ارزیابی توانایی مدل مبتنی بر ویژگی های سهام در مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ درتبیین اختلاف بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸٦-۱۳۸۱

غلامرضا اسلامی بیدگلی
دانشیار و عضو هیات علمی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ایران

داوود شاهسونی
کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه تهران، ایران

چکیده
فاماو فرنچ (۱۹۹۳) با تکیه بر فرض اساسی مدل های قیمت گذاری تعادلی (EAPM) و بهره گیری از رگرسیون مقطعی فاما-مک بث، مدلی سه عاملی را جهت تبیین استثنائات قیمت گذاری داراییها معرفی نمودند[18,19]. EAPM عنوان میکند که ساختار کوواریانس بازده سهام و عوامل کلان اقتصادی تعیین کننده بازده مورد انتظار است. در حالی که، دانیل و تیتمن (۱۹۹۷) تفسیری بر مبنای ویژگی‌های شرکت ارائه می‌کنند و عقیده دارند که بنا به دلایل رفتاری، بازده بالاتر شرکت‌های ارزشی و شرکت های کوچک ناشی از ویژگی‌های شرکت می‌باشد و نه بده- بستان بین ریسک و بازده سهام[13].

تحقیق پیش رو با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و در بازه زمانی شش ساله ۸۶-۸۱، به ارزیابی توانایی این مدل در تبیین اختلاف بازده سهام شرکت‌های مختلف در مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ پرداخته و به این نتیجه میرسد که ارائه تفسیر ریسکی از بتای بازار سهم در بورس اوراق بهادار تهران در دوره مورد بررسی قابل توجیه نیست و صرف اندازه و صرف ارزش ناشی از تحمل ریسک بالاتر توسط سرمایه گذاران است.

* نویسنده مسئول: Email: DavoodShahsavani@yahoo.com

واژگان کلیدی: مدل مبتنی بر ویژگی های سهام، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، ساختار کوواریانس بازده، بارهای عاملی

۱.معرفی تحقیق

در فرایند سرمایه گذاری در بازار بورس اوراق بهادار، سرمایه گذاران با تجزیه وتحلیل بازده سهام و پیش بینی های به دست آمده از آن، فرآیند تصمیم سازی خود را در مورد انتخاب و خرید (فروش) سهام شکل می دهند.

در همین راستا متخصصان علوم مالی از دیر باز سعی در ارائه مدل هایی داشته اند که این مدل ها بتوانند به تبیین بازده سهام شرکت های مختلف بپردازند. یکی از مهم ترین مدل های ارائه شده در این زمینه که مورد استفاده و بررسی گستردهٔ جوامع دانشگاهی و بازاری قرار گرفته است، مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵) و بلک (۱۹۷۲) می باشد. در این مدل با مرتبط ساختن بازده سهام به بازده پورتفوی بازار، شاخص ریسک سیستماتیک (که با نماد بتا (β) نشان داده میشود)، بدست می آید[28] .

پس از به کار گیری گسترده و آزمون مدل فوق مشخص شد که بتای سهام به تنهایی قادر به توضیح تمام اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف نیست. در همین راستا، مجموعه ای از عوامل موثر بر بازده سهام توسط محققین علوم مالی معرفی شد. در سال ۱۹۹۳، فاما و فرنچ نشان دادند که از میان عوامل معرفی شده، سه عامل برای توضیح اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف کفایت می کنند. این سه عامل عبارتند از: عامل ریسک سیستماتیک که با بتای سهم نشان داده می شود، ریسک عامل اندازه که بتای پورتفوی SMB (**S**mall **M**inus **B**ig) نمایندهٔ آن است و در نهایت ریسک عامل ارزش که با بتای پورتفوی HML (**H**igh **M**inus **L**ow) نشان داده می شود. از زمان ارائه مدل سه عاملی فاما و فرنچ، در خصوص میزان دقت و صحت مدل تحقیقات زیادی صورت گرفته است. در سال ۱۹۹۷ دو محقق به نام های کنث دانیل و شریدن تیتمن عنوان کردند که

بازده بالاتر برخی از شرکت ها ناشی از برخورداری آن ها از ویژگی های مشخص، و نه بیشتر بودن ریسک آن ها نسبت به ریسک سایر شرکت هاست. در واقع، این دو محقق با این کار خود فرض اساسی مدل های تعادلی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای را زیر سوال بردند[11,16] . مدل های تعادلی قیمت گذاری دارایی ها عنوان می کنند که بین ریسک و بازده سهام رابطه ای خطی و مثبت وجود دارد و ساختار کوواریانس بازده سهام قادر به پیش بینی دقیق بازده مورد انتظار سهام می باشد، در حالی که دانیل و تیتمن در مدل خود (که به مدل قیمت گذاری مبتنی بر ویژگی های سهام معروف شد) عنوان می کنند که مدل های عاملی مبتنی بر ریسک مانند CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ قادر به تبیین چرایی اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف نخواهند بود.

پژوهش پیش رو به بررسی این موضوع می پردازد که آیا اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ناشی از ویژگی های سهام همچون "اندازۀ شرکت" و "نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سهام" است و یا عوامل ریسکی مانند "بتای بازار سهام"، "بتای پورتفوی HML سهام" یا "بتای پورتفوی SMB سهام" موجد این اختلاف بازده می باشند.

