامعین است که به طور خطی ارتباطی با بتا (ریسک سیستماتیک) ندارد. شواهد تجربی بیان می دارد که بیش از یک عامل وجود دارد که بازده سهام را در بازار تشریح می کند (رهنمای رودپشتی، ۱۳۸۶).

بریدن در سال ۱۹۷۹ مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) را تحت عنوان مدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه ایمبتنی بر مصرف (C-CAPM)توسعه داد که نشان می دهد صرف ریسک دارایی به کواریانس دارایی بستگی دارد (هودریک و رابرت جی ۲۰۰۱). در مدل C-CAPMدارایی های مخاطره آمیز عدم اطمینان در مصرف را بوجود می آورند. پرسش اصلی در این مدل این است که آیا یک سرمایه گذار، هزینه های مرتبط با سرمایه گذاری خود را متناسب با شرایط عدم اطمینان موجود در بازار در نظر می گیرد؟ در مدل استاندارد قیمت گذاری دارایی ها، وجود صرف ریسک در پرتفوی معیاری برای اندازه گیری هزینه ریسک است. این در حالی است که ضریب بتا میزان ریسک را اندازه گیری می کند. مقدار ریسک بازار از طریق تغییرات صرف ریسک در ارتباط با رشد مصرف اندازه گیری می شود. بنابراین در این مدل شرح داده می شود که چه مقدار از تغییرات بازده بازار سهام در ارتباط با رشد مصرف است. از آنجایی که در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مصرفی بین بازده سرمایه گذاری و مصارف مورد نیاز آن سنجش صورت می گیرد. به نظر می رسد این مدل عملکرد بهتری[7] نسبت به مدل استاندارد ارائه دهد.ساده ترین شکل از مدل C-CAPM رابطه خطی بین دارایی های مخاطره آمیز و صرف ریسک بازار نشان می دهد و فرمول آن به شرح زیر است:

$$R_a = R_f + \beta_c(R_m - R_f)$$

که در این معادلهR_f نرخ بازده بدون ریسک، R_aنرخ بازده مورد انتظار دارایی ها، R_mنرخ بازده مورد انتظار بازار، $R_m - R_f$صرف ریسک بازار و β_c بتای مصرفی دارایی هاست. ریسک سیستماتیک به وسیله بتای مصرفی محاسبه می شود که به صورت زیر قابل بیان است(فتحی و همکاران، ۱۳۹۱).

$$\beta_c = \frac{COV\ (r_{a,}\text{رشد مصرف})}{COV(\ r_{m,}\text{رشد مصرف})}$$

سنتی، بازده دارایی را با CAPMاین مدل هم همانند ریسک سیستماتیک آن ارتباط می دهد،هرچند در اینجا معیار ریسک سیستماتیک کواریانس رشد مصرف ، به گونه ای تبیین شده است که این معیار β_{ci}است. برای بازار برابر با یک است (تهرانی و همکاران، ۱۳۸۷).

$$\beta_{Ci} = \frac{COV(R_{it}, C_{t+1}/C_t)}{COV(R_{Mt,} C_{t+1}/C_t)}$$

فاما و فرنچ در مورد مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مطالعاتی را انجام دادند که به نتایج ارزشمندی رهنمون گردید. فاما و فرنچ در بین سالهای ۱۹۶۳ و ۱۹۹۰ به هنگام در نظر گرفتن بتا با سایر متغیر های تأثیر گذار بر بازدهی سهام دریافتند که بتا با متوسط بازدهی سهام ارتباطی ندارد. دو متغیر غالب در واقع اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری هستند.در نتیجه فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۳ یک مدل ۳ عاملی را طراحی کردند تا رابطه بین میانگین بازده و اندازه شرکت و رابطه بین میانگین بازده و نسبت ارزش

دفتری به ارزش بازاری را بدست آورند.آنها با استفاده از رگرسیون سری زمانی مدل ۳ عاملی خود را آزمون کردند.

$$R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it0}$$

در واقع آنها پی بردند که برخلاف بتای سهام که پیش بینی کننده بسیار ضعیفی از بازده مورد انتظار آتی است. نسبت ارزش دفتری هر سهم به ارزش بازاری هر سهم پیش بینی کننده بسیار خوبی است. بدین صورت که سهام با نسبتهای ارزش دفتری به ارزش بازاری بالاتر، نرخهای بازده بیشتری را برای سرمایه گذاران فراهم می سازد (راعی و پویان فر،۱۳۸۳).

اما در سالهای ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴ شواهدی مطرح شد که مدل ۳ عاملی برای بیان بازده مورد انتظار کامل نمی باشد. لذا فاما و فرنچ با اضافه نمودن دو فاکتور سودآوری و سرمایه گذاری به مدل ۳ عاملی خود، عملا مدل ۵ عاملی را ارائه نمودند که از دیدگاه آنان ضعف مدل قبلی را برطرف نموده است(فاما و فرنچ، ۲۰۱۴).

نوی مارکس در (۲۰۱۲)، به این نتیجه رسید که بین سودآوری مورد انتظار و میانگین بازده یک رابطه قوی وجود دارد. همچنین آهارونی، گروندی و زنگ(۲۰۱۳) اسنادی را مطرح کردند که قابل اطمینان نبود، اما از نظر آماری رابطه قابل اطمینانی بین سرمایه گذاری و میانگین بازده وجود دارد. شواهد فوق فاما و فرنچ را برآن داشت که مدل ۳ عاملی برای تبیین میانگین بازده کامل نمی باشد. زیرا بسیاری از تغییرات در میانگین بازده به سودآوری و سرمایه گذاری مربوط است (فاما و فرنچ، ۲۰۱۴). همچنین آنها با توجه به معادله تنزیل سود نقدی (Dividend Discount Model) و تغییراتی که در این مدل انجام دادند، مفاهیمی استنتاج کردند که سودآوری و سرمایه گذاری در تبیین بازده دخیل هستند.

آنها بیان داشتند که ارزش بازاری یک ورقه از سهام شرکت عبارت است از ارزش تنزیل شده سودهای آتی مورد انتظار شرکت می باشد.

$$M_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} E\,(d_{t+\tau})/(1+r)^{\tau}$$

آنها از این معادله چنین ابراز داشتند که اگر در زمان tدو شرکت دارای سود مورد انتظار یکسان باشند اما قیمت های متفاوت داشته باشند، سهام با قیمت کمتر دارای بازده مورد انتظار بیشتری می باشد. فاما و فرنچ باکمک از نظریه مولر و مودیلیانی و معادله فوق مفاهیمی استخراج کردن که دلالت به ارتباط بین بازده مورد انتظار و سودآوری مورد انتظار و نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارز ش بازار دارد.

مولر و مودیلیانی نشان دادند که مجموع ارزش بازار سهام شرکت عبارت است از:

$$M_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} E\,(Y_{t+\tau} - d\boldsymbol{B}_{t+\tau})/(1+r)^{\tau}$$

حال اگر معادله فوق را به نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در زمان t تقسیم کنیم برابر است با:

$$\frac{M_t}{B_t} = \frac{\sum_{\tau=1}^{\infty} E\,(d_{t+\tau})/(1+r)^{\tau}}{B_t}$$

از معادله فوق ۳ نتیجه حاصل می شود که عبارتند از:

۱. به جز ارزش جاری سهام، M_t و نرخ بازده مورد انتظار، r زمانی که مابقی متغیرها ثابت باشند مقدار کمتر M_t یا یک نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار بالا دلالت بر یک بازده مورد انتظار بالا دارد.

۲. زمانی که ارزش جاری، M_t و سایر متغیرها، بجز سودهای آتی مورد انتظار و نرخ بازده مورد انتظار، r مابقی ثابت باشند، معادله فوق بیان میکند که

سودهای مورد انتظار بالا دلالت بر یک بازده مورد انتظار بالا دارد. و در نهایت زمانی که متغیرهای، B_t و M_t و سودهای مورد انتظار ثابت باشند رشد مورد انتظار بالا در نسبت ارزش دفتری به سرمایه گذاری، دلالت بر یک بازده مورد انتظار پایین دارد. این معادله چالش هایی را در مورد سودهای مورد انتظار و سرمایه گذاری به وجود آورد که ذکر گردید. همچینین خود فاما و فرنچ در سال ۲۰۰۶ و ۲۰۰۸ با توجه به یافته های خود پیشنهاد داده بودند که بسیاری از تغییرات در میانگین بازده مربوط به سودآوری و سرمایه گذاری می باشد که قادر به توضیح دادن توسط مدل سه عاملی نمی باشد.(فاماوفرنچ،۲۰۱۴). با توجه به شواهد پژوهش های مطرح شده و معادله (DDM)

انگیزه ای شد که فاما و فرنچ ۲ عامل سودآوری و سرمایه گذاری را به مدل ۳ عاملی اضافه و مدل ۵ عاملی را تبین نمایند. این مدل بصورت زیر قابل بیان است، سه عامل اول همان عوامل مدل سه عاملی است و دو عامل آخر به ترتیب شامل سودآوری و سرمایه گذاری می شود.

$$R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + e_{it0}$$

تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) به مقایسه مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف با مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه سنتی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بتای مصرف نه تنها نمیتواند جایگزین بتای بازار در مدل CAPM شود بلکه ضعیف تر ازآن عمل می کند.

