Financial Research Journal
ISSN: 1024-8153
EISSN: 2423-5377
Winter 2018
Vol. 19, No. 4, pp. 521 - 534
DOI: 10.22059/jfr.2018.221841.1006335

University of Tehran
Faculty of Management

Testing Agency Model in Capital Asset Pricing

Hossein Rezaei Dolat Abadi [1], Saeed Fathi [2], Nahid Yousofan [3]

Abstract: A new area in capital asset pricing is violation of direct investment assumption leading to agency CAPM. The aim of this study is to make a comparative analysis between direct and agency capital asset pricing models. So, we compared single-factor, FF three-factor and five-factor CAPM concerning agency and direct investment using the data obtained from Tehran Stock Exchange from 2009 to 2016. To test the capital asset pricing models, two methods of zero Alpha of time series models (using GRS statistics) and Beta pricing (based on Fama-Macbeth test) were used. The results of Fama-Macbeth test showed that all the capital asset pricing model, three-factor and five-Factor Model of Fama & French would yield better results in agency conditions compared to the direct conditions.

Keywords: *Agency effect, CAPM test, Direct investment, Index residual.*

1. Assistant Prof. in Management, Faculty of Administrative and Economics Sciences, University of Isfahan, Isfahan, Iran
2. Associate Prof. in Management, Faculty of Administrative and Economics Sciences, University of Isfahan, Isfahan, Iran
3. MSc in Business Management – Finance, Faculty of Administrative and Economics Sciences, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Submitted: December; 11, 2016 *Accepted: August; 18, 2017*

Corresponding Author: Hossein Rezaei Dolat Abadi *Email: rezaei@ase.ui.ac.ir*

Citation:. Rezaei Dolat Abadi, H., Fathi, S., & Yousofan, N. (2018). Testing Agency Model in Capital Asset Pricing. *Financial Research Journal*, 19(4), 521 - 534.

تحقیقات مالی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۱۹، شمارهٔ ۴
زمستان ۱۳۹۶
صص. ۵۳۴- ۵۲۱

Financial Research Journal

DOI: 10.22059/jfr.2018.221841.1006335

آزمون مدل نمایندگی در قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

حسین رضایی دولت‌آبادی[۱]، سعید فتحی[۲]، ناهید یوسفان[۳]

چکیده: یکی از حوزه‌های جدید در رابطه با قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، نقض فرض سرمایه‌گذاری مستقیم است که به مدل قیمت‌گذاری نمایندگی منتهی می‌شود. در این مطالعه با هدف مقایسهٔ مدل قیمت‌گذاری مستقیم و نمایندگی، مدل‌های تک عاملی، سه عاملی فاما و فرنچ و پنج عاملی فاما و فرنچ هر یک با فرض نمایندگی و سرمایه‌گذاری مستقیم مقایسه می‌شود. برای اجرای این آزمون، داده‌های مربوط به سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ جمع‌آوری شده‌اند. برای آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری، دو روش آلفای صفر و قیمت‌گذاری بتا (مطابق آزمون مقطعی فاما ـ مک‌بث) استفاده شده است. طبق یافته‌های آزمون مقطعی فاما ـ مک‌بث، مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ هر سه در حالت نمایندگی نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم برتری دارند.

واژه‌های کلیدی: آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، اثر نمایندگی، باقی‌ماندهٔ شاخص، سرمایه‌گذاری مستقیم.

۱. استادیار گروه مدیریت، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
۲. دانشیار گروه مدیریت، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
۳. کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی ـ مالی، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۰۹/۲۱
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۶/۰۵/۲۷
نویسندهٔ مسئول مقاله: حسین رضایی دولت‌آبادی
E-mail: rezaei@ase.ui.ac.ir

مقدمه

از آنجا که تعیین نرخ بازده مورد انتظار سهام در تصمیم‌گیری فعالان بازار نقش کلیدی دارد، طراحی و آزمون مدل‌هایی که بتواند این متغیر را به‌درستی تخمین بزند، میان بازیگران و پژوهشگران پررنگ شده است. آزمون‌های تجربی مدل‌های قیمت‌گذاری، حاکی از ضعف آنها در تعیین بازده مورد انتظار اوراق بهادار است. مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، تنها عامل تبیین‌کنندهٔ بازده سهام را ریسک سیستماتیک معرفی می‌کند (شارپ، ۱۹۶۴)، از طرفی قیمت بتای بازار به‌عنوان تنها عامل قیمت‌گذاری ریسک برای بازده سهام مناسب نیست (بلیتز، ۲۰۱۴). فاما و فرنچ عوامل مختلفی را که در مطالعات گذشته با بازده ارتباط داشتند، بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که دو عامل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار سهام، متغیرهایی هستند که ارتباط قوی‌تری با بازده سهام دارند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳). پس از این پژوهش، آنها مدل سه عاملی استاندارد را با عامل‌های ریسک بازار، اندازه و ارزش قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه کردند. این مدل در سال‌های بعد با انتقادهایی مواجه شد و عوامل مؤثر دیگری که باید در تخمین بازده مورد انتظار اوراق بهادار در کانون توجه قرار گیرد، توسط پژوهشگران مختلف به آن اضافه شد؛ از جمله کارهارت (۱۹۹۷) با طرح تمایل به عملکرد گذشتهٔ سهام[1]، کلارک، سیلوا و تورلی (۲۰۱۰) با اضافه‌کردن دو عامل تمایل به عملکرد گذشتهٔ سهام و نوسان ویژه و چن و ژانگ (۲۰۱۱) با بررسی عوامل بازار، سرمایه‌گذاری و بازده دارایی، سعی در تکمیل و تقویت مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) داشتند. در نهایت فاما و فرنچ (۲۰۱۵) با افزودن دو عامل جدید به مدل سه عاملی خود، مدل پنج عاملی شامل عامل‌های ریسک بازار، اندازه، ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری را ارائه کردند که در ارزیابی بازده مورد انتظار، بهتر از مدل سه عاملی استاندارد عمل می‌کند.

