

## **In Pursuit of the Optimal Combination of Fama-French and Carhart Models for Iranian Capital Market**

**Reza Raei<sup>1</sup>, Mahdi Bostanara**

### **Abstract**

It has been proved that different economies are disintegrated in terms of the optimal asset pricing model structure. Here we consider six different combinations of Fama-French and Carhart models, in terms of inclusion of momentum effect, differing effects for small and large firms and value weighting the factor components in explaining the average returns of sets of LHS portfolios, some of which are specifically focused on large firms. Both time-series regression and Fama-MacBeth approach (full and rolling samples) in cross-section regression procedures have been used for testing the models. It is found that momentum's effect is significant in many of the spectra of test portfolios. Market factor's explaining power which is significant almost solely for return SD sorts, is most pronounced when calculated based on full samples. Among all value-growth effect variants, explaining power of bHMLw has been significant. Finally, RHS portfolios corresponding to size effect have demonstrated significant explanation for average returns, only after deletion of the data from year - the last months of the whole -month research data.

**Keywords:** : Asset Pricing, Carhart model, Fama-French model, Fama-MacBeth method, Risk Factors

**JEL:** G12.

---

<sup>1</sup>. Professor in Financial Management, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran, Email: raei@ut.ac.ir

. Ph.D. Candidate, Finance-Banking, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: bostanara@ut.ac.ir



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

## جستجو برای ساختار بهینه مدل‌های قیمت‌گذاری فامالفرنج و کارهارت در

### بازار سرمایه ایران<sup>۱</sup>

رضارعی<sup>۲</sup>، مهدی بستان‌آراء<sup>۳</sup>

#### چکیده

عدم یکپارچگی کشورها از نظر ساختار مدل‌های قیمت‌گذاری فامالفرنج و کارهارت در مطالعات پیشین اثبات شده است. در این پژوهش، شش ترکیب مختلف برای عوامل ریسک مدل‌های فامالفرنج و کارهارت (از حیث وجود عامل مومنتوم، تفکیک اثرات برای شرکت‌های کوچک و بزرگ و وجود وزن در ساختار فاکتورها) بر روی نه طیف گوناگون از پرتفولیوهای آزمون (به‌ویژه برای شرکت‌های بزرگ)، در رویه رگرسیون سری زمانی و رویه رگرسیون مقطعی فامالکم‌بث (جدداً گانه با کل نمونه و با پنجره‌های زمانی غلطان ۶۰ ماهه) در بورس تهران، از مهر ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۳۹۶ آزمون شده‌اند. بنا بر یافته‌ها، معناداری اثر مومنتوم در توضیح پراکندگی میانگین بازده‌ها اکثراً معنادار بوده است. همچنین، صرف ریسک‌های محاسبه‌شده برای عامل بازار عموماً برای طیف‌های حاصل از مرتب‌سازی شرکت‌ها برحسب انحراف معیار بازده معنادار بوده‌اند و در صورت محاسبه با بتاهای مبتنی بر کل اطلاعات پژوهش (۹۰ ماه) توضیح‌دهندگی بهتری داشته‌اند. در خصوص عامل ارزشی رشدی، در بین شرکت‌های بزرگ برعکس عامل ارزشی رشدی، بازده شرکت‌های رشدی بیشتر از شرکت‌های ارزشی بوده است و عامل ارزشی رشدی موزون خاص شرکت‌های بزرگ معنادارترین بدیل این عامل برای توضیح پراکندگی بازده‌های میانگین بوده‌اند. برای عامل اندازه شرکت، تنها پس از حذف داده‌های سال ۱۳۹۶ صرف ریسک‌های معنادار پدیدار شده‌اند.

**واژه‌های کلیدی:** رویه فامالکم‌بث، عوامل ریسک، قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مدل فامالفرنج، مدل کارهارت

طبقه‌بندی موضوعی: G120

۱. کد DOI مقاله: ۱۰.۲۲۰۵۱/jfm.۲۰۱۸.۲۲۲۳۳.۱۷۸۶

۲. استاد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ایران. Email: raei@ut.ac.ir

۳. دانشجوی دکترا مدیریت مالی، دانشگاه تهران، ایران، نویسنده مسئول، Email: bostanara@ut.ac.ir

## مقدمه

مدل‌های سه عاملی فاما-فرنج<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) و چهار عاملی کارهارت<sup>۲</sup> (۱۹۹۷) از شناخته شده‌ترین مدل‌ها در حوزه قیمت‌گذاری دارایی‌ها<sup>۳</sup> بشمار می‌روند. این مدل‌ها علاوه بر فاکتور ریسک بازار مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، بر حساسیت بازده سهام بر عوامل ریسک اندازه، سهام ارزشی در برابر سهام رشدی و مومنتوم تمرکز دارند. بررسی کارکرد این دو مدل در بازار سرمایه ایران، امر بی‌سابقه‌ای نیست؛ اما با توجه به تفاوت چشمگیری که طبق مطالعات پیشین بین مناطق و کشورهای مختلف از نظر ساختار مدل‌های قیمت‌گذاری وجود دارد، هدف این پژوهش شناسایی بهترین ترکیب از ساختار این مدل‌ها در ایران است (چاکچی<sup>۴</sup>، فیوزی<sup>۵</sup> و تان<sup>۶</sup>، ۲۰۱۳، فاما و فرنج، ۲۰۱۲). بدین منظور بنا بر پژوهش فاما و فرنج (۲۰۱۲) و تجویز لولن<sup>۷</sup>، نیجل<sup>۸</sup> و شنکن<sup>۹</sup> (۲۰۱۰) از نه طیف مختلف به‌عنوان پرتفولیوهای آزمون استفاده شده است که بنا بر منابع معرفی شده در روش‌شناسی پژوهش برگزیده شده‌اند. همچنین بنا بر پژوهش گریگوری<sup>۱۰</sup> و دیگران (۲۰۱۳) و دیگر منابع معرفی شده در روش‌شناسی پژوهش شش ترکیب مختلف از فاکتورهای مدل‌های فاما و فرنج (۱۹۹۳) و کارهارت (۱۹۹۷) استفاده شده‌اند. در ترکیب این مدل‌ها وجود یا عدم وجود عامل مومنتوم، تجزیه اثر عوامل ارزشی رشدی و اندازه شرکت بین شرکت‌های بزرگ و کوچک و موزون بودن یا نبودن اجزاء در پرتفولیوهای عامل ریسک بررسی شده‌اند. بجهت کاربردی سازی نتایج برای سرمایه‌گذاران نهادی بزرگ که به خاطر محدودیت‌هایی همچون حجم بالای سرمایه‌گذاری‌ها و تعهدات نقد شوندگی تنها می‌توانند در سهام شرکت‌های بزرگ وارد شوند، مدل‌های پژوهش در برابر مجموعه پرتفولیوهای برگزیده از میان شرکت‌های بزرگ نیز آزمون شده‌اند.

- 
- . Fama-French
  - . Carhart
  - . Asset pricing
  - . Cakici
  - . Fabozzi
  - . Tan
  - . Lewellen
  - . Nagel
  - . Shanken
  - . Gregory

خروجی‌های مدل‌ها در برابر هر مجموعه پرتفولیوی آزمون، در قالب دو رویه<sup>۱</sup> دو مرحله‌ای رگرسیون سری زمانی و رگرسیون فاما-مک‌بث<sup>۲</sup> (یکی از شناخته‌شده‌ترین رویکردها در رویه رگرسیون مقطعی) مورد بررسی قرار گرفته‌اند. با این دو رویه از یکسو معناداری توأمان خطاهای قیمت‌گذاری و از سوی دیگر معناداری صرف ریسک‌های هر عامل کنترل‌شده‌اند. عدم اثرپذیری از همبستگی مقطعی اجزاء خطا، همبستگی بین عوامل ریسک و انعکاس اثر تصادفی بودن بتاها از نقاط قوت هر دو رویه بشمار می‌روند. در این پژوهش، رویه رگرسیون فاما-مک‌بث (با اعمال اصلاح شنکن (۱۹۹۲ب) بر روی انحراف معیارها) در دو حالت استفاده یکجا از کل نمونه و استفاده از پنجره‌های زمانی غلتان برگزار شده است. نهایتاً، دامنه گسترده طیف‌های پرتفولیوهای آزمون، مدل‌های قیمت‌گذاری و روش‌های آزمون مدل، نمایی وسیع در خصوص عوامل ریسک در بازه سهام بورس تهران بدست داده که کمتر در پژوهش‌های داخلی پیشین ارائه شده است.

### مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

شواهد زیادی همچون فاما و فرنچ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۶ب) و کاکرین<sup>۳</sup> (۲۰۱۱) مبنی بر عدم کفایت عامل ریسک بازار CAPM برای توضیح علت پراکندگی میانگین بازده‌های مشاهده‌شده در سهام وجود دارد. مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳) بر پایه ناهمگونی‌های<sup>۴</sup> مشاهده‌شده در بازده توضیح داده نشده CAPM (تفاوت معنادار در بازده میانگین شرکت‌های دارای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار مختلف، علیرغم تساوی بتای بازار آنها) شکل گرفته است.

از سوی دیگر، فاما و فرنچ (۱۹۹۶) در تشریح عملکرد و آزمون این مدل در توضیح طیف‌های تشکیل شده بر اساس ناهمگونی‌های دیگر، عدم توانایی آن در توضیح پراکندگی بازده‌های پرتفولیوهای تشکیل شده بر اساس اثر مومنتوم (تداوم روند مثبت یا منفی بازده‌های یازده تا دو ماهه اخیر) معرفی شده توسط جگادیش<sup>۵</sup> و تیتمن<sup>۶</sup> (۱۹۹۳) و ازنس<sup>۷</sup> (۱۹۹۴) را تأیید کرده‌اند.

- 
- . procedure
  - . Fama-MacBeth
  - . Cochrane
  - . anomaly
  - . Jegadeesh
  - . Titman
  - . Asness

بر این اساس، کارهارت (۱۹۹۷) پس از مشاهده امکان‌پذیری توضیح پراکندگی بازده مشاهده‌شده در صندوق‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از روند بازده ماه‌های اخیر آن‌ها، ارائه یک مدل چهار عاملی با افزودن عامل ریسک مومنتوم به مدل سه عاملی را معتبر دانسته است.

پس از ارائه مدل سه عاملی، تنوع عظیم متغیرهای قابل پیشنهاد برای طبقه‌بندی میانگین بازده‌ها به ایجاد دامنه گسترده‌ای از مطالعات در حوزه قیمت‌گذاری دارایی‌ها منجر شده است که بیم از داده‌کاوی<sup>۱</sup> را بالا برده است. به‌عنوان مثال، هاروی<sup>۲</sup>، لیو<sup>۳</sup> و ژو<sup>۴</sup> (۲۰۱۶) به بررسی ۳۱۶ فاکتور ریسک معرفی شده در برخی مطالعات و مجلات منتخب پرداخته‌اند و بر پایه انتقادات و تجویزهای آماری ارائه‌شده توسط منابعی همچون لوتلن و دیگران (۲۰۱۰) به ارائه چارچوبی سخت‌گیرانه‌تر برای بررسی مدل‌های جدید پرداخته‌اند.

بعثت نوآوری این پژوهش از حیث بررسی ساختارهای بدیل برای مدل‌های فاما-فرنج و کارهارت و همچنین، آزمون مدل‌ها برای نه طیف مختلف از پرتفولیوهای آزمون، عموماً در بین پژوهش‌های انجام‌شده در بازار سرمایه ایران، موارد مشابهی یافت نمی‌شود. با این حال، برخی از پژوهش‌های مبنایی مرتبط در بورس ایران عبارت‌اند از:

در مطالعه اسلامی بیدگلی و خجسته (۱۳۸۷) خطاهای قیمت‌گذاری (آلفاها) برای مدل فاما-فرنج معنادار دیده نشده است اما پس از تشکیل پرتفولیوهای ایجادشده بر اساس استراتژی بهره‌وری سرمایه، مدل فاما-فرنج قادر به توضیح پراکندگی بازده این پرتفولیوها نبوده است. در واقع، آلفاهای پرتفولیوهای ایجادشده بر مبنای این استراتژی به‌طور معناداری مثبت بوده‌اند که به معنای قابلیت کسب بازده بر اساس آن، حتی پس از کنترل اثر اندازه شرکت و اثر ارزشی رشدی است.