۲. پیشینه تحقیق

مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای شارپ (۱۹۶۴) لینتنر (۱۹۶۵) و بلک (۱۹۷۲) تاثیری عمیق بر تفکرات دانشگاهیان و افراد فعال در بازار سرمایه در مورد رابطه میان متوسط بازده و ریسک سهام داشته است. فرض اصلی این مدل آن است که پورتفوی بازار در فضای تئوری مارکوویتز (۱۹۵۹) کاراست. کارایی پورتفوی بازار دو نتیجه کلیدی زیر را به بار می آورد:

الف) بازده مورد انتظار اوارق بهادار تابعی خطی و مثبت از بتای بازار است;

ب) بتای بازار یک سهم به تنهایی تبیین کنندۀ اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف است.

شواهد تجربی بسیاری مدل ارائه شده توسط شارپ، لینتز و بلک را به چالش می کشند. بارزترین مطالعه ای که به بررسی توان تجربی CAPM می پردازد، مطالعه ای است که توسط بنز (۱۹۸۱) انجام شد. وی دریافت که ارزش بازار سهم یکی از عوامل اصلی تبیین

کنندهٔ میانگین بازده سهم می باشد[10]. بنز نشان داد که متوسط بازده سهام شرکت های کوچک در مقایسه با متوسط بازده سهام شرکت های بزرگ که در همان سطح بتای بازار قرار دارند، بسیار بزرگتر است. مطالعهٔ دیگری که توان مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای را با سوالی جدی مواجه کرد، توسط بهاندری (۱۹۸۸) انجام شد. همانطور که اشاره شد، یکی از اصلی ترین نتایج CAPM آن است که بتای یک سهم به تنهایی توانایی توضیح اختلاف بازده سهام شرکتهای مختلف را دارد. با این وجود، بهاندری نشان داد که با افزودن متغیر اهرم مالی، توانایی مدل به طور معنای داری بهبود می یابد[10,23]. چان وچن (۱۹۹۱) در تحقیاتشان به این نتیجه رسیدند که شرکت های ضعیف معمولا نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالایی دارند. این شرکت ها به موقعیت های خاص اقتصادی حساسیت بیشتری نشان می دهند. بنابراین، بازده این شرکت ها ممکن است به عوامل اقتصادی کلان مشابهی، وابسته باشند. از این رو این نسبت ممکن است شاخصی برای ریسک باشد. بعلت وجود رابطه معکوس بین ارزش بازار و نرخ تنزیل جریانات نقدی آتی شرکتها، نسبت $\frac{B}{M}$ (Book value To Market value) یک شرکت با افزایش بازده مورد انتظار، افزایش می یابد [26, 11, 12]. فاما و فرنچ معتقدند که تفاوت در میانگین بازده سهام شرکت های مختلف ناشی از تفاوت در ریسک می باشد. بنابراین، در یک مدل قیمت گذاری مناسب، عوامل اندازه و ارزش باید معیاری برای نشان دادن میزان حساسیت بازده نسبت به عوامل ریسک باشند. این دو پژوهشگر با توجه به یافته های خود در سال ۱۹۹۲، مدلی سه عاملی را برای تبیین بازده سهام ارائه دادند[17,21].

$$r_i = r_f + \beta_i (r_m - r_f) + S_i SMB + h_i HML$$

در این مدل β_i مقیاسی از در معرض قرار گرفتن دارایی در برابر ریسک بازار می باشد. S_i سطح در معرض قرار گرفتن دارایی در برابر ریسک عامل اندازه و h_i سطح در معرض قرار گرفتن در برابر ریسک عامل ارزش را می سنجد.در سال ۱۹۹۳، فاما و فرنچ آزمون های متعددی انجام دادند که همگی به این نکته اشاره داشتند که نسبت $\frac{B}{M}$ و اندازه شرکت در واقع نشانه هایی از وجود ریسک سیستماتیک هستند. این نشانه ها عبارتند از:

الف) قیمت سهام شرکت های ارزشی و کوچک همگی در یک جهت نوسان دارند. این واقعیت بیانگر این نکته است که یک عامل ریسک مشترکی غیر از ریسک بازار وجوددارد که این حرکت هم جهت و هم زمان قیمت سهام شرکت های مختلف را باعث می شود.

ب) فاما و فرنچ به این نتیجه رسیدند که با افزودن β_{HML}, β_{SMB} به معادله تک عاملی CAPM می توان اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف را به نحو بسیار مطلوبتری تبیین کرد[19, 20]. در ایران نیز در خصوص مدل سه عاملی فاما و فرنچ مطالعاتی صورت گرفته است که در این میان میتوان به طارمی[8] آقا بیگی [1]، اسلامی بیدگلی و خجسته[3]، راعی و شواخی زاده[7]، و اسکندری[2] اشاره کرد.

اگر چه لکانیشاک، شلایفر و ویشنی این احتمال را که سهام شرکت های ارزشی (برای تعریف "شرکتهای ارزشی" و "شرکتهای رشدی" به منبع شماره ۴ این مقاله مراجعه فرمائید.) بدلیل دارا بودن ریسک سیستماتیک بالاتر، بازده بالاتری دارند را رد نمی کنند، عنوان می کنند که صرف بازده پورتفوی HML بسیار بالاتر از آن است که بتوان این پدیده را به عنوان صرف ریسک سیستماتیک در نظر گرفت. علاوه بر این، کوواریانس بازده این پورتفوی با عوامل کلان اقتصادی بسیار کمتر از میزان مورد انتظار می باشد. مک کینلی (۱۹۹۵) ادعای مشابهی را مطرح می کند. با محاسبه توزیع آماری نسبت شارپ پورتفوی کارای حاصل از مدل فاما و فرنچ، او به این نتیجه می رسد که نسبت شارپ حاصل بسیار بزرگتر از آن است که بتوان آن را در قالب تئوری بازار کارا توضیح داد!