در جریان توسعهٔ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بلیتز (۲۰۱۴) با در نظر گرفتن مسئلهٔ نمایندگی[2]، مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر نمایندگی را به‌عنوان جایگزین مناسبی برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ مطرح کرد. در این مدل، بررسی می‌شود که واگذاری مدیریت سبد سرمایه‌گذاری[3] چگونه رابطهٔ بین بتای بازار و بازده مورد انتظار را تعدیل می‌کند. همچنین برنان، چنگ و لی (۲۰۱۲) با اضافه کردن عامل باقی‌ماندهٔ شاخص[4] به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی

---

1. Momentum

۲. منظور سرمایه‌گذاری غیرمستقیم است که در آن سرمایه‌گذار به یک صندوق یا شرکت سرمایه‌گذاری به‌عنوان نمایندهٔ خود تفویض اختیار می‌کند که به جای وی سبدگردانی کند.

3. Portfolio

۴. منظور جزء خطای رگرسیون بازده بازار روی بازده ۵۰ شرکت فعال‌تر است.

سرمایه‌ای، سعی در تحلیل تأثیر نمایندگی بر بازده مورد انتظار داشتند. به‌منظور استخراج مدل مبتنی بر نمایندگی که مسئلهٔ مورد بحث پژوهش حاضر است، این فرض برقرار است که سرمایه‌گذاران طی فرایند سلسله‌مراتبی، ابتدا تخصیص مطلوب خود را روی دارایی ریسکی انجام داده، سپس مدیریت سبد سرمایه‌گذاری ریسکی خود را به مدیرانی واگذار می‌کنند که عملکرد آنها طبق معیار مشخصی ارزیابی می‌شود. شاخص مد نظر سرمایه‌گذاران، بازده سبد بازار است که به‌طور مؤثری نشان‌دهندهٔ جایگزین بدون ریسک برای مدیران سبد سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود. در این حالت انتظار می‌رود بتای بازار در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بازده مقطعی سهام، باعث ایجاد صرف ریسک نشود (بلیتز، ۲۰۱۴). به‌طور کلی، مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر نمایندگی بر این مفهوم استوار است که یکی از اثرهای مهم نمایندگی، تمرکز بر عملکرد شاخص است که باعث تغییر در رابطهٔ خطی مستقیم بین بتای بازار و بازده مورد انتظار می‌شود. با در نظرگرفتن این مدل، از این پس فرض می‌شود مدیران سبد سرمایه‌گذاری فقط به عملکرد نسبت به معیار اهمیت می‌دهند. حال مدیریت سبد سرمایه‌گذاری شامل مسئلهٔ نمایندگی می‌تواند وجود عوامل مطرح شده در مدل سه عاملی و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ را نیز توجیه کند. پررنگ‌شدن واگذاری مدیریت سبد سرمایه‌گذاری (اثر نمایندگی) از یک سو و شواهد موجود که گویای تأثیرپذیری بازده مورد انتظار از سودآوری و سرمایه‌گذاری است از سوی دیگر، ضرورت مدل قیمت‌گذاری دارایی که با واقعیت‌های یاد شده انطباق بیشتری داشته باشد را به روشنی بیان می‌کند. از این رو تلاش بر این است که با وارد کردن مسئلهٔ نمایندگی به سه مدل تک عاملی، سه عاملی فاما و فرنچ و پنج عاملی فاما و فرنچ و تکمیل آن، این مدل‌ها در بازار سهام ایران آزمون شوند. برنان و همکارانش (۲۰۱۲) مسئلهٔ نمایندگی را در قالب مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آزمون می‌کند، سپس مدل خود را با فاکتورهای مدل سه عاملی فاما و فرنچ توسعه می‌دهد. در مدل بلیتز (۲۰۱۴) نیز، مسئلهٔ نمایندگی در قالب مدل سه عاملی فاما و فرنچ بررسی می‌شود؛ اما در پژوهش حاضر، به مقایسهٔ مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در شرایط نمایندگی و سرمایه‌گذاری مستقیم در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود.

پیشینهٔ نظری پژوهش

مفهوم نمایندگی در زمینهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به معنای واگذاری سبد سرمایه‌گذاری است که می‌تواند باعث تعادل در رابطهٔ بین بتای CAPM[1] و بازده مورد انتظار

1. Capital Asset Pricing Model

سهام شود. اثرهای مسئلهٔ نمایندگی بر بازده مورد انتظار سهام، از طریق مدل‌های قیمت‌گذاری در این زمینه، از جمله مدل CAPM و مدل‌های عاملی قابل بررسی است و می‌تواند جایگزین هر یک از این مدل‌ها باشد. اثرهای نمایندگی که به‌دلیل واگذاری مدیریت سبد سرمایه‌گذاری به‌وجود می‌آید، با توجه به دو مرحله از فرایند سلسله‌مراتبی سرمایه‌گذاری بررسی می‌شود که در آن ابتدا سرمایه‌گذاران بر اساس بازده مطلق و ریسک، میزان سرمایهٔ مد نظر خود را برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ریسکی تعیین می‌کنند، سپس مدیریت سبد ریسکی خود را به مدیرانی واگذار می‌کنند که بر اساس عملکردشان نسبت به معیار، ارزش‌گذاری شده باشند. این معیار سبد بازار در نظر گرفته می‌شود. انگیزهٔ مدیران سبدهای سرمایه‌گذاری در این فرایند، ارائهٔ قیمت‌هایی برای سهام‌های با بتای بالا و نادیده گرفتن ریسک آنها است، تا زمانی‌که همهٔ سهام‌هایی که بازده مورد انتظار یکسانی دارند به تعادل برسند و دیگر انحراف از الگو جذابیتی نداشته باشد. این رفتار شبیه به ریسک خنثی است، اما این نتیجه از طریق ترک ریسک-گریزی به‌دست نمی‌آید و فرض می‌شود که ریسک‌گریزی در واگذاری مدیریت سبد سهام به‌جای عملکرد مطلق، با عملکرد نسبی در ارتباط است. مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر نمایندگی مانند مدل‌های عاملی، عوامل مازاد ریسک را انعکاس نمی‌دهد، بلکه مبتنی بر صرف‌هایی است که از اثرهای اضافهٔ مواجهه با واگذاری مدیریت سبد سرمایه‌گذاری به وجود می‌آید (بلیتز، ۲۰۱۴). رویکرد نمایندگی بر این فرض استوار است که مطلوبیت نخست سرمایه‌گذاران بازده مطلق نیست، بلکه سطحی از بازده در مقایسه با سایر سرمایه‌گذاران است، به بیانی دیگر، بهتر است سرمایه‌گذاران به‌جای حریص‌بودن، حسود توصیف شوند. با این فرض، مطلوبیت نسبی ترجیحات هم به مدیران سبد سرمایه‌گذاری و هم به همهٔ سرمایه‌گذاران اعمال می‌شود.