بررسی رحمانی فیروزجایی و سلمانی جلودار (۲۰۱۰) حاکی از برتری توان توضیح‌دهندگی مدل فاما-فرنج نسبت به CAPM بوده است. آن‌ها برای این بررسی از ضریب تعیین رگرسیون‌های سری زمانی هر یک از این مدل‌ها برای پرتفولیوهای شش‌گانه اندازه و ضریب ارزش دفتری به ارزش بازار بهره‌برده‌اند. آن‌ها همچنین وجود هر سه عامل را برای توضیح پراکندگی مقطعی بازده این پرتفولیوها ضروری دانسته‌اند.

در مطالعه آلاله، تمیمی و نعمت‌پور دزفولی (۱۳۹۲) بر اساس ضریب تعیین رگرسیون سری زمانی در خصوص توان توضیح‌دهندگی مدل‌های CAPM، فاما فرنچ و کارهارت پس از افزودن عوامل چولگی و کشیدگی قضاوت شده است.

بنا بر پژوهش تهرانی، انصاری و سارنج (۱۳۹۲) بر روی اطلاعات معاملات ۹۹ شرکت در بورس تهران در بین سال‌های ۱۳۸۰ تا پایان ۱۳۸۸، بازده حاصل از استراتژی مومنتوم رابطه‌ای با نقدشوندگی سهام این شرکت‌ها نداشته است.

ایزدی‌نیا، ابراهیمی و حاجیان‌نژاد (۱۳۹۲) به مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری فاما فرنچ و کارهارت با استفاده از داده‌های حدود ۱۲۸۰۰ شرکت‌ماه در بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ پرداخته‌اند. آن‌ها رابطه همبستگی و پرتفولیوی عامل مومنتوم را معنادار ندیده‌اند و بنا بر معنادار نبودن ضریب این عامل در رگرسیون‌های سری زمانی و کمتر بودن ضریب تعیین رگرسیون مربوط به مدل کارهارت نسبت به مدل فاما فرنچ؛ توضیح‌دهندگی عامل مومنتوم را مردود دانسته‌اند.

در پژوهش پورزمانی و بشیری (۱۳۹۲) مدل کارهارت بر روی نمونه‌ای متشکل از ۱۵۰ شرکت بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ آزمون شده است. در این پژوهش بازده بیشتری برای سهام رشدی نسبت به سهام ارزشی دیده شده است. در ادامه بازده مورد انتظار مدل قیمت‌گذاری کارهارت برای هر یک از دو گروه سهام رشدی و ارزشی محاسبه شده است ولی برای بررسی درستی نتایج از آزمون مقایسات زوجی استفاده شده است. بنا بر نتایج این پژوهش سهام رشدی بازدهی بیشتر از سهام ارزشی داشته‌اند.

### روش‌شناسی پژوهش

مدل‌های مورد آزمون و نحوه محاسبه متغیرهای مستقل مورد استفاده در آن‌ها عبارت‌اند از:  
مدل (۱) مدل سه عاملی فاما فرنچ (۱۹۹۳):

$$E(R_i) - R_f = \beta_i [E(R_M) - R_f] + s_i E(SMB) + h_i E(HML)$$

$$SMB = (SL + SM + SH)/3 - (BL + BM + BH)/3$$

$$HML = (SH + BH)/2 - (SL + BL)/2$$

شش پرتفولیوی فوق حاصل تقسیم شرکت‌های مورد بررسی، به دو دسته بزرگ (B) و کوچک (S) بر حسب اندازه و سه دسته ارزشی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (H)، متوسط (M) و رشدی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (L) هستند. در مقاله فاما و فرنچ (۱۹۹۳) که در

آن از مجموعه سهام مورد معامله در سه بازار بورس سهام نیویورک، نزدک و بورس آمریکا استفاده شده است، میانه اندازه شرکت های بورس نیویورک مبنای تقسیم همه شرکت ها به دو دسته بزرگ و کوچک قرار گرفته است. با این حال، مجموعه شرکت های کوچک مجموعاً تنها ۸ درصد از ارزش بازار را تشکیل می داده است. به همین ترتیب، صدک سی ام و هفتادم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) شرکت های بورس نیویورک، مبنای تقسیم مجموعه شرکت ها به سه دسته بوده است. در مطالعه فاما و فرنچ (۲۰۱۲) که بر بورس های سایر کشورها متمرکز بوده است، مجموعه ای از بزرگ ترین شرکت ها که در کنار هم ۹۰ درصد ارزش بازار را تشکیل می دهند، مبنای قرار گرفته اند و شرکت های بزرگ تر از میانه آن ها بعنوان پرتفولیوی سهام بزرگ و شرکت های دارای نسبت B/M بالاتر از میانه B/M این شرکت ها بعنوان پرتفولیوی سهام ارزشی در نظر گرفته شده اند. در داخل هر پرتفولیو میانگین وزنی سهام (برحسب ارزش بازار) هر ماه محاسبه می شود و در آغاز مهرماه هر سال ترکیب پرتفولیوها بر حسب آخرین مقادیر چیده می شود. در محاسبه B/M مطابق تعریف فاما و فرنچ (۱۹۹۳) آخرین ارزش دفتری هر سهم در سال گذشته (بشرطی که مثبت بوده باشد) و آخرین قیمت سهم در سال گذشته مبنای قرار گرفته است. همچنین شرکت های صنعت واسطه گری مالی از داده ها حذف شده اند.

مدل (۲) مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷):

$$E(R_i) - R_f = \beta_i [E(R_M) - R_f] + s_i E(SMB) + h_i E(HML) + w_i E(WML)$$

$$WML = (SW + BW)/2 - (SL + BL)/2$$

چهار پرتفولیوی فوق حاصل تقسیم شرکت های مورد بررسی، به دو دسته بزرگ (B) و کوچک (S) بر حسب اندازه و سه دسته برنده با مومنتوم بالا (W)، متوسط و بازنده با مومنتوم پایین (L) هستند. در اینجا نیز صدک سی ام و هفتادم مومنتوم بزرگ ترین شرکت هایی که با هم تشکیل دهنده ۹۰ درصد ارزش بازار بوده اند، مبنای دسته بندی شرکت ها بوده است. مومنتوم یک سهم عبارتست از بازده تجمعی آن در بازده تا دو ماه پیش (بازده یک ساله منتهی به ماه مورد نظر، به جز آخرین ماه). در داخل هر پرتفولیو میانگین وزنی سهام (برحسب ارزش بازار) هر ماه محاسبه می شود و هر ماه ترکیب پرتفولیوها بر حسب آخرین مقادیر بازآرایی می گردد.



مدل (۳) مدل سه عاملی فاما-فرنچ با میانگین وزنی (برحسب ارزش بازار) در پرتفولیوهای نماینده اثر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، مطابق پژوهش کرمز<sup>۱</sup> و دیگران (۲۰۱۰):

$$E(R_i) - R_f = \beta_i [E(R_M) - R_f] + s_i E(SMB_w) + h_i E(HML_w)$$

$$SMB_w = [(SL \times V_{SL}) + (SM \times V_{SM}) + (SH \times V_{SH})] / (V_{SL} + V_{SM} + V_{SH}) - [(BL \times V_{BL}) + (BM \times V_{BM}) + (BH \times V_{BH})] / (V_{BL} + V_{BM} + V_{BH})$$

$$HML_w = [(SH \times V_{SH}) + (BH \times V_{BH})] / (V_{SH} + V_{BH}) - [(SL \times V_{SL}) + (BL \times V_{BL})] / (V_{SL} + V_{BL})$$

مدل (۴) مدل چهار عاملی کارهارت با میانگین وزنی در پرتفولیوهای نماینده اثر اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم، مطابق پژوهش کرمز و دیگران (۲۰۱۰):

$$E(R_i) - R_f = \beta_i [E(R_M) - R_f] + s_i E(SMB_w) + h_i E(HML_w) + w_i E(WML_w)$$

$$WML_w = [(SW \times V_{SW}) + (BW \times V_{BW})] / (V_{SM} + V_{BW}) - [(SL \times V_{SL}) + (BL \times V_{BL})] / (V_{SL} + V_{BL})$$

مدل (۵) مدل چهار عاملی کارهارت با تفکیک اثر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در میان سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک، مطابق پژوهش میچو و دیگران (۲۰۱۴):

$$E(R_i) - R_f = \beta_i [E(R_M) - R_f] + s_i E(SMB) + h_i^s E(sHML) + h_i^b E(bHML) + w_i E(WML)$$

$$sHML = SH - SL$$

$$bHML = BH - BL$$

مدل (۶) مدل چهار عاملی کارهارت با تقسیم اندازه شرکت‌ها به سه دسته (به جای دو دسته) و بررسی اثر اندازه در قالب دو عامل تفاوت میانگین موزون بازده شرکت‌های کوچک و متوسط و تفاوت میانگین موزون بازده شرکت‌های متوسط و بزرگ، تفکیک اثر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در میان سهام بزرگ و کوچک و استفاده از میانگین وزنی برای آن و نهایتاً استفاده از میانگین وزنی برای مومنتوم، بر اساس هر دو مطالعه کرمز و دیگران (۲۰۱۰) و میچو<sup>۲</sup> و دیگران (۲۰۱۴):

. Cremers

. Michou

$$E(R_i) - R_f = \beta_i [E(R_M) - R_f] + s_i^m E(MMBw) + s_i^s E(SMMw) + h_i^b E(bHMLw) + h_i^s E(sHMLw) + w_i E(WMLw)$$

$$MMBw = [(ML \times V_{ML}) + (MM \times V_{MM}) + (MH \times V_{MH})] / (V_{ML} + V_{MM} + V_{MH}) - [(BL \times V_{BL}) + (BM \times V_{BM}) + (BH \times V_{BH})] / (V_{BL} + V_{BM} + V_{BH})$$

$$SMMw = [(SL \times V_{SL}) + (SM \times V_{SM}) + (SH \times V_{SH})] / (V_{SL} + V_{SM} + V_{SH}) - [(ML \times V_{ML}) + (MM \times V_{MM}) + (MH \times V_{MH})] / (V_{ML} + V_{MM} + V_{MH})$$

$$bHMLw = (BH \times V_{BH}) / (V_{BH} + V_{BM} + V_{BL}) - (BL \times V_{BL}) / (V_{BH} + V_{BM} + V_{BL})$$

$$sHMLw = (SH \times V_{SH}) / (V_{SH} + V_{SM} + V_{SL}) - (SL \times V_{SL}) / (V_{SH} + V_{SM} + V_{SL})$$

به منظور بررسی توان هر یک از مدل‌ها در توضیح پراکندگی میانگین بازده‌ها، از مجموعه پرتفولیوی آزمون‌های زیر استفاده شده است:

مجموعه (۱) ۵×۵ پرتفولیو حاصل از تقسیم شرکت‌ها برحسب اندازه و B/M به دسته‌های پنج‌گانه. مطابق روش بکار گرفته شده توسط فاما و فرنچ (۲۰۱۲) مرز دسته‌های اندازه شرکت‌ها صدک سه، هفت، سیزده و بیست و پنجم ارزش بازار کل شرکت‌ها (تجمعی) در نظر گرفته شده است، یعنی شرکت‌های پنجمین دسته، ۷۵ درصد از ارزش بازار را تشکیل داده‌اند. در پژوهش مذکور، برای تقسیم شرکت‌ها برحسب B/M در پنج دسته از صدک‌های بیست، چهل، شصت و هشتادم صرفاً «شرکت‌های بزرگ» (شرکت‌های بزرگ تشکیل‌دهنده ۹۰ درصد ارزش بازار) استفاده شده است.