دانیل و تیتمن (۱۹۹۷) مستقیما به بررسی این موضوع پرداختند که آیا روند بازده پورتفوی هایی که بر مبنای نسبت $\frac{B}{M}$ واندازه طبقه بندی شده اند، واقعا با مدل های عاملی سازگار است؟ نتایج تحقیق دانیل و تیتمن (۱۹۹۷) نشان می دهد که هیچ گونه عامل ریسک مشخصی همراه با سهام ارزشی و کوچک وجود ندارد و هیچ نوع صرف بازدهی همراه با عوامل مربوط به مدل سه عاملی فاما و فرنچ نیز وجود ندارد. به عبارت دیگر، بازده بالای پورتفوی های متشکل از سهام کوچک و ارزشی نمی تواند به عنوان جبران ریسک عاملی در نظر گرفته شود[13].

اگر چه بازده سهام شرکت های ارزشی با بازده سهام سایر شرکت های ارزشی کوواریانس قوی دارد، این کوواریانس ناشی از وجود عوامل ریسک مشترک نیست، بلکه ناشی از ویژگی های مشابه شرکت هاست. به عنوان مثال، ممکن است این دسته از شرکت ها در خطوط تجاری مرتبطی فعالیت نمایند، در صنایع مشترکی باشند و یا در نواحی جغرافیایی یکسانی حضور داشته باشند.

همانند نتایج مطالعه فاما و فرنچ (۱۹۹۲) نتایج تحقیق دانیل و تیتمن (۱۹۹۷) نیز بسیار تامل بر انگیز و چالشی است. در مدل های تعادلی قیمت گذاری دارایی ها، ساختار کوواریانس بازده سهام تعیین کنندهٔ بازده مورد انتظار است. در حالی که یافته های تحقیق این دوپژوهشگر حاکی از آن است که متغیرهایی که به خوبی ساختار کوواریانس آتی را پیش بینی می کنند، قادر به پیش بینی بازده آتی نیستند. به عبارت دیگر، پس از کنترل اندازه و نسبت $\frac{B}{M}$، یک سهم که رفتاری همانند یک ورقه قرضه دارد (بتای بازار بسیار کوچکی دارد)، بازده مورد انتظاری برابر بازده مورد انتظار سهمی با بتای بازار بالا دارد.

در خصوص مدل مبتنی بر ویژگی های سهام، تحقیقات متعددی صورت گرفته است. به عنوان مثال، دانیل و تیتمن(۲۰۰۱) به بررسی صحت این مدل در بازار بورس توکیو میپردازند و به این نتیجه میرسند که تنها در مواردی که پورتفوهای با ویژگی همسان بر مبنای β_{HML} طبقه بندی شده اند، مدل های عاملی به نفع مدل مبتنی بر ویژگی های سهام کنار گذاشته می شوتد. نتایج حاصل از طبقه بندی بر مبنای β_{SMB} , β_{MKT} دارای قطعیت کافی برای رد یا تایید مدل سه عاملی فاما و فرنچ نیست[14,28].

علاوه بر این لی، لیو و استرانگ به منظور بررسی بیشتر این موضوع که آیا ویژگی های شرکت ها، تعیین کننده صرف ارزش و صرف اندازهٔ سهام هستند یا عوامل ریسک مورد نظر مدل های عاملی، مدل سه عاملی فاما و فرنچ را با استفاده از رویکرد دانیل و تیتمن در بورس اوراق بهادار لندن بر آورد کردند. نتایج این تحقیق کاملا با پیش بینی های مدل دانیل و تیتمن سازگار است[16].

۳. متغیرهای مورد استفاده در تحقیق و روش های اندازه گیری آنها

بتای بازار (β_{Mkt})**:** شاخص ریسک سیستماتیک و بیانگر میزان تغییرات بازده سهام به ازای یک درصد تغییر در بازده بازار می باشد. برای محاسبه بتای بازار مربوط به هر سهم از فرمول زیر استفاده می شود:

$$\beta_{Mkt}, i = \frac{C_{ov}(r_i, r_{Mkt})}{V_{or}(r_{Mkt})}$$

در تحقیق پیش رو برای محاسبه (β_{Mkt}) هر سهم، از داده های مربوط به بازده روزانه سهام و بازده روزانه شاخص بازار استفاده شده است. بدین ترتیب، با توجه به ادبیات موضوع تحقیق، برای هر سهم در هر سال، چهار بتا محاسبه شده که میانگین این چهار بتا، به عنوان شاخصی از میزان ریسکی بودن سهم در هر سال در نظر گرفته می شود.

اندازۀ شرکت: در این تحقیق، با توجه به مطالعات صورت گرفته پیشین، اندازۀ شرکت همان ارزش بازار سهام در نظر گرفته می شود که از طریق رابطه زیر بدست می آید:

قیمت سهام × تعداد سهام انتشار یافته = اندازه شرکت

به منظور جلوگیری از اثرات ناشی از انتشار اطلاعات و در نظر گرفتن توانایی سرمایه گذاران در دسترسی به اطلاعات به منظور محاسبۀ اندازه شرکت در سال t، از اطلاعات مربوط به انتهای سال t-1 (قیمت سهام در آخرین روز معاملاتی سال t-1 ضربدر تعداد سهام منتشره) استفاده می شود.

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: در این تحقیق، بر اساس ادبیات موضوع، نسبت $\frac{B}{M}$ سهام عادی شرکت ها، از طریق تقسیم کردن ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی بر ارزش بازار سهام در پایان همان سال بدست می آید. مجددا به منظور رعایت مساله در دسترس بودن اطلاعات حسابداری برای سرمایه گذاران جهت برآورد بازده، برای محاسبه نسبت $\frac{B}{M}$ سهام در هر سال، از اطلاعات مربوط به پایان سال مالی قبل استفاده می شود.