پیشینهٔ تجربی

بلیتز (۲۰۱۴) و برنان و همکارانش (۲۰۱۲) به‌منظور توضیح بتای غیر نرمال در مدل‌های مبتنی بر نمایندگی، پیش‌بینی می‌کنند که واگذاری مدیریت سبد سرمایه‌گذاری با تمرکز بر عملکرد نسبی برای یک شاخص معیار، باعث می‌شود رابطهٔ بین بتا و بازده مورد انتظار سهام به‌جای رابطهٔ خطی مثبت، هموار شود؛ در حالیکه اغلب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی که در تکمیل مدل CAPM ارائه شده‌اند، فلسفهٔ CAPM را به اشتراک گذاشته و بیان می‌کنند که ریسک تعریف شده، باید با بازده مورد انتظار رابطهٔ خطی مثبت داشته باشد. اثرهای نمایندگی با توجه به دو مرحله از فرایند سلسله‌مراتبی سرمایه‌گذاری اعمال می‌شود. در مرحلهٔ نخست سرمایه‌گذاران استانداردهایی را به‌منظور ارزیابی ریسک و بازده مطلق در نظر می‌گیرند که در این حالت

سرمایه‌گذاران از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پیروی می‌کنند. صرف مورد انتظار دارایی ریسکی، به‌منظور ترغیب سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی به‌جای دارایی بدون ریسک باید مثبت باشد. در مرحلهٔ دوم اوضاع تغییر می‌کند. در این مرحله مدیریت سبد سرمایه‌گذاری به مدیرانی واگذار می‌شود که بر اساس عملکردشان نسبت به شاخص معیار، ارزیابی شده باشند. در حالیکه تمرکز در مرحلهٔ نخست هنوز بر بازده و ریسک مطلق است، در مرحلهٔ دوم تمرکز بر عملکرد بیرونی و ردیابی خطا[1] است و ریسک و بازده نسبت به شاخص معیار اندازه‌گیری می‌شوند (شارپ، ۱۹۸۱ و رول، ۱۹۹۲). فرض کنید که هیچ سهامی با بازده مورد انتظار مشابه وجود نداشته باشد، سهام A بازده مورد انتظار بالاتر از $E(r_m)$ و سهام B بازده مورد انتظار پایین‌تر از $E(r_m)$ داشته باشد، در این صورت مدیر سبد سرمایه‌گذاری انگیزه دارد که در مقایسه با سبد بازار، وزن سهام A را افزایش و وزن سهام B را کاهش دهد که میزان این تعدیلات وزنی به ریسک‌ریزی مدیر وابسته است (بلیتز، ۲۰۱۴). از آنجا که پرتفوهای نهادی، نسبت به ارزش کل بازار به سمت سهام‌هایی با بتای بالاتر متمایل می‌شوند، الگوی کلی برای پرتفوهای نهادی می‌تواند از طریق شاخص شرکت‌های برتر صورت گیرد، این تئوری گویای این است که اگر معیار به شدت با سبد بازار همبستگی داشته باشد، اثر کوچکی بر بازده مورد انتظار خواهد گذاشت (برنان و همکاران، ۲۰۱۲). این در حالی است که چانگ و همکارانش (۲۰۱۲) در پژوهش خود با عنوان «نمایندگی و سرمایه‌گذاری نهادی» با در نظر گرفتن عامل ایجاد شده توسط شاخص بازار، نشان می‌دهند که اثرهای ضمنی نمایندگی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، به لحاظ تجربی بسیار اندک است. در پژوهش حاضر، این اثر در مدل‌های مبتنی بر نمایندگی از طریق عامل باقی‌ماندهٔ شاخص (جزء خطای رگرسیون بازده بازار روی بازده ۵۰ شرکت فعال‌تر) سنجیده می‌شود. مدیریت سبد سرمایه‌گذاری شامل مسئلهٔ نمایندگی، می‌تواند وجود صرف‌های ایجاد شده از طریق عوامل اندازه، ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری موجود در مدل سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ را توجیه کند.

مدل مفهومی

مقایسهٔ مدل‌ها در این پژوهش در قالب مقایسهٔ زوجی هر یک از مدل‌های تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (۱۹۶۴)، مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۷۳) و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) در دو شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم و نمایندگی صورت می‌گیرد. این مدل‌ها، در جدول ۱ ارائه شده است:

1. Error Tracking

جدول ۱. مدل‌های پژوهش

عنوان	مدل
مدل CAPM مبتنی بر سرمایه‌گذاری مستقیم	$r_{i,t}-r_{f,t}=\alpha_i+\beta_{i,m}\left(r_{m,t}-r_{f,t}\right)+e_{i,t}$
مدل CAPM مبتنی بر نمایندگی	$r_{i,t}-r_{f,t}=\alpha_i+\beta_{i,m}\left(r_{m,t}-r_{f,t}\right)+\beta_{i,e}\varepsilon_{e,t}+e_{i,t}$
مدل سه عاملی فاما و فرنچ مبتنی بر سرمایه‌گذاری مستقیم	$r_{i,t}-r_{f,t}=\alpha_i+\beta_{i,m}\left(r_{m,t}-r_{f,t}\right)+\beta_{i,smb}\,SMB_{i,t}+\beta_{i,hml}\,HML_{i,t}+e_{i,t}$
مدل سه عاملی فاما و فرنچ مبتنی بر نمایندگی	$r_{i,t}-r_{f,t}=\alpha_i+\beta_{i,m}\left(r_{m,t}-r_{f,t}\right)+\beta_{i,smb}\,SMB_{i,t}+\beta_{i,hml}\,HML_{i,t}+\beta_{i,e}\varepsilon_{e,t}+e_{i,t}$
مدل سه عاملی فاما و فرنچ مبتنی بر سرمایه‌گذاری مستقیم	$r_{i,t}-r_{f,t}=\alpha_i+\beta_{i,m}\left(r_{m,t}-r_{f,t}\right)+\beta_{i,smb}\,SMB_{i,t}+\beta_{i,hml}\,HML_{i,t}+\beta_{i,rmw}RMW_{i,t}+\beta_{i,cma}CMA_{i,t}+e_{i,t}$
مدل پنج عاملی فاما و فرنچ مبتنی بر نمایندگی	$r_{i,t}-r_{f,t}=\alpha_i+\beta_{i,m}\left(r_{m,t}-r_{f,t}\right)+\beta_{i,smb}\,SMB_{i,t}+\beta_{i,hml}\,HML_{i,t}+\beta_{i,rmw}RMW_{i,t}+\beta_{i,cma}\,CMA_{i,t}+\beta_{i,e}\,\varepsilon_{e,t}+e_{i,t}$

