Reaserch
Paper

Journal of Financial Management Strategy
Vol. ۷, No. ۲۴
Spring ۲۰۱۹

Alzahra University- Faculty of
Social Sciences and Economics
Received: ۲۰۱۸/۱۲/۲۰
Accepted: ۲۰۱۹/۰۳/۱۸

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

Reza Raei[۱], Mahdi Bostanara[۲]

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 ۹ 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 ۲۰۱۷- the last ۱۲ months of the whole ۹۰-month research data.

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

JEL: G۱۲۰

---

۱ . Professor in Financial Management, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran, Email: raei@ut.ac.ir

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

راهبرد مدیریت مالی
سال هفتم، شماره بیست و چهارم
بهار ۱۳۹۸
صص ۷۰-۴۱

مقاله پژوهشی

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۹/۲۹
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۱۲/۲۷

جستجو برای ساختار بهینه مدل‌های قیمت‌گذاری فاما-فرنچ و کارهارت در بازار سرمایه ایران[1]

رضا راعی[2] ، مهدی بستان‌آراء[3]

چکیده

عدم یکپارچگی کشورها از نظر ساختار مدل‌های قیمت‌گذاری فاما-فرنچ و کارهارت در مطالعات پیشین اثبات‌شده است. در این پژوهش، شش ترکیب مختلف برای عوامل ریسک مدل‌های فاما-فرنچ 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 رویهٔ رگرسیون سری زمانی و رویهٔ رگرسیون مقطعی فاما-مک‌بث (جداگانه با کل نمونه و با پنجره‌های زمانی غلتان 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 اندازهٔ شرکت، تنها پس از حذف داده‌های سال ۱۳۹۶ صرف ریسک‌های معنادار پدیدار شده‌اند.

واژه های کلیدی: رویهٔ فاما-مک‌بث، عوامل ریسک، قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مدل فاما-فرنچ، مدل کارهارت
طبقه‌بندی موضوعی: G۱۲۰

---

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-فرنچ[۱] (۱۹۹۳) و چهار عاملی کارهارت[۲] (۱۹۹۷) از شناخته‌شده‌ترین مدل‌ها در حوزهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌ها[۳] 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 (چاکیچی[۴] ، فبوزی[۵] و تان[۶] ، ۲۰۱۳، فاما و فرنچ، ۲۰۱۲). بدین منظور بنا بر پژوهش فاما و فرنچ (۲۰۱۲) و تجویز لوئلن[۷] ، نیجل[۸] و شنکن[۹] (۲۰۱۰) از نه طیف مختلف به‌عنوان پرتفولیوهای آزمون استفاده‌شده است که بنا بر منابع معرفی‌شده در روش‌شناسی پژوهش برگزیده‌شده‌اند. همچنین بنا بر پژوهش گریگوری[۱۰] و دیگران (۲۰۱۳) و دیگر منابع معرفی‌شده در روش‌شناسی پژوهش شش ترکیب مختلف از فاکتورهای مدل‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و کارهارت (۱۹۹۷) استفاده‌شده‌اند. 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 بررسی‌شده‌اند. 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.

---

۱ . Fama-French
۲ . Carhart
۳ . Asset pricing
٤ . Cakici
٥ . Fabozzi
٦ . Tan
۷ . Lewellen
۸ . Nagel
۹ . Shanken
۱۰ . Gregory

خروجی‌های مدل‌ها در برابر هر مجموعه پرتفولیوی آزمون، در قالب دو رویهٔ[۱] دومرحله‌ایِ رگرسیون سری زمانی و رگرسیون فاما‌ـمک‌بث[۲] (یکی از شناخته‌شده‌ترین رویکردها در رویهٔ رگرسیون مقطعی) مورد بررسی قرارگرفته‌اند. 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، رویهٔ رگرسیون فاما‌ـمک‌بث (با اِعمال اصلاح شنکن (۱۹۹۲ب) بر روی انحراف معیارها) در دو حالت استفاده یکجا از کل نمونه و استفاده از پنجره‌های زمانی غلتان برگزارشده است. نهایتاً، دامنهٔ گستردهٔ طیف‌های پرتفولیوهای آزمون، مدل‌های قیمت‌گذاری و روش‌های آزمون مدل، نمایی وسیع در خصوص عوامل ریسک در بازده سهام بورس تهران بدست داده که کمتر در پژوهش‌های داخلی پیشین ارائه‌شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

شواهد زیادی همچون فاما و فرنچ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۶ب) و کاکرین[۳] (۲۰۱۱) مبنی بر عدم کفایت عامل ریسک بازار CAPM برای توضیح علت پراکندگی میانگین بازده‌های مشاهده‌شده در سهام وجود دارد. مدل سه عاملی فاما‌ـفرنچ (۱۹۹۳) بر پایه ناهمگونی‌های[۴] مشاهده‌شده در بازده توضیح داده نشدهٔ CAPM (تفاوت معنادار در بازده میانگین شرکت‌های دارای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار مختلف، علیرغم تساوی بتای بازار آن‌ها) شکل‌گرفته 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 تشکیل‌شده بر اساس اثر مومنتوم (تداوم روند مثبت یا منفی بازده‌های یازده تا دو ماههٔ اخیر) معرفی‌شده توسط جگادیش[۵] و تیتمن[۶] (۱۹۹۳) و ازنس[۷] (۱۹۹۴) را تأیید کرده‌اند.

---

۱ . procedure
۲ . Fama-MacBeth
۳ . Cochrane
٤ . anomaly
٥ . Jegadeesh
٦ . Titman
۷ . Asness

بر این اساس، کارهارت (۱۹۹۷) پس از مشاهدهٔ 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 دامنهٔ گسترده‌ای از مطالعات در حوزهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌ها منجر شده است که بیم از داده‌کاوی[۱] را بالابرده است. به‌عنوان‌مثال، هاروی[۲] ، لیو[۳] و ژو[۴] (۲۰۱۶) به بررسی ۳۱۶ فاکتور ریسک معرفی‌شده در برخی مطالعات و مجلات منتخب پرداخته‌اند و بر پایهٔ انتقادات و تجویزهای آماری ارائه‌شده توسط منابعی همچون لوئلن و دیگران (۲۰۱۰) به ارائه چارچوبی سخت‌گیرانه‌تر برای بررسی مدل‌های جدید پرداخته‌اند.