پورتفوی اندازه: پورتفویی می باشد که به منظور نشان دادن اثر عامل اندازه بر بازده سهام شرکت های مختلف مورد استفاده قرار می گیرد. این پورتفوی در واقع یک

پورتفوی با خالص سرمایه گذاری صفر است و برای تشکیل آن فرض می شود که سرمایه گذاران ۱ ریال در سهام شرکت های کوچک سرمایه گذاری کرده و سهام شرکت های بزرگ را به میزان ۱ ریال به صورت استقراضی به فروش می رسانند.

به منظور محاسبه بازده این پورتفوی ابتدا باید سهام شرکت های مورد بررسی در هر سال را بر مبنای اندازه آن ها به دو گروه کوچک و بزرگ طبقه بندی کرد. در این طبقه بندی، نقطهٔ تفکیک میانه متغیر اندازه می باشد. بدین ترتیب، شرکت هایی که اندازه آن ها کوچکتر از مقدار میانه باشد، به پورتفوی شرکت های کوچک تخصیص یافته و شرکت های دیگر در دسته شرکت های بزرگ قرار می گیرند.

در مرحله بعد، شرکت ها به طور مستقل براساس متغیر نسبت $\frac{B}{M}$ به شرکت های ارزشی ($\frac{B}{M}$ بالا) و شرکت های رشدی ($\frac{B}{M}$ پایین) طبقه بندی می شوند. در این جا نیز ملاک طبقه بندی، میانه است. بنابراین در این مرحله، شرکت های مورد بررسی در هر سال به یکی از طبقات مربوط به سهام کوچک و ارزشی، کوچک و رشدی، بزرگ و ارزشی و بالاخره بزرگ و رشدی اختصاص یافته اند.

بازده پورتفوی اندازه از طریق رابطه زیر محاسبه میشود:

$$r_{SMB} = \frac{(SH)+(SL)}{۲} - \frac{(BH)+(BL)}{۲}$$

پورتفوی ارزشی: پورتفویی می باشد که به منظور نشان دادن اثر عامل ارزش بر بازده سهام شرکت های مختلف مورد استفاده قرار می گیرد. این پورتفوی نیز مانند پورتفوی اندازه، یک پورتفوی با خالص سرمایه گذاری صفر است که برای تشکیل آن فرض می شود که سرمایه گذاران ۱ ریال در سهام شرکت های ارزشی سرمایه گذاری کرده و سهام شرکت های رشدی را به میزان ۱ ریال به فروش می رسانند:

بازده این پورتفوی بدین صورت محاسبه می شود:

$$r_{HML} = \frac{(SH+BH)}{۲} - \frac{(SL+BL)}{۲}$$

بتای اندازه: یکی دیگر از شاخص های اندازه گیری ریسک مورد نظر فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بتای اندازه می باشد که میزان تغییرات بازده سهام را به ازای یک درصد تغییر در بازده پورتفوی اندازه، نشان می دهد. بتای اندازه با استفاده از فرمول زیر محاسبه می شود:

$$\beta_{SMB,i} = \frac{Cov(r_i, r_{SMB})}{V_{or}(r_{SMB})}$$

در تحقیق حاضر برای محاسبهٔ β_{SMB} هریک از سهام در هر سال، براساس ادبیات تحقیق موجود، از اطلاعات ماهانه مربوط به بازده سهم و بازده پورتفوی اندازه طی سال مورد نظر و سال قبل استفاده شده است.

بتای ارزش: سومین شاخص اندازه گیری ریسک مورد نظر فاما و فرنچ (۱۹۹۳) می باشد که میزان تغییرات بازده سهام هر شرکت را به ازای یک درصد تغییر در بازده پورتفوی ارزشی، نشان می دهد. رابطه مورد استفاده در محاسبه بتای ارزش به شرح زیر است.

$$\beta_{HML,i} = \frac{Cov(r_i, r_{HML})}{V_{or}(r_{HML})}$$

برای محاسبهٔ این بتا نیز مشابه β_{SMB} برا ساس ادبیات موضوعی، از داده های ماهانهٔ مربوط به بازده سهام و بازده پورتفوی ارزشی استفاده می کنیم.

٤. فرضیه های تحقیق

۱-پس از شکل دهی پورتفوهای با ویژگی همسان (از نظر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار)، β_{Mkt} قادر به توضیح اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف می باشد.

۲- پس از شکل دهی پورتفوهای با ویژگی همسان (از نظر اندازه ونسبت ارزش دفتری به ارزش بازار)، β_{HML} قادر به توضیح اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف می باشد.

۳- پس از شکل دهی پورتفوهای با ویژگی همسان (از نظر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار)، β_{SMB} قادر به توضیح اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف می باشد.

۵. روش تحقیق

در هر سال از دوره مورد بررسی، پس از مشخص شدن شرکت های مورد نظر، با استفاده از روابط توضیح داده شده، اقدام به محاسبه مقادیر اندازه، نسبت $\frac{B}{M}$،

$\beta_{MKT,}$ ،β_{SMB} و β_{HML} مربوط به هر شرکت می نماییم. سپس شرکت ها را با توجه به متغیر اندازه، به دو دستهٔ شرکت های کوچک و شرکت های بزرگ تقسیم می کنیم. در گام بعد، هر یک از شرکت های موجود در دو پورتفوی اندازه، بر مبنای نسبت $\frac{B}{M}$ به دو پورتفوی کوچکتر مربوط به سهام ارزشی و سهام رشدی اختصاص می یابند.