در روابط بالا، $r_{f,t}$ نرخ بازده بدون ریسک در ماه t؛ $r_{m,t}$ بازده بازار در ماه t؛ SMB_t عامل اندازه در ماه t؛ HML_t عامل ارزش در ماه t؛ RMW_t عامل سوددهی در ماه t و $CMA_{t\mathrm{t}}$ عامل سرمایه‌گذاری در ماه t است که طبق روش‌شناسی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) محاسبه شده و از آنجا که در مقالات متعدد فارسی به روش‌شناسی آن پرداخته شده است، در اینجا بیش از این توضیح داده نمی‌شود. $\varepsilon_{\mathrm{e,t}}$ نیز باقی‌ماندهٔ رابطهٔ ۱ است و به‌عنوان پراکسی برای سنجش نمایندگی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای به کار گرفته می‌شود (برنان و همکاران، ۲۰۱۲).

$$r_{m,t}=\alpha+\beta_i r_{i,t}+\varepsilon_t \qquad \text{رابطهٔ ۱)}$$

در این رابطه، $r_{m,t}$ بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در زمان t؛ $r_{i,t}$ بازده شاخص ۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران در زمان t و ε_t باقی‌ماندهٔ رگرسیون است که به‌صورت متغیر مستقل و به‌عنوان شاخص سنجش نمایندگی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای وارد می‌شود. $r_{i,t}$ (بازده سهام i در ماه t) با در نظر گرفتن تعدیل سود نقدی و افزایش سرمایه از بانک اطلاعاتی رهاورد نوین استخراج شده است. r_f نرخ بهرهٔ ماهانهٔ اوراق بدون ریسک است که از نرخ سود سپردهٔ کوتاه‌مدت و از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده و به‌صورت سالانه گزارش می‌شود که از $\frac{۱}{۱۲}$ آن به‌عنوان نرخ بازده بدون ریسک ماهانه استفاده شده است. $\left(r_m-r_f\right)$ معرف مازاد بازدهی ماهانهٔ بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک است. $r_{m,t}$ بازده بازار در ماه t است که از رابطهٔ ۲ به‌دست می‌آید.

رابطه ۲) $$r_{m,t} = \frac{M_t - M_{t-1}}{M_{t-1}}$$

M_t شاخص بازار در پایان ماه t و M_{t-1} شاخص بازار در پایان ماه ۱− t است.

روش‌شناسی پژوهش

این مطالعه از نظر هدف کاربردی به‌شمار می‌رود و روش آن توصیفی ــ همبستگی است. دورهٔ زمانی از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۵ درنظر گرفته شده است. از آنجا که در مدل تعریف‌شدهٔ پژوهش، اطلاعات سال‌های ۱− t و ۲− t لازم است، برای تکمیل اطلاعات، داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ جمع‌آوری شده‌اند. نمونهٔ آماری این پژوهش، کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن شرایط زیر است:

۱. سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند باشد و در دورهٔ اجرای پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشد؛
۲. اطلاعات صورت‌های مالی آنها به‌طور کامل و پیوسته در دسترس باشد؛
۳. به‌دلیل تفاوت در ماهیت و طبقه‌بندی اقلام صورت‌های مالی، جزء صنایع واسطه‌گری و بیمه، بانک‌ها و سرمایه‌گذاری نباشد؛
۴. به‌دلیل اطمینان از تداوم فعالیت، شرکت‌ها نباید بیش از سه ماه وقفهٔ معاملاتی داشته باشند؛
۵. ارزش دفتری شرکت‌ها در طول دورهٔ پژوهش مثبت باشد.

بر این اساس ۴۰ شرکت برای جامعهٔ آماری پژوهش در نظر گرفته شد. به‌منظور مقایسهٔ عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در شرایط نمایندگی و سرمایه‌گذاری مستقیم، آزمون هر یک از مدل‌های پژوهش، به دو روش انجام می‌شود. به‌منظور مقایسهٔ عرض از مبدأ مدل‌های آزمون‌شده، برای هر مدل در بازهٔ زمانی ۹۶ ماهه، با استفاده از داده‌های موجود برای متغیرهای مستقل و وابسته، رگرسیون‌های سری زمانی به‌صورت مجزا برای هر شرکت برآورد می‌شود. یکی از آزمون‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، آزمون صفر بودن آلفای مدل است. وقتی بازده بدون ریسک از بازده دارایی سمت چپ معادلهٔ رگرسیون کسر شود، برای هر دارایی می‌توان به‌طور مستقل آزمون صفر بودن آلفا را از همان مدل رگرسیون سری زمانی نتیجه‌گیری کرد. اما مسئلهٔ اصلی، صفر بودن همزمان آلفای همهٔ دارایی‌هاست. آمارهٔ GRS رویکردی است که می‌تواند در خصوص معناداری تفاوت همزمان همهٔ آلفاها با صفر اطلاعات کافی ارائه کند (گیبسون، راس و شانکن، ۱۹۸۹).

در روش دوم، به‌منظور آزمون مدل‌ها و مقایسهٔ آنها، رگرسیون مقطعی فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) در سطح شرکت اجرا می‌شود. در این روش ضرایب بتای حاصل از رگرسیون سری زمانی به‌عنوان متغیر مستقل و بازده مازاد بر بازده بدون ریسک هر دارایی به‌عنوان متغیر وابسته تعریف می‌شود. ضرایب رگرسیون هر بتا، به این سؤال پاسخ می‌دهد که آیا بازار بتای یاد شده را قیمت‌گذاری می‌کند یا خیر. ضریب هر یک از بتاها که معنادار (و مثبت) باشد، آن بتا توسط بازار قیمت‌گذاری می‌شود.