بعلت نوآوری این پژوهش از حیث بررسی ساختارهای بدیل برای مدل‌های فاما‌ـفرنچ 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. بااین‌حال، برخی از پژوهش‌های مبنایی مرتبط در بورس ایران عبارت‌اند از:

در مطالعهٔ اسلامی بیدگلی و خجسته (۱۳۸۷) خطاهای قیمت‌گذاری (آلفاها) برای مدل فاما‌ـفرنچ معنادار دیده نشده است اما پس از تشکیل پرتفولیوهای ایجادشده بر اساس استراتژی بهره‌وری سرمایه، مدل فاما‌ـفرنچ قادر به توضیح پراکندگی بازده این پرتفولیوها نبوده است. درواقع، 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 فاما‌ـفرنچ 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 بهره برده‌اند. آن‌ها همچنین وجود هر سه عامل را برای توضیح پراکندگی مقطعی بازده این پرتفولیوها ضروری دانسته‌اند.

---

۱ . data mining / fishing
۲ . Harvey
۳ . Liu
۴ . Zhu

در مطالعهٔ آلاله، تمیمی و نعمت‌پور دزفولی (۱۳۹۲) بر اساس ضریب تعیین رگرسیون سری زمانی در خصوص توان توضیح‌دهندگی مدل‌های CAPM، فاما‌ـفرنچ 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 مقایسهٔ عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری فاما‌ـفرنچ و کارهارت با استفاده از داده‌های حدود ۱۲۸۰۰ شرکت‌ـماه در بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ پرداخته‌اند. آن‌ها رابطهٔ 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 فاما‌ـفرنچ؛ 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 دیده‌شده است. در ادامه بازده مورد انتظار مدل قیمت‌گذاری کارهارت برای هر یک از دو گروه سهام رشدی و ارزشی محاسبه‌شده است ولی برای بررسی درستی نتایج از آزمون مقایسات زوجی استفاده‌شده است. بنا بر نتایج این پژوهش سهام رشدی بازدهی بیشتر از سهام ارزشی داشته‌اند.

روش‌شناسی پژوهش

مدل‌های مورد آزمون و نحوه محاسبهٔ متغیرهای مستقل مورداستفاده در آن‌ها عبارت‌اند از:

مدل ۱) مدل سه عاملی فاما‌ـفرنچ (۱۹۹۳):

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

$$SMB = (SL + SM + SH)/۳ - (BL + BM + BH)/۳ \quad HML = (SH + BH)/۲ - (SL + BL)/۲$$

شش پرتفولیوی فوق حاصل تقسیم شرکت‌های موردبررسی، به دو دستهٔ بزرگ (B) و کوچک (S) بر حسب اندازه و سه دستهٔ ارزشی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازارِ 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 مجموعهٔ سهام مورد معامله در سه بازارِ بورس سهام نیویورک، نزدک و بورس آمریکا استفاده شده است، میانه اندازهٔ شرکت‌های بورس نیویورک مبنای تقسیم همهٔ شرکت‌ها به دو دسته بزرگ و کوچک قرار گرفته است. با این حال، مجموعهٔ شرکت‌های کوچک مجموعاً تنها ۸ درصد از ارزش بازار را تشکیل می‌داده است. به همین ترتیب، صدک سی‌ام و هفتادمِ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) شرکت‌های بورس نیویورک، مبنای تقسیم مجموعهٔ شرکت‌ها به سه دسته بوده است. در مطالعه فاما و فرنچ (۲۰۱۲) که بر بورس‌های سایر کشورها متمرکز بوده است، مجموعه‌ای از بزرگ‌ترین شرکت‌ها که در کنار هم ۹۰ درصد ارزش بازار را تشکیل می‌دهند، مبنا قرارگرفته‌اند و شرکت‌های بزرگ‌تر از میانهٔ آن‌ها بعنوان پرتفولیوی سهام بزرگ و شرکت‌های دارای نسبت B/M بالاتر از میانهٔ B/M این شرکت‌ها بعنوان پرتفولیوی سهام ارزشی در نظر گرفته‌شده‌اند. در داخل هر پرتفولیو میانگین وزنی سهام (برحسب ارزش بازار) هر ماه محاسبه می‌شود و در آغاز مهرماه هر سال ترکیب پرتفولیوها بر حسب آخرین مقادیر چیده می‌شود. در محاسبهٔ 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 مبنا قرارگرفته است. همچنین شرکت‌های صنعت واسطه‌گری مالی از داده‌ها حذف‌شده‌اند.

مدل ۲) مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷):

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

$$WML = (SW + BW)/۲ - (SL + BL)/۲$$

چهار پرتفولیوی فوق حاصل تقسیم شرکت‌های مورد بررسی، به دو دستهٔ بزرگ (B) و کوچک (S) بر حسب اندازه و سه دستهٔ برنده با مومنتوم بالا (W)، متوسط و بازنده با مومنتوم پایین (L) هستند. در اینجا نیز صدک سی‌ام و هفتادمِ مومنتوم بزرگ‌ترین شرکت‌هایی که با هم تشکیل‌دهندهٔ ۹۰ درصد ارزش بازار بوده‌اند، مبنای دسته‌بندی شرکت‌ها بوده است. مومنتوم یک سهم عبارتست از بازده تجمعی آن در یازده تا دو ماه پیش (بازده یک‌سالهٔ منتهی به ماه موردنظر، به جز آخرین ماه). در داخل هر پرتفولیو میانگین وزنی سهام (برحسب ارزش بازار) هر ماه محاسبه می‌شود و هر ماه ترکیب پرتفولیوها برحسب آخرین مقادیر بازآرایی می‌گردد.

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 کرمرز[۱] و دیگران (۲۰۱۰):

$$E(R_i) - R_f = \beta_i\left[E(R_M) - R_f\right] + s_i E(SMBw) + h_i E(HMLw)$$
$$SMB_w = [(SL \times V_{SL}) + (SM \times V_{SM}) + (SH \times V_{SH})]/(V_{SL} + V_{SM} + V_{SH}) - [(BL \times V_{BL}) + (BM \times V_{BM}) + (BH \times V_{BH})]/(V_{BL} + V_{BM} + V_{BH}$$

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

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

$$E(R_i) - R_f = \beta_i\left[E(R_M) - R_f\right] + s_i E(SMB_w) + h_i E(HML_w) + w_i E(WML_w)$$
$$WML_w = [(SW \times V_{SW}) + (BW \times V_{BW})]/(V_{SM} + V_{Bw}) - [(SL \times V_{SL}) + (BL \times V_{BL})]/(V_{SL} + V_{BL}$$

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):

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

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 کرمرز و دیگران (۲۰۱۰) و میچو[۲] و دیگران (۲۰۱۴):

---

۱ . Cremers
۲ . Michou

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

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

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

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

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

به‌منظور بررسی توان هر یک از مدل‌ها در توضیح پراکندگی میانگین بازده‌ها، از مجموعه پرتفولیوی آزمون‌های زیر استفاده‌شده است:

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

مجموعه ۲) ۵×۵ پرتفولیو حاصل از تقسیم شرکت‌ها برحسب اندازه و مومنتوم به دسته‌های پنج‌گانه. مطابق روش بکار گرفته‌شده 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 تقسیم‌شده‌اند. 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 تقسیم‌شده‌اند.