حجازی و غلامحسینی (1389) به بررسی امکان استفاده از مدل قیمت گذاریدارایی های سرمایه ای در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آنها حکایت از دارد که مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای توان تبیین رفتار بازدهی را در مقاطع زمانی کوتاه مدت دارد.رهنمای رودپشتی و امیرحسینی (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان تبیین قیمت گذاری دارایی سرمایه ای: مقایسه تطبیقی مدل ها، مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای تجدید نظر شده (R-CAPM) را معرفی نموده سپس اثرات پنج متغیرکلان اقتصادی یعنی نرخ تورم،نرخ ارز،نرخ بیکاری،صادرات وهزینه مالی را به عنوان درجه اهرم اقتصادی برفروش۶۷ شرکت از شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی یک قلمرو زمانی ۸ ساله اندازه گیری وازاین طریق ضریب حساسیت بتارامحاسبه کرده وبه دنبال آن بادستیابی به مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای تجدید نظرشده،بازده موردانتظاررا محاسبه نمودند،آنها همچنین توان تبیین این مدل را بامدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای،مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای کاهشی ومدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای تعدیل شده مقایسه نموده و به این نتیجه رسیدند که مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای تجدیدنظرشده درمقایسه باسایرروشهای قیمت گذاری ازتوان تبیین بالاتری برخوردار است.رهنمای رودپشتی و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهشی دیگری درجه اهرم اقتصادی رابرای آزمون ضریب حساسیت بتا درمقایسه بامدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای ومدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای کاهشی درشرکتهای صنعتی گروه خودروسازی" انجامدادند و به این نتیجه رسیدند که مدل قیمت گذاری دارائیهای سرمایه ای تجدید نظر شده به عنوان مدلی نوین از درجه اهرم اقتصادی مشتق شده،مدلی مناسبتردرمقایسه باسایرمدلهای قیمتگذاری داراییهای سرمایه ای است. تالانه و قاسمی (۱۳۹۰) به بررسی و آزمون مقایسه ای دو مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای CAPM و تئوری قیمت گذاری آربیتراژAPTپرداختند و به این نتیجه رسیدند که مدلCAPM قابلیت برتری بالاتری نسبت به مدلAPT دارد.اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ به علاوه معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (۲۰۰۳) و مقایسه آن با مدل سه عاملی فاما و فرنچ پرداخته اند.نتایج تحقیق آنها حاکی از معنی داری اثرات مازاد

بازده بازار،اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عدم نقدشوندگی بازار است.بتای بازار نیز تنها تابعی از متغیر اندازه می باشد. همچنین نتایج پژوهش آنها نشان داده است که عامل نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا و به کارگیری متغیر بتای بازار سبب افزایش قدرت تبیین مدل سه عاملی فاما و فرنچ می شود.جعفری و همکاران (۱۳۹۲)به مقایسه سه مدل قیمت گذاری CAPM، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و شبکه های عصبی مصنوعی پرداختند. نتیجه پژوهش آنها نشان داده استکه عملکرد مدل های شبکه مصنوعی بهتر از دو مدل دیگر است. همچنین مدل فاما و فرنچ عملکرد مناسبتری نسبت به مدلCAPMدارد.کردستانی و قاسمی (۱۳۹۴) مدل نظریه کیو را برابر مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که مدل نظریه کیو به مدل قیمت کذاری دارایی سرمایه ای برتری دارد. ولی برتری آن نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، تنها در تعیین صرف ریسک سبدسهام منعکس کننده اثر مومنتوم است.هاردوویلیز و کیم۱ (۱۹۹۲) در پژوهشی به ارزیابی توانایی مدل های قیمت گذاری تجربی کمپبل۲ برای توضیح بازده مورد انتظار پرتفوی پرداختند. آنها این مدل را با روشهایی مانند EP-Stein ،Zin و مدل C-CAPMکه داده های واقعی اقتصادی را مورد بررسی قرار می دهند، مقایسه کردند. نتیجه اولیه پژوهش آنها نشان داد که بازده بالای سود سهام با فرصت های سرمایه گذاری آتی بالاتری همراه است و در پرتفویی که کوواریانس مثبت دارد، بازده سود سهام با بازده مورد انتظار بالا جبران می شود. همچنین بازده اوراق خزانه بالا به طور معمول با فرصت سرمایه گذاری آتی کمتری همراه است.هاروی۳ و همکاران (۱۹۹۹) به بررسی شرطی بودن متغیر زمان در کوواریانس مدل های قیمت گذاری دارائیها پرداختند و معتقدند که تغییرات کوواریانس شرطی در طی زمان انجام می شود و الگوی نادرست قیمت گذاری در طی زمان قابل مشاهده خواهد بود و این مدلها برای برای نشان دادن رفتار بازده دارائی ناتوان هستند. فلکچر و کاندا[۴] (۲۰۰۵) در پژوهشی به ارزیابی عملکرد مدل های شرطی و غیر شرطی CAPM در بازده سهام انگلستان در بازه زمانی ۲۰۰۱-۱۹۷۵ پرداختند. آنها هفت مدل قیمت گذاری دارائی شامل CAPM، مدل شرطی عامل تنزیل تصادفی سه زمانی CAPM (SCAPM)، مدل شرطی ۴ عاملی CAPM یا (KCAPM)، مدل شرطی CAPM با توجه به درآمد کار (LCAPM)، مدل شرطی سه زمانی CAPM با توجه به درآمد کار (LS-CAPM)، مدل شرطی ۴ زمانی CAPM با توجه به درآمد کار LK-CAPM و مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ را مورد مقایسه قرار دادند. نتایج پژوهش این محققان نشان داد که مدل شرطی LK-CAPM عملکرد بهتری از نظر فاصله اندازه و توضیح پیش بینی بازده مازاد پرتفوی نسبت به سایر مدل های ذکر شده دارد. همچنین نشان دادند که مدل های شرطی نسبت به مدل های غیر شرطی در توضیح پیش بینی بازدهی، عملکرد بهتری دارند.فریرا و بازو[۵] (۲۰۱۱) به ارائه یک مدل ۲ مرحله ای جهت ارزیابی مدل قیمت گذاری با بتای شرطی پرداختند. آنها با شبیه سازی نسخه شرطی مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ از مدل مونت کارلو، به این نتیجه رسیدند که بتای غیر پارامتریک، عملکرد بهتری را نسبت به بتای با مشخصات مختلف از خود ارائه می کند. همچنین روش بتای ناپرامتریک عملکرد بهتری را از مدل سه عاملی فاما و فرنچ ارائه می کند و دارای اشتباهات قیمت گذاری پایین تری نسبت به آن مدل است. همچنین روش غیر پارامتریک، برآورد دقیقتری از بتای شرطی نشان می دهد تا زمانی که بتا به متغیر های قابل مشاهده وابسته است.کیم و شین[۶] (۲۰۱۱) به ارزیابی و مقایسه مدل های قیمت گذاری دارائیهای سرمایه ای نظیر APT،CAPM، C-CAPM، ICAPM و مدل CAPM شرطی جاناتا و وانگ۷و ارزیابی کارایی هر یک از مدلهای فوق در تبیین بهتر رفتار بازده سری زمانی و مقطعی در بازه زمانی ۲۰ ساله بین سالهای (۲۰۰۹-۱۹۸۹) در بازار سهام کشور کره جنوبی

پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که از بین مدل های فوق مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ و مدل تئوری قیمت دارائی(APT) با توجه به آزمونهای رگرسیون سری زمانی و مقطعی عملکرد بهتر و رضایت بخش تری در توضیح رفتارهای شرطی و مقطعی داشته اند. گاسپدینو و کان[۸] (2011) به ارزیابی و مقایسه مدل های قیمت گذاری دارائی پرداختند. دراین پژوهش یک چارچوب آماری عمومی برای ارزیابی و مقایسه مدل های قیمت گذاری دارائی با استفاده از مدل نامحدود شده معیار فاصله ایHJدر نظر گرفته شد. یکی از نتایج پژوهش این بود که با ترکیب عدم قطعیت و اعمال محدودیت های اضافی در ساختار مدل، منجر به بهبود قابل ملاحظه ای در استنباط آن می شود. هودریک و ژانگ[۹] (۲۰۱۱) به بررسی خطاهای مشخص چند مدل تجربی قیمت گذاری دارائی ها که به عنوان مدل های بهبود یافته در CAPM توسعه یافته بودند، پرداختند.