GRS یک آمارهٔ آزمون است که برای سنجش قدرتمندیِ مدل‌های تخمینی به‌کار می‌رود. این آماره در آزمون سری زمانی مدل‌های قیمت‌گذاری، بر کفایت توضیح‌دهندگی مدل تمرکز دارد. اگر در رگرسیون، بازده دارایی‌های آزمایش شده و عامل‌های موجود در مدل قیمت‌گذاری، متغیرهای مدل بتوانند تغییرات بازده دارایی را به صورت کامل توضیح دهند، انتظار می‌رود آلفای رگرسیون برابر صفر باشد. با فرض اینکه بازده شرکت‌ها به‌صورت مستقل و یکنواخت توزیع شده باشد، با دسترسی به توزیع آلفا، از طریق آمارهٔ GRS می‌توان برابری توأم آلفاها با صفر را آزمون کرد. در حین محاسبهٔ GRS، ماتریس آلفاهای سری زمانی تشکیل شده و با دسترسی به ماتریس آلفاها، نحوهٔ توزیع آلفا مشخص می‌شود. آمارهٔ GRS طبق رابطهٔ ۳ محاسبه می‌شود.

رابطهٔ ۳)
$$\left(\frac{T}{N}\right)\left(\frac{T-N-L}{T-L-1}\right)\left(\frac{\hat{a}'\Sigma^{-1}\hat{a}}{1+\frac{\bar{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}}\right)$$
$$\approx F(N, T-N-L)$$

در این رابطه، N تعداد شرکت‌ها؛ T تعداد دوره‌های زمانی؛ L تعداد عامل‌های مدل؛ $\hat{a}$ یک بردار ۱ ×N از عرض از مبدأهای برآورد شده؛ Σ برآوردکنندهٔ بدون تورش از ماتریس کوواریانس جملات اخلال؛ μ_m^2 میانگین نمونه از بازده اضافهٔ بازار و $\hat{\sigma}_m^2$ واریانس نمونه از بازده اضافهٔ بازار است. با توجه به فرضیهٔ صفر، آمارهٔ GRS برابر با صفر می‌شود و در غیر این صورت، بزرگ‌تر شدن میانگین مطلق اندازهٔ آلفاها، مقدار محاسبه‌شده برای آمارهٔ GRS را افزایش می‌دهد (گیبسون و همکاران، ۱۹۸۹).

یافته‌های پژوهش

با استفاده از آمار توصیفی می‌توان به یک الگوی کلی به‌منظور استفادهٔ سریع از داده‌ها دست یافت. در این پژوهش از میانگین، میانه، انحراف معیار، حداکثر و حداقل مقادیر متغیرها به‌منظور توصیف داده‌ها استفاده شده است. توصیف داده‌های پژوهش در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل سه عاملی و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ پس از مرحلهٔ سری زمانی

متغیر	نماد	تعداد	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم							
صرف ریسک بازده سهام	(r_i-r_f)	۴۰	۲/۷۷۴	۲/۷۴۹	۰/۹۵۳	۱/۲۳	۴/۸۶
قیمت صرف بازده بازار	$\beta\ (r_m-r_f)$	۴۰	۰/۷۶۳	۰/۷۶۹	۱/۷۵۳	−۲/۹۶	۵/۷۸
مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در شرایط نمایندگی							
صرف ریسک بازده سهام	(r_i-r_f)	۴۰	۲/۷۷۴	۲/۷۴۹	۰/۹۵۳	۱/۲۳	۴/۸۶
قیمت صرف بازده بازار	$\beta\ (r_m-r_f)$	۴۰	۰/۷۶۶	۰/۷۴۹	۱/۷۵۱	−۲/۹۵	۵/۸۰
قیمت باقی‌ماندهٔ شاخص	$\beta\ (\varepsilon)$	۴۰	۰/۵۸۳	۰/۳۴۰	۳/۵۷۲	−۸/۶۰	۱۱/۵۵
مدل سه عاملی فاما و فرنچ در شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم							
صرف ریسک بازده سهام	(r_i-r_f)	۴۰	۲/۷۷۴	۲/۷۴۹	۰/۹۵۳	۱/۲۳	۴/۸۶
قیمت صرف بازده بازار	$\beta\ (r_m-r_f)$	۴۰	۰/۸۰۷	۰/۹۰۳	۱/۷۴۸	−۲/۷۴	۵/۸۱
قیمت عامل اندازه	β (SMB)	۴۰	۰/۴۹۷	۰/۳۵۷	۰/۶۲۰	−۰/۴۰	۲/۱۴
قیمت عامل ارزش	β (Hml)	۴۰	۰/۴۷۳	۰/۴۲۶	۰/۵۶۹	−۰/۷۹	۱/۵۹
مدل سه عاملی فاما و فرنچ در شرایط نمایندگی							
صرف ریسک بازده سهام	(r_i-r_f)	۴۰	۲/۷۷۴	۲/۷۴۹	۰/۹۵۳	۱/۲۳	۴/۸۶
قیمت صرف بازده بازار	$\beta\ (r_m-r_f)$	۴۰	۰/۸۱۲	۰/۸۹۲	۱/۷۴۶	−۲/۷۳	۵/۸۳
قیمت عامل اندازه	β (SMB)	۴۰	۰/۵۰۱	۰/۳۶۴	۰/۶۲۱	−۰/۴۱	۲/۱۵
قیمت عامل ارزش	β (Hml)	۴۰	۰/۴۷۹	۰/۴۲۶	۰/۵۶۶	۰/۸۰	۱/۵۸
قیمت باقی‌ماندهٔ شاخص	$\beta\ (\varepsilon)$	۴۰	۰/۹۸۵	۰/۸۳۷	۳/۵۵۰	−۷/۵۵	۱۱/۷۴
مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم							
صرف ریسک بازده سهام	(r_i-r_f)	۴۰	۲/۷۷۴	۲/۷۴۹	۰/۹۵۳	۱/۲۳	۴/۸۶
قیمت صرف بازده بازار	$\beta\ (r_m-r_f)$	۴۰	۰/۷۴۳	۰/۸۴۰	۱/۷۳۵	−۲/۹۷	۵/۶۸
قیمت عامل اندازه	β (SMB)	۴۰	۰/۴۶۴	۰/۳۳۶	۰/۶۰۳	−۰/۴۲	۲/۰۵
قیمت عامل ارزش	β (Hml)	۴۰	۰/۳۵۱	۰/۲۹۷	۰/۵۱۷	−۰/۹۱	۱/۳۸
قیمت عامل سودآوری	β (Rmw)	۴۰	−۰/۱۰۳	−۰/۰۶۶	۰/۵۷۱	−۱/۷۴	۱/۳۲
قیمت عامل سرمایه‌گذاری	β (Cma)	۴۰	۰/۱۲۵	۰/۱۹۸	۰/۴۲۲	−۱/۲۱	۰/۷۳
مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در شرایط نمایندگی							
صرف ریسک بازده سهام	(r_i-r_f)	۴۰	۲/۷۷۴	۲/۷۴۹	۰/۹۵۳	۱/۲۳	۴/۸۶
قیمت صرف بازده بازار	$\beta\ (r_m-r_f)$	۴۰	۰/۷۵۶	۰/۸۲۵	۱/۷۲۳	−۲/۷۸	۵/۷۵
قیمت عامل اندازه	β (SMB)	۴۰	۰/۴۷۱	۰/۳۴۴	۰/۶۰۵	−۰/۴۲	۲/۰۷
قیمت عامل ارزش	β (Hml)	۴۰	۰/۳۵۵	۰/۲۹۹	۰/۵۱۳	−۰/۹۱	۱/۳۹
قیمت عامل سودآوری	β (Rmw)	۴۰	−۰/۰۹۳	−۰/۰۶۰	۰/۵۷۷	−۱/۸۳	۱/۳۹
قیمت عامل سرمایه‌گذاری	β (Cma)	۴۰	۰/۱۰۸	۰/۱۹۱	۰/۴۲۰	−۱/۱۹	۰/۷۱
قیمت باقی‌ماندهٔ شاخص	$\beta\ (\varepsilon)$	۴۰	۰/۱۰۸	۰/۱۹۱	۰/۴۲۰	−۱/۱۹	۰/۷۱

