

## **Testing Agency Model in Capital Asset Pricing**

**Hossein Rezaei Dolat Abadi<sup>1</sup>, Saeed Fathi<sup>2</sup>, Nahid Yousofan<sup>3</sup>**

**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.

## آزمون مدل نمایندگی در قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای

حسین رضایی دولت‌آبادی<sup>۱</sup>، سعید فتحی<sup>۲</sup>، ناهید یوسفان<sup>۳</sup>

**چکیده:** یکی از حوزه‌های جدید در رابطه با قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، نقض فرض سرمایه‌گذاری مستقیم است که به مدل قیمت‌گذاری نمایندگی منتهی می‌شود. در این مطالعه با هدف مقایسه مدل قیمت‌گذاری مستقیم و نمایندگی، مدل‌های تک‌عاملی، سه‌عاملی فاما و فرنچ و پنج‌عاملی 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 - مک‌بث) استفاده شده است. طبق یافته‌های آزمون مقطعی فاما - مک‌بث، مدل تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ هر سه در حالت نمایندگی نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم برتری دارند.

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

۱. استادیار گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

۲. دانشیار گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

۳. کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی - مالی، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۰۹/۲۱

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۶/۰۵/۲۷

نویسنده 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 تبیین‌کننده 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 گذشته سهام<sup>۱</sup>، کلارک، سیلوا و تورلی (۲۰۱۰) با اضافه کردن دو عامل تمایل به عملکرد گذشته 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 توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بلیتز (۲۰۱۴) با در نظر گرفتن مسئله نمایندگی<sup>۲</sup>، 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<sup>۳</sup> چگونه رابطه بین بتای بازار و بازده مورد انتظار را تعدیل می‌کند. همچنین برنان، چنگ و لی (۲۰۱۲) با اضافه کردن عامل باقی‌مانده شاخص<sup>۴</sup> به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی

#### 1. Momentum

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

#### 3. Portfolio

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

سرمایه‌ای، سعی در تحلیل تأثیر نمایندگی بر بازده مورد انتظار داشتند. به منظور استخراج مدل مبتنی بر نمایندگی که مسئله 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 سید سرمایه‌گذاری ریسکی خود را به مدیرانی واگذار می‌کنند که عملکرد آنها طبق معیار مشخصی ارزیابی می‌شود. شاخص مد نظر سرمایه‌گذاران، بازده سید بازار است که به‌طور مؤثری نشان‌دهنده جایگزین بدون ریسک برای مدیران سید سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود. در این حالت انتظار می‌رود بتای بازار در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بازده مقطعی سهام، باعث ایجاد صرف ریسک نشود (بلیتزر، 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 رابطه خطی مستقیم بین بتای بازار و بازده مورد انتظار می‌شود. با در نظر گرفتن این مدل، از این پس فرض می‌شود مدیران سید سرمایه‌گذاری فقط به عملکرد نسبت به معیار اهمیت می‌دهند. حال مدیریت سید سرمایه‌گذاری شامل مسئله نمایندگی می‌تواند وجود عوامل مطرح شده در مدل سه‌عاملی و مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ را نیز توجیه کند. پررنگ‌شدن واگذاری مدیریت سید 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 مسئله نمایندگی به سه‌مدل تک‌عاملی، سه‌عاملی فاما و فرنچ و پنج‌عاملی فاما و فرنچ و تکمیل آن، این مدل‌ها در بازار سهام ایران آزمون شوند. برنان و همکارانش (۲۰۱۲) مسئله نمایندگی را در قالب مدل تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آزمون می‌کنند، سپس مدل خود را با فاکتورهای مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ توسعه می‌دهد. در مدل بلیتزر (۲۰۱۴) نیز، مسئله نمایندگی در قالب مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ بررسی می‌شود؛ اما در پژوهش حاضر، به مقایسه مدل تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ در شرایط نمایندگی و سرمایه‌گذاری مستقیم در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود.