در ادامه، سهام موجود در هر یک از پورتفوی های چهار گانه اندازه–ارزش را یکبار بر مبنای β_{Mkt} و یک بار بر مبنای β_{HML} و بار دیگر بر مبنای β_{SMB} (به جهت آزمون سه فرضیه تحقیق) به دو پورتفوی جزئی تر مربوط به سهام پر ریسک (سهام شرکت هایی که بتای آن ها بالاتر از میانه بتای شرکت های مورد بررسی است) و سهام کم ریسک (سهام شرکت هایی که بتای آن ها پایین تر از میانه بتای شرکت های مورد بررسی است) تقسیم می شوند. در این مرحله، ۸ پورتفوی داریم که سهام موجود در آن ها، به مدت یکسال نگهداری شده و بازده ماهیانه هر پورتفوی با روش میانگین موزون محاسبه و ثبت می شود. لازم به توضیح است که به منظور آزمون فرضیه اول تحقیق، پس از ایجاد پورتفوی های چهار گانه اندازه–ارزش، سهام موجود در این پورتفوی ها بر مبنای β_{MKT} به پورتفوی های ریسکی و کم ریسک تخصیص می یابند. برای آزمون فرض های دوم و سوم به ترتیب از β_{SMB}, β_{HML} در تقسیم بندی فوق استفاده می شود. پس از گذراندن مراحل فوق، نوبت به ایجاد پورتفوهای با ویژگی همسان و محاسبهٔ بازده آنها می رسد. پورتفوی با ویژگی همسان، پورتفویی است که متشکل از سهامی می باشد که از نظر ویژگی های اندازه و نسبت $\frac{B}{M}$ مشابه ولی از نظر بارهای عاملی یا همان بتاها متفاوت می باشند. به عنوان مثال، بازده پورتفوی با ویژگی همسان در ماه اول دورهٔ مورد مطالعه به صورت زیر محاسبه میشود:

$$r_{CMP1} = \frac{(r_{SHR1} + r_{SLR1} + r_{BHR1} + r_{BLR1)})}{4} - \frac{(r_{SHN1} + r_{SLN1} + r_{BHN1} + r_{BLN1})}{4}$$

SHR: پورتفوی متشکل از سهام کوچک- ارزشی و ریسکی

SHN: پورتفوی متشکل از سهام کوچک–ارزشی و کم ریسک

SLR: پورتفوی متشکل از سهام کوچک- رشدی و ریسکی

SLN: پورتفوی متشکل از سهام کوچک- رشدی و کم ریسک

BHR: پورتفوی متشکل از سهام بزرگ-ارزشی و ریسکی

BHN: پورتفوی متشکل از سهام بزرگ- ارزشی و کم ریسک

BLR: پورتفوی متشکل از سهام بزرگ-رشدی و ریسکی

BLN: پورتفوی متشکل از سهام بزرگ- رشدی و کم ریسک

دانیل و تیتمن (۱۹۹۷) عنوان می کنند که به منظور بررسی این نکته که کدامیک از مدل های سه عاملی فاما و فرنچ یا مدل مبتنی بر ویژگی های سهام قادر به تبیین اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف است، باید بازده پورتفوی با ویژگی همسان را بر مدل سه عاملی فاما وفرنچ رگرس نمود. مدل مبتنی بر ویژگی های سهام پیش بینی می کند که مقدار عرض از مبدا رگرسیون حاصل، مثبت و معنی دار خواهد بود. در حالی که مدل سه عاملی فاما وفرنچ عنوان می کند که مقدار عرض از مبداء این رگرسیون، اختلاف معناداری با صفر نخواهد داشت. بنابراین با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و نرم افزارهای $E_{views}6, SPSS17.0$ به بررسی صحت و سقم پیش بینی های فوق در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۱می پردازیم. در این تحقیق، جامعه آماری شامل کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد که در دورهٔ زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۰ فعال بوده اند. معیارهای مورد استفاده در انتخاب نمونه عبارتند از:

۱)شرکت هایی که تا قبل از سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.۲)شرکت هایی که سال مالی آن ها یکسان و پایان اسفند ماه بوده تا به این ترتیب اثر انتشار اطلاعاتی خنثی شود.۳)شرکت هایی که طی دورهٔ مورد نظر، ارزش دفتری منفی نداشته باشند و در سال مورد بررسی بیش از ۱۰۰ روز معاملاتی (تقریبا نیمی از سال) داشته باشند.تعداد شرکت های انتخابی در هر نمونه در سال های مورد مطالعه به شرح جدول زیر است:

نگاره ۲

سال	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵	۸۶
تعداد	۲۴	۲۰	۳۶	۲۷	۲۷	۴۰

اطلاعات مورد نیاز تحقیق بر اساس نوع آن ها از منابع مختلف سازمان بورس اوراق بهادار تهران و نیز استفاده از نرم افزارهای تدبیر پرداز و رهاورد نوین، استخراج گردیده اند. صحت داده های جمع آوری شده، در نمونه گیری های تصادفی با گزارشات واطلاعات رسمی منتشر شده توسط شرکت های بورس اوراق بهادار تهران (از طریق سایت) تایید شده است.