فاما و فرنچ (۲۰۱۴) در آخرین پژوهش خود در مورد مدلهای قیمت گذاری دارائیهای سرمایه ای، دو عامل جدید را به مدل قدیمی خود اضافه و مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای پنج عاملی را ارایه نمودند. در این مدل بعنوان مدلی کاراتر، عوامل سودآوری و سرمایه گذاری به مدل قبلی اضافه شده است.

بین گوا، وی ژانگب، یونجی جی ژانگب و هان ژنگ (۲۰۱۷)، پژوهشی انجام دادند در بازار سهام چین که به بررسی مدل قیمت گذاری ۵ عاملی فاما و فرنچ پرداختند. یافته های آنها حاکی از آن بود که یک الگوی قوی از عامل اندازه، ارزش، سودآوری، در میانگین بازده وجود دارد، در مقابل عامل سرمایه گذاری دارای ارتباط ضعیفی با میانگین بازده بود. بین گوا، و همکاران بیان میکنند که آزمون های آنها نشان میدهد که در دوره زمانی پژوهش عامل سرمایه گذاری در بازار سهام چین زائد بوده است. در مقابل عامل ارزش در این بازار به عنوان یک متغیر زائد شناخته نمی شود. فاما و فرنچ (۲۰۱۶) در پژوهشی تحت عنوان، "آزمون بین المللی مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای ۵ عاملی" به بررسی بازارهای سهام توسعه یافته بین المللی از جمله آفریقای شمالی، اروپا ، ژاپن، و آسیاواقیانوسیه پرداختند. آنها متوجه شدند که مدل ۵ عاملی به طور قابل توجهی، عملکرد توصیف میانگین بازده را برای الگوهای ناهنجار را در سطح بین الملل بهبود بخشیده است. با این حال کشورهای مختلف دارای انواع مختلفی از ناهنجاری ها در مدل قیمت گذاری هستنتد که این به این معناست که اهمیت یک عامل خاص برای کشورهای مختلف گوناگون می باشد. برای مثال اثر ارزش، سودآوری و سرمایه گذاری برای کشورهای افریقای شمالی، اروپا، و آسیا و اقیانوسیه قوی می باشد. اما برای ژاپن، میان میانگین بازده با سودآوری و سرمایه گذاری رابطه کمی وجود دارد. فاما و فرنچ تایید کردن که عملکرد نسخه جهانی در مقایسه با نسخه محلی (بازار سهام آمریکا) ضعیف تر بوده و نسخه محلی یک توضیح شفافی از ناهنجاری ها ارائه می کند.

چی لین (۲۰۱۷) در پژوهش خود تحت عنوان " قیمت گذاری جنجالی و مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای ۵ عاملی فاماو فرنچ در بازار سهام چین " به برسی مدل جدید فاما و فرنچ در دو بازار سهام شانگهای و شنزن پرداخت. یافته های پژوهش لین با یافته های پژوهش بین گوا و همکاران کاملا مطابقت دارد و عملکرد بهترمدل ۵ عاملی را نسبت به مدل ۳ عاملی در بازار سهام چین تایید می کند. نیکلاس آدای بوآماه، ادوارد واتس و جفری لودون (۲۰۱۶)، در بازار سهام آفریقا تحقیق تحت عنوان " قیمت گذاری دارایی سرمایه ای یکپارچه در بازار سهام منطقه آفریقا، با شواهدی از مدل قیمت گذاری فاما و فرنچ" به بررسی توانایی مدل در جذب بازده سهام در سطح کشور آفریقا پرداختند. شواهد آنها حاکی از آن بود که اثر دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری سهام به ارزش بازار سهام در کشور آفریقا تاثیر گذار می باشد، اما اثر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دارای اثر بیشتری در توزیع دهندگی مدل می باشد. همچنین بیان داشتند که شرکت های کوچک از شرکت های

بزرگ برتر هستند و شرکت با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا دارای بازدهی بالاتری می باشد.

مبانی نظری و پیشینه های ارائه شده نشان می دهد که پژوهشها در زمنیه ارزشگذاری داراییهای سرمایه ای و تحلیل این مدلها به عنوان یک پارادایم اصلی در مدیریت مالی بطور مستمر در حال انجام است، آخرین یافته ها مربوط به پژوهش مشترک فاما و فرنچ (۲۰۱۴) است که منجر به ارائه مدل ۵ عاملی آنها در این زمینه شده است. در این راستا، پژوهش حاضر نیز به دنبال تبیین و ارزیابی هر یک از مدل های مطرح شده و نهایتا ارزیابی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ است.

۳- فرضیه های پژوهش

۱) بازده تعدیل شده بر اساس ریسک (ضریب آلفا) در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای سنتی تفاوت معناداری با صفر ندارد.
۲) بازده تعدیل شده بر اساس ریسک (ضریب آلفا) در مدل قیمت گذاری آربیتراژ مبتنی بر مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ تفاوت معناداری با صفر ندارد.
۳) بازده تعدیل شده بر اساس ریسک (ضریب آلفا) در مدل قیمت گذاری آربیتراژ مبتنی بر مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ تفاوت معناداری با صفر ندارد.
۴) بازده تعدیل شده بر اساس ریسک (ضریب آلفا) در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مبتنی بر مصرف تفاوت معناداری با صفر ندارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر روش،علی و از نظر هدف کاربردی است. پژوهشگر در تلاش است تا ارتباط بین متغیرها و شدت آنها و مدلهای مورد مطالعه را تبیین و مقایسه نماید. روش جمع‌آوری اطلاعات در این پژوهش کتابخانه ای است و داده های تحقیق از آرشیو عمومی صورت های مالی شرکت های پذیرفته در بورس اوراق بهادار، بانک های اطلاعاتی بورس و همچنین پایگاه های اطلاعاتی پارس فاینانس و داده های مربوط به نوسانات اقتصادی از سایت بانک مرکزی ایران استخراج شده است.قلمرو مکانی پژوهش، بورس اوراق بهادار تهران و جامعه مورد مطالعه، شرکت های پذیرفته شده در آن بازار هستند که از بین آنها ۱۰۸ شرکت با روش نمونه گیری هدفمند و به روش حذف سیستماتیک به عنوان نمونه انتخاب و اطلاعات آنها برای دوره ۶ ساله ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفت. روش به کار گرفته شده برای آزمون فرضیه ها، رگرسیون سری زمانی به روش حداقل مربعات (OLS) می باشد. همچنین داده های پژوهش و آزمون های مورد نظر با استفاده از نرم افزار Eviews 8 مورد تجزیه و تحلیل و آزمون قرار گرفته اند.

۵- مدل و متغیرهای پژوهش و نحوه سنجش آنها

مدل کلی فرضیه های پژوهش به صورت تابع رگرسیونی زیر است:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_{p1}F_{1t} + \cdots + \beta_{pk}F_{kt}\varepsilon_{pt}$$

اجزای مدل فوق در بخش های قبل توضیح داده شده است. سایر متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش نیز به شرح زیر هستند:

بازده سهام:جهت محاسبه بازده سهام از مدل فوق استفاده شده است.

$$R_i = \frac{(1+\alpha_1+\alpha_2)P_1 - P_0 + DPS - \alpha_1 C}{P_0 + \alpha_1 C}$$

که در رابطه فوق:

DPSسود تقسیمی متعلق به هر سهم عادی شرکت در طی ماه ، α_1 : درصد افزایش سرمایه از محل آورده نقدی، α_2 درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته و مطالبات P_0قیمت سهم در ابتدای ماه،

P_1قیمت سهم در پایان ماه ، C آورده نقدی به هنگام افزایش سرمایه به ازای هر سهم است.