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

مجموعه ۵) ۲۸ پرتفولیوی مختص به صنایع مختلف ایجادشده بر اساس توصیه لوئلن و دیگران (۲۰۱۰).

مجموعه ۶) پرتفولیوهای حاصل از مرتب‌سازی شرکت‌های بزرگ برحسب اندازه و B/M. با توجه به این‌که 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 بزرگِ تشکیل‌دهندهٔ 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 به‌صورت ۵×۵ انجام‌شده 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) ۳×۲×۲ پرتفولیوی حاصل از تقسیم شرکت‌های بزرگ، ابتدا برحسب 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، برحسب 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، دسته‌بندی‌شده برحسب 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 رویهٔ رایج در مطالعات این حوزه استفاده‌شده است: رویهٔ رگرسیون سری زمانی و رویهٔ 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 به‌اختصار معرفی می‌گردند.

هر دوی این روش‌ها از یک منطق دومرحله‌ای 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 برههٔ زمانی موردمطالعه است؟

ماهیت داده‌های موردمطالعه در قیمت‌گذاری دارایی‌ها (بازده پرتفولیوها) توجه به سه مسئله مهم را اقتضا می‌نماید:

۱. با توجه به این‌که هرقدر هم در دستیابی به طیفی متنوع و گسترده از دارایی‌های آزمون تلاش شود، در هر مقطع زمانی، بخش باقی‌مانده 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 قیمت‌گذاری از آمارهٔ $\hat{\alpha}' \operatorname{cov}(\hat{\alpha}, \hat{\alpha}')^{-1} \hat{\alpha}$ استفاده می‌شود.

۲. تخمین بتاهای هر پرتفولیوی آزمون، خود یک آمارهٔ 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 به‌صورت جزئی با یکدیگر همبستگی داشته باشند.

رویهٔ رگرسیون سری زمانی

در رویهٔ 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:

$$R_t^{ei} = \alpha_i + \beta'_i f_t + \varepsilon_t^i, \ (t=۱،۲,\dots T) \qquad \text{رابطه ۱)}$$

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، نگریسته شود:

$$E(R^{ei}) = \widehat{\beta}'_i \lambda + (\alpha_i), \ (i = ۱,۲, \dots N) \qquad \text{رابطه ۲)}$$

اما ازآنجایی‌که هر عامل ریسک، خود یک پرتفولیو با سرمایه‌گذاری 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:

$$E(f) = ۱ \times \lambda \qquad \text{رابطه ۳)}$$

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

در رویهٔ رگرسیون زمانی، باملاحظهٔ مسائل فوق، آمارهٔ بررسی معناداری خطاها عبارت است از:

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

این آماره که توسط گیبونز، راس و شنکن (۱۹۸۹) معرفی‌شده 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 موردبررسی است. همچنین، $\hat{\alpha}$ ماتریس عرض از مبدأهای رگرسیون‌های سری زمانی با ابعاد $N\times 1$، $\hat{\Sigma}$ 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 $\hat{\Omega}$ ماتریس واریانس-کوواریانس بدون تورش بین فاکتورها با ابعاد $K\times K$ است. دو ماتریس واریانس-کوواریانس مذکور بدین ترتیب به دست می‌آیند:

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

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

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

منطق آمارهٔ GRS بر این اصل استوار است که آیا پرتفولیوهای سمت راست معادله که هر یک نمایندهٔ 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[۱] است که چون پرتفولیویی کارآ و با حداقل واریانس[۲] 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

---

۱ . implied market portfolio

۲ . Mean-Variance Efficient (MVE)

CAPM پرتفولیوی بازار (با بتای یک) و پرتفولیوی ضمنی بازار مدل فاما-فرنچ، پرتفولیویی با بتای یک بر روی هر سه عامل این مدل است. حال، آمارهٔ GRS به بررسی این امر می‌پردازد که آیا در سطح دارایی‌های آزمون، کسب سود از تفاوت بازده *مورد انتظار* مدل از بازده *محقق شدهٔ* دارایی‌ها (آلفاها) امری تصادفی و غیرقابل تکرار است و یا پیوسته قابل‌مشاهده است و دارای تفاوت معنادار از صفر است[۱]. 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 هرقدر تعداد دارایی‌های آزمون کمتر باشد ولی تنوع و پراکندگی بازده بیشتری داشته باشند قدرت آماره GRS بیشتر خواهد بود.

رویهٔ فاما-مک‌بث

در رویهٔ 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 فاما-مک‌بث استفاده‌شده‌اند:

درصورتی‌که از کل بازهٔ زمانی داده‌ها (نود ماه از مهر ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۳۹۶)[۲] به‌صورت کل نمونه[۳] استفاده شود، ابتدا همان رگرسیون مرحله اول رویهٔ رگرسیون سری زمانی برازش شده و ماتریس بتاها استخراج می‌گردد:

$$R_t^{ei} = a_i + \beta'_i f_t + \varepsilon_t^i, (t = ۱,۲, \dots T)$$ رابطه ۷)

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

$$R_t^{ei} = \gamma_t + \hat{\beta}'_i \lambda_t + \alpha_t^i, (i = ۱,۲, \dots N)$$ رابطه ۸)

---

۱. آمارهٔ 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 دامنهٔ زمانی به سال‌های پیش‌تر تعداد شرکت کافی برای تشکیل همهٔ پرتفولیوها وجود نخواهد داشت.