٦. یافته های پژوهش:

دانیل و تیتمن (۱۹۹۷) عنوان می‌کنند که دلیل اصلی عدم کارایی روش‌شناسی فاما و فرنچ (۲۰۰۲) در بررسی این موضوع که کدام یک از مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ یا مدل مبتنی بر ویژگی‌های سهام قادر به تبیین اختلاف بازده سهام شرکت‌های مختلف می‌باشند، این موضوع است که غالباً همبستگی بسیار بالایی میان نسبت $\frac{B}{M}$ و β_{HML} سهام شرکت‌ها وجود دارد و روش‌شناسی مورد استفاده فاما و فرنچ (۱۹۹۲) قادر به جداسازی واقعی اثرات نسبت $\frac{B}{M}$ و β_{HML} نمی‌باشد. به عبارت دیگر، دانیل و تیتمن (۱۹۹۷) با تقسیم‌بندی سه مرحله‌ای خود (بر مبنای اندازه، ارزش و بتا) بر این مشکل فائق آمدند. با بررسی ضریب همبستگی میان نسبت $\frac{B}{M}$ و β_{HML} شرکت‌های مورد بررسی، ما نیز شاهد آن بودیم که این ضریب، در تمام ۶ سال مورد بررسی مثبت بوده و در ۵ سال معنی‌دار و در دامنهٔ بین ۳۸ تا ۷۰ درصد بوده است. این شواهد، همگی دلالت بر ضرورت استفاده از روش شناسی دانیل و تیتمن (۱۹۹۷) در تحقیق پیش رو دارند.

فرضیه اول: نتایج حاصل از آزمون این فرضیه در ادامه می‌آید.

نگاره ۳

ANOVA[b]

Model	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	2291.769	3	763.923	29.447	.000[a]
Residual	1764.071	68	25.942		
Total	4055.840	71			

a. Predictors: (Constant), RSMB, RMKT, RHML

b. Dependent Variable: RcbpMK

Coefficients

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
(Constant)	1.356	.624		2.173	.033
RMKT	.603	.140	.411	4.295	.000
RHML	.139	.082	.177	1.699	.094
RSMB	-.274	.095	-.311	-2.872	.005

همان‌طور که مشاهده می‌شود، آمارهٔ F حاصل حاکی از معناداری کلی رگرسیون است. علاوه بر این آمارهٔ دوربین- واتسون(۱,۷۵۵) نشان می‌دهد که همبستگی سریالی میان پسماندهای رگرسیون وجود ندارد و ضریب تعیین تعدیل شدهٔ این رگرسیون ۰/۵۵ می‌باشد. نکته بسیار کلیدی رگرسیون فوق، این است که جزء ثابت رگرسیون، مثبت و معنی‌دار است. این یافته، کاملاً با پیش‌بینی مدل مبتنی بر ویژگی‌های سهام دانیل و تیتمن (۱۹۹۷) سازگار است و نشان می‌دهد که پس از همسان کردن شرکت‌ها از نظر نسبت $\frac{B}{M}$ و اندازه، بتای بازاری سهام قادر به توضیح اختلاف بازده سهام شرکت‌های مختلف نیست. بنابراین، بر اساس یافته‌های فوق می‌توان فرض اول تحقیق مبنی بر توانایی مدل سه عاملی در تبیین بازده سهام شرکت‌های مرتب شده از نظر اندازه، نسبت $\frac{B}{M}$ و β_{MKT}را در سطح اطمینان ۹۵٪ رد کرد.

فرضیهٔ دوم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه فوق عبارتست از:

نگاره ۴

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5312.723	3	1770.908	67.320	.000[a]
	Residual	1788.786	68	26.306		
	Total	7101.509	71			

a. Predictors: (Constant), RSMB, RMKT, RHML

b. Dependent Variable: RcbpHML

Coefficients[a]

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
1 (Constant)	.343	.628		.546	.587
RMKT	.034	.141	.018	.243	.809
RHML	.846	.082	.814	10.281	.000
RSMB	-.076	.096	-.065	-.794	.430

a. Dependent Variable: RcbpHML

همانطور که مشاهده می‌شود، F-Stat این مدل رگرسیونی حاکی از معناداری کلی مدل می‌باشد. هم‌چنین آمارهٔ دوربین–واتسون (۱,۵) نیز نشان میدهد که میان پسماندهای رگرسیون فوق، همبستگی سریالی وجود ندارد. از سوی دیگر، ضریب تعیین تعدیل شدهٔ این رگرسیون ($Adj.R^2$ =۰/۷۳۷) حاکی از توانایی بالای این مدل در تبیین رفتار بازده می‌باشد. در این جا نیز، مهم‌ترین نکتهٔ موردنظر، بررسی جزء ثابت رگرسیون است. جداول رگرسیونی حاکی از آنند که مقدار جزء ثابت این رگرسیون، مثبت است ولی در سطح اطمینان ۹۵٪ این مقدار تفاوت معنی‌داری با صفر ندارد. (t-stat=۰/۷۴) بنابراین، شواهد حاکی از توانایی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین بازده سهام می‌باشند. علاوه بر این، ضریب عامل ارزش در این رگرسیون مثبت و معنی‌دار است که این یافته مطابق پیش‌بینی مدل سه عاملی می‌باشد. علامت ضرایب مربوط به عوامل بازار و اندازه نیز مطابق یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) می‌باشد، با این تفاوت که آمارهٔ t مربوط به این ضرایب کوچک و در نتیجه ضرایب مذکور معنی‌دار نیستند. در مجموع، کلیهٔ شواهد مذکور حاکی از آن است که در سطح اطمینان ۹۵٪ نمی‌توان فرضیهٔ دوم پژوهش مبنی بر توانایی مدل سه عاملی فاما

و فرنچ در تبیین اختلاف بازده سهام شرکت‌های مختلف طی دورهٔ زمانی مورد بررسی را رد کرد.