مجموعه (۲) ۵×۵ پرتفولیو حاصل از تقسیم شرکت‌ها برحسب اندازه و مومنتوم به دسته‌های پنج‌گانه. مطابق روش بکار گرفته شده توسط فاما و فرنچ (۲۰۱۲) مرز دسته‌های اندازه مشابه مجموعه یک و مرز دسته‌های مومنتوم، مشابه دسته‌های B/M در مجموعه یک است.

مجموعه (۳) ۳×۳×۳ پرتفولیوی ترتیبی که مطابق مطالعه گریگوری و دیگران (۲۰۱۳) برای تشکیل آن‌ها ابتدا همه شرکت‌ها برحسب اندازه به سه دسته تقسیم شده‌اند. مرز این دسته‌ها، میانه و کران پایین شرکت‌های بزرگ بوده است. سپس هر دسته برحسب B/M به سه دسته و هر یک از این دسته‌ها به سه پرتفولیو برحسب مومنتوم تقسیم شده‌اند.

مجموعه (۴) ۲۵ پرتفولیوی حاصل از مرتب‌سازی شرکت‌ها برحسب انحراف معیار بازده آن‌ها، ایجاد شده بنا بر یکی از توصیه‌های لوئلن و دیگران (۲۰۱۰). بازده هر پرتفولیو به صورت میانگین وزنی (برحسب ارزش بازار در ابتدای سال) محاسبه شده است.

مجموعه ۵) ۲۸ پرتفولیوی مختص به صنایع مختلف ایجاد شده بر اساس توصیه لولن و دیگران (۲۰۱۰).

مجموعه ۶) پرتفولیوهای حاصل از مرتب‌سازی شرکت‌های بزرگ بر حسب اندازه و B/M. با توجه به این که سرمایه‌گذاران بزرگ به علت حجم بالای سرمایه‌گذاری، تعهدات نقدینگی در قبال سهامداران و ذینفعان و محدودیت‌های ریسک‌پذیری عملاً باید بخش اعظم پرتفولیوی خود را به سهام شرکت‌های بزرگ اختصاص می‌دهند، بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری تنها بر روی پرتفولیوهای متشکل از شرکت‌های بزرگ (شرکت‌های بزرگ تشکیل‌دهنده ۹۰ درصد ارزش بازار) می‌تواند محک مناسبی برای مدل‌ها باشد. در پژوهش گریگوری و دیگران (۲۰۱۳) به علت وجود ۳۵۰ شرکت در دسته شرکت‌های بزرگ انگلستان، این دسته‌بندی به صورت ۵×۵ انجام شده است اما با توجه به تعداد بسیار کمتر شرکت‌های در بورس تهران، نهایتاً یک دسته‌بندی ۲×۲ برای این منظور تشکیل شد که طی نود ماه مطالعه هر پرتفولیو بین ۱۰ تا ۲۹ شرکت را شامل می‌شده است. مجموعه ۷) ۲×۲×۳ پرتفولیوی حاصل از تقسیم شرکت‌های بزرگ، ابتدا بر حسب سایز به دو دسته (بر اساس میانه)، سپس تقسیم هر دسته بر حسب B/M به دو دسته و نهایتاً تقسیم هر یک از این چهار دسته به سه مومنتوم، بر حسب مومنتوم سهام موجود در آن‌ها.

مجموعه ۸) ۱۲ پرتفولیوی حاصل از تقسیم شرکت‌های بزرگ بر اساس انحراف معیار بازده. مجموعه ۹) ۱۵ پرتفولیوی مختص به شرکت‌های بزرگ، دسته‌بندی شده بر حسب صنعت آن‌ها. اگر هدف از ایجاد یک مدل قیمت‌گذاری را تبیین علت تفاوت بازده میانگین دارایی‌های مختلف بدانیم، در این مطالعه برای مقایسه مدل‌های مختلف از دو رویه رایج در مطالعات این حوزه استفاده شده است: رویه رگرسیون سری زمانی و رویه رگرسیون مقطعی. این دو رویه بخوبی توسط مآخذ شناخته‌شده‌ای همچون کمپبل و دیگران (۱۹۹۸)، کاکرین (۲۰۰۵) و فاما (۲۰۱۵) تشریح و تفسیر شده‌اند و ذیلاً به اختصار معرفی می‌گردند.

هر دوی این روش‌ها از یک منطق دومارحله‌ای بهره می‌برند. در مرحله اول میزان حساسیت (ضریب بتا) بازده دارایی‌های آزمون به عوامل ریسک محاسبه می‌شود. در مرحله دوم، بررسی می‌شود که آیا پراکندگی میانگین بازده پرتفولیوها با تفاوتشان از حیث میزان حساسیت به فاکتورهای ریسک مدل قابل توجیه است؟ یا در مقابل، آیا بخش توضیح داده نشده و مستقل بازده‌ها معنادار است و یا صرفاً ناشی از توزیع تصادفی آن‌ها در برهه زمانی مورد مطالعه است؟

ماهیت داده‌های مورد مطالعه در قیمت گذاری دارایی‌ها (بازده پرتفولیوها) توجه به سه مسئله مهم را اقتضا می‌نماید:

۱. با توجه به این که هر قدر هم در دستیابی به طیفی متنوع و گسترده از دارایی‌های آزمون تلاش شود، در هر مقطع زمانی، بخش باقی مانده و مستقل بازده‌های دارایی‌ها با یکدیگر همبستگی مقطعی خواهند داشت، نمی‌توان معناداری خطاها برای هر پرتفولیوی آزمون را بطور جداگانه ارزیابی کرد. از اینرو برای بررسی توأمان معناداری خطاهای قیمت گذاری از آماره  $\alpha^{-1} \text{COV}(\alpha, \alpha')$  استفاده می‌شود.
۲. تخمین بتاهای هر پرتفولیوی آزمون، خود یک آماره رگرسیونی برآمده از نمونه است و توزیع تصادفی خاص خود را دارد که باید لحاظ شود.
۳. هر قدر هم در جهت دستیابی به مدلی با فاکتورهایی مستقل تلاش شود، باز هم ممکن است به صورت جزئی با یکدیگر همبستگی داشته باشند.

### رویه رگرسیون سری زمانی

در رویه رگرسیون زمانی ابتدا در قالب یک رگرسیون سری زمانی مقادیر بتا (در قبال هر عامل ریسک) با رگرس کردن بازده مازاد بر نرخ بدون ریسک هر پرتفولیو یا  $R_t^{ei}$  بر روی فاکتورها در طی زمان صورت می‌گیرد:

$$R_t^{ei} = \alpha_i + \beta'_i f_t + \varepsilon_t^i, (t=1, 2, \dots, T) \quad \text{رابطه (۱)}$$

طبق تعریف انتظار می‌رود برای هر دارایی  $i$  آلفا (بخش توضیح داده نشده مدل و عرض از مبدأ رگرسیون سری زمانی) با میانگین صفر باشد. برای این منظور باید به رگرسیون مرحله دوم این رویه که یک رگرسیون مقطعی است، نگرینسته شود:

$$E(R^{ei}) = \hat{\beta}'_i \lambda + (\alpha_i), (i = 1, 2, \dots, N) \quad \text{رابطه (۲)}$$

اما از آنجایی که هر عامل ریسک، خود یک پرتفولیو با سرمایه گذاری صفر و مستقل از دیگر عوامل است، پس مدل در خصوص خود عامل‌ها هم صدق می‌کند. بنابراین چون بتای هر عامل برای خود آن برابر با یک و در قبال دیگر عوامل برابر با صفر است، خواهیم داشت:

$$E(f) = 1 \times \lambda \quad \text{رابطه (۳)}$$

بنابراین بدون برازش رگرسیون به مقدار خطای قیمت‌گذاری برای هر پرتفولیوی آزمون در هر دوره دست‌یافته‌ایم.

در رویه رگرسیون زمانی، با ملاحظه مسائل فوق، آماره بررسی معناداری خطاها عبارت است از:

$$\left(\frac{T}{K}\right) \left(\frac{T-N-K}{T-K-1}\right) \left[\frac{\hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha}}{1 + E_T(f)' \hat{\Omega}^{-1} E_T(f)}\right] \sim F(N, T-N-K) \quad \text{رابطه ۴}$$

این آماره که توسط گیونز، راس و شنکن (۱۹۸۹) معرفی شده است، اصطلاحاً GRS نامیده می‌شود و معناداری آن با توزیع فیشر بررسی می‌گردد. در این آماره،  $T$  برابر با تعداد دوره‌های زمانی،  $N$  تعداد پرتفولیوهای آزمون و  $K$  تعداد فاکتورهای ریسک مدل مورد بررسی است. همچنین،  $\alpha$  ماتریس عرض از مبدأهای رگرسیون‌های سری زمانی با ابعاد  $N \times 1$ ،  $\Sigma$  ماتریس واریانس-کوواریانس بدون تورش بین اجزاء خطای رگرسیون‌ها با ابعاد  $N \times N$ ،  $E_T(f)$  ماتریس میانگین فاکتورها با ابعاد  $K \times 1$  و  $\Omega$  ماتریس واریانس-کوواریانس بدون تورش بین فاکتورها با ابعاد  $K \times K$  است. دو ماتریس واریانس-کوواریانس مذکور بدین ترتیب به دست می‌آیند:

$$\hat{\Sigma} = \frac{\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}}{T-K-1} \quad \text{رابطه ۵}$$

$$\hat{\Omega} = \frac{(f - E_T(f))'(f - E_T(f))}{T-1} \quad \text{رابطه ۶}$$

با توجه به برازش توأمان  $T$  رگرسیون سری زمانی، برای  $N$  دارایی و بر روی  $K$  فاکتور، ماتریس  $\mathcal{E}$  ماتریسی با ابعاد  $T \times N$  و  $f$  ماتریسی  $T \times K$  است. (کاکرین، ۲۰۰۵)

منطق آماره GRS بر این اصل استوار است که آیا پرتفولیوهای سمت راست معادله که هر یک نماینده عامل ریسک خاصی هستند برای توضیح علت تفاوت میانگین بازده طیف پرتفولیوهای سمت راست کفایت می‌کنند یا خیر. در اصل، هدف از معرفی یک مدل قیمت‌گذاری معرفی یک پرتفولیوی بازار ضمنی<sup>۱</sup> است که چون پرتفولیوی کارآ و با حداقل واریانس<sup>۲</sup> است، می‌تواند مبدأ مقایسه برای توضیح تفاوت بازده مورد انتظار از دارایی‌های مختلف (برحسب میزان حساسیت (بتای) آن‌ها در قبال فاکتورهای مدل) باشد. بر این اساس، پرتفولیوی ضمنی بازار

. implied market portfolio  
 . Mean-Variance Efficient (MVE)

CAPM پرتفولیوی بازار (با بتای یک) و پرتفولیوی ضمنی بازار مدل فامالفرنج، پرتفولیوی با بتای یک بر روی هر سه عامل این مدل است. حال، آماره GRS به بررسی این امر می‌پردازد که آیا در سطح دارایی‌های آزمون، کسب سود از تفاوت بازده مورد انتظار مدل از بازده محقق شده دارایی‌ها (آلفاها) امری تصادفی و غیرقابل تکرار است و یا پیوسته قابل مشاهده است و دارای تفاوت معنادار از صفر است<sup>۱</sup>. بر این اساس، در آزمون یک مدل قیمت‌گذاری همان‌قدر که ترکیب مدل تعیین‌کننده است، انتخاب طیف دارایی‌های مورد توضیح هم محتوای اطلاعاتی خاص خود را دارد. فاما (۲۰۱۵) نقص اصلی GRS را اعلام وجود داشتن مدل بهتر و کامل‌تر، اما سکوت در اعلام ترکیب آن دانسته است. همچنین باید توجه داشت هر قدر تعداد دارایی‌های آزمون کمتر باشد ولی تنوع و پراکندگی بازده بیشتری داشته باشند قدرت آماره GRS بیشتر خواهد بود.