۳ . full-sample

بنابراین، از برازش T رگرسیون مقطعی در T دوره، سری زمانی $\hat{\lambda}_t$ها، $\hat{\gamma}_t$ها و $\hat{\alpha}_t^i$ها (خطای قیمت‌گذاری مدل برای پرتفولیوی iاُم) به دست خواهد آمد و با بررسی میانگین و پراکندگی آن‌ها می‌توان معناداری کلی ضرایب را سنجید:

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

در خصوص خطاهای قیمت‌گذاری مثل رویهٔ رگرسیون زمانی از آمارهٔ $\widehat{\alpha}' cov(\widehat{\alpha},\widehat{\alpha}')^{-1}\widehat{\alpha}$ استفاده می‌گردد اما این بار با توزیع χ^2 با درجه آزادی $T-1$ مقایسه می‌شود. ماتریس واریانس کوواریانس خطاهای قیمت‌گذاری برابر است با:

$$cov(\hat{\alpha}) = \frac{1}{T} cov(\hat{\alpha}_t) = \frac{1}{T^2}\sum_{t=1}^{T}(\hat{\alpha}_{it} - \hat{\alpha}_i)(\hat{\alpha}_{jt} - \hat{\alpha}_j)'$$ رابطه ۱۰)

مسیر دوم، استفاده از رویهٔ فاما-مک‌بث با استفاده از پنجره‌های زمانی غلتان[1] 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 به‌دست‌آمده از بازده‌های شصت ماهه‌های بعد برازش خواهند شد و نهایتاً به‌جای T رگرسیون مقطعی، $T-60$ رگرسیون خواهیم داشت. مقادیر $\hat{\lambda}$، $\hat{\gamma}$ و $\hat{\alpha}$ به همان ترتیبی که تشریح گردید، قابل تفسیر خواهند بود.

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

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

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

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

---

۱ . rolling

رگرسیون مقطعی حاکی از برتری مدل موردبررسی نسبت به مدل ساده‌تر (مثلاً مدل سه عاملی فاما-فرنچ 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، هرقدر ضریب تعیین (R^2) رگرسیون‌های سری زمانی (مرحله اول) بالاتر باشد به معنی رابطهٔ بهتر بین عوامل ریسک و بازده‌هاست. روی دیگر این سکه، کمتر شدن خطاها و ـ گاهاً ـ غیر معنادار شدن آمارهٔ GRS است[1] . به همین شکل، باید در بتاهای به‌دست‌آمده از رگرسیون‌های سری زمانی، مقادیر مختلفی برای پرتفولیوهای گوناگون به‌دست‌آمده باشد. با همین منطق است که در رویهٔ 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 قیمت‌گذاری مورداستفاده قرارگرفته است، توجه به‌تساوی مقدار میانگین فاکتورهای ریسک (در صورت معناداری) با ضرایب برازش شده رگرسیون‌های مقطعی ($\hat{\lambda}$ ها) یعنی کنترل وجود رابطه ۹ است.

بررسی استواری

با توجه به حجم بالای نوسانات در معاملات سال ۱۳۹۶ بورس تهران به‌منظور بررسی استواری نتایج، همهٔ آزمون‌های فوق یک‌بار 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 سیزده‌گانهٔ مورداستفاده در مدل‌های مختلف نمایش داده‌شده‌اند[2] 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 آمارهٔ GRS بسختی غیرمعنادار 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، ** بمعنیِ معناداری آن در سطح معناداری کمتر از ۵ درصد و *** نشانهٔ 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
Rm – Rf	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	–0/00104	0/05502	0/28202	0/71060	–0/1480	0/15858
WML	0/00629*	0/04019	–0/80517	2/17414	–0/14130	0/09886
WMLw	0/00976**	0/04888	–0/58777	1/75004	–0/17271	0/13845
sHML	0/00569*	0/03754	0/63088	1/07124	–0/0604	0/14556
bHML	–0/00281	0/06024	0/19151	0/64873	–0/1727	0/14458
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	–0/00370	0/02724	–1/6543	5/44920	–0/135	0/04149

رویهٔ رگرسیون سری زمانی

با برگزاری رویهٔ رگرسیون زمانی و به دست آوردن مقادیر بتا و استفاده از آن‌ها در کنار مقادیر مختلف هر فاکتور در طی زمان، سری زمانی خطاهای قیمت‌گذاری هر مدل (α) به دست آمد. سپس معناداری توأمان خطاها در رویهٔ رگرسیون زمانی با آمارهٔ GRS به شرح جدول سه موردبررسی قرار گرفت. معناداری توأمان خطاها برای همهٔ مدل‌ها، در قبال مجموعهٔ 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) مشاهده‌شده است. به همین ترتیب، این‌که 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 همهٔ مدل‌ها، در قبال مجموعهٔ اول و برای مدل ششم در قبال بیش از نیمی از طیف‌ها معنادار بوده است؟

مقادیر α 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 همهٔ مدل‌ها هنگام مواجهه با این طیف است. برای طیف نه نیز توضیحی شبیه گزارهٔ 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[1] بوده است. میانگین $|\alpha|$ برای مدل ششم (در سطح نه مجموعه پرتفولیو) به‌طور میانگین ۴۳ درصد از میانگین $|\alpha|$ برای سایر مدل‌ها بیشتر است.

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

	مجموعه پرتفولیوی ۱		مجموعه پرتفولیوی ۲		مجموعه پرتفولیوی ۳		مجموعه پرتفولیوی ٤		مجموعه پرتفولیوی ۵	
	آمارهٔ GRS	میانگین R^2	آمارهٔ GRS	میانگین R^2	آمارهٔ GRS	میانگین R^2	آمارهٔ GRS	میانگین R^2	آمارهٔ GRS	میانگین R^2
مدل ۱	1/666**	0/623	1/204	0/565	1/435	0/577	1/47*	0/495	1/477*	0/404
مدل ۲	1/536*	0/622	1/058	0/588	1/29	0/593	1/421	0/5	1/439	0/403
مدل ۳	1/693**	0/628	1/018	0/566	1/335	0/579	1/408	0/496	1/304	0/406
مدل ٤	1/568*	0/625	0/897	0/589	1/154	0/596	1/279	0/503	1/297	0/404
مدل ۵	1/597*	0/635	1/286	0/592	1/324	0/604	1/41	0/505	1/575*	0/414
مدل ٦	7/358**	0/658	2/712**	0/615	4/462**	0/618	1/126	0/516	3/167**	0/423
میانگین R^2	0/632		0/586		0/594		0/503		0/409	