فرضیهٔ سوم:

نگاره۵

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	5443.931	3	1814.644	39.707	.000[a]
	Residual	3107.682	68	45.701		
	Total	8551.613	71			

a. Predictors: (Constant), RSMB, RMKT, RHML

b. Dependent Variable: RcbpSMB

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.328	.828		-.396	.693
	RMKT	.160	.186	.075	.858	.394
	RHML	-.225	.108	-.198	-2.078	.041
	RSMB	.896	.127	.699	7.073	.000

a. Dependent Variable: RcbpSMB

ضریب تعیین تعدیل شدهٔ رگرسیون برابر ۰/۶۲ می‌باشد که حاکی از توانایی بالای مدل در توضیح رفتار متغیّر مستقل می‌باشد. معنی‌داری کلی مدل که با آمارهٔ F سنجیده می‌شود، دال بر معنی‌داری رگرسیون سه متغیّره مورد بررسی است. علاوه بر این عدم وجود همبستگی سریالی میان اجزای اخلال رگرسیون، توسط آماره دوربین واتسون تأیید می‌شود. با بررسی ضرایب رگرسیون، ملاحظه می‌شود که مقدار جزء ثابت این مدل، همانند ادّعای مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، تفاوت معنی‌داری با صفر ندارد. بنابراین، پس از تقسیم بندی سهام مشابه از نظر اندازه و نسبت $\frac{B}{M}$، بر مبنای β_{SMB}، مدل سه عاملی فاما و فرنچ هنوز هم قادر به تبیین رفتار بازده سهام می‌باشد.

۷. نتیجه گیری و پیشنهادات

یافته حاصل از فرضیه اول بدین معنی است که یک سهم، صرف بازده کسب می‌کند حتّی اگر روند بازده آن شبیه حرکات بازده یک ورقهٔ قرضه باشد. به عبارت دیگر، پس از یکسان‌سازی سهام از نظر ویژگی‌های اندازه و نسبت $\frac{B}{M}$، بتای بازار سهم قادر به توضیح رفتار بازده سهم نیست. نتیجهٔ فوق کاملاً با پیش‌بینی مدل مبتنی بر ویژگی‌های سهام دانیل و تیتمن مبنی بر این که صرف بازده کسب شده توسط سهام ناشی از تحمل ریسک اضافی نیست، سازگار می‌باشد. نتایج حاصل از بررسی فرضیهٔ دوم حاکی از آن است که در سطح اطمینان ۹۵٪ نمی‌توان این فرض را که مدل سه عاملی فاما و فرنچ قادر به تبیین بازده پورتفوهای با ویژگی همسانِ حاصل از تقسیم‌بندی سهام بر مبنای β_{HML} می‌باشد را رد کرد. این یافته‌ها با نتایج مطالعهٔ دیویس، فاما و فرنچ (۲۰۰۰) سازگار است و نشان می‌دهد که حتّی پس از کنترل شرکت‌ها از نظر ویژگی‌های اندازه و ارزش، β_{HML} مدل سه عاملی فاما و فرنچ قادر به توضیح رفتار بازده سهام است. به عبارت دیگر، ارائه تفسیر مبتنی بر ریسک از عامل ارزش در مورد شرکت‌های تحت بررسی صحیح است و می‌توان گفت که نسبت $\frac{B}{M}$ شرکت‌ها به نوعی نمایندهٔ میزان ریسکی بودن شرکت‌هاست. فرضیهٔ سوم تحقیق حاضر که به بررسی توانایی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین اختلاف بازده پورتفوهای با ویژگی همسان بر اساس تقسیم‌بندی بر مبنای β_{SMB} می‌پردازد را در سطح اطمینان ۹۵٪ نمی‌توان رد کرد. در واقع پس از کنترل شرکت‌های مورد مطالعه بر مبنای

اندازه و نسبت $\frac{B}{M}$، β_{SMB} مدل سه عاملی قادر به توضیح رفتار بازده سهام می‌باشد. این نتیجه با یافته‌های تحقیقات دانیل و تیتمن (۲۰۰۱)، سوآد لاجیلی (۲۰۰۷) و دیویس و همکاران (۲۰۰۰) مطابقت دارد و می‌توان عنوان کرد که ارائه تفسیر ریسکی از عامل اندازه در مورد شرکت‌های موردنظر در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۱ مناسب است و هنگام اتخاذ تصمیمات سرمایه گذاری باید به β_{SMB} سهام توجه کرد. علاوه بر این،در ارزیابی عملکرد مدیران سرمایه گذاری، باید بازده بدست آمده را با بازده ناشی از پورتفوهایی با همان اندازه و نسبت $\frac{B}{M}$ مقایسه کرد. همچنین می توان برای بدست آوردن وزن های بهینه در مدل بهینه سازی پورتفوی مارکویتز از مقادیر بازده مورد انتظار و ماتریس واریانس-کوواریانس حاصل از مدل مبتنی بر ویژگی های سهام دانیل و تیتمن استفاده کرد[25].

در نهایت با توجه به توانایی β_{SMB} و β_{HML} در توضیح اختلاف بازده سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بهتر است هنگام اتخاذ تصمیمات مربوط به خرید سهام و ارزیابی اقتصادی طرح های سرمایه گذاری به این شاخص های ریسک توجهی بیش از پیش نمود و در تفسیر و به کار گیری بتای بازار سهم احتیاط کرد.