بازده شاخص بازار: در این پژوهش، بازده بازار با استفاده از تغییرات شاخص کل قیمت و بازده نقدی محاسبه شده است. تغییرات این شاخص نشانگر بازده کل بورس است که از تغییرات قیمت و بازده نقدی پرداختی، متاثر می شود (فرازمان، ۱۳۹۰)

$$r_{m,t} = \frac{(P_{m,t} - P_{m,t-1})}{P_{m,t-1}}$$

که در آن:

P_{mt-1} : عدد شاخص در ابتدای دوره ، P_{mt} : عدد شاخص در انتهای دوره

نرخ بازده بدون ریسک: نرخ سود سپرده های بانکی بلند مدت یکساله در کشور به عنوان نرخ بازده بدون ریسک منظور شده است. این نرخ بر اساس گزارش های منتشر توسط بانک مرکزی، در نماگرهای اقتصادی این بانک به دست آمده است که این نرخ برای دوره زمانی تحقیق به شرح جدول زیر می باشد:

جدول ۱ : نرخ بازده بدون ریسک بر اساس سپرده های بانکی یکساله

تغییرات نرخ بازده	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
نرخ بازده سالانه	٪ ۱۵،۵	٪۱۵	٪۱۷	٪۱۷	٪ ۲۱،۵	٪۲۴

عامل اندازه (SMB):تفاوت بازده ماهانه پرتفوی سهام با اندازه کوچک و پرتفوی سهام با اندازه بزرگ، با کنترل متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است. ضریب برآوردی برای این متغیر در رگرسیونی مربوطه، میزان حساسیت بازده مورد انتظار یک سهم به تفاوت عملکرد شرکت های کوچک و بزرگ فعال در بورس اوراق بهادار را می سنجد(اسلامی بیدگلی و خجسته، ۱۳۷۸). میزان این حساسیت در مدل، با ضریب β_2 تعیین می گردد.به منظور محاسبه بازده پرتفوی اندازه، برای هر سال ابتدا سهام شرکت های نمونه بر اساس اندازه شرکت در پایان سال مالی قبل به ۲ دسته سهام با اندازه کوچک (S) و سهام با اندازه بزرگ (B) که هر کدام نیمی از سهام نمونه را در بر دارند، تقسیم می شوند. در مرحله بعد، مجددا برای هر سال، هر دسته از سهام شرکت های نمونه تفکیک شده در مرحله قبل را بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار که این بار از تقسیم ارزش دفتری در پایان سال بر ارزش بازار پایان سال بدست آمده است، به ۳ دسته حاوی ۳۰٪ فوقانی (H)، ۴۰٪ میانی (M) و ۳۰٪ تحتانی (L) تقسیم می شوند. از ترکیب ۵ گروه بدست آمده، ۶ پرتفوی (BL, BM, BH, SL, SM, SH) تشکیل می شود. در نهایت بازده پرتفوی اندازه به طریق زیر محاسبه می شود:

$$r_{SMB} = \frac{(r_{SH} + r_{SM} + r_{SL})}{3} - \frac{(r_{BH} + r_{BM} + r_{BL})}{3}$$

عامل ارزش (HML): حاصل تفاوت بازدهی پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا به بازده پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین می باشد. برای محاسبه عامل ارزش، متغیر اندازه کنترل می شود. ضریب برآوردی برای HML در مدل، که با ضریب β_3 معین گردیده است، بیانگر میزان حساسیت بازده مورد انتظار یک سهم به تفاوت عملکرد شرکت های ارزشی و رشدی فعال در بازار می باشد. بازده این پرتفوی بدین صورت محاسبه می شود:

$$r_{HML} = \frac{(r_{SH} + r_{BH})}{2} - \frac{(r_{SL} + r_{BL})}{2}$$

عامل سودآوری (*RMW*): تفاوت بین بازدهی پرتفوی سهام با سودآوری بالا و بازدهی پرتفوی سهام با سودآوری پایین می باشد. برای محاسبه عامل سودآوری، متغیر اندازه کنترل می شود. ضریب برآوردی برای RMW در مدل که با ضریب β_4 معین شده است، بیانگر میزان حساسیت بازده مورد انتظار

یک سهم به تفاوت عملکرد شرکت ها با سودآوری قوی و سودآوری ضعیف فعال در بازار می باشد. نحوه دسته بندی پرتفوی ها دراین متغیر همانند متغیر (عامل ارزش) است. بر این اساس بازده این پرتفوی به شرح زیر محاسبه می شود:

$$r_{RMW} = \frac{(r_{SR} + r_{BR})}{2} _ \frac{(r_{SW} + r_{BW})}{2}$$

در این پژوهش متغیر سودآوری OP مطابق مدل ارائه شده توسط فاما و فرنچ(۲۰۱۴) به شرح زیر محاسبه گردیده است: سودآوری برای هر سال شرکت های نمونه با توجه به صورت های پایان سال مالی قبل برابر است با:

$$OP_t = \frac{(R_{t-1} - (C_{t-1} + I_{t-1} + SGAE_{t-1}))}{BE_{t-1}}$$

در این رابطه:

OP_tعامل سودآوری در سال t، R_{t-1} درآمد سالانه حاصل از فروش کالا و خدمات در پایان سال $t-1$، C_{t-1}بهای تمام شده کالای فروش رفته در پایان سال $t-1$، I_{t-1}هزینه مالی در پایان سال $t-1$، $SGAE_{t-1}$هزینه های اداری،عمومی و فروش در پایان سال $t-1$، BE_{t-1} ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال $t-1$ است.

عامل سرمایه گذاری (CMA): تفاوت بین بازدهی پرتفوی شرکتها با سرمایه گذاری بالا (تهاجمی) و بازدهی پرتفوی شرکتها با سرمایه گذاری پایین (محافظه کارانه) می باشد. برای محاسبه عامل سرمایه گذاری، متغیر اندازه کنترل می شود. ضریب برآوردی برای CMAدر مدل، که با ضریب β_5 تعیین می گردد، بیانگر میزان حساسیت بازده مورد انتظار یک سهم به تفاوت عملکرد شرکت های فعال در بازار با استراتژی تهاجمی از شرکتها با استراتژی محافظه کارانه در سرمایه گذاری می باشد.نحوه دسته بندی پرتفوی ها دراین متغیر همانند متغیر (عامل ارزش) است. بازده این پرتفوی به شرح روبرو محاسبه می شود:

$$r_{CMA} = \frac{(r_{SC} + r_{BC})}{2} _ \frac{(r_{SA} + r_{BA})}{2}$$

در این پژوهش متغیر سرمایه گذاریInv مطابق مدل ارائه شده توسط فاما و فرنچ(2014) به شرح زیر محاسبه می گردد.

$$Inv_t = \frac{TASSET_t - TASSET_{t-1}}{TASSET_{t-1}}$$

که در رابطه فوق $TASSET_t$مجموع دارایی شرکت در پایان سال t و $TASSET_{t-1}$مجموع دارایی شرکت در پایان سال $t-1$ است.

مصرف در مدل دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف(β): این مدل هم مانند مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ستنی، بازده دارایی را با ریسک سیستماتیک آن ارتباط می دهد. هرچند در اینجا معیار ریسک سیستماتیک کواریانس با رشد مصرف است. β_{ci} در این پژوهش به صورت زیر محاسبه گردیده است:

$$\beta_i = \frac{Cov\,(r_{i,t}\,, \Delta C_t)}{Cov\,(r_{m,t}\,, \Delta C_t}$$

که در این رابطه r_{it}بازده سهام شرکت i در زمان t، r_{mt}بازده شاخص بازار در زمان t و ΔC_t تغییرات شاخص اقتصادی در زمان t است.

همچنین، به منظور محاسبه تغییرات شاخص های اقتصادی ارائه شده در این پژوهش از فرمول زیر استفاده شده است:

$$\Delta C_i = \frac{C_{t+1}}{C_t} - 1$$

که در فرمول فوق C_{t+1} مقدار شاخص اقتصادی در روز $t+1$ وC_tمقدار شاخص اقتصادی در روز t است.

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی پژوهش حاضرشامل اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار شرکت و نقدشوندگی است که نحوه محاسبه هر کدام به شرح زیر است:

اندازه شرکت (SIZE): به منظور محاسبه اندازه شرکت در این پژوهش از لگاریتم طبیعی ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام (ارزش بازاری مجموع سهام) شرکت استفاده شده است. به منظور محاسبه اندازه شرکت در پرتفوی های ماهیانه، از لگاریتم طبیعی تعداد سهام در پایان سال قبل در قیمت سهام در آخرین روز معاملاتی ماه مورد نظر استفاده می شود.

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار(B/M): به منظور محاسبه این نسبت در پرتفوی ماهیانه نیز، از تقسیم ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال قبل بر ارزش روز حقوق صاحبان سهام در پایان ماه مورد نظر استفاده شده است.

نقدشوندگی(LIQ): در این پژوهش به تبعیت از کیم و همکاران (۲۰۱۲)از نسبت عدم نقدشوندگی که توسط آمیهود (۲۰۰۲) ارائه گردیده، استفاده شده است. مدل آمیهود برای محاسبه عدم نقدشوندگی سهام iدر زمانt رابطه زیر را پیشنهاد داد:

$$ILLIO_t^i = \frac{1}{Days_t^i}\sum_{d=1}^{Days}\frac{|R_{td}^i|}{V_{td}^i}$$

در این رابطه:

$|R_{td}^i|$: قدر مطلق بازدهی سهام i در روز d و ماه t

V_{td}^i: حجم معاملات سهام i در روزd و ماه t که در این پژوهش برحسب میلیون ریال در نظر گرفته شده است.

$Days_t^i$: برابر است با تعداد روزهایی است که سهام i در ماه t معامله شده است.