اصلی‌ترین شاخص مرکزی میانگین است که نقطهٔ تعادل و مرکز ثقل توزیع داده‌ها را نشان می‌دهد. برای مثال، میانگین متغیر صرف ریسک بازده سهام برابر ۲/۷۷۴ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی است که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. طبق جدول ۲، میانهٔ متغیر مازاد بازده ۲/۷۴۹ به‌دست آمده که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از ۲/۷۴۹ و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. به‌طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیارهایی برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین هستند. یکی از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار نام دارد. مقدار این پارامتر برای متغیر مازاد بازده ۰/۹۵۳ به‌دست آمده است. معیار حداقل و حداکثر، کمترین و بیشترین میزان مشاهده را در جامعه نشان می‌دهد. برای مثال، کمترین میزان مازاد بازده ۱/۲۳ و بیشترین مازاد بازده مشاهده شده در جامعه طی دورهٔ پژوهش ۴/۸۶ محاسبه شده است.

برای آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون فاما مک‌بث استفاده شده است. به بیان دیگر، در مرحلهٔ نخست ضرایب عوامل از طریق رگرسیون‌های سری زمانی برای هر شرکت برآورد شده و به‌عنوان متغیر مستقل به مدل‌های رگرسیون مقطعی وارد می‌شوند؛ به این صورت که برای هر ماه t دورهٔ آزمون، یک رگرسیون مقطعی برآورد شده که صرف ریسک آن ماه را ارائه می‌دهد. در این مرحله برای سنجش نرمال بودن خطاها از آزمون جارکو ـ برا و برای تشخیص ناهمسانی واریانس از آزمون وایت استفاده شده است. چنانچه فرضیهٔ مبنی بر نرمال بودن خطاها رد شود، از طریق افزایش متغیر موهومی به مدل، این مشکل برطرف می‌شود. همچنین در صورت وجود ناهمسانی واریانس، از طریق ماتریس کوواریانس وایت مشکل ناهمسانی واریانس مدل‌ها برطرف خواهد شد. نتیجهٔ این فرایند ایجاد یک سری از برآوردهای صرف ریسک برای متغیرهای مستقل است. در صورتی که عامل باقی‌ماندهٔ خطا که برای سنجش تأثیر نمایندگی در مدل‌ها وارد شده، قیمت‌گذاری شود، مدل بررسی‌شده با ورود اثر نمایندگی پذیرفته می‌شود؛ ضمن اینکه توانایی هر مدل از طریق آمارهٔ GRS در مرحلهٔ سری زمانی و معناداری رگرسیون مقطعی سنجیده می‌شود.

در گام نخست به مقایسهٔ مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با حالت نمایندگی آن پرداخته می‌شود. ابتدا برای آزمون فرضیهٔ صفر بودن آلفا در دو مدل، آمارهٔ GRS در شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم و نمایندگی محاسبه می‌شود. در این بخش به‌دلیل بزرگ شدن ارقام GRS از گزارش مقادیر این آماره صرف نظر شده و تنها معناداری آنها گزارش شده است؛ ضمن اینکه این آماره برای بیان تفاوت مدل‌ها ارائه شده و مقایسهٔ اصلی بر مبنای آزمون فاما مک‌بث است.