### رویه فاماک‌بث

در رویه رگرسیون مقطعی فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) هر دو مشکل هم‌خطی مقطعی اجزاء خطا و همبستگی مقطعی فاکتورها لحاظ می‌گردد. در این پژوهش دو مسیر اصلی برای تخمین‌های فاماک‌بث استفاده شده‌اند:

در صورتی که از کل بازه زمانی داده‌ها (نود ماه از مهر ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۳۹۶)<sup>۲</sup> به صورت کل نمونه<sup>۳</sup> استفاده شود، ابتدا همان رگرسیون مرحله اول رویه رگرسیون سری زمانی برازش شده و ماتریس بتاها استخراج می‌گردد:

$$R_t^{ei} = a_i + \beta'_i f_t + \varepsilon_t^i, (t = 1, 2, \dots, T) \quad \text{رابطه ۷}$$

سپس در هر دوره زمانی، رگرسیون مقطعی زیر بر روی بتاها (به عنوان متغیر مستقل رگرسیون) برازش می‌گردد:

$$R_t^{ei} = \gamma_t + \hat{\beta}'_i \lambda_t + \alpha_t^i, (i = 1, 2, \dots, N) \quad \text{رابطه ۸}$$

۱. آماره GRS در اصل، معناداری تفاوت مشاهده شده بین مربع نسبت شارپ بهترین پرتفولیوی بهینه قابل ساخت با استفاده از بازده محقق شده دارایی‌های سمت راست و چپ (اعم از بازده توضیح داده شده و توضیح داده نشده توسط مدل) با مربع نسبت شارپ پرتفولیوی بازار ضمنی مدل که انتظار می‌رود پرتفولیوی MVE باشد (بهترین پرتفولیوی بهینه قابل ساخت با استفاده از بازده محقق شده دارایی‌های سمت راست، به تنهایی) را کنترل می‌نماید. برای توضیحات بیشتر به منابع معرفی شده مراجعه گردد.

۲. در صورت بسط دامنه زمانی به سال‌های پیش‌تر تعداد شرکت کافی برای تشکیل همه پرتفولیوها وجود نخواهد داشت.

۳. full-sample

بنابراین، از برازش  $T$  رگرسیون مقطعی در  $T$  دوره، سری زمانی  $\lambda_t$ ،  $\gamma_t$ ،  $\alpha_t^i$ ها (خطای قیمت گذاری مدل برای پرتفولیوی  $i$ ام) به دست خواهد آمد و با بررسی میانگین و پراکندگی آن‌ها می‌توان معناداری کلی ضرایب را سنجید:

$$t(\hat{\lambda}) = \frac{\hat{\lambda}}{\sigma^2(\hat{\lambda})}, t(\hat{\gamma}) = \frac{\hat{\gamma}}{\sigma^2(\hat{\gamma})} \quad \text{رابطه ۹}$$

در خصوص خطاهای قیمت گذاری مثل رویه رگرسیون زمانی از آماره  $\hat{\alpha}' cov(\hat{\alpha}, \hat{\alpha}')^{-1} \hat{\alpha}$  استفاده می‌گردد اما این بار با توزیع  $\chi^2$  با درجه آزادی  $T-1$  مقایسه می‌شود. ماتریس واریانس کوواریانس خطاهای قیمت گذاری برابر است با:

$$cov(\hat{\alpha}) = \frac{1}{T} cov(\hat{\alpha}_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{\alpha}_{it} - \hat{\alpha}_i)(\hat{\alpha}_{jt} - \hat{\alpha}_j)' \quad \text{رابطه ۱۰}$$

مسیر دوم، استفاده از رویه فاملمک‌بث با استفاده از پنجره‌های زمانی غلطان<sup>۱</sup> است. در صورت وجود دامنه زمانی کافی برای محاسبه ضرایب بتا می‌توان ابتدا ضرایب بتای هر پرتفولیو را بر اساس بازده‌های محقق شده آن در شصت ماه گذشته به دست آورد و سپس در یک رگرسیون مقطعی، بازده هر پرتفولیو در ماه شصت و یکم را بر روی آن‌ها رگرس کرد. رگرسیون‌های مقطعی بعد نیز به همین ترتیب بر روی بتاهای به دست آمده از بازده‌های شصت ماهه‌های بعد برازش خواهند شد و نهایتاً به جای  $T$  رگرسیون مقطعی،  $T-60$  رگرسیون خواهیم داشت. مقادیر  $\lambda$ ،  $\gamma$  و  $\alpha$  به همان ترتیبی که تشریح گردید، قابل تفسیر خواهند بود.

با توجه به این که متغیر مستقل رگرسیون‌های مقطعی،  $\beta$ های برازش شده در رگرسیون سری زمانی مرحله اول هستند، توزیع تصادفی آن‌ها باید در محاسبه انحراف معیار  $\gamma$  و  $\lambda$  مدنظر قرار داشته باشد. این اصلاح که به اصلاح شنکن (۱۹۹۲) معروف است، عبارتست از:

$$\tilde{\sigma}_\gamma^2 = \hat{\sigma}_\gamma^2 (1 + \hat{\lambda}' (\sigma_f^2)^{-1} \hat{\lambda}) \quad \text{رابطه ۱۱}$$

$$\tilde{\sigma}_\lambda^2 = \frac{1}{T} ([T \times \hat{\sigma}_\gamma^2 - \sigma_f^2] \times (1 + \hat{\lambda}' (\sigma_f^2)^{-1} \hat{\lambda}) + \sigma_f^2) \quad \text{رابطه ۱۲}$$

یک آماره GRS معنادار به معنی وجود یک مدل قیمت گذاری بهتر (اما نامشخص) است که باعث معنادار باقی ماندن خطاهای مدل شده است. در مقابل، وجود ضرایب رگرسیون معنادار در

رگرسیون مقطعی حاکی از برتری مدل مورد بررسی نسبت به مدل ساده تر (مثلاً مدل سه عاملی فاما فرنج نسبت به CAPM) است (فاما، ۲۰۱۵). به همین ترتیب، وجود یک عرض از مبدأ معنادار علامت بارزی برای ناتوانی مدل در توضیح پراکندگی میانگین بازده پرتفولیوهای آزمون است. همچنین، هر قدر ضریب تعیین ( $R^2$ ) رگرسیون‌های سری زمانی (مرحله اول) بالاتر باشد به معنی رابطه بهتر بین عوامل ریسک و بازده‌هاست. روی دیگر این سکه، کمتر شدن خطاها و -گاهاً- غیر معنادار شدن آماره GRS است<sup>۱</sup>. به همین شکل، باید در بتاهای به دست آمده از رگرسیون‌های سری زمانی، مقادیر مختلفی برای پرتفولیوهای گوناگون به دست آمده باشد. با همین منطبق است که در رویه رگرسیون مقطعی، از پراکندگی مقادیر بتا در هر مقطع زمانی استفاده می‌شود. یکی دیگر از توصیه‌های لوئلن و دیگران (۲۰۱۰) که در این پژوهش برای آزمون مدل‌های قیمت گذاری مورد استفاده قرار گرفته است، توجه به تساوی مقدار میانگین فاکتورهای ریسک (در صورت معناداری) با ضرایب برازش شده رگرسیون‌های مقطعی (  $\beta_{it}$  ) یعنی کنترل وجود رابطه ۹ است.

### بررسی استواری

با توجه به حجم بالای نوسانات در معاملات سال ۱۳۹۶ بورس تهران به منظور بررسی استواری نتایج، همه آزمون‌های فوق یک بار بدون داده‌های این سال هم تکرار شدند که به فراخور نیاز، به نتایج آن‌ها اشاره خواهد شد.

### یافته‌های پژوهش

در جدول دو آمار توصیفی عامل‌های ریسک سیزده گانه مورد استفاده در مدل‌های مختلف نمایش داده شده‌اند<sup>۲</sup> و در نمودار ۱ (مندرج در پایان مقاله) بازده تجمعی هر پرتفولیوی ریسک دیده می‌شود. بر این اساس، از میان عوامل مربوط به اثر اندازه شرکت، SMMw، از میان عوامل مربوط به اثر ارزشی رشدی، SHML و هر دو پرتفولیوی ریسک مربوط به مومنتوم، در طی نود ماه داده‌های پژوهش میانگینی معنادار داشته‌اند.

۱. از انتقادات وارده به آماره GRS بسختی غیر معنادار ظاهر شدن آن است. جهت اطلاعات بیشتر به هاروی و لیو (۲۰۱۸) رجوع فرمایید.

۲. در کلیه جداول، علامت \* حاکی از معناداری متغیر آماری مورد گزارش در سطح معناداری (p-value) کمتر از ۱۰ درصد، \*\* بمعنی معناداری آن در سطح معناداری کمتر از ۵ درصد و \*\*\* نشانه معناداری آن در سطح معناداری کمتر از یک درصد است.



جدول ۱- آمار توصیفی عامل‌های ریسک در مدل‌های مختلف

عامل	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	کمترین	بیشترین
$R_m \circ R_f$	0/00370	0/05422	0/67309	0/02489	-0/0989	0/15011
SMB	0/00129	0/03997	-0/3213	0/23976	-0/1038	0/11111
HML	0/00144	0/04119	0/56869	0/59803	-0/0810	0/14427
SMBw	0/00197	0/04409	-0/0630	0/40936	-0/1163	0/13453
HMLw	-0/0010	0/05502	0/28202	0/71060	-0/1480	0/15858
	4					
WML	0/00629*	0/04019	-0/8051	2/17414	-0/1413	0/09886
			7		0	
WMLw	0/00976*	0/04888	-0/5877	1/75004	-0/1727	0/13845
	*		7		1	
sHML	0/00569*	0/03754	0/63088	1/07124	-0/0604	0/14556
bHML	-0/0028	0/06024	0/19151	0/64873	-0/1727	0/14458
	1					
MMBw	0/00287	0/02955	-0/0974	1/00267	-0/1046	0/07215
SMMw	0/00912*	0/04196	1/50424	3/92114	-0/0850	0/18802
	*					
sHMLw	0/00149	0/01124	0/54202	0/50127	-0/0188	0/03755
bHMLw	-0/0037	0/02724	-1/6543	5/44920	-0/135	0/04149
	0					

## رویه رگرسیون سری زمانی

با برگزاری رویه رگرسیون زمانی و به دست آوردن مقادیر بتا و استفاده از آن‌ها در کنار مقادیر مختلف هر فاکتور در طی زمان، سری زمانی خطاهای قیمت گذاری هر مدل ( $\alpha$ ) به دست آمد. سپس معناداری توأمان خطاها در رویه رگرسیون زمانی با آماره GRS به شرح جدول سه مورد بررسی قرار گرفت. معناداری توأمان خطاها برای همه مدل‌ها، در قبال مجموعه اول و برای مدل ششم در قبال بیش از نیمی از طیف‌ها معنادار بوده است. ضعیف‌ترین و قوی‌ترین میانگین ضریب تعیین رگرسیون‌های سری زمانی، به ترتیب در توضیح میانگین بازده پرتفولیوهای مجموعه‌های پنجم (عموم شرکت‌ها به تفکیک صنعت) و ششم (شرکت‌های بزرگ به تفکیک اندازه و B/M) مشاهده شده است. به همین ترتیب، این که کمترین و بیشترین مقدار برای میانگین  $|\alpha|$  (برای هر شش مدل) به ترتیب ۰/۴۳ و ۰/۸۴ درصد

در ماه و مربوط به همین دو پرتفولیو بوده است، امر غیرمنتظره‌ای نیست؛ اما چرا معناداری توأمان خطاها برای همه مدل‌ها، در قبال مجموعه اول و برای مدل ششم در قبال بیش از نیمی از طیف‌ها معنادار بوده است؟  
 مقادیر  $\alpha$  برای مدل‌های یکتا پنج‌در توضیح پراکندگی بازده‌های طیف نخست، عموماً برای ۲۰ پرتفولیو از ۲۵ پرتفولیو و برای مدل شش، در هر ۲۵ پرتفولیو منفی بوده است که به معنی وجود خطایی معنادار برای همه مدل‌ها هنگام مواجهه با این طیف است. برای طیف نه نیز توضیحی شبیه گزاره قبل صدق می‌کند.  
 همچنین، علت اصلی معنادار ظاهر شدن GRS برای مدل ششم در قبال اکثر مجموعه‌ها بزرگ و معنادار بودن خطاها برای بسیاری از آن‌ها<sup>۱</sup> بوده است. میانگین  $|\alpha|$  برای مدل ششم (در سطح نه مجموعه پرتفولیو) به طور میانگین ۴۳ درصد از میانگین  $|\alpha|$  برای سایر مدل‌ها بیشتر است.