۶- نتایج پژوهش

در بخش مبانی نظری پژوهش، هر یک از مدلهای مورد نظر برای تجزیه و تحلیل تشریح گردید. لذا در این مرحله و قبل از آزمون فرضیه ها، ابتدا متغیرهای مورد استفاده بوسیله شاخص های آماری، توصیف می شوند. ارائه برخی آمارهای توصیفی، به ایجاد چشم انداز مناسبی از متغیرهای پژوهش کمک می کند. خلاصه ای از شاخص های مورد نظر در مورد متغیرهای پژوهش در جدول (۱) آمده است.

همانگونه که در جدول فوق مشاهده می شود، میانگین بازده اضافی پرتفوی های نمونه برابر با ۰,۰۱۵ بوده و میزان چولگی و کشیدگی این متغیر که جهت تایید توزیع نرمال بودن آن باید بین مقادیر ۰ و ۳ باشد به ترتیب برابر با ۰,۹۲۹ و ۴,۴۹۲ می باشد که مقادیر فوق حکایت از غیر نرمال بودن توزیع این متغیر دارد. لذا در آزمون مدلها، توزیع این متغیر به وسیله توابع، نرمال می گردد.

جدول شماره (۲) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	متوسط بازده	عامل اندازه	عامل ارزش	عامل سودآوری	عامل سرمایه گذاری	اندازه شرکت	نقدشوندگی	B/M	شاخص بتای تورم	شاخص بتای ارز	شاخص بتای واردات	شاخص بتای نقدینگی
میانگین	۰/۰۱۴۷	۰/۳۷۸۸۹	-۰/۰۹۱۴۸	۰/۲۹۰۱۴	-۰/۱۱۳۱۴	۲۷/۴۲۴۳	۱/۱۸۸۵۷	۰/۶۷۶۶۱	۰/۵۸۹۱۱	-۱/۵۳۴۳۲	۰/۳۶۵۰۸	۰/۶۳۷۷۶
انحراف معیار	۰/۰۶۶۷۳	۱/۹۶۷۵۴	۲/۰۵۷۰۱	۱/۷۵۷۲	۲/۱۰۱۱	۰/۴۹۱۴۵	۳/۲۴۴۰۲	۰/۱۶۸۷۱	۳/۹۹۹۱۲	۲۲/۹۹۱۸	۴/۴۹۸۰۱	۳/۹۹۴۳۶
چولگی	۰/۹۲۹۴۳	۲/۲۱۰۷۳	-۰/۶۱۱۹۳	۱/۴۸۴۲۹	۰/۹۶۷۸۹	۰/۴۶۶۰۲	۶/۴۶۲۲	-۰/۲۵۹۷۹	-۱/۹۰۱۱۴	-۸/۱۴۱۹۴	-۱/۵۱۴۴۳	-۱/۷۱۹۷۴
کشیدگی	۴/۴۹۲۵۳	۱۱/۱۹۵۴	۱۰/۳۶۳۲	۱۰/۴۸۸۵	۱۴/۵۶۴۲	۱/۹۵۶۰۸	۴۹/۱۳۸۸	۲/۱۳۴۱۷	۲۰/۵۷۲۱	۶۸/۲۷۳۴	۱۲/۸۴۷۹	۱۹/۲۵۲۴

آزمون فرضیه اول: بازده تعدیل شده بر اساس ریسک (ضریب آلفا) در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای سنتی تفاوت معناداری با صفر ندارد.

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_{p1} = 0 \\ H_1 : \alpha_{p1} \neq 0 \end{cases}$$

به منظور آزمون این فرضیه از مدل رگرسیونی OLS استفاده می شود. در این فرضیه، عامل بازار بعنوان متغیر اصلی مدل CAPMبعنوان متغیر مستقل و عامل اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و نقدشوندگی به عنوان متغیرهای کنترلی در مدل لحاظ شده اند. این فرضیه با استفاده از مدل زیر و به صورت داده های سری زمانی برآورد می شود و اگر α_{p1} در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار باشد فرض H_1 مورد تایید قرار خواهد گرفت.

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{p1} + \beta_{p1} CAPM_{1t} + \beta_{p2} SIZE_{2t} + \beta_{p3} ILLIQ_{3t} + \beta_{p4} BOOK/MARKET_{4t} + \varepsilon_{pt}$$

برای اینکه بتوان مستقل بودن باقیمانده ها، که یکی از مفروضات تجزیه و تحلیل و تحلیل رگرسیون است و خودهمبستگی نامیده می شود را مشخص و مورد آزمون قرار داد، از آزمون دوربین-واتسون(D-W) استفاده شده است.چنانچه مقدار آماره این آزمون بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار گیرد مدل از لحاظ خودهمبستگی باقیمانده ها مستقل بوده و دارای خودهمبستگی نمی باشد. علاوه بر این، برای آزمون اینکه مدل دارای رابطه خطی است و اینکه آیا مدل مورد نظر تحقیق از نظر رابطه خطی بودن و یا غیر خطی بودن درست تبیین شده است یا خیر از آزمون رمزی استفاده شده است. نتایج مربوط به آزمون فرضیه اول پژوهش حاضر در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

به منظور تشریح نتایج آزمون، در ابتدا معنی داری کل مدل رگرسیون با توجه به آماره F مورد قضاوت قرار می گیرد. از آنجایی که مقدار این آماره از ۰,۰۵ کوچکتر بوده (۰,۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی داری کل مدل مورد را می توان مورد تایید قرار داد، همچنین با توجه به نتایج آزمون و سطح اهمیت آزمون رمزی که (۰,۰۷۲۸) بزرگتر از ۰,۰۵ می باشد، بنا براین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل تایید شده و مدل دارای خطای تصریح نمی باشد.از طرفی دیگر، در بررسی معنی داری ضرایب با توجه به نتایج ارائه شده در جدول فوق، از آنجایی احتمال آماره t برای ضریب متغیر عرض از مبداء (ضریب آلفا) برابر (۰,۹۰۷) و بزرگتر از ۰,۰۵ می باشد.

جدول شماره (۳) .نتایج حاصل از فرضیه اول پژوهش(مدل CAPM)

متغیر		نماد	ضریب	آماره آزمون	سطح معنی داری
عرض از مبدا		α	0.1393	0.1170	0.9072
عامل بازار		$(R_{mt} - R_{ft})$	1.4093	9.1723	0.0000
متغیرهای کمکی	اندازه شرکت	$Size$	-0.0040	-0.0991	0.9213
	نقدشوندگی	LIQ	-0.0008	-0.6116	0.5429
	ارزش دفتری به بازاری	(B/M)	-0.0538	-0.4658	0.6429
R-Squared		0.70			
F-Statistic, Prob		30.4442, (0.0000)			
D.W -AR (1)		1.8313			
Ramsey Test (F-Statistic, Prob)		2.7281 (0.0728)			

در نتیجه مدل در تبیین بازده واقعی این پرتفوی ها موفق عمل کرده است. همچنین با توجه به احتمال آماره t برای ضریب متغیر مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه سنتی که کوچکتر از ۰،۰۵ می باشد (۰،۰۰۰) میتوان نتیجه گرفت رابطه معنادار قوی بین مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای (عامل بازار) و بازده واقعی وجود دارد. یعنی به وسیله این مدل می توان بازدهی را تبیین کرد. لذا بطور خلاصه می توان گفت مدل ارزشگذاری دارائیهای سرمایه ای قدرت تبیین بازده پرتفوی سهام را داراست. البته همانگونه که مشاهده می شود بکارگیری همزمان سه متغیر اندازه شرکت، نقدشوندگی و ارزش دفتری به ارزش بازاری سهام در این مدل، نتوانسته اند بازدهی پرتقوی سهام را تبیین کنند. با توجه به نتایج حاصل از آزمون های مفروضات آماری، رگرسیون کلاسیک، مدل (۱) پژوهش با استفاده از روش سری زمانی به شکل زیر برآورد شده است.

$$R_{p_}R_f = C(1) + C(2) * CAPM + C(3) * SIZE + C(4) * ILLIQ + C(5) * BM + [AR(1)]$$

$$R_p - R_f = 0.1394 + 1.4093 * CAPM_{1t} - 0.004 * SIZE_{2t} - 0.0008 * ILLIQ_{3t} - 0.0538 * BM_{4t} + AR(1) + \varepsilon_{pt}$$

آزمون فرضیه دوم: بازده تعدیل شده بر اساس ریسک (ضریب آلفا) در مدل قیمت گذاری آربیتراژ مبتنی بر مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ تفاوت معناداری با صفر ندارد.