	مجموعه پرتفولیوی ٦		مجموعه پرتفولیوی ۷		مجموعه پرتفولیوی ۸		مجموعه پرتفولیوی ۹		میانگین R^2 در سطح
	آمارهٔ GRS	میانگین R^2	آمارهٔ GRS	میانگین R^2	آمارهٔ GRS	میانگین R^2	آمارهٔ GRS	میانگین R^2	همهٔ مجموعه‌ها
مدل ۱	2/129*	0/829	1/215	0/614	1/252	0/555	1/975**	0/462	۰/۵۱۹

۱. مثلاً در قبال طیف یک، همهٔ 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	2/138**	0/465	۰/۵۲۷
مدل ۳	1/977	0/835	1/039	0/62	1/226	0/558	1/77*	0/466	۰/۵۲۲
مدل ٤	1/523	0/835	0/803	0/65	1/015	0/56	1/818**	0/465	۰/۵۳۰
مدل ٥	2/05*	0/837	0/74	0/647	1/113	0/57	2/054**	0/475	۰/۵۳٤
مدل ٦	6/011***	0/85	1/871**	0/647	0/859	0/574	3/855***	0/474	۰/۵٤٦
میانگین R^2		0/836		0/636		0/562		0/٤٦٨	

رویهٔ فاما-مک‌بث

در جداول چهار تا هفت، نتایج رویهٔ فاما-مک‌بث برای مدل‌های یک تا شش و مجموعه پرتفولیوی یک تا نه گزارش‌شده است. این رویه در یک مسیر با استفادهٔ 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) انجام‌شده 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، محاسبهٔ بتاها با استفاده از پنجره‌های زمانی شصت‌ماههٔ 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، آمارهٔ معناداری توأمان خطاها (دارای توزیع χ^2) و مقدار به‌دست‌آمده برای هر صرف ریسک ($\hat{\lambda}$) گزارش‌شده 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) دیده‌شده است. همچنین، بالاترین ضریب تعیین در حالت کل نمونه برای مجموعهٔ 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) حاصل‌شده است. علیرغم مقدار نه‌چندان چشمگیر این R^2 ها نباید ازنظر دور داشت که برای هیچ‌یک از این طیف-مسیرها عرض از مبدأ معنادار نبوده است یعنی با حرکت از پرتفولیویی 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. ازاین‌رو، با توجه به مدت‌زمان کم نمونه موردبررسی (۷/۵ سال) نسبت به مطالعات مشابه خارجی (حداقل ۳۰ سال)، کثرت نوسانات و عوامل

پراکندهٔ دخیل در تعیین قیمت‌ها و نهایتاً شدت نوسانات در بازار سرمایهٔ 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 ردِ همگامی و رابطه بین تغییرات مقطعی بتاها با تغییرات مقطعی میانگین بازده پرتفولیوهاست. بعبارت دیگر، در چارچوب معیارهای لوئلن 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 ٤	
	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان
مدل ۱								
R^2	0/216	0/21	0/14	0/097	0/156	0/127	0/082	0/039
χ^2	39/1**	96/3***	19/3	109/4***	45/8***	129/1***	44/7***	298/3***
عرض از مبدأ	0/003	0/01	0/004	0/008	0/006	0/018**	−0/007	0/01
Rm − Rf	−0/007	0/002	−0/005	0/003	−0/006	−0/002	0/015**	0/014
SMB	0/003	0/001	0/006	−0/002	−0/002	−0/003	−0/006	−0/014** *
HML	0/002	0/003	−0/01*	0/003	−0/001	0/003	−0/007	−0/007
مدل 2								
R^2	0/222	0/206	0/18	0/13	0/189	0/146	0/12	0/029
χ^2	38/9**	158/1***	17/4	70/5***	41/8**	131/8***	43**	538/5***
عرض از مبدأ	0/003	0/009	0/001	0/008	0	0/021**	−0/007	0/009
Rm − Rf	−0/006	0/003	−0/003	0/002	0	−0/006	0/015**	0/015
SMB	0/003	0/001	0/005	−0/002	−0/001	−0/004	−0/005	−0/012**
HML	0/002	0/002	−0/006	0/002	0	0/002	−0/006	−0/005
WML	0/004	0/004	0/007*	−0/003	0/006	−0/004	0/006	0/009*
مدل ۳								
R^2	0/216	0/213	0/133	0/09	0/157	0/126	0/079	0/041
χ^2	39/6**	96/6***	19/6	69/2***	45/4**	194/7***	44/7***	393/6***
عرض از مبدأ	0/002	0/009	0/003	0/009	0/005	0/018**	−0/007	0/011
Rm − Rf	−0/005	0/003	−0/005	0/002	−0/005	−0/002	0/014**	0/013

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

البته برخلاف حالت کل نمونهٔ 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. ازاین‌رو برازش رگرسیون‌های فاما‌ـمک‌بث برای این طیف مقدور نیست.

جدول ٤- پروسه فاما‌ـمک‌بث 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				
R^2	۰/۰۹٤	۰/۱۲	۰/۱٦	۰/۱۸۱	۰/۰٤۹	−۰/۰۲۳	۰/۱۵٦	۰/۱۲
χ^2	۳۵/۳	۱۸۳/۵***	۲/٦	۱۵/۷	۱۱/٦	۲۷/٦***	۹/۸	۱۹
عرض از مبدأ	۰/۰۲۲	۰/۰۲٦***	۰/۰۱۲	−۰/۰۰٦	−۰/۰۱۲*	۰/۰۱۹*	۰/۰۱٤	۰/۰۱۳
Rm – Rf	−۰/۰۲	−۰/۰۰۸	−۰/۰۱۳	۰/۰۲۱	۰/۰۱٦**	۰/۰۰۱	−۰/۰۱۱	۰/۰۰۲
SMB	−۰/۰۰٤	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰٤	−۰/۰۰۷	−۰/۰۰٤	−۰/۰۰۵	−۰/۰۰٦
HML	۰/۰۰۱	−۰/۰۰۸	−۰/۰۰۹*	۰/۰۰۷	−۰/۰۱۱	۰/۰۰۵	−۰/۰۰۷	−۰/۰۰۸
				مدل ۲				
R^2	۰/۱۲۲	۰/۱۱۳	۰/۲۱۵	۰/۲۷۹	۰/۰۹۲	۰/۰۲۲	۰/۱۹۲	۰/۱۱۳
χ^2	۳۵/۲	۱۵۳/۱***	۲	۱۱/٤	۹/۲	۱۷/۷*	۹/٤	۲۲/۵*
عرض از مبدأ	۰/۰۱٤	۰/۰۲۵***	۰/۰۰۹	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۹	۰/۰۱۷	۰/۰۱٤	۰/۰۱
Rm – Rf	−۰/۰۱۱	−۰/۰۰۷	−۰/۰۰۹	۰/۰۱۸	۰/۰۱٤*	۰/۰۰۵	−۰/۰۱۱	۰/۰۰٤
SMB	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰٤	۰/۰۰۷	−۰/۰۰۵	−۰/۰۰٦
HML	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰۸	−۰/۰۰۸*	۰/۰۰۵	−۰/۰۰۹	۰/۰۱۳	−۰/۰۰۷	−۰/۰۰٦
WML	۰/۰۲۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	−۰/۰۰۳	۰/۰۱۱	۰/۰۱۹	۰/۰۰۲	−۰/۰۰۳