#### جدول ۲- آماره GRS و میانگین ضریب تعیین در رگرسیون‌های سری زمانی

مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی
۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین
GRS	GRS	GRS	GRS	GRS	GRS	GRS	GRS	GRS	GRS
R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>
مدل ۱	1/666**	0/623	1/204	0/565	1/435	0/577	1/47*	0/495	1/477*
مدل ۲	1/536*	0/622	1/058	0/588	1/29	0/593	1/421	0/5	1/439
مدل ۳	1/693**	0/628	1/018	0/566	1/335	0/579	1/408	0/496	1/304
مدل ۴	1/568*	0/625	0/897	0/589	1/154	0/596	1/279	0/503	1/297
مدل ۵	1/597*	0/635	1/286	0/592	1/324	0/604	1/41	0/505	1/575*
مدل ۶	7/358**	0/658	2/712**	0/615	4/462**	0/618	1/126	0/516	3/167**
میانگین R <sup>۲</sup>	0/632	0/586	0/594	0/594	0/503	0/409			
مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی	مجموعه پرتفولیوی
۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵
آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین	آماره میانگین
GRS	GRS	GRS	GRS	GRS	GRS	GRS	GRS	GRS	GRS
R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>	R <sup>۲</sup>
مدل ۱	2/129*	0/829	1/215	0/614	1/252	0/555	1/975**	0/462	0/5۱۹

۱. مثلاً در قبال طیف یک، همه مدل‌ها حداکثر شش خطای معنادار داشته‌اند اما مدل ششم دوازده خطای معنادار (از مجموع ۲۵ پرتفولیو) بدست داده است.

مدل ۲	1/593	0/83	0/943	0/64	1/1	0/557	0/465	2/138**	۰/۵۲۷
مدل ۳	1/977	0/835	1/039	0/62	1/226	0/558	0/466	1/77*	۰/۵۲۲
مدل ۴	1/523	0/835	0/803	0/65	1/015	0/56	0/465	1/818**	۰/۵۳۰
مدل ۵	2/05*	0/837	0/74	0/647	1/113	0/57	0/475	2/054**	۰/۵۳۴
مدل ۶	6/011**	0/85	1/871**	0/647	0/859	0/574	0/474	3/855**	۰/۵۴۶
میانگین R <sup>۲</sup>	0/836	0/636	0/562	0/۴۶۸					

### رویه فاممک‌بث

در جداول چهار تا هفت، نتایج رویه فاممک‌بث برای مدل‌های یک تا شش و مجموعه پرتفولیوی یک تا نه گزارش شده است. این رویه در یک مسیر با استفاده یکجا از کل نمونه (تخمین ماتریس بتاها بر اساس کل نود ماه و سپس در هر ماه، رگرس کردن بازده هر پرتفولیو بر روی ماتریس بتاهای آن) انجام شده است. در این مسیر فرض بر این بوده است که بتاهای پرتفولیوها در طی زمان ثابتند و با استفاده از کل نود ماه به بهترین تخمین از آن‌ها خواهیم رسید. مسیر دیگر، محاسبه بتاها با استفاده از پنجره‌های زمانی شصت‌ماهه غلتان است، بنحوی که هم بتاها حتی‌الامکان قابل اتکا باشند و هم تغییرات آن‌ها در طی زمان (به‌عنوان متغیرهای مستقل رگرسیون‌های مقطعی مورد برازش در هر مقطع زمانی) لحاظ شده باشد. در این جداول، برای هر رگرسیون مقطعی ضریب تعیین، آماره معناداری توأمان خطاها (دارای توزیع  $\chi^2$ ) و مقدار به‌دست آمده برای هر صرف ریسک ( $\lambda$ ) گزارش شده است.

بالاترین میانگین ضرایب تعیین در حالت کل نمونه (برای هر شش مدل) برای طیف‌های یک و نه (به ترتیب، ۰/۲۳ و ۰/۲۲) و در حالت نمونه‌های زمانی غلتان برای طیف‌های یک و هفت (به ترتیب ۰/۲۱ و ۰/۲۳) دیده شده است. همچنین، بالاترین ضریب تعیین در حالت کل نمونه برای مجموعه نهم و مدل ششم (۰/۳۱) و در حالت نمونه‌های زمانی غلتان برای دومین مدل در هنگام توضیح پراکندگی میانگین بازده‌های هفتمین طیف (۰/۲۸) حاصل شده است. علیرغم مقدار نه‌چندان چشمگیر این  $R^2$ ها نباید از نظر دور داشت که برای هیچ‌یک از این طیف‌مسیرها عرض از مبدأ معنادار نبوده است یعنی با حرکت از پرتفولیوی به پرتفولیوی دیگر، بین تغییر بازده میانگین آن‌ها و تغییر میزان حساسیت نسبت به فاکتورهای ریسک موردبررسی، همگامی کافی وجود داشته است و جزء مستقلی به‌طور غیر تصادفی باقی نمانده است. از این رو، با توجه به مدت‌زمان کم نمونه موردبررسی (۷/۵ سال) نسبت به مطالعات مشابه خارجی (حداقل ۳۰ سال)، کثرت نوسانات و عوامل

پراکنده دخیل در تعیین قیمت‌ها و نهایتاً شدت نوسانات در بازار سرمایه ایران، معنادار دیده نشدن عوامل ریسک چندان غیرمنتظره نیست ولی عدم معناداری خطاها (برای طیف ۹ (در اکثر مدل‌ها) و ۷) و معنادار نبودن عرض از مبدأها (برای طیف‌های ۱، ۲، ۷ و ۹) در هیچ‌یک از دو مسیر، به معنای عدم رد همگامی و رابطه بین تغییرات مقطعی بناها با تغییرات مقطعی میانگین بازده پرتفولیوهاست. عبارت دیگر، در چارچوب معیارهای لولن و همکاران (۲۰۱۰) حداقل برای دو طیف، توانایی فاکتورها در تبیین میانگین بازده‌های پرتفولیوهای آزمون قابل رد کردن نبوده است.

جدول ۳- پروسه فاما-مک‌بث برای مدل‌های یک تا سه و مجموعه پرتفولیوی یک تا

چهار، با استفاده یکجا از کل نمونه و پنجره‌های زمانی غلتان

مجموعه پرتفولیوی ۱		مجموعه پرتفولیوی ۲		مجموعه پرتفولیوی ۳		مجموعه پرتفولیوی ۴	
کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان
<b>مدل ۱</b>							
R	0/216	0/21	0/14	0/097	0/156	0/127	0/082
	39/1**	96/3***	19/3	109/4***	45/8***	129/1***	44/7***
عرض از مبدأ	0/003	0/01	0/004	0/008	0/006	0/018**	-0/007
Rm ° Rf	-0/007	0/002	-0/005	0/003	-0/006	-0/002	0/015**
SMB	0/003	0/001	0/006	-0/002	-0/002	-0/003	-0/006
HML	0/002	0/003	-0/01*	0/003	-0/001	0/003	-0/007
<b>مدل 2</b>							
R'	0/222	0/206	0/18	0/13	0/189	0/146	0/12
χ <sup>2</sup>	38/9**	158/1***	17/4	70/5***	41/8**	131/8***	43**
عرض از مبدأ	0/003	0/009	0/001	0/008	0	0/021**	-0/007
Rm ° Rf	-0/006	0/003	-0/003	0/002	0	-0/006	0/015**
SMB	0/003	0/001	0/005	-0/002	-0/001	-0/004	-0/005
HML	0/002	0/002	-0/006	0/002	0	0/002	-0/006
WML	0/004	0/004	0/007*	-0/003	0/006	-0/004	0/006
<b>مدل ۳</b>							
R'	0/216	0/213	0/133	0/09	0/157	0/126	0/079
χ <sup>2</sup>	39/6**	96/6***	19/6	69/2***	45/4**	194/7***	44/7***
عرض از مبدأ	0/002	0/009	0/003	0/009	0/005	0/018**	-0/007
Rm ° Rf	-0/005	0/003	-0/005	0/002	-0/005	-0/002	0/014**

-0/015**	-0/007	-0/003	-0/002	-0/002	0/004	0/001	0/004	SMBw
*								
-0/012**	-0/011	0/004	0	0/006	-0/011	0/004	0/004	HMLw

البته برخلاف حالت کل نمونه طیف یک که همیشه خطاهایی با معناداری توأمان داشته است، همین حالت برای طیف دوم از هر دوی غیر معناداری‌های مطلوب بحث شده، برخوردار بوده است. همچنین لازم به ذکر است با توجه به محدودیت تعداد شرکت‌های بزرگ، تشکیل بیش از چهار (۲×۲) پرتفولیو برای مجموعه پرتفولیوی ششم مقدور نبوده است. این در حالی است که اکثر مدل‌های مورد آزمون بیش از چهار متغیر مستقل داشته‌اند که به معنای فزونی تعداد مشاهدات بر متغیرهای مستقل است. از این رو برازش رگرسیون‌های فاملمک‌بث برای این طیف مقدور نیست.

جدول ۴- پروسه فاملمک‌بث برای مدل‌های یک تا سه و مجموعه پرتفولیوی پنج تا نه، با استفاده از کل نمونه و پنجره‌های زمانی غلتان (بدون مجموعه پرتفولیوی شش)

مجموعه پرتفولیوی ۵		مجموعه پرتفولیوی ۷		مجموعه پرتفولیوی ۸		مجموعه پرتفولیوی ۹		
کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	
مدل ۱								
۰/۰۹۴	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۱۸۱	۰/۰۴۹	۰/۰۲۳	۰/۱۵۶	۰/۱۲	R
۳۵/۳	۱۸۳/۵***	۲/۶	۱۵/۷	۱۱/۶	۲۷/۶***	۹/۸	۱۹	
عرض از مبدأ	۰/۰۲۲	۰/۰۲۶***	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۲*	۰/۰۱۹*	۰/۰۱۴	۰/۰۱۳
Rm ° Rf	-۰/۰۲	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۳	۰/۰۲۱	۰/۰۱۶**	۰/۰۰۱	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۲
SMB	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۶
HML	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۹*	۰/۰۰۷	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۸
مدل ۲								
۰/۱۲۲	۰/۱۱۳	۰/۲۱۵	۰/۲۷۹	۰/۰۹۲	۰/۰۲۲	۰/۱۹۲	۰/۱۱۳	R
۳۵/۲	۱۵۳/۱***	۲	۱۱/۴	۹/۲	۱۷/۷*	۹/۴	۲۲/۵*	
عرض از مبدأ	۰/۰۱۴	۰/۰۲۵***	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۹	۰/۰۱۷	۰/۰۱۴	۰/۰۱
Rm ° Rf	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۹	۰/۰۱۸	۰/۰۱۴*	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۴
SMB	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۶
HML	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۸*	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۹	۰/۰۱۳	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۶
WML	۰/۰۲۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۱	۰/۰۱۹	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۳

مدل ۳								
۰/۱۲۱	۰/۱۶۲	۰/۰۰۹	۰/۰۶۹	۰/۱۷۸	۰/۱۶۴	۰/۱۲۴	۰/۱	R
۲۳/۴*	۱۰/۳	۲۴/۲**	۱۳/۵	۱۵/۱	۲/۷	۳۲۷/۹***	۳۷*	
۰/۰۱۳	۰/۰۱۴	۰/۰۱۲	-۰/۰۱۲*	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۴	۰/۰۲۶***	۰/۰۲۶	عرض از مبدأ
۰/۰۰۲	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۸	۰/۰۱۵**	۰/۰۲۱	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۸	-۰/۰۲۱	Rm ° Rf
-۰/۰۰۸*	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۶	SMBw
-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۹*	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۱	HMLw

بدیهی است اکتفا به مقدار ضرایب تعیین (که لزوماً تفاوت معناداری از یکدیگر ندارند) و معنادار نبودن عرض از مبدأها و خطاها برای شناسایی رابطه بین هر یک از عوامل ریسک و میانگین بازده‌ها کفایت نمی‌کند. بدین منظور، در ادامه به بررسی صرف ریسک‌های معنادار مشاهده شده برای همه مجموعه پرتفولیوها می‌پردازیم.