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_{p2} = 0 \\ H_1 : \alpha_{p2} \neq 0 \end{cases}$$

به منظور آزمون این فرضیه از مدل رگرسیونی OLS استفاده می شود. در این فرضیه، عامل بازار، عامل اندازه و عامل ارزش بعنوان متغیرهای اصلی مدل و مستقل و اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و نقدشوندگی به عنوان متغیرهای کنترلی منظور شده اند. این فرضیه با استفاده از مدل زیر و به صورت داده های سری زمانی برآورد می شود و اگر α_{p1} در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار باشد فرض H_1 مورد تایید قرار خواهد گرفت.نتایج مربوط به آزمون این فرضیه نیز در جدول رگرسیونی شماره ۴ آمده است.

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{p2} + \beta_{p1}(R_{m_{1t}} - R_{f2t}) + \beta_{p2}SMB_{3t} + \beta_{p3}HML_{4t} + \beta_{p4}SIZE_{5t} + \beta_{p5}ILLIQ_{6t} + \beta_{p6}BOOK/MARKET_{7t} + \varepsilon_{pt}$$

جدول شماره (۴) نتایج حاصل از فرضیه دوم پژوهش (مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ)

متغیر		نماد	ضریب	آماره آزمون	سطح معنی داری
عرض از مبدا		α	0.2136	0.1874	0.8519
متغیرهای مدل	عامل بازار	$(R_{mt} - R_{ft})$	0.8116	8.9581	0.0000
	عامل اندازه	SMB	0.0010	0.4250	0.6723
	عامل ارزش	HML	0.0007	0.3785	0.7063
متغیرهای کمکی	اندازه شرکت	$Size$	-0.0058	-0.1497	0.8815
	نقدشوندگی	LIQ	-0.0004	-0.2576	0.7976
	ارزش دفتری به بازاری	(B/M)	-0.0727	-0.6583	0.5127
R-Squared		0.695			
F-Statistic, Prob		20.5285, (0.0000)			
D.W -AR (1)		1.8718			
Ramsey Test (F-Statistic, Prob)		0.4859 (0.4883)			

در جدول فوقنتیجه آماره F معنی دار بودن کل مدل را تایید می نماید. همچنین از آنجایی که احتمال آماره t برای ضریب متغیر عرض از مبداء (ضریب آلفا) بزرگتر از ۰,۰۵ می باشد (۰,۸۵۱۹) در نتیجه مدل در تبیین بازده واقعی این پرتفوی ها موفق عمل کرده است. همچنین با توجه به نتایج آزمون و سطح اهمیت آزمون رمزی که (۰,۴۸۸۳) بزرگتر از ۰,۰۵ می باشد، بنا براین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل تایید شده و مدل دارای خطای تصریح نمی باشد.از طرفی دیگر با توجه به احتمال آماره t برای ضریب متغیر صرف ریسک بازار (۰,۰۰۰) که کوچکتر از ۰,۰۵ می باشد، میتوان نتیجه گرفت رابطه معنادار قوی بین صرف ریسک بازار و بازده واقعی وجود دارد، به طوری که با توجه به ضریب صرف ریسک بازار(۰,۸۱۱۶) اگر ۱ واحد صرف ریسک بازار افزایش یابد بازدهی به میزان ۰,۸۱۱۶ واحد افزایش خواهد یافت.لذا بطور خلاصه می توان گفت متغیر صرف ریسک تنها عامل موثر مدل سه عاملی فاما و فرنچ است که بر بازدهی پرتفوی های تنظیم شده موثر می باشد. سایر متغیرهای مدل و متغیرهای کمکی که بطور همزمان در مدل بکار گرفته شده اند، اثر معنی داری را بر بازدهی پرتفوی های مورد نظر نداشته اند. با توجه به نتایج حاصل از آزمون های مفروضات آماری، رگرسیون کلاسیک، مدل (۲) پژوهش با استفاده از روش سری زمانی به شکل زیر برآورد شده است.

$$R_p_R_f = C(1) + C(2) * RM_RF + C(3) * SMB + C(4) * HML + C(5) * SIZE + C(6) * ILLIQ + C(7) * BM + [AR(1)]$$

$$R_p - R_f = 0.2136 + 0.8117 * RM_{RF} + 0.0010 * SMB + 0.0007 * HML - 0.00585 * SIZE - 0.00036 * ILLIQ - 0.0727 * BM + [AR(1)] + \varepsilon_{pt}$$

آزمون فرضیه سوم: بازده تعدیل شده بر اساس ریسک (ضریب آلفا) در مدل قیمت گذاری آربیتراژ مبتنی بر مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ تفاوت معناداری با صفر ندارد.

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_{p3} = 0 \\ H_1 : \alpha_{p3} \neq 0 \end{cases}$$

فرضیه سوم این پژوهش به آزمون مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۴) می پرازد. به منظور آزمون این فرضیه نیز از مدل رگرسیونی OLS استفاده می شود. در این فرضیه، عامل بازار، عامل اندازه، عامل ارزش، عامل سودآوری و عامل سرمایه گذاری بعنوان متغیرهای اصلی مدل و مستقل و اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و نقدشوندگی به عنوان متغیرهای کنترلی لحاظ شده اند. این فرضیه با استفاده از مدل زیر و به صورت داده های سری زمانی برآورد می شود و اگر α_{p1} در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار باشد فرض H_1 مورد تایید قرار خواهد گرفت. نتایج مربوط به آزمون این فرضیه نیز در جدول رگرسیونی شماره ۵ آمده است.

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{p3} + \beta_{p1}(R_{m_{1t}} - R_{f2t}) + \beta_{p2}SMB_{3t} + \beta_{p3}HML_{4t} + \beta_{p4}RMW_{5t} + \beta_{p5}CMA_{6t} + \beta_{p6}SIZE_{7t} + \beta_{p7}ILLIQ_{8t} + \beta_{p8}BOOK/MARKET_{9t} + \varepsilon_{pt}$$

با توجه به مقدار آماره F معنی داری مدل قایل تایید می باشد. همچنین ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۷۰,۱۹ درصد از بازده واقعی توسط متغیر های وارد شده در مدل تبیین گردیده اند.در بررسی معنی داری ضرایب با توجه به نتایج ارائه شده در جدول فوق، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضریب متغیر عرض از مبداء (ضریب آلفا) بزرگتر از ۰,۰۵ می باشد (۰,۸۳۳۴)، در نتیجه مدل در تبیین بازده واقعی این پرتفوی ها موفق عمل کرده است.

جدول شماره (۵) نتایج حاصل از فرضیه سوم پژوهش (مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ)

متغیر		نماد	ضریب	آماره آزمون	سطح معنی داری
عرض از مبدا		α	0.2411	0.2112	0.8334
متغیرهای مدل	عامل بازار	$(R_{mt} - R_{ft})$	0.8176	8.8542	0.0000
	عامل اندازه	SMB	-0.0006	-0.2357	0.8144
	عامل ارزش	HML	0.0003	0.1217	0.9035
	عامل سودآوری	RMW	0.0013	0.4776	0.6346
	عامل سرمایه گذاری	CMA	-0.0022	-0.9318	0.3551
متغیرهای کمکی	اندازه شرکت	$Size$	-0.0068	-0.1727	0.8634
	نقدشوندگی	LIQ	-0.0003	-0.2326	0.8169
	ارزش دفتری به بازاری	(B/M)	-0.0769	-0.6946	0.4899
R-Squared		0.7019			
F-Statistic, Prob		15.9645, (0.0000)			
D.W -AR (1)		1.8727			
Ramsey Test (F-Statistic, Prob)		0.3840 (0.5378)			

همچنین با توجه به نتایج آزمون و سطح اهمیت آزمون رمزی که (0.5378) بزرگتر از ۰,۰۵ می باشد، بنا براین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل تایید شده و مدل دارای خطای تصریح نمی باشد.از طرفی دیگر با توجه به احتمال آماره t برای ضریب متغیر صرف ریسک بازار (۰,۰۰۰) است که کوچکتر از ۰,۰۵ می باشد، میتوان نتیجه گرفت رابطه معنادار قوی بین صرف ریسک بازار و بازده واقعی وجود دارد. به طوری که با توجه به ضریب صرف ریسک بازار (۰,۸۱۷۶) اگر ۱ واحد صرف ریسک بازار افزایش یابد بازدهی به میزان ۰,۸۱۷۶ واحد افزایش می یابدو با توجه به میزان خطای ضریب آلفا برآورد شده در رگرسیون فوق، فرض H_0 رد نمی شود، لذا آلفا در سطح اصمینان ۹۵٪ بی معنی بوده و بازده تعدیل شده بر اساس ریسک تفاوت معنی داری با صفر ندارد.بطور خلاصه می توان گفت مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ نیز همانند سایر مدلهای قبلی در تبیین بازدهی پرتفوی های تنظیم شده موفق عمل نموده است و مهمترین متغیر در این مدل، عامل صرف ریسک است، اما سایر متغیرهایی که بطور همزمان در مدل استفاده شده اند اثر معنی داری نداشته اند. با توجه به نتایج حاصل از آزمون های مفروضات آماری، رگرسیون کلاسیک، مدل (۳) پژوهش با استفاده از روش سری زمانی به شکل زیر برآورد شده است.