در مرحلهٔ دوم، از طریق آزمون مقطعی، عامل باقی‌ماندهٔ شاخص در نسخهٔ نمایندگی، قیمت‌گذاری می‌شود. نتایج مربوط به آزمون دو مرحله‌ای برای مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تحت شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم و نمایندگی، در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون GRS و برآورد مقطعی قیمت عامل‌ها در مدل تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم				**شرایط نمایندگی**			
نتایج آزمون سری زمانی				**نتایج آزمون سری زمانی**			
میانگین مطلق اندازهٔ آلفاها	۳/۵۷۱	درصد معناداری آلفاها	٪۷۷	میانگین مطلق اندازهٔ آلفاها	۳/۵۷۴	درصد معناداری آلفاها	٪۷۵
معناداری آمارهٔ GRS		۰/۰۰۰		معناداری آمارهٔ GRS		۰/۰۰۰	
نتایج آزمون مقطعی				**نتایج آزمون مقطعی**			
متغیر	**ضریب**	**سطح معناداری**		**متغیر**	**ضریب**	**سطح معناداری**	
α	۲/۶۰۱	۰/۰۰۰		α	۲/۷۵۷	۰/۰۰۰	
$\beta\ (r_m-r_f)$	۰/۱۰۴	۰/۲۰۹		$\beta\ (r_m-r_f)$	۰/۰۴۸	۰/۵۳۴	
				$\beta\ (\varepsilon)$	−۰/۱۱۳	۰/۰۰۴	
آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۷۱۶	ضریب تعیین	۰/۲۰۷	آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۱۵۵	ضریب تعیین	۰/۲۸۹
		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۴۱			ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۳۰
آمارهٔ F	۳/۱۴۹	معناداری آمارهٔ F	۰/۰۳۶۶	آمارهٔ F	۴/۸۹۸	معناداری آمارهٔ F	۰/۰۰۵۸

آمارهٔ F با سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ نشان‌دهندهٔ معناداری دو مدل است. میزان ضریب تعیین تعدیل شده در مدل تک عاملی در شرایط نمایندگی نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم بهبود یافته است. بر اساس نتایج به‌دست آمده، ضریب مربوط به باقی‌ماندهٔ شاخص که برای سنجش تأثیر مسئلهٔ نمایندگی است، با سطح اطمینان ۰/۰۰۴ فرض .H مبنی بر صفر بودن ضریب را رد کرده و ضریب باقی‌ماندهٔ شاخص معنادار گزارش شده است. با توجه به اینکه عامل باقی‌ماندهٔ شاخص در این مدل قیمت‌گذاری شده و همچنین ضریب تعیین تعدیل شده در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر نمایندگی بهبود یافته، برتری نسبی این مدل در شرایط نمایندگی تأیید می‌شود؛ ضمن اینکه آمارهٔ GRS برابری صفر بودن عرض از مبدأ دو مدل را رد می‌کند، اما درصد معناداری آلفاها در مدل مبتنی بر نمایندگی کمتر است.

در گام دوم، مدل سه عاملی فاما و فرنچ در حالت نمایندگی نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم مقایسه می‌شود. نتایج مربوط به آزمون دو مرحله‌ای برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ تحت شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم و نمایندگی، در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ٤. نتایج آزمون GRSو برآورد مقطعی قیمت عامل‌ها در مدل سه عاملی فاما و فرنچ

شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم				شرایط نمایندگی			
نتایج آزمون سری زمانی				نتایج آزمون سری زمانی			
میانگین مطلق اندازهٔ آلفاها	۴/۳۸۱	درصد معناداری آلفاها	٪۶۲	میانگین مطلق اندازهٔ آلفاها	۴/۳۹۶	درصد معناداری آلفاها	٪۶۰
معناداری آمارهٔ GRS	۰/۰۰۰			معناداری آمارهٔ GRS	۰/۰۰۰		
نتایج آزمون مقطعی				نتایج آزمون مقطعی			
متغیر	ضریب	سطح معناداری		متغیر	ضریب	سطح معناداری	
α	۲/۸۵۵	۰/۰۰۰		α	۳/۱۰۱	۰/۰۰۰	
$\beta (r_m-r_f)$	۰/۰۳۴	۰/۶۸۹		$\beta (r_m-r_f)$	۰/۰۲۲	۰/۷۷۴	
β (SMB)	−۰/۱۰۱	۰/۶۹۹		β (SMB)	۰/۰۲۱	۰/۹۳۱	
β (Hml)	−۰/۴۱۲	۰/۱۵۷		β (Hml)	−۰/۴۷۳	۰/۰۹۰	
				β (ε)	−۰/۱۳۱	۰/۰۰۲	
آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۶۹۵	ضریب تعیین	۰/۳۱۹	آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۶۳۴	ضریب تعیین	۰/۲۹۴
		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۹۵			ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۱۴
آمارهٔ F	۲/۵۸۲	معناداری آمارهٔ F	۰/۰۳۶۶	آمارهٔ F	۳/۶۵۸	معناداری آمارهٔ F	۰/۰۱۳۶

بر اساس نتایج، سطح معناداری ضریب متغیر نمایندگی ۰/۰۰۲ به‌دست آمده که بیان‌کنندهٔ معناداری قیمت عامل باقی‌ماندهٔ شاخص است و مقدار آن (۰/۱۳۱-) رابطهٔ منفی این عامل با مازاد بازده سهام را نشان می‌دهد. آمارهٔ F با سطح اطمینان کوچک‌تر از ۰/۰۵ نشان‌دهندهٔ معناداری هر دو مدل است و میزان ضریب تعیین تعدیل شده (۰/۲۱۴) در مدل مبتنی بر نمایندگی نشان می‌دهد که کمابیش ۲۱ درصد از تغییرات صرف ریسک سهام، از طریق مدل برآورد شده تبیین می‌شود که این میزان در مدل سه عاملی مبتنی بر نمایندگی نسبت به مدل مبتنی بر سرمایه‌گذاری مستقیم، بهبود یافته است. با توجه به قیمت‌گذاری شدن عامل باقی‌ماندهٔ شاخص در این مدل و بهبود ضریب تعیین تعدیل شده در مدل سه عاملی مبتنی بر نمایندگی، برتری نسبی این مدل در شرایط نمایندگی تأیید می‌شود.

در گام سوم، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در حالت نمایندگی نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم مقایسه شده است. نتایج مربوط به آزمون دو مرحله‌ای برای مدل پنج عاملی فاما و فرنچ تحت شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم و نمایندگی، در جدول ۵ گزارش شده است.