### پیشینه نظری پژوهش

مفهوم نمایندگی در زمینه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به معنای واگذاری سید سرمایه‌گذاری است که می‌تواند باعث تعادل در رابطه بین بتای CAPM<sup>۱</sup> و بازده مورد انتظار

1. Capital Asset Pricing Model

سهام شود. اثرهای مسئله 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 به دلیل واگذاری مدیریت سبد سرمایه‌گذاری به وجود می‌آید، با توجه به دو مرحله از فرایند سلسله‌مراتبی سرمایه‌گذاری بررسی می‌شود که در آن ابتدا سرمایه‌گذاران بر اساس بازده مطلق و ریسک، میزان سرمایه 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، ارزش گذاری شده باشند. این معیار سبد بازار در نظر گرفته می‌شود. انگیزه مدیران سبدهای سرمایه‌گذاری در این فرایند، ارائه قیمت‌هایی برای سهام‌های با بتای بالا و نادیده گرفتن ریسک آنها است، تا زمانی که همه سهام‌هایی که بازده مورد انتظار یکسانی دارند به تعادل برسند و دیگر انحراف از الگو جذباتی نداشته باشد. این رفتار شبیه به ریسک خنثی است، اما این نتیجه از طریق ترک ریسک-گریزی به دست نمی‌آید و فرض می‌شود که ریسک‌گریزی در واگذاری مدیریت سبد سهام به جای 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 اضافه مواجهه با واگذاری مدیریت سبد سرمایه‌گذاری به وجود می‌آید (بلیتزر، 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 به جای حریص بودن، حسود توصیف شوند. با این فرض، مطلوبیت نسبی ترجیحات هم به مدیران سبد سرمایه‌گذاری و هم به همه سرمایه‌گذاران اعمال می‌شود.

### پیشینه تجربی

بلیتزر (۲۰۱۴) و برنان و همکارانش (۲۰۱۲) به منظور 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 رابطه بین بتا و بازده مورد انتظار سهام به جای رابطه خطی مثبت، هموار شود؛ در حالیکه اغلب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی که در تکمیل مدل CAPM ارائه شده‌اند، فلسفه CAPM را به اشتراک گذاشته و بیان می‌کنند که ریسک تعریف شده، باید با بازده مورد انتظار رابطه خطی مثبت داشته باشد. اثرهای نمایندگی با توجه به دو مرحله از فرایند سلسله‌مراتبی سرمایه‌گذاری اعمال می‌شود. در مرحله نخست سرمایه‌گذاران استانداردهایی را به منظور ارزیابی ریسک و بازده مطلق در نظر می‌گیرند که در این حالت

سرمایه‌گذاران از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پیروی می‌کنند. صرف‌مورد انتظار دارایی ریسکی، به‌منظور ترغیب سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های ریسکی به‌جای دارایی بدون ریسک باید مثبت باشد. در مرحله 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 مرحله نخست هنوز بر بازده و ریسک مطلق است، در مرحله دوم تمرکز بر عملکرد بیرونی و ردیابی خطا<sup>۱</sup> است و ریسک و بازده نسبت به شاخص معیار اندازه‌گیری می‌شوند (شارپ، ۱۹۸۱ و رول، ۱۹۹۲). فرض کنید که هیچ سهمی 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 پرتفوی‌های نهادی، نسبت به ارزش کل بازار به سمت سهام‌هایی با بتای بالاتر متمایل می‌شوند، الگوی کلی برای پرتفوی‌های 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 «نماینده‌گی 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 باقی‌مانده شاخص (جزء خطای رگرسیون بازده بازار روی بازده ۵۰ شرکت فعال‌تر) سنجیده می‌شود. مدیریت سبد سرمایه‌گذاری شامل مسئله نمایندگی، می‌تواند وجود صرف‌های ایجاد شده از طریق عوامل اندازه، ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری موجود در مدل سه‌عاملی و پنج‌عاملی فاما و فرنچ را توجیه کند.