	مدل ۳							
R^2	۰/۱	۰/۱۲٤	۰/۱٦٤	۰/۱۷۸	۰/۰٦۹	۰/۰۰۹	۰/۱٦۲	۰/۱۲۱
χ^2	۳۷*	۳۲۷/۹***	۲/۷	۱۵/۱	۱۳/۵	۲٤/۲**	۱۰/۳	۲۳/٤*
عرض از مبدأ	۰/۰۲٦	۰/۰۲٦***	۰/۰۱٤	-۰/۰۰٦	-۰/۰۱۲*	۰/۰۱۲	۰/۰۱٤	۰/۰۱۳
Rm – Rf	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۵	۰/۰۲۱	۰/۰۱۵**	۰/۰۰۸	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۲
SMBw	-۰/۰۰٦	-۰/۰۰٤	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰٤	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰٦	-۰/۰۰٦	-۰/۰۰۸*
HMLw	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۹*	۰/۰۰۷	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱٤	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱

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

نخستین برداشت از طیف‌های چهار و هشت، نقش معنادار عامل ریسک بازار (فاکتور CAPM) است: وقتی از کل نود ماه دادهٔ موردمطالعه (مسیر نمونه یکجا) برای تخمین بتای بازار برای این دو طیف استفاده می‌شود، صرف ریسک آن در همهٔ مدل‌ها معنادار به دست می‌آید. در شش مدل، بتاهای به‌دست‌آمده بر روی عامل بازار برای پرتفولیوهای مجموعهٔ چهارم، در طیف گسترده‌ای از ۰/۰۱ تا ۱/۹ مشاهده‌شده است.[1] این مشاهده بر روی طیفی که بر اساس دسته‌بندی سهام بر اساس *مجموع نوسانات* تشکیل‌شده است، به‌خوبی 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 کمِ 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 مازاد بازار در مدل‌های شش‌گانه، بر روی ۲۵ پرتفولیوی این مجموعه بوده‌اند، انتخاب شده‌اند. با توجه به حجم بالای بتاهای برازش شده (برای همهٔ 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 افزایش‌یافته و صرف ریسک bHMLw هم معنادار شده است که مثالی است برای نقش مثبت عوامل ریسک مدل‌های کامل‌تر از CAPM.

بنابر جداول رویهٔ فاما-مک‌بث، 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 ٤	
	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان	کل نمونه	نمونه غلتان
مدل ٤								
R^2	۰/۲۱۹	۰/۲۱۹	۰/۱۷۹	۰/۱۳۳	۰/۱۸۷	۰/۱٤٦	۰/۱۲	۰/۰٤
χ^2	۳۹/۵**	۱۵۲/۱***	۱۷/۷	٦۷/۳***	۳۹/۵**	۹۸/۷***	٤۱/۵**	٦۵٦***
عرض از مبدأ	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۱	۰/۰۲۱**	-۰/۰۰۷	۰/۰۱
Rm – Rf	-۰/۰۰٦	۰/۰۰٤	-۰/۰۰٤	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۵	۰/۰۱٤**	۰/۰۱٤
SMBw	۰/۰۰٤	۰/۰۰۲	۰/۰۰٤	-۰/۰۰۲	۰	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰٦	-۰/۰۱۳**
HMLw	۰/۰۰٤	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۵	۰/۰۰٦	-۰/۰۰۱	۰/۰۰٤	-۰/۰۱	-۰/۰۱
WMLw	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۱	۰/۰۰۸*	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۹*	-۰/۰۰٤	۰/۰۰۵	۰/۰۱۱*
مدل ۵								
R^2	۰/۲٤۷	۰/۱۹۱	۰/۱۸٤	۰/۱۲	۰/۲۰۳	۰/۱۵۷	۰/۱۲۹	۰/۰۲۲
χ^2	۳۷/۹**	۱۷۰/۲***	۱٦/۷	۱۰۹/۷***	۳۹/٤**	۳٤۷/۷***	٤۲/۵**	۹۱۵/۲***
عرض از مبدأ	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۱	۰/۰۰٦	۰/۰۰۱	۰/۰۲٦**	-۰/۰۰۸	۰/۰۱
Rm – Rf	-۰/۰۰٦	۰/۰۰۵	۰	۰/۰۰۵	۰	-۰/۰۱۲	۰/۰۱٦**	۰/۰۱۵
SMB	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۵	-۰/۰۱۳**
sHML	۰	۰/۰۰۱	-۰/۰۱*	-۰/۰۰٦	۰	۰/۰۰۵	-۰/۰۰٤	-۰/۰۰٦
bHML	۰/۰۰٤	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۱	۰	۰	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۷
WML	۰/۰۰٤	۰/۰۰٤	۰/۰۰۷*	-۰/۰۰۲	۰/۰۰٦	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۱۱**
مدل ٦								
R^2	۰/۲٤۸	۰/۲۰٦	۰/۲۰۷	۰/۱٦۷	۰/۲۱۷	۰/۱۵۵	۰/۱۳۷	۰/۰۲۱
χ^2	۳۷/۷**	۱۷۷/۳***	۱۵/۷	۵٦/۲***	۳۷/۱*	۱۹۷/۱***	۳۳/۳*	۱۱۸/۷***
عرض از مبدأ	۰/۰۰۳	۰/۰۰٤	-۰/۰۰۳	۰/۰۰٦	۰	۰/۰۳۱**	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۷
Rm – Rf	-۰/۰۰٦	۰/۰۰۸	۰	۰/۰۰۵	۰	-۰/۰۱٦*	۰/۰۱۷**	۰/۰۱۹*
MMBw	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳*	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰٤	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

bHMLw	۰/۰۰٤	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰۷	−۰/۰۰٤	−۰/۰۰۱	۰/۰۰۷*	−۰/۰۱۳***	−۰/۰۱**
WMLw	−۰/۰۰۱	۰/۰۲۱	۰/۰۰۷	−۰/۰۰۲	۰/۰۰۹*	−۰/۰۰٦	۰/۰۱	۰/۰۱٦**