نخستین برداشت از طیف‌های چهار و هشت، نقش معنادار عامل ریسک بازار (فاکتور CAPM) است: وقتی از کل نود ماه داده مورد مطالعه (مسیر نمونه یکجا) برای تخمین بتای بازار برای این دو طیف استفاده می‌شود، صرف ریسک آن در همه مدل‌ها معنادار به دست می‌آید. در شش مدل، بتاهای به دست آمده بر روی عامل بازار برای پرتفولیوهای مجموعه چهارم، در طیف گسترده‌ای از ۰/۰۱ تا ۱/۹ مشاهده شده است.<sup>۱</sup> این مشاهده بر روی طیفی که بر اساس دسته‌بندی سهام بر اساس مجموع نوسانات تشکیل شده است، به خوبی مؤید نقش عامل ریسک بازار در توضیح پراکندگی میانگین بازده‌هاست. البته معناداری بتای CAPM بر روی این طیف نمی‌تواند به معنای کفایت این مدل برای توضیح پراکندگی میانگین بازده‌ها باشد؛ زیرا همان‌طور که اولین بار توسط فاما و فرنچ (۱۹۹۲) مطرح شد و مقدار کم ضرایب تعیین رگرسیون‌های مقطعی بر روی طیف چهارم (بطور میانگین، ۰/۱۱ در حالت کل نمونه) و معناداری خطاها در آن تأیید می‌نماید، تفاوت پرتفولیوهای این طیف از حیث بتای

۱. این مقادیر حداقل و حداکثر بتا از میان ۱۵۰ عدد که حاصل رگرس کردن بازده بازار در مدل‌های شش‌گانه، بر روی ۲۵ پرتفولیوی این مجموعه بوده‌اند، انتخاب شده‌اند. با توجه به حجم بالای بتاهای برازش شده (برای همه مدل‌ها و مجموعه‌ها و هر دو مسیر محاسباتی) ارائه دیگر اطلاعات محاسباتی در صورت مکاتبه با نویسنده مقدور خواهد بود.

بازار، برای توضیح علت تفاوت بازده میانگین آن‌ها کفایت نمی‌کند. بعلاوه، با فاکتورهای مدل ششم، سطح معناداری خطاها تا ۰/۰۹۸ افزایش یافته و صرف ریسک  $bHMLw$  هم معنادار شده است که مثالی است برای نقش مثبت عوامل ریسک مدل‌های کامل‌تر از CAPM.

بنابر جداول رویه فامامک‌بث، ضریب عامل ریسک بازار اکثراً در حالت کل نمونه معنادار بوده است. بر این اساس، استفاده از داده‌های بیشتر (حداقل تا ۹۰ ماه، طبق روش مورداستفاده در این پژوهش) در به دست آوردن مقادیر قابل اتکاتری برای بتای بازار مؤثر بوده است.



جدول ۵- پروسه فاما-مک‌بث برای مدل‌های چهار تا شش و مجموعه پرتفولیوی یک تا چهار، با استفاده یکجا از کل نمونه و پنجره‌های زمانی غلتان

مجموعه پرتفولیوی ۱								مجموعه پرتفولیوی ۲								مجموعه پرتفولیوی ۳								مجموعه پرتفولیوی ۴																																															
کل نمونه				نمونه غلتان				کل نمونه				نمونه غلتان				کل نمونه				نمونه غلتان				کل نمونه				نمونه غلتان																																											
مدل ۴																																																																							
R								۰/۲۱۹								۰/۱۷۹								۰/۱۳۳								۰/۱۸۷								۰/۱۴۶								۰/۱۲								۰/۰۴															
۳۹/۵**								۱۵۲/۱***								۱۷/۷								۶۷/۳***								۳۹/۵**								۹۸/۷***								۴۱/۵**								۶۵۶***															
عرض از مبدأ								۰/۰۰۳								۰/۰۰۲								۰/۰۰۹								-۰/۰۰۱								۰/۰۲۱**								-۰/۰۰۷								۰/۰۱															
Rm ° Rf								-۰/۰۰۶								-۰/۰۰۴								۰/۰۰۲								۰/۰۰۱								-۰/۰۰۵								۰/۰۱۴**								۰/۰۱۴															
SMBw								۰/۰۰۴								۰/۰۰۴								-۰/۰۰۲								۰								-۰/۰۰۳								-۰/۰۰۶								-۰/۰۱۳**															
HMLw								۰/۰۰۴								-۰/۰۰۵								۰/۰۰۶								-۰/۰۰۱								۰/۰۰۴								-۰/۰۰۱								-۰/۰۰۱															
WMLw								-۰/۰۰۷								۰/۰۰۸*								-۰/۰۰۲								۰/۰۰۹*								-۰/۰۰۴								۰/۰۰۵								۰/۰۱۱*															
مدل ۵																																																																							
R <sup>t</sup>								۰/۲۴۷								۰/۱۸۴								۰/۱۲								۰/۲۰۳								۰/۱۵۷								۰/۱۲۹								۰/۰۲۲															
χ <sup>۲</sup>								۳۷/۹**								۱۶/۷								۱۰۹/۷***								۳۹/۴**								۳۴۷/۷***								۴۲/۵**								۹۱۵/۲***															
عرض از مبدأ								۰/۰۰۳								۰/۰۰۷								۰/۰۰۶								۰/۰۰۱								۰/۰۲۶**								-۰/۰۰۸								۰/۰۱															
Rm ° Rf								-۰/۰۰۶								۰								۰/۰۰۵								۰								-۰/۰۱۲								۰/۰۱۶**								۰/۰۱۵															
SMB								۰/۰۰۳								۰/۰۰۳								-۰/۰۰۳								-۰/۰۰۱								-۰/۰۰۳								-۰/۰۰۵								-۰/۰۱۳**															
sHML								۰								-۰/۰۰۱*								-۰/۰۰۶								۰								۰/۰۰۵								-۰/۰۰۴								-۰/۰۰۶															
bHML								۰/۰۰۴								۰/۰۰۳								۰/۰۰۱								۰								۰								-۰/۰۰۹								-۰/۰۰۷															
WML								۰/۰۰۴								۰/۰۰۷*								-۰/۰۰۲								۰/۰۰۶								-۰/۰۰۵								۰/۰۰۷								۰/۰۱۱**															
مدل ۶																																																																							
R								۰/۲۴۸								۰/۲۰۷								۰/۱۶۷								۰/۲۱۷								۰/۱۵۵								۰/۱۳۷								۰/۰۲۱															
۳۷/۷**								۱۷۷/۳***								۱۵/۷								۵۶/۲***								۳۷/۱*								۱۹۷/۱***								۳۳/۳*								۱۱۸/۷***															
عرض از مبدأ								۰/۰۰۳								۰/۰۰۴								-۰/۰۰۳								۰/۰۰۶								۰								۰/۰۳۱**								-۰/۰۰۹								۰/۰۰۷							
Rm ° Rf								-۰/۰۰۶								۰/۰۰۸								۰								۰/۰۰۵								۰								-۰/۰۱۶*								۰/۰۱۷**								۰/۰۱۹*							
MMBw								۰/۰۰۱								-۰/۰۰۳*								-۰/۰۰۱								-۰/۰۰۳								-۰/۰۰۲								-۰/۰۰۴								۰/۰۰۲								-۰/۰۰۱							
SMMw								۰								۰/۰۰۷								۰/۰۰۵								۰/۰۰۳								۰								-۰/۰۱۱*								۰/۰۰۱								-۰/۰۰۵							
sHMLw								۰								۰								-۰/۰۰۳*								-۰/۰۰۱								۰								۰/۰۰۲								-۰/۰۰۱								-۰/۰۰۱							



-۰/۰۱**	-۰/۰۱۳***	۰/۰۰۷*	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	bHMLw
۰/۰۱۶**	۰/۰۱	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۹*	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۰/۰۲۱	-۰/۰۰۱	WMLw



جدول ۶- پروسه فاما-کبث برای مدل‌های چهار تا شش و مجموعه پرتفولیوی پنج تا نه، با استفاده از کل نمونه و پنجره‌های زمانی غلتان (بدون مجموعه پرتفولیوی شش)



مجموعه پرتفولیوی ۹		مجموعه پرتفولیوی ۸		مجموعه پرتفولیوی ۷		مجموعه پرتفولیوی ۵		
کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	
مدل ۴								
۰/۰۹۷	۰/۲۱۴	۰/۰۲۴	۰/۰۹۵	۰/۲۶۶	۰/۲۱۴	۰/۱۲	۰/۱۰۸	R <sup>r</sup>
۲۶/۹**	۹/۷	۱۶/۳	۸/۹	۱۱/۵	۱/۶	۱۲۰/۲***	۳۶/۸*	χ <sup>r</sup>
۰/۰۱۳	۰/۰۱۴	۰/۰۱۱	-۰/۰۱*	-۰/۰۰۴	۰/۰۱	۰/۰۲۵***	۰/۰۱۶	عرض از مبدأ
۰/۰۰۲	-۰/۰۱۱	۰/۰۱	۰/۰۱۵*	۰/۰۲	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۲	Rm ° Rf
-۰/۰۰۸*	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	SMBw
-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۶	HMLw
۰	۰/۰۰۲	۰/۰۲۵	۰/۰۱۴	۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	۰/۰۳۹	WMLw
مدل ۵								
۰/۱۶۹	۰/۲۹	۰/۰۰۲	۰/۱۱۶	۰/۲۳	۰/۲۰۴	۰/۱۱۶	۰/۱۴۱	R
۱۶/۸	۹/۴	۱۳/۶	۹/۲	۷/۳	۱/۹	۱۲۲***	۳۳/۷	
۰/۰۱۱	۰/۰۱۴	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۹	۰	۰/۰۰۹	۰/۰۲۹***	۰/۰۰۷	عرض از مبدأ
۰/۰۰۳	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۵	۰/۰۱۴*	۰/۰۱۶	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۵	Rm ° Rf
-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۵	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	SMB
-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۸	۰/۰۱۳*	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۱*	۰/۰۰۴	sHML
-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۲	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۹	bHML
-۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۱۸	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱*	۰/۰۱۸*	WML
مدل ۶								
۰/۱۸۳	۰/۳۰۸	۰/۰۱۲	۰/۱۵۷	۰/۲۶	۰/۲۰۳	۰/۱۵۷	۰/۱۵۷	R
۱۵/۵	۱۰/۴	۲۵***	۷/۲	۱۰/۹	۱/۵	۸۱/۸***	۳۲/۴	
۰/۰۱۷	۰/۰۱۵	۰	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۲	۰/۰۱۲	۰/۰۲۶***	۰/۰۰۲	عرض از مبدأ
-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۱	۰/۰۱۹	۰/۰۱۸*	۰/۰۱۳	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۲	Rm ° Rf
-۰/۰۱۵**	-۰/۰۰۲	۰/۰۲۵	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۱**	-۰/۰۰۶	MMBw
-۰/۰۰۲	-۰/۰۱۳	۰/۰۱۳	۰/۰۰۷	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	SMMw
-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	sHMLw
-۰/۰۰۵	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵	-۰/۰۱۳*	-۰/۰۰۳	۰	۰	-۰/۰۰۵	bHMLw
۰/۰۱۳	-۰/۰۰۳	۰/۰۳۲	*۰/۰۲۲	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۶	۰/۰۱۳	۰/۰۱۹	WMLw

عامل مومنتوم (متغیرهای WML و WMLw) در صورت استفاده از کل نمونه، در قبال طیف دوم برای سه مدل، در قبال طیف سوم برای دو مدل و در طیف‌های ۵ و ۸، هر کدام یک‌بار معنادار بوده‌اند. همچنین، WML در مدل پنجم تنها صرف ریسک معنادار دیده‌شده برای این طیف در صورت استفاده از کل نمونه است.