$$R_p_R_f = C(1) + C(2) * RM_RF + C(3) * SMB + C(4) * HML + C(5) * RMW + C(6) * CMA + C(7) * SIZE + C(8) * ILLIQ + C(9) * BM + [AR(1)]$$

$$R_p_R_f = 0.24114 + 0.81762 * RM_{RF} - 0.0006 * SMB + 0.00026 * HML + 0.00129 * RMW - 0.00216 * CMA - 0.00676 * SIZE - 0.00033 * ILLIQ - 0.07687 * BM + [AR(1)] + \varepsilon_{pt}$$

آزمون فرضیه چهارم: هدف از آزمون فرضیه چهارم پژوهش، ارزیابی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه مصرفی است. در این مدل از ۴ عامل اقتصادی شامل نرخ ارز، واردات، تورم و نقدینگی استفاده شده و فرضیه آماری به صورت زیر تعریف می شود. تهرانی و همکاران در سال ۱۳۸۷ برای مقایسه این مدل با مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، از شاخص مصرف استفاده کرده بودند. فروغ نژاد و همکاران (۱۲۹۲) نیز برای مقایسه مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه سنتی با مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه

مبتنی بر مصرف، از سه شاخص اقتصادی نرخ رشد سود نقدی، نرخ رشد واردات و نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده استفادهکرده اند. لذا در این پژوهشعلاوه بر سه شاخص نرخ تورم، واردات، نرخ ارز، از نرخ رشد نقدینگی نیز استفاده گردیده است که در سایر پژوهشها استفاده نشده بود. لذا فرضیه آماری به شکل زیر بیان می گردد.

بازده تعدیل شده بر اساس ریسک (ضریب آلفا) در مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مصرفی مبتنی بر مصرف تفاوت معناداری با صفر ندارد.

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_{p4} = 0 \\ H_1 : \alpha_{p4} \neq 0 \end{cases}$$

این فرضیه نیز همانند فرضیه های قبلی با استفاده از مدل زیر و به صورت داده های سری زمانی برآورد می شود و اگر α_{p1} در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار باشد فرض H_1 مورد تایید قرار خواهد گرفت. نتایج مربوط به آزمون این فرضیه نیز در جدول رگرسیونی شماره ۵ آمده است.

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{p4} + \beta_{p1} CCAPM_{Eco-variables\ 1t} + \beta_{p2} SIZE_{2t} + \beta_{p3} ILLIQ_{3t} + \beta_{p4} BOOK/MARKET_{4t} + \varepsilon_{pt}$$

در این مدل متغیر مستقل Eco-variables شامل ۴ متغیر نرخ تورم، واردات، نرخ ارز و نقدینگی است که هر کدام در مدل جداگانه ای آزمون شده اند و خلاصه نتایج در جدول شماره ۶ ارائه شده است.

جدول شماره (۶) نتایج حاصل از فرضیه چهارم پژوهش

متغیر	نماد	ضریب	آماره آزمون	معنی داری
عرض از مبدا	α	3.5542	1.3731	0.1745
مدل CCAPM مبتنی بر نرخ ارز	$(Exchange)$	-0.0015	-0.4539	0.6514
R-Squared		0.3367		
F-Statistic		5.4160		
Prob.		(0.00014)		
متغیر	**نماد**	**ضریب**	**آماره آزمون**	**معنی داری**
عرض از مبدا	α	3.5417	1.4787	0.1441
مدل CCAPM مبتنی بر واردات	$(Import)$	1.8306	1.3486	0.1822
R-Squared		0.3389		
F-Statistic		6.6658		
Prob.		(0.0000)		
متغیر	**نماد**	**ضریب**	**آماره آزمون**	**معنی داری**
عرض از مبدا	α	3.0831	1.3259	0.1895
مدل CCAPM مبتنی بر تورم	$(Inflation)$	0.0237	1.0783	0.2849
R-Squared		0.3323		
F-Statistic		6.4703		
Prob.		(0.0000)		
متغیر	**نماد**	**ضریب**	**آماره آزمون**	**معنی داری**
عرض از مبدا	α	3.0685	1.3199	0.1915
مدل CCAPM مبتنی بر نقدینگی	$(Liquidity)$	0.0249	1.1124	0.27
R-Squared		0.3330		
F-Statistic		6.4919		
Prob.		(0.0000)		

همانگونه که در مبانی نظری پژوهش مطرح گردید، هدف از تعدیل مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای سنتی (CAPM) و تبیین مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) تعیین بازده مورد انتظار سهام با توجه به کوواریانس بازده سهم و رشد مصرف می باشد که بر این مبنا چهار شاخص اقتصادی انتخاب و بصورت جداگانه در مدل CCAPM مورد آزمون قرار گرفتند. طبق نتایج اجمالی ارائه شده در جدول فوق،از آنجایی سطح معنی داری متغیر عرض از مبداء (ضریب آلفا) در هر ۴ مورد بزرگتر از ۰,۰۵ یعنی (۰,۱۷۴۵)، (۰,۱۴۴۱)، (۰,۱۸۹۵)، (۰,۱۹۱۵) می باشد، در نتیجه مدل CCAPMدر تبیین بازده واقعی این پرتفوی ها نسبتا موفق عمل کرده است. اما آنچه که مشهود و قابل تامل است،تعدیل مدل CCAPM بوسیله هریک از شاخص های اقتصادی استفاده شده، نتوانسته بازدهرا به خوبی تبیین کنند. لذا می توان چنین نتیجه گرفت که در بورس اوراق بهادار تهران و پرتفوی های انجام شده، مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای مبتنی بر مصرف و تعدیل شده آن با استفاده از متغیرهای اقتصادی، از قدرت کمتری نسبت به سایر مدل ها برای تبیین بازده سهام برخوردار است. همانگونه که در سایر مدلهای قبلی نیز مشاهده می شد، مهمترین عمل در تبیین بازده، صرف ریسک است. نتیجه این فرضیه با یافته های کیم و همکاران (۲۰۱۱)، جوانبخت (۱۳۹۰)، فروغ نژاد (۱۳۹۲) و تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) مطابقت دارد.

۷- نتیجه گیری و بحث

مدلهای قیمت گذاری دارائیهای سرمایه ای به عنوان یک پارادایم مهم در علم مدیریت مالی و حوزه سرمایه گذاری مطرح است. پرداختن به این مدلها به منظور تعیین ارزش مورد انتظار و بازده سهام دارای اهمیت ویژه ای است. پژوهش حاضر در راستای سایر پژوهشهای انجام شده و با برخورداری از مبانی نظری و پیشینه های لازم با هدف بررسی و ارزیابی مدل های ارزش گذاری دارایی های سرمایه ای شامل مدل CAPM، مدل قیمت گذاری سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۴) طراحی و اجرا شده است. در این پژوهش متفاوت از بسیاری از پژوهشهای انجام شده، پرتفوی های منظم ماهیانه از سهام ۱۰۸ شرکت از شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و طی قلمرو زمانی ۵ ساله ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ بصورت تجربی تشکیل و داده های آنها با ویژگی سری زمانیو با بکارگیری مدل رگرسیونی OLS مورد آزمون قرار گرفت. همچنین در هر یک از مدلها تعدادی متغیر کمکی و یا کنترلی نیز مورد استفاده قرار گرفت و در مدل ارزشگذاری دارائیهای سرمایه ای مبتنی بر مصرف نیز چهار متغیر اقتصادی شامل نرخ ارز، واردات، تورم و نقدینگی به عنوان متغیرهای تعدیلگر مورد استفاده قرار گرفتند. با توجه به فرضیات تحقیق که عنوان داشتیم اگرمدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای به درستی تعریف شده باشد. عرض از مبداء (آلفای جنسن) نباید متفاوت از صفر باشد. همچنین برای ارزیابی و مقایسه عملکرد مدل های قیمت گذاری ما از رگرسیون سری زمانی و آزمون ضریب تعین (squared-R)، استفاده کردیم. نتایج پژوهش نشان داد که هر چهار مدل مورد نظر با توجه به فرض پژوهش،دارای قدرت تبیین بازدهی هستند. اما با توجه به ضریب تعیین مدل R^2، در بین چهار مدل مورد بررسی، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۴) به عنوان مدل نوین، نسبت به سایر مدل های قیمت گذاری عملکرد بهتری را از خود نشان داد. پس از آن، مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای سنتی عملکرد مناسبتری داشت. همچنین، مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف نسبت به سایر مدلهای مورد مطالعه از قدرت تبیین ضعیفتری برخورداراست و متغیرهای در نظر گرفته شده در این مدل فاقد نقش تعدیلگری بودند. نتایج فوق با توجه به فرضیه تحقیق و نتایج پژوهشی که در بازار سهام کره که توسط سو هوم کیم و همکارانش(2012) ، انجام شد