با توجه به این موضوع که در ادبیات موضوعی تحقیق در ایران، مجموعه ای از عوامل موثر بر بازده سهام مانند نسبت سود به قیمت و بهره وری سرمایه شناخته شده اند، میتوان به بررسی این موضوع پرداخت که آیا ویژگی های نسبت سود به قیمت و نسبت بهره وری سرمایه و یا بتاهای این عوامل در مدل های عاملی، قادر به تبیین اختلاف بازده سهام شرکتهای مختلف میباشند[6, 5,4]. در نهایت با توجه به این موضوع که بتای اندازه و بتای ارزش یک سهم توانایی تبیین اختلاف بازده سهام شرکت های مختلف را دارند، بهتر است با استفاده از داده های مربوط به دوره های زمانی طولانی تر و انجام تقسیم بندی های جزئی تر از نظر ویژگی های اندازه و ارزش، به بر آوردهای دقیق تری از β_{SMB} و β_{HML} رسید. البته، روش تحقیق مورد نظر دانیل و تیتمن(۱۹۹۷) نیازمند تقسیم بندی سه مرحله ای است و انجام تقسیمات جزئی تر در مراحل اول و دوم نیازمند بررسی تعداد قابل ملاحظه ای شرکت میباشد تا در تمام پورتفوی های حاصل از مرحله سوم، تعداد مناسبی

سهم موجود باشد. همچنین در خاتمه لازم است به یکی از مهم ترین محدودیت های عملی این مطالعه اشاره شود. نتایج بدست آمده در پژوهش پیش رو به میزان قابل توجهی تابع میزان کارایی روش های اقتصاد سنجی موجود است و بی تردید با معرفی روش های کاراتر در آینده، جنبه های بیشتری از واقعیت روشن خواهد شد.

منابع

۱-آقا بیگی، صابر (۱۳۸۵). مقایسه مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ در توضیح نرخ بازده مورد انتظار سرمایه گذاران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

۲- اسکندری ،مهدی.(۱۳۸۵). بررسی رابطه ریسک و بازده بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بازار سرمایه ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه صنعتی امیرکبیر.

۳- اسلامی بیدگلی، غلامرضا. خجسته، محمد علی. (۱۳۸۷). بهبود عملکرد پورتفوی بر مبنای بازده تعدیل شده بر اساس ریسک در سرمایه گذاری مبتنی بر بهره وری سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، ۱۰ (۲۵): ۲۱-۳.

۴- اسلامی بیدگلی، غلامرضا. شمس، شهاب الدین. چیت سازان، هستی(۱۳۸۶). نظریه های مالی نوین. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

۵- کیمیاگری، علی محمد.اسلامی بیدگلی، غلامرضا. اسکندری، مهدی. (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بورس تهران بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ. تحقیقات مالی، شماره ۲۳، ص ,۶۱

۶- باقرزاده ، سعید. (۱۳۸۴). عوامل موثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، ۷ (۱۹) : ۶۵-۲۵

۷- راعی، رضا. شواخی زواره، علیرضا. (۱۳۸۵). بررسی عملکرد استراتژی های سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، شماره ۲۱، ص ,۷۵

۸- طارمی ،مریم.(۱۳۸۵). آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش‌بینی بازده سهام. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه الزهراء(س). دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی.

9- Banz, Rolf W., (1981), The Relationship Between Return and The Market Value of Common Stocks, Journal of Financial and Quantitative Analysis 14, 421-441.

10- Bhandari, Laxmi C, (1988), Deht/equity Ratios and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. Journal of Finance 43, 507-528.

11- Brennan, M., Chordia, T. and Subrahmanyam, A.(1998), 'Alternative Factor Specification, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Return', Journal of Financial Economics, 49. 345–73.

12- Chan, K. C, and Nai-Fu Chen,(1991), Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms. Journal of Finance 46, 1467-1484.

13- Daniel, K. and Titman, S.,(1997) 'Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns', *Journal of Finance*, 52, 1–33.

14- Daniel, K., Titman, S. and Wei, J.,(2001) 'Explaining the Cross-Section of Stock Return in Japan: Factors or Characteristics?' Journal of Finance, 56, ,743–66.

15- Davis, J., Fama, E. F. and French, K., (2000) 'Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929–1997', Journal of Finance, 55. 389–406.

16- Edward Lee, Weimin Liu and Norman Strong, (2007)`UK Evidence on the Characteristics Versus Covariance Debate`, Journal of European Financial Management. 13,.742-756

17- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, (1992), The Cross-Section of Expected Stock Returns,Journal of Finance 47, 427–465.

18- Fama, E. F. and French, K. R.,(1993) 'Common Risk Factors in the Return on Stocks and Bonds', Journal of Finance. 33, ,. 3–56.

19- Fama, E. F. and French, K. R.,(1996) 'Multifactor Explanation of Asset Pricing Anomalies', Journal of Finance,. 51,. 55–84.

20- Fama, E. F. and French, K. R.,(1998) 'Value Vs Growth: The International Evidence', Journal of Finance,. 53,. 1975–2000.

21- Fama, Eugene F., (1996). Multifactor Portfolio Efficiency and Multifactor Asset Pricing, Journal of Financial and Quantitative Analysis 31, 441–465.

22- Fama, E. F. and J. MacBeth, (1973), Risk, Retum and Equilibrium: Empirical Tests, Joumal of Political Economy M, 601-36.

23- Keim, Donald B., (1983), Size -Related Anomalies and Stock Return Seasonality; Further Evidence. Journal of Financial Economics 12, 13-32.

24- Pin-Huang Chou, and Kuan-Cheng Ko,(2008) 'Characteristics, Covariances, and Structural Breaks', Economic Letters, 100, , 31-34

25- Pin-Huang Choua,, Wen-Shen Lia, Guofu Zhou,(2006) 'Portfolio Optimization Under Asset Pricing Anomalies.' Japan and world economy, 18, 121-142

26- Reinganum, M. and Shapiro, A., (1989)'Taxes and Stock Return Seasonality: Evidence From the London Stock Exchange', Journal of Business, 60,. 281–95.

27- Sharpe, W. F., (1964), Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, Joumal of Finance 19.

28- SOUAD LAJILI-JARJIR,(2007) 'Explaining the Cross-Section of Stock Returns in France : Characteristics or Risk Factors ?', The European Journal of Finance,. 13, 145-158