جدول ٦- پروسه فاما-مک‌بث 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 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 ٤								
R^2	۰/۱۰۸	۰/۱۲	۰/۲۱٤	۰/۲٦٦	۰/۰۹٥	۰/۰۲٤	۰/۲۱٤	۰/۰۹۷
χ^2	۳٦/۸*	۱۲۰/۲***	۱/٦	۱۱/٥	۸/۹	۱٦/۳	۹/۷	۲٦/۹**
عرض از مبدأ	۰/۰۱٦	۰/۰۲٥***	۰/۰۱	−۰/۰۰٤	−۰/۰۱*	۰/۰۱۱	۰/۰۱٤	۰/۰۱۳
Rm – Rf	−۰/۰۱۲	−۰/۰۰۷	−۰/۰۱۱	۰/۰۲	۰/۰۱٥*	۰/۰۱	−۰/۰۱۱	۰/۰۰۲
SMBw	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۳	۰/۰۱۱	−۰/۰۰٦	−۰/۰۰۸*
HMLw	−۰/۰۰٦	−۰/۰۰۸	−۰/۰۰۹	۰/۰۰٦	−۰/۰۰٦	۰/۰۰٤	−۰/۰۰۷	−۰/۰۱
WMLw	۰/۰۳۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۸	۰	۰/۰۱٤	۰/۰۲٥	۰/۰۰۲	۰
مدل ٥								
R^2	۰/۱٤۱	۰/۱۱٦	۰/۲۰٤	۰/۲۳	۰/۱۱٦	۰/۰۰۲	۰/۲۹	۰/۱٦۹
χ^2	۳۳/۷	۱۲۲***	۱/۹	۷/۳	۹/۲	۱۳/٦	۹/٤	۱٦/۸
عرض از مبدأ	۰/۰۰۷	۰/۰۲۹***	۰/۰۰۹	۰	−۰/۰۰۹	۰/۰۱۷	۰/۰۱٤	۰/۰۱۱
Rm – Rf	−۰/۰۰٥	−۰/۰۱	−۰/۰۰۹	۰/۰۱٦	۰/۰۱٤*	۰/۰۰٥	−۰/۰۱۱	۰/۰۰۳
SMB	۰/۰۰۲	−۰/۰۰٤	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰٤	−۰/۰۰٤	۰/۰۱۲	−۰/۰۰٥	−۰/۰۰۸
sHML	۰/۰۰٤	−۰/۰۱*	−۰/۰۰۷	−۰/۰۰٥	−۰/۰۰۳	۰/۰۱۳*	−۰/۰۰۸	−۰/۰۰٦
bHML	−۰/۰۰۹	−۰/۰۰٦	−۰/۰۰۹	۰/۰۰۷	−۰/۰۱٤	۰/۰۱۲	−۰/۰۰٦	−۰/۰۰۷
WML	۰/۰۱۸*	۰/۰۱*	۰/۰۰۷	−۰/۰۰۲	۰/۰۱۱	۰/۰۱۸	۰/۰۰۲	−۰/۰۰۲
مدل ٦								
R^2	۰/۱٥۷	۰/۱٥۷	۰/۲۰۳	۰/۲٦	۰/۱٥۷	۰/۰۱۲	۰/۳۰۸	۰/۱۸۳
χ^2	۳۲/٤	۸۱/۸***	۱/٥	۱۰/۹	۷/۲	۲٥***	۱۰/٤	۱٥/٥
عرض از مبدأ	۰/۰۰۲	۰/۰۲٦***	۰/۰۱۲	۰/۰۰۲	−۰/۰۱٤	۰	۰/۰۱٥	۰/۰۱۷
Rm – Rf	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰۸	−۰/۰۱۳	۰/۰۱۳	۰/۰۱۸*	۰/۰۱۹	−۰/۰۱۱	−۰/۰۰۱
MMBw	−۰/۰۰٦	−۰/۰۱**	−۰/۰۰۸	−۰/۰۱	−۰/۰۰۱	۰/۰۲٥	−۰/۰۰۲	−۰/۰۱٥**
SMMw	۰/۰۰۱	−۰/۰۰٦	−۰/۰۰٤	۰/۰۱۲	۰/۰۰۷	۰/۰۱۳	−۰/۰۱۳	−۰/۰۰۲
sHMLw	۰/۰۰۱	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰٤	−۰/۰۰٤	−۰/۰۰۱	۰/۰۰٤	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۲
bHMLw	−۰/۰۰٥	۰	۰	−۰/۰۰۳	−۰/۰۱۳*	−۰/۰۰٥	۰/۰۰٤	−۰/۰۰٥
WMLw	۰/۰۱۹	۰/۰۱۳	۰/۰۰٦	−۰/۰۰۱	*۰/۰۲۲	۰/۰۳۲	−۰/۰۰۳	۰/۰۱۳

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، هرکدام یک‌بار معنادار بوده‌اند. همچنین، WML در مدل پنجم تنها صرف ریسک معنادار دیده‌شده برای این طیف در صورت استفاده از کل نمونه است.

رگرسیون‌های فاما-مک‌بث برای طیف چهارم در حالت استفاده از نمونه‌های زمانی غلتان به علت پراکندگی زیاد و نامنظم میانگین بازدهِ ۲۵ پرتفولیوی این طیف و تغییر بتاهای برازش شده در طی زمان، پایین‌ترین ضرایب تعیین (به‌طور میانگین ۰/۰۳) را داشته‌اند. بااین‌حال در این طیف، ضرایب مربوط به مومنتوم برای هر چهار مدلِ دربردارندهٔ این فاکتور معنادار بوده‌اند.