هم پوشانی دارد. آنها در پژوهش خود به بررسی مدل های قیمت گذاری دارایی سرمایه ای در بازار سهام کره پرداختند. وبا توجه به مفروضات در نظر گرفته در پژوهش خود، مدل ۵ عاملی تبیین شده در تحقیق نسبت به سایر مدل های در نظر گرفته شده عملکرد بهتری را به خود اختصاص داد. در واقع نتایج تحقیق با تحقیق کیم و همکارانش(۲۰۱۲) که مبنای پژوهش حاضر می باشد در مورد عملکرد مدل های قیمت کذاری دارای مطابقت می باشد. از طرفی دیگر در سایر مدلها نیز عامل صرف ریسک از قدرت تبیین بالایی برخوردار است و بر خلاف برخی از پژوهشهای انجام شده، سایر متغیرهای استفاده شده در مدلها فاقد چنین توانی هستند.این نتیجه را می توان با توجه به شرایط خاص بازار سرمایه در ایران از جمله نقش بسیار مهم و تاثیر گذار ریسک سیستماتیک، وجود مالکیت های کنترلی و حقوقی، درصد اندک سهام شناور آزاد وعدم کارایی مناسب بازار، خصوصا در حوزه اطلاعاتی تفسیر نمود. لذا به تحلیلگران و فعالان بازار سرمایه کشور توصیه می شود به نقش اصلی عامل صرف ریسک در تبیین بازدهی سهام توجه داشته باشند. از طرفی دیگر با توجه به اینکه مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ نسبت به سایر مدلهای مورد بررسی عملکرد مناسبتری داشته است، لذاپیشنهاد می شود در تحلیل ها بیشتر به این مدل اتکا شود.

فهرست منابع

* اسلامی بیدگلی غلامرضا و اعظم هنردوست (۱۳۹۱) "مدل سه عاملی فاماوفرنچ وریسک نقدشوندگی: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران" فصل نامه دانش سرمایه گذاری سال اول شماره 2 تابستان1391
* اسلامی بیدگلی، غلامرضا، سعید باجلان و وحید محمودی (۱۳۸۷) "ارزیابی عملکرد مدل های ارزشگذاری در بورس اوراق بهادار" تحقیقات مالی، دوره ۱۰، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۸۷
* تالانه، عبدالرضا و قاسمی، اکرم (۱۳۹۰) "آزمون تجربی و مقایسه مدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای و نظریه قیمت گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران" فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۴، تابستان ۹۰
* تهرانی رضا و گودرزی (۱۳۸۷) آزمون مدل CCAPM در مقایسه بامدل CAPM در بورس اوراق بهادار
* جعفری، سیده محبوبه، میثاقی فاروجی، جواد و احمدوند، میثم (۱۳۹۲) " مقایسه مدلهای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، سه عاملی فاما و فرنچ و شبکه های عصبی مصنوعی در پیشبینی بازار سهام ایران" پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار، سال چهارم، شماره ۵، بهار ۱۳۹۲
* حجازی رضوان ومهری غلام حسینی (1389)"بررسی امکان استفاده ازمدل قیمتگذاری دارایی های سرمایه ای دربازاربورس اوراق بهادارتهران پژوهش نامه حسابداری مالی و حسابرسی دوره 2 شماره 5 بهار 1
* حجازی، رضوان و مهری غلامحسینی (۱۳۸۹) "بررسی امکان استفاده از مدل قیمت گذاری دارائیهای سرمایه ای در بورس اوراق بهادار تهران" پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی، دوره ۲، شماره ۵، بهار ۱۳۸۹
* راعی، رضا و احمد پویان فر(۱۳۸۳) مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته، تهران، انتشارات سمت
* رهنمای رودپشتی فریدون(۱۳۸۶)مجموعه مقالات سخنرانی ها و مطالب تخصصی مالی و حسابداری انتشارات حوزه معاونت پژوهشی دانشگاه آزاد واحد تهران مرکزی
* رهنمای رودپشتی فریدون، نیکومرام، هاشم و شادی شاهوردیانی(۱۳۹۰) مدیریت مالی راهبردی (ارزش آفرینی) انتشارات کاوش
* رهنمای رودپشتی، فریدون و زهرا امیر حسینی (۱۳۸۹) "تبیین قیمت گذاری دارایی سرمایه ای،مقایسه تطبیقی مدلها" بررسی های حسابداری

و حسابرسی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، دوره ۱۷، شماره ۶۲، زمستان ۱۳۸۹

* فتحی، زادالله، امیر حسینی، زهرا و حامد احمدی نیا (۱۳۹۱) "مروریب رمدل های قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای با نگرش بر مدلهای اقتصادی نوین مبتنی برآن" مجله اقتصادی، دو ماهنامه بررسی مسائل و سیاستهای اقتصادی، شماره های ۷و۸، مهروآبان ۱۳۹۱ صفحات ۲۷ تا ۴۶
* کردستانی، غلامرضا و مژده قاسمی (۱۳۹۴) " ارزیابی عملکرد مدلهای اندازهگیری صرف ریسک: مدل نظریهٔ کیو در برابر مدل سه عاملی فاما و فرنچ" فصلنامه علمی و پژوهشی دانش سرمایه گذاری، سال چهارم، شماره چهاردهم، تابستان ۱۳۹۴
* احمدپور، احمد و مجید رحمانی (۱۳۸۶) "بررسی تاثیر اندازه شرکت ونسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام (بورس اوراق بهادار تهران)" مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۹، تابستان ۱۳۸۶
* Bin Guoa & Wei Zhangb & Yongjie Zhangb, & Han Zhange (2017). "The five-factor asset pricing model tests for the Chinese stock market" Pacific-Basin Finance Journal 43 (2017) 84–106
* Eugene F. Fama, Kenneth R. French (2014), "A Five-Factor Asset Pricing Model ", Journal of Financial Economics, http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco. 2014.10.010
* Eugene F. Fama & Kenneth R. French(2016). "International tests of a five-factor asset pricing model" Journal of Financial Economics 123 (2017) 441–463
* Fletcher J., and Joseph Kihanda (2005). "An Examination of Alternative CAPM-based Models in UK Stock Returns" Journal of Banking & Finance 29(12):2995-3014 · December 2005
* Ferreira, Eva & Gil-Bazo, Javier & Orbe, Susan, (2011). "Conditional beta pricing models: A nonparametric approach," Journal of Banking & Finance, Elsevier, vol. 35(12), pages 3362-3382.
* Hardouvelis, Gikas A.; Kim, Dongcheol; and Wizman, Thierry A. (1992), "Intertemporal Asset Pricing Models and the Cross Section of Expected Stock Returns." Manuscript. New Brunswick, N.J.: Rutgers Univ., Dept. Econ., 1992.
* Harvey, Campbell, and Akhtar Siddique, (1999), Autoregressive conditional skewness, Journal of Financial and Quantitative Analysis 34, 465–487.
* Jonathan Fletcher & Joseph Kihanda (2005), "CAPM-based models in UK stock returns M-based models in UK stock returns", Journal of Banking & Finance 29 , 2995–3014
* Kim., S.H., Dongcheol Kim and Hyun-Soo Shin (2012). "Evaluating Asset Pricing Models in the Korean Stock Market" Pacific-Basin Finance Journal, Vol. 20, No. 2, 2012
* Nicholas Addai Boamah & Edward Watts, Geoffrey Loudon(2017)." Regionally integrated asset pricing on the African stock markets: Evidence from the Fama French and Carhart models" Journal of Economics and Business 92 (2017) 29–44
* Qi Lin (2017). "Noisy prices and the Fama–French five-factor asset pricing model in China" Emerging Markets Review 31 (2017) 141–163
* Rahnamay Roodposhti F. Nikomaram H. and Amirhosseini Z. Managing Firm's Systematic Risk through Sales Variability Minimization, Global Economy & Finance Journal 2009; 2(1): 63-74.
* Robert C. Klemkosky and Bruce G. Resnick (1989), "An Analysis of Variance Test for Linearity of the Two-Parameter Asset Pricing Model", Journal of Economics and Business, 41, 265-282
* Robert J. Hodrick,& Xiaoyan Zhang (2001), "Evaluating the specification errors of asset pricing models", Journal of Financial Economics 62 , 327–376
* Soon-Ho Kim, Dongcheol Kim &, Hyun-Soo Shin (2012), "Evaluating asset pricing models in the Korean stock market", Pacific-Basin Finance Journal 20, 198–227

یادداشت‌ها

[1] Hardouvelis & Kim
[2] Campbell
[3] Harvey
[4] Fletcher & Kihanda
[5] Ferreira&Bazo
[6] Kim & Shin
[7] Jagannathan & Wang
[8] Gospodinov & Khan
[9] Hardick & Zhang