رگرسیون‌های فام‌مک‌بث برای طیف چهارم در حالت استفاده از نمونه‌های زمانی غلتان به علت پراکندگی زیاد و نامنظم میانگین بازده ۲۵ پرتفولیوی این طیف و تغییر بتاهای برازش شده در طی زمان، پایین‌ترین ضرایب تعیین (به‌طور میانگین ۰/۰۳) را داشته‌اند. با این حال در این طیف، ضرایب مربوط به مومنتوم برای هر چهار مدل در بردارنده این فاکتور معنادار بوده‌اند.

شرط مساوی بودن تقریبی مقدار میانگین فاکتورهای ریسک (در صورت معناداری)، با صرف ریسک‌های برازش شده رگرسیون‌های مقطعی تنها برای عوامل مربوط به مومنتوم برقرار بوده است: در حالت کل نمونه، مدل‌های ۲ و ۵ برای طیف دو و مدل‌های ۴ و ۶ روی طیف سوم و با نمونه‌های زمانی غلتان، مدل ۴ بر روی طیف چهارم، ضرایب معناداری برای مومنتوم بدست داده‌اند که به مقادیر معنادار میانگین بازده پرتفولیوهای WML و WMLw در کل نود ماه یعنی ۰/۶۳ و ۰/۹۷ (جدول آمار توصیفی) بسیار نزدیک بوده‌اند.

در ادامه به بحث در خصوص موارد قابل توجه درباره اثر عامل ارزشی رشدی می‌پردازیم: طبق جدول آمار توصیفی مقدار عامل HML، ۰/۱۴ درصد در سال و غیر معنادار (با سطح معناداری ۰/۳۸) به‌دست آمده است. بدیهی است اگر اثر این عامل بین سهام بزرگ و کوچک شکسته شود، عامل bHMLw منعکس‌کننده بیشترین تأثیر از شرکت‌های بزرگ و عامل sHML دربرگیرنده بیشترین تأثیر از شرکت‌های کوچک است. در طی کل نود ماه مقدار bHMLw، ۰/۳۷- و نزدیک به معنادار (با سطح معناداری ۰/۱۱۷) و مقدار sHML، ۰/۵۷ درصد و معنادار (با سطح معناداری ۰/۰۹۲) به‌دست آمده است؛ بنابراین مجموع اطلاعات به‌دست آمده، حاکی از تفاوت علامت عامل ارزشی رشدی در دو سر طیف اندازه شرکت‌هاست.<sup>۱</sup>

۱. شاهد دیگر برای این ادعا ضریب همبستگی ۰/۰۸- بین sHML و bHMLw است. همچنین با حذف داده‌های سال ۱۳۹۶، میانگین bHMLw ۰/۰۵- درصد و معنادار شده است. در نمودار بازده جمعی پرتفولیوهای عامل ریسک نیز رفتار متفاوت این دو پرتفولیو مشهود است.

همان‌طور که گفتیم، برابری صرف ریسک‌های برازش شده با مقدار خود فاکتورها از شروط درستی مدل است؛ بنابراین، در صورت عدم تحقق این شرط انتظار می‌رود صرف ریسک برازش شده حداقل از نظر علامت با فاکتور ریسک مربوطه یا طیف پرتفولیوی آزمون مربوطه هماهنگی داشته باشد.<sup>۱</sup> با این رویکرد، با شروع از مسیر استفاده از کل نمونه، مشاهده می‌شود ضرایب مثبت برازش شده برای بدیل‌های مختلف عامل ارزشی رشدی در طیف یک (به جز ضرایب مثبت bHML و bHMLw) درست هستند اما هیچ‌یک معنادار نیستند؛ اما در طیف دو، ضرایب برازش شده برای بدیل‌های مختلف عامل ارزشی رشدی (از جمله ضرایب معنادار sHML و sHMLw) نادرست هستند اما ضریب  $-0/07$  درصدی bHMLw (با سطح معناداری  $0/11$ ) با علامت این فاکتور سازگار است.

حال اگر برای بررسی دقیق‌تر و تفکیک اثر همبستگی عامل‌ها به طیف سوم نگاه کنیم، مشاهده می‌شود که در این طیف در همه مدل‌ها صرف ریسک‌های بدست آمده برای بدیل‌های مختلف عامل ارزشی رشدی یا خود برابر با صفر به دست آمده‌اند یا شدیداً غیر معنادارند؛ بنابراین، می‌توان گفت اگرچه فاکتورهای sHML و bHMLw حاکی از تفاوت بازده در دو سر طیف‌های خود هستند اما در میانه مجموعه پرتفولیوی سوم، پراکندگی و واگرایی میانگین بازده‌ها به حدی است که روند یکنواختی در همسویی با این اختلاف بازده دیده نمی‌شود. حال، در ادامه می‌توان یا به بررسی طیف‌های نامربوط به فاکتورها، یعنی طیف‌های ۴ و ۵ پرداخت (که تنها علامت ضریب معنادار bHMLw برای طیف ۴ در میان آن‌ها درست است) یا با حذف شرکت‌های غیر بزرگ، از نويز موجود در داده‌ها برای تمرکز بهتر بر فاکتورهای ریسک پژوهش کاست: برای طیف ۷، همه بدیل‌های عامل ارزشی رشدی (به جز bHMLw) علامت منفی گرفته‌اند. همچنین جالب است که ضرایب HML (مدل ۱ و ۲)، HMLw (مدل ۳ و ۴) و bHML همگی برابر با  $-0/9$  درصد<sup>۲</sup> (با سطح معناداری به ترتیب،  $0/069$ ،  $0/088$ ،  $0/092$ ،  $0/101$  و  $0/116$ ) به دست آمده‌اند که می‌تواند به علت تمرکز این طیف بر شرکت‌های بزرگ و منفی بودن اثر ارزشی رشدی برای شرکت‌های بزرگ درست باشد. به عبارت دیگر، ضریب به دست آمده بر روی HML (یعنی  $\lambda_{HML}$ ) بدین معناست که در شرکت‌های بزرگ، با حرکت از سهام ارزشی به رشدی، با کنترل اثر اندازه با هر واحد افزایش در حساسیت نسبت به این فاکتور (بتای HML یا  $h_i$ ) میزان بازده، به‌طور میانگین  $0/9$  درصد کاهش

۱. مثلاً در قریب به اتفاق موارد معناداری صرف ریسک  $Rm-Rf$  ضریب برازش شده مثبت بوده است.

۲. بجز یک مورد که  $-0/8$  درصد بوده است.

می‌یابد.<sup>۱</sup> اما صرف ریسک عامل bHMLw در مدل ۶ (مثل طیف ۳) بسیار نزدیک به صفر به دست آمده است. طیف‌های ۸ و ۹ نیز نتایج مشابه طیف‌های ۴ و ۵ داشته‌اند: در طیف ۸ بازهم bHMLw به درستی صرف ریسکی منفی داشته است و برای توضیح تفاوت میانگین بازده صنایع مختلف در طیف ۹، همهٔ بدیل‌های عامل ارزشی رشدی فاقد توضیح‌دهندگی معنادار بوده‌اند. اگر به ضرایب برازش شده با استفاده از نمونه‌های زمانی غلتان نگاه کنیم، از پنج موقعیتی که صرف ریسک‌های مربوط به عامل ارزشی رشدی معنادار بوده‌اند، تنها bHMLw برای طیف چهار از ضریبی معنادار و دارای علامتی هماهنگ با مقدار واقعی فاکتور خود برخوردار است.<sup>۲</sup> شایان ذکر است، با حذف داده‌های پر نوسان سال ۱۳۹۶، صرف ریسک به دست آمده برای HMLw در حالت استفاده از نمونه‌های زمانی غلتان، در قبال طیف نخست با علامتی درست، ۰/۹ درصد به دست آمده است.<sup>۳</sup> در مقابل، سطح معناداری صرف ریسک bHMLw برای طیف هشتم از ۰/۰۸ به ۰/۱۶ افزایش یافته و غیر معنادار شده است. بنابراین می‌توان گفت عامل ارزشی رشدی در کل نمونهٔ مورد بررسی، عمدتاً در قالب bHMLw منفی، تبیین‌کنندهٔ تفاوت بازده میانگین پرتفولیوهای آزمون بوده است و بین شرکت‌های غیر بزرگ به شکلی پراکنده‌تر نشانه‌هایی از شکاف مثبت عامل ارزشی رشدی دیده می‌شود. نهایتاً نوبت به بررسی اثر اندازهٔ شرکت می‌رسد: اولین مشاهده معناداری برای اثر اندازه شرکت در روش پنجره‌های زمانی غلتان روی مدل‌های مختلف برای طیف چهارم محقق شده است. در واقع متغیرهای SMB یا SMBw برای همهٔ مدل‌هایی که این دو عامل را در برداشته‌اند (مدل‌های یک تا پنج) معنادار بوده‌اند. به طور کلی، ضرایب به دست آمده برای بدیل‌های گوناگون اثر اندازه شرکت در جداول چهار تا هفت، در حالت استفاده از کل نمونه برای هیچ یک از مدل طیف‌ها معنادار نبوده‌اند ولی در صورت استفاده از پنجره‌های زمانی غلتان در بازده موقعیت معنادار بوده‌اند.

- 
۱. میانگین بتاهای فاکتور HML، برای شش پرتفولیوی ارزشی ۰/۴۲ و برای شش پرتفولیوی رشدی ۰/۲- (همگی معنادار به جز سه مورد) بوده‌اند. همچنین میانگین بازده سالانه پرتفولیوهای ارزشی و رشدی به ترتیب ۱۳/۹ و ۱۸/۷ درصد (همگی معنادار به جز سه مورد از دوازده مورد) بوده است. این اختلاف ۴/۸ درصدی با مقادیر بتا و لاندای برازش شده همراستاست زیرا با حرکت از سهام رشدی به ارزشی (افزایش بتا)، بازده کاهش یافته است.
  ۲. البته صرف ریسک sHMLw با سطح معناداری ۰/۱۰۰۴ برای طیف ۳ هم معنادار بوده است و علامت آن با sHMLw (با سطح معناداری کلی ۰/۱۲۳) هماهنگ است.
  ۳. برای مدل سه با سطح معناداری ۰/۱۰۲ و برای مدل چهار با سطح معناداری ۰/۰۸۷.

ممکن است آنچه ذکر شد در نگاه اول به معنای نوسان معنادار و شدید حساسیت‌داری‌ها نسبت به تغییرات عامل ریسک اندازه شرکت در طی زمان دانسته شود؛ اما همان‌طور که در جدول آمار توصیفی دیده می‌شود بازده هر چهار پرتفولیوی مربوط به عامل اندازه، مثبت و برای SMMw معنادار بوده است. این در حالی است که در هر ۱۱ موقعیت معناداری متغیرهای مربوط به این عامل، ضرایب برازش شده منفی و نتیجتاً نادرست بوده‌اند. در مواقع معدودی که ضرایب مثبتی برای SMB، SMMw، SMBw و MMBw دیده شده<sup>۱</sup> همیشه غیر معنادار بوده است. نزدیک‌ترین این موقعیت‌ها به معناداری، صرف ریسک ۰/۶ درصدی SMB با سطح معناداری ۰/۱۳ بوده است.