در تحلیل ضرایب رگرسیون مقطعی در جدول ۵، ضریب باقی‌ماندهٔ شاخص در مدل نمایندگی با سطح اطمینان ۰/۰۰۴ معنادار است، بنابراین می‌توان گفت این ضریب در مدل پنج عاملی نیز قیمت‌گذاری شده است. آمارهٔ F با سطح اطمینان ۰/۰۰۹ معناداری کل مدل را نشان می‌دهد و با توجه به میزان ضریب تعیین تعدیل شده، ۳۲ درصد از تغییرات صرف ریسک سهام از طریق مدل پنج عاملی مبتنی بر نمایندگی تبیین می‌شود که این میزان در مدل پنج عاملی در شرایط

سرمایه‌گذاری مستقیم ۲۶ درصد است. با توجه به قیمت‌گذاری عامل باقی‌ماندهٔ خطا در مدل پنج عاملی مبتنی بر نمایندگی، برتری این مدل نسبت به مدل مستقیم آن به تأیید می‌رسد؛ ضمن اینکه آمارهٔ GRS صفر بودن عرض از مبدأ را در دو مدل رد می‌کند. شایان ذکر است که درصد معناداری آلفاها در آزمون سری زمانی هر دو مدل برابر است.

جدول ۵. نتایج آزمون GRSو برآورد مقطعی قیمت عامل‌ها در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ

شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم				**شرایط نمایندگی**			
نتایج آزمون سری زمانی				**نتایج آزمون سری زمانی**			
میانگین مطلق اندازهٔ آلفاها	۴/۴۳۰	درصد معناداری آلفاها	٪۵۵	میانگین مطلق اندازهٔ آلفاها	۴/۴۳۷	درصد معناداری آلفاها	٪۵۵
معناداری آمارهٔ GRS		۰/۰۰۰		معناداری آمارهٔ GRS		۰/۰۰۰	
نتایج آزمون مقطعی				**نتایج آزمون مقطعی**			
متغیر	**ضریب**	**سطح معناداری**		**متغیر**	**ضریب**	**سطح معناداری**	
α	۳/۱۱۵	۰/۰۰۰		α	۳/۲۲۸	۰/۰۰۰	
$\beta (r_m-r_f)$	۰/۰۴۹	۰/۵۳۸		$\beta (r_m-r_f)$	۰/۰۵۲	۰/۴۹۰	
β(Smb)	−۰/۱۰۴	۰/۶۷۰		β (Smb)	۰/۰۸۵	۰/۷۱۶	
β (Hml)	−۰/۴۸۲	۰/۰۸۴		β (Hml)	−۰/۵۷۹	۰/۰۴۵	
β (Rmw)	۰/۱۸۲	۰/۴۸۴		β (Rmw)	۰/۴۵۷	۰/۰۹۱	
β (Cma)	−۰/۸۸۴	۰/۰۰۹		β (Cma)	−۰/۷۹۰	۰/۰۲۰	
				β (ε)	۰/۱۲۰	۰/۰۰۴	
آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۶۶۳	ضریب تعیین	۰/۴۱۹	آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۶۶۵	ضریب تعیین	۰/۴۸۲
		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۶۹			ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۲۶
آمارهٔ F	۲/۷۹۸	معناداری آمارهٔ F	۰/۰۱۸۶	آمارهٔ F	۳/۱۰۱	معناداری آمارهٔ F	۰/۰۰۹۳

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در فرایند سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار، سرمایه‌گذاران با تجزیه و تحلیل بازده و پیش‌بینی‌های به‌دست آمده از آن، در خصوص انتخاب سهام و خرید و فروش آن تصمیم می‌گیرند. ارائهٔ مدل‌هایی که بتواند به تبیین بازده سهام شرکت‌ها بپردازد، همواره از اهمیت زیادی برخوردار بوده است. بدین منظور و با هدف توجه به تأثیر مسئلهٔ نمایندگی حاصل از واگذاری سبدهای سرمایه‌گذاری، مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم و نمایندگی، بررسی و آزمون شدند. عامل نمایندگی در هر سه مدل قیمت‌گذاری شد و بر اساس یافته‌ها، برتری مدل‌ها در حالت نمایندگی نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم، به تأیید رسید. با توجه به معناداری ضرایب در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، سه عاملی فاما و فرنچ و پنج

عاملی فاما و فرنچ، می‌توان به دو نتیجهٔ مهم دست یافت: ۱. سرمایه‌گذاران در تجزیه و تحلیل‌های خود از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ استفاده می‌کنند و ۲. عمدهٔ سرمایه‌گذاری‌ها غیرمستقیم است و به همین دلیل از یک سو سرمایه‌گذاران، مدیران سرمایه‌گذاری را در مقایسه با بازده شاخص ارزیابی می‌کنند و از سوی دیگر، مدیران سرمایه‌گذاری با برتری خود نسبت به شاخص، سعی می‌کنند توانایی خود را به بازار اثبات کنند. در این رابطه نتایج این پژوهش با یافته‌های برنان و همکاران (۲۰۱۲) و بلیتز (۲۰۱۴) هماهنگ است.

با توجه به نتایج این پژوهش و مقایسهٔ آن با نتایج به‌دست آمده از پژوهش‌های مشابه در زمینهٔ مدل‌های چند عاملی پیش‌بینی بازده مورد انتظار، پیشنهاد می‌شود حتماً عامل نمایندگی در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به مدل فکری سرمایه‌گذاران اضافه شود.

References

Blits, D. (2014). Agency-based asset pricing and the beta anomaly. *European Financial Management*, 20(4), 770-801.

Brennan, M. J., Cheng, X. & Li, F. (2012). Agency and institutional investment. *European FinancialManagement*, 18(1), 1–27.

Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 5-82.

Chen, L. & Zhang, L. (2011). *An alternative three-factor model*. Available at SSRN 1418117.

Clarke, R. G., Silva, H. & Thorley, S. (2010). Know your VMS exposure. *The Journal of Portfolio Management*, 36(2), 52-59.

Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.

Fama, E. F. & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Finacial Economics*, 116(1), 1–22.

Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607–636.

Gibbons, M. R. & Ross, S. A. & Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Journal of the Econometric Society,* 57(5), 1121-1152.

Roll, R. (1992). A mean / variance analysis of tracking error. *Journal of Portfolio Management*, 18(4), 13-22.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Financial*, 19(3), 425-442.

Sharpe, W. F. (1981). Decentralized investment management. *The Journal of Finance*, 36(2), 217-234.