شرط *مساوی بودنِ تقریبی مقدار میانگین فاکتورهای ریسک (در صورت معناداری)، با صرف ریسک‌های برازش شدهٔ 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 قابل‌توجه دربارهٔ 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) به‌دست‌آمده است. بدیهی است اگر اثر این عامل بین سهام بزرگ و کوچک شکسته شود، عامل bHMLw منعکس‌کنندهٔ بیشترین تأثیر از شرکت‌های بزرگ و عامل sHML دربرگیرندهٔ 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) به‌دست‌آمده است؛ بنابراین مجموع اطلاعات به‌دست‌آمده، حاکی از تفاوت علامت عامل ارزشی رشدی در دو سر طیفِ اندازهٔ شرکت‌هاست.[1]

---

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 تجمعی 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 ازنظر علامت با فاکتور ریسک مربوطه یا طیف پرتفولیوی آزمون مربوطه هماهنگی داشته باشد.[۱] 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 (به‌جز 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 ۰/۰۷- درصدیِ bHMLw (با سطح معناداری ۰/۱۱) 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 همهٔ مدل‌ها صرف ریسک‌های بدست آمده برای بدیل‌های مختلف عامل ارزشی رشدی یا خود برابر با صفر به‌دست‌آمده‌اند یا شدیداً غیر معنادارند؛ بنابراین، می‌توان گفت اگرچه فاکتورهای sHML و bHMLw حاکی از تفاوت بازده در دو سر طیف‌های خود هستند اما در میانهٔ 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 نویز موجود در داده‌ها برای تمرکز بهتر بر فاکتورهای ریسک پژوهش کاست: برای طیف ۷، همهٔ بدیل‌های عامل ارزشی رشدی (به‌جز bHMLw) علامت منفی گرفته‌اند. همچنین جالب است که ضرایب HML (مدل ۱ و ۲)، HMLw (مدل ۳ و ۴) و bHML همگی برابر با ۰/۹- درصد[۲] (با سطح معناداری به ترتیب، ۰/۰۶۹، ۰/۰۸۸، ۰/۰۹۲، ۰/۱۰۱ و ۰/۱۱۶) به‌دست‌آمده‌اند که می‌تواند به علت تمرکز این طیف بر شرکت‌های بزرگ و منفی بودن اثر ارزشی رشدی برای شرکت‌های بزرگ درست باشد. به‌عبارت‌دیگر، ضریب به‌دست‌آمده بر روی HML (یعنی $\hat{\lambda}_{HML}$) 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 $\hat{h}_i$) میزان بازده، به‌طور میانگین ۰/۹ 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 ۰/۸- درصد بوده است.

می‌یابد.[۱] اما صرف ریسک عامل bHMLw در مدل ۶ (مثل طیف ۳) بسیار نزدیک به صفر به‌دست‌آمده است. طیف‌های ۸ و ۹ نیز نتایجی مشابه طیف‌های ۴ و ۵ داشته‌اند: در طیف ۸ بازهم bHMLw ـ به‌درستیـ 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.[۲]

شایان‌ذکر است، با حذف داده‌های پر نوسان سال ۱۳۹۶، صرف ریسک به‌دست‌آمده برای HMLw در حالت استفاده از نمونه‌های زمانی غلتان، در قبال طیف نخست با علامتی درست، ۰/۹ درصد به‌دست‌آمده است.[۳] در مقابل، سطح معناداری صرف ریسک bHMLw برای طیف هشتم از ۰/۰۸ به ۰/۱۶ افزایش‌یافته و غیر معنادار شده است.

بنابراین می‌توان گفت عامل ارزشی رشدی در کل نمونهٔ موردبررسی، 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. درواقع متغیرهای SMB یا SMBw برای همهٔ مدل‌هایی که این دو عامل را در برداشته‌اند (مدل‌های یک تا پنج) معنادار بوده‌اند. به‌طورکلی، ضرایب به‌دست‌آمده برای بدیل‌های گوناگونِ 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 یازده موقعیت معنادار بوده‌اند.

---

۱. میانگین بتاهای فاکتور HML، برای شش پرتفولیوی ارزشی ۰/٤۲ و برای شش پرتفولیوی رشدی ۰/۲- (همگی معنادار به جز سه مورد) بوده‌اند. همچنین میانگین بازده سالانهٔ 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 ٤/۸ 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 ۰/۱۰۰٤ 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 حساسیت دارایی‌ها 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 موقعیتِ معناداری متغیرهای مربوط به این عامل، ضرایب برازش شده منفی و نتیجتاً نادرست بوده‌اند. در مواقع معدودی که ضرایب مثبتی برای SMB، SMBw، SMMw و MMBw دیده‌شده[1] 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 به‌صرف ریسک عامل اندازهٔ 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، نُه 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.[2]
- در حالت کل نمونه، ضریب SMB برای مدل ۱ و ۲ در برابر طیف دوم معنادار گردیده است که همسو با مشاهدهٔ 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* نمونهٔ موردبررسی، اثر اندازهٔ 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 نتیجه‌گیری

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

در خصوص اثر ارزشی رشدی، دورهٔ زمانی موردمطالعه حاکی از وجود دو اثر مختلف در دو سر طیف اندازهٔ 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 گستردهٔ نتایج مشاهده‌شده از مدل‌ها در هنگام توضیح پراکندگی بازده میانگین در طیف‌های مختلف پرتفولیوهای آزمون، مؤید توصیه لوئلن و دیگران (۲۰۱۰) مبنی بر حساسیت نتیجه‌گیری دربارهٔ یک عامل ریسک جدید به طیف پرتفولیوی آزمون مورداستفاده است. این رویکرد در آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری در مطالعهٔ 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 اندازهٔ شرکت و اثر ارزشی رشدی به آثار مختلف برای شرکت‌های دو سر طیف اندازه، تنها شکستن عامل ارزشی رشدی بین دو سر طیف دربردارندهٔ 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 فاما‌ـفرنچ بر CAPM مثل رحمانی فیروزجایی و سلمانی جلودار (۲۰۱۰) است. همچنین مشاهدهٔ بازده بیشتر برای سهام رشدی نسبت به سهام ارزشی در بازار سرمایهٔ ایران امر بی‌سابقه‌ای نبوده و قبلاً توسط پورزمانی و بشیری (۱۳۹۲) نیز مشاهده شده است.

منابع

- آلاله، نرگس، تمیمی، محمد، نعمت‌پور دزفولی، علی‌محمد. (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, "Explaing 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/۱۰,۲۱۳۹/ssrn.۲۶۸۵۳۱۷
- 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). "A 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=۲۵۲۸۷۸۰ or http://dx.doi.org/۱۰,۲۱۳۹/ssrn.۲۵۲۸۷۸۰
- Harvey, C. R. Liu, Y. & Zhu, H. (۲۰۱۶). "… 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. (۲۰۱۳). "The Momentum Return and the Liquidity at the Tehran Stock Exchange". *Journal of Financial Management.* ۱(۲). pp.۱-۲۰. (in Persian)