اما نتایج مربوط به صرف ریسک عامل اندازه بازار بیشترین تأثیر را از حذف داده‌های سال ۱۳۹۶ گرفته‌اند. نتایج جدید با حذف داده‌های سال ۱۳۹۵ عبارت‌اند از:

- بازده پرتفولیوی MMBw معنادار گردیده است.
  - پیش‌ازاین، عامل اندازه تنها در حالت نمونه‌های زمانی غلتان و در یازده موقعیت با علامت‌های نادرست معنادار بود. با حذف سال ۱۳۹۶، نه موقعیت معناداری با علامت مثبت در حالت نمونه‌های زمانی غلتان برای این عامل مشاهده می‌گردد. این موارد همگی برای مجموعه‌های اول و دوم و مدل‌های ۱ تا ۵ هستند.<sup>۲</sup>
  - در حالت کل نمونه، ضریب SMB برای مدل ۱ و ۲ در برابر طیف دوم معنادار گردیده است که همسو با مشاهده قبلی در خصوص این عامل، برای مدل ۱ و طیف دوم است.
  - هرچند برای دو عامل ریسک SMMw و MMBw که در طی کل نود ماه میانگین بازدهی معنادار و مثبت داشته‌اند، هیچ صرف ریسک معناداری دیده نشده است؛ اما صرف ریسک به‌دست‌آمده برای SMMw در قبال طیف هشتم (۱/۳ درصد با سطح معناداری ۰/۱۳) به میانگین بازده این عامل ریسک (۱/۱ درصد) نزدیک است.
- بنابراین در کل نمونه موردبررسی، اثر اندازه شرکت عموماً بسیار ضعیف و برای توضیح پراکندگی میانگین بازده‌ها ناکافی بوده است؛ اما با حذف داده‌های سال ۱۳۹۶ معناداری‌های مثبت و صحیح زیادی برای آن دیده شد که اکثراً در حالت نمونه‌های زمانی غلتان بوده‌اند.

۱. این موارد عمدتاً در اکثر مدل‌ها برای طیف یک (هر دو مسیر) و مسیر کل نمونه برای طیف دوم دیده می‌شوند.

۲. جدا از این یازده مورد، سطح معناداری SMB برای مدل ۵ و طیف اول ۰/۱۰۳ بوده است.

## بحث و نتیجه گیری

بر اساس یافته‌ها، وجود عامل مومنتوم در تبیین پراکندگی میانگین بازده مجموعه پرتفولیوهای موردبررسی به طور گسترده‌ای غیرقابل رد باقی ماند. همچنین توضیح‌دهندگی عامل صرف ریسک بازار عمدتاً برای طیف‌های تشکیل شده برحسب انحراف معیار بازده مشاهده شد.

در خصوص اثر ارزشی رشدی، دوره زمانی مورد مطالعه حاکی از وجود دو اثر مختلف در دو سر طیف اندازه شرکت‌ها بوده است بنحویکه در بین شرکت‌های بزرگ، بازده شرکت‌های رشدی بالاتر از شرکت‌های ارزشی بوده است. اثر عامل اندازه نیز پس از حذف داده‌های سال ۱۳۹۶ برای مدل‌ها و طیف‌های زیادی معنادار مشاهده شد.

تنوع گسترده نتایج مشاهده شده از مدل‌ها در هنگام توضیح پراکندگی بازده میانگین در طیف‌های مختلف پرتفولیوهای آزمون، مؤید توصیه لوئلن و دیگران (۲۰۱۰) مبنی بر حساسیت نتیجه‌گیری درباره یک عامل ریسک جدید به طیف پرتفولیوی آزمون مورداستفاده است. این رویکرد در آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری در مطالعه گریگوری و دیگران (۲۰۱۳) نیز مشاهده می‌شود و مشابه نتایج این پژوهش، در پژوهش آنان نیز طیف‌های مختلف دارایی‌های آزمون، نتایج نامشابه‌ی به دست داده‌اند.

در خصوص ترکیب مدل‌ها، از حیث وزن دهی به شرکت‌ها در ترکیب پرتفولیوهای ریسک، آثار (ازلحاظ تغییرات ضریب تعیین، معناداری خطاها و صرف ریسک‌ها) مختلط بوده‌اند و نمی‌توان مثبت بودن تأثیر این عمل را پذیرفت؛ اما در خصوص شکستن اثر اندازه شرکت و اثر ارزشی رشدی به آثار مختلف برای شرکت‌های دو سر طیف اندازه، تنها شکستن عامل ارزشی رشدی بین دو سر طیف در بردارنده اطلاعات جدید از فاکتورهای ریسک بوده است.

معنادار دیده شدن ضرایب فاکتورهای ریسک اثر اندازه و ارزشی رشدی مؤید یافته‌های پژوهش‌های منتج به برتری مدل فاما-فرنچ بر CAPM مثل رحمانی فیروزجایی و سلمانی جلودار (۲۰۱۰) است. همچنین مشاهده بازده بیشتر برای سهام رشدی نسبت به سهام ارزشی در بازار سرمایه ایران امر بی‌سابقه‌ای نبوده و قبلاً توسط پورزمانی و بشیری (۱۳۹۲) نیز مشاهده شده است.



## منابع

- آلاله، نرگس، تمیمی، محمد، نعمت‌پور دزفولی، علی محمد. (۱۳۹۲). «تبیین تغییرات بازده در سه مدل CAPM، FFPM و TFPM در بورس اوراق بهادار تهران». *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*. دوره ۲. شماره ۵. صص ۱۱۵-۱۲۸.
- اسلامی بیدگلی، غلامرضا، خجسته، محمدعلی (۱۳۸۷). «بهبود عملکرد پرتفوی بر مبنای بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک در سرمایه‌گذاری مبتنی بر بهره‌وری سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران (۱۳۷۹-۱۳۸۶)». *تحقیقات مالی*. دوره ۱۰. شماره ۲۵. صص ۳-۲۰.
- ایزدی‌نیا، ناصر، ابراهیمی، محمد، حاجیان‌نژاد، امین. (۱۳۹۳). «مقایسه مدل اصلی سه عاملی فاما و فرنچ با مدل اصلی چهار عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران». *فصلنامه علمی-پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*. دوره ۲. شماره ۳. صص ۱۷-۲۸.
- پورزمانی، زهرا، بشیری، علی. (۱۳۹۲). «آزمون مدل کارهارت برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار به تفکیک سهام رشدی و ارزشی». *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*. شماره ۱۶. صص ۹۳-۱۰۷.
- تهرانی، رضا، انصاری، حجت‌اله، سارنج، علیرضا. (۱۳۹۲). «بررسی رابطه بین بازده حاصل از استراتژی شتاب و نقد شوندگی». *فصل‌نامه علمی-پژوهشی راهبرد مدیریت مالی*. دوره ۱. شماره ۲. صص ۱-۲۱.
- Alaleh, Narges, Tamimi, Mohammad, Nematpour Dezfouli, Alimohammad, Exploring Differences in Returns Using CAPM, TFPM and FFPM, in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investments Knowledge*, ۵, pp.۱۱۵-۱۲۸ (in Persian)
- Asness, Clifford S. (۱۹۹۵), The Power of Past Stock Returns to Explain Future Stock Returns. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=۲۸۶۵۷۶۹>
- Cakici, N. Fabozzi, F. and Tan, S. (۲۰۱۳). Size, value, and momentum in emerging market stock returns. *Emerging Markets Review*, ۱۶, pp.۴۶-۶۵.
- Campbell, J. Lo, A. and MacKinlay, A. (۱۹۹۶). *Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
- Carhart, M. (۱۹۹۷). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, ۵۷-۵۷.

- Cochrane, J. (۲۰۰۵). *Asset pricing* (Rev. ed). Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Cremers, Martijn & Petajisto, Antti & Zitzewitz, Eric, (۲۰۱۳). **Should Benchmark Indices Have Alpha? Revisiting Performance Evaluation**, *Critical Finance Review, now publishers*, vol. ۲(۱), pp. ۱-۴۸,
- Eslami Bidgoli, Gholamreza, Khojaste, Mohammadali. (۲۰۰۸). **Enhancing Portfolio Performance in Terms of Risk-Adjusted Return in Investing Based on ROIC; Evidence from TSE (۲۰۰۰-۲۰۰۷)**. "*Journal of Financial Research*". ۱۰(۲۵). pp.۳-۲۰. (in Persian)
- Fama, E. F. (۲۰۱۵). **Cross-Section Versus Time-Series Tests of Asset Pricing Models**. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2685317>
- Fama, E. F. & French, K. R. (۱۹۹۲). **The cross-section of expected stock returns**. *The Journal of Finance*, ۴۷(۲), pp. ۴۲۷-۴۶۵.
- Fama, E. & French, K. (۱۹۹۳). **Common risk factors in the returns on stocks and bonds**. *Journal of Financial Economics*, pp. ۳-۵۶.
- Fama, E. & French, K. (۱۹۹۶a). **Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies**. *Journal of Finance* ۵۱. pp. ۵۵-۸۴.
- Fama, E. & French, K. (۱۹۹۶b). **The CAPM is Wanted, Dead or Alive**. *The Journal of Finance*, ۵۱(۵), pp. ۱۹۴۷-۱۹۵۸.
- Fama, E. F. & French, K. R. (۲۰۰۸). **Dissecting anomalies**. *The Journal of Finance*, ۶۳(۴), pp. ۱۶۵۳-۱۶۷۸.
- Fama, E. & French, K. (۲۰۱۲). **Size, value, and momentum in international stock returns**. *Journal of Financial Economics*, pp. ۴۵۷-۴۷۲.
- Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (۱۹۷۳). **Risk, return, and equilibrium: Empirical tests**. *Journal of political economy*, ۸۱(۳), pp. ۶۰۷-۶۳۶.
- Gibbons, M. R. Ross, S. A. & Shanken, J. (۱۹۸۹). **Test of the efficiency of a given portfolio**. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. ۱۱۲۱-۱۱۵۲.

- Gregory, A. Tharyan, R. & Christidis, A. (۲۰۱۳). Constructing and Testing Alternative Versions of the Fama-French and Carhart Models in the UK. *Journal of Business Finance & Accounting*, ۴۰(۱° ۲).
- Harvey, Campbell R. and Liu, Yan, (۲۰۱۸) Lucky Factors. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=۲۵۲۸۷۸> or <http://dx.doi.org/۱۰.۲۱۳۹/ssrn.۲۵۲۸۷۸>.
- Harvey, C. R. Liu, Y. & Zhu, H. (۲۰۱۶). Luck and the Cross-Section Of Expected Returns. *The Review of Financial Studies*, ۲۹(۱), pp. ۵-۶۸.
- Izadinai, Naser, Ebrahimi, Mohammad, Hajiannejad, Amin. (۲۰۰۸). Fama-French Vs. Carhart Model, in Terms of Explaining Stock Returns in TSE *Journal of Asset Management and Finance*. ۲(۳). pp. ۱۷-۲۸. (in Persian)
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (۱۹۹۳). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*.
- Lewellen, J. Nagel, S. & Shanken, J. (۲۰۱۰). A Skeptical Appraisal Of Asset Pricing Tests. *Journal of Financial Economics*, pp. ۱۷۵-۱۹۴.
- Michou, M. Mouselli, S. & Stark, A. (۲۰۱۴). On the differences in measuring SMB and HML in the UK - Do they matter? *The British Accounting Review*, ۴۶, pp. ۲۸۱-۲۹۴.
- Pourzamani, Zahra, Bashiri, Ali. (۲۰۱۳). "Testing Carhart Model Separately for Value and Growth Stocks." *Journal of Financial Engineering and Securities Management*. ۱۶. pp. ۹۳-۱۰۷. (in Persian)
- Rahmani Firozjaee, Majid, Salmani Jelodar, Zeinab. (۲۰۱۰). "Tests of the Fama and French Three Factor Model in Iran". *Iranian Economic Review*. Vol. ۱۵, No. ۲۷. pp. ۱۱۷-۱۳۲.
- Shanken, J. (۱۹۹۲). On the Estimation of Beta-Pricing Models. *The Review of Financial Studies*, ۵(۱), pp. ۱-۳۳.
- Tehrani, Reza, Ansari, Hojatollah, Saranj, Alireza. ( ). "The Momentum Return and the Liquidity at the Tehran Stock Exchange". *Journal of Financial Management*. ( ). pp. - . (in Persian)