### مدل مفهومی

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

جدول ۱. مدل‌های پژوهش

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

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  $t$  و  $CMA_t$  عامل سرمایه‌گذاری در ماه  $t$  است که طبق روش شناسی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) محاسبه شده و از آنجا که در مقالات متعدد فارسی به روش شناسی آن پرداخته شده است، در اینجا بیش از این توضیح داده نمی‌شود.  $\varepsilon_{e,t}$  نیز باقی‌مانده رابطه ۱ است و به‌عنوان پراکسی برای سنجش نمایندگی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای به کار گرفته می‌شود (برنان و همکاران، ۲۰۱۲).

$$r_{m,t} = \alpha + \beta_i r_{i,t} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۱)}$$

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  $\varepsilon_t$  باقی‌مانده 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 بهره ماهانه اوراق بدون ریسک است که از نرخ سود سپرده کوتاه‌مدت و از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده و به‌صورت سالانه گزارش می‌شود که از  $\frac{1}{12}$  آن به‌عنوان نرخ بازده بدون ریسک ماهانه استفاده شده است.  $(r_m - r_f)$  معرف مازاد بازدهی ماهانه بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک است.  $r_{m,t}$  بازده بازار در ماه  $t$  است که از رابطه ۲ به‌دست می‌آید.

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

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

### روش‌شناسی پژوهش

این مطالعه از نظر هدف کاربردی به‌شمار می‌رود و روش آن توصیفی – همبستگی است. دوره زمانی از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۵ در نظر گرفته شده است. از آنجا که در مدل تعریف‌شده پژوهش، اطلاعات سال‌های  $t-1$  و  $t-2$  لازم است، برای تکمیل اطلاعات، داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ جمع‌آوری شده‌اند. نمونه آماری این پژوهش، کلیه 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 دوره اجرای پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشد؛
۲. اطلاعات صورت‌های مالی آنها به‌طور کامل و پیوسته در دسترس باشد؛
۳. به دلیل تفاوت در ماهیت و طبقه‌بندی اقلام صورت‌های مالی، جزء صنایع واسطه‌گری و بیمه، بانک‌ها و سرمایه‌گذاری نباشد؛
۴. به دلیل اطمینان از تداوم فعالیت، شرکت‌ها نباید بیش از سه ماه وقفه معاملاتی داشته باشند؛
۵. ارزش دفتری شرکت‌ها در طول دوره پژوهش مثبت باشد.

بر این اساس ۴۰ شرکت برای جامعه آماری پژوهش در نظر گرفته شد. به‌منظور مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در شرایط نمایندگی و سرمایه‌گذاری مستقیم، آزمون هر یک از مدل‌های پژوهش، به دو روش انجام می‌شود. به‌منظور مقایسه عرض از مبدأ مدل‌های آزمون‌شده، برای هر مدل در بازه 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 معادله رگرسیون کسر شود، برای هر دارایی می‌توان به‌طور مستقل آزمون صفر بودن آلفا را از همان مدل رگرسیون سری زمانی نتیجه‌گیری کرد. اما مسئله اصلی، صفر بودن همزمان آلفای همه دارایی‌هاست. آماره GRS رویکردی است که می‌تواند در خصوص معناداری تفاوت همزمان همه آلفاها با صفر اطلاعات کافی ارائه کند (گیسون، راس و شانکن، ۱۹۸۹).



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

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

$$\left(\frac{T}{N}\right) \left(\frac{T-N-L}{T-L-1}\right) \left(\frac{\hat{a}'\Sigma^{-1}\hat{a}}{1+\frac{\bar{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}}\right) \quad \text{رابطه ۳}$$

$$\approx F(N, T-N-L)$$

در این رابطه، N تعداد شرکت‌ها؛ T تعداد دوره‌های زمانی؛ L تعداد عامل‌های مدل؛  $\hat{a}$  یک بردار  $1 \times N$  از عرض از مبدأهای برآورد شده؛  $\Sigma$  برآورد کننده بدون تورش از ماتریس کوواریانس جملات اخلاص؛  $\mu_m^2$  میانگین نمونه از بازده اضافه بازار و  $\sigma_m^2$  واریانس نمونه از بازده اضافه بازار است. با توجه به فرضیه صفر، آماره GRS برابر با صفر می‌شود و در غیر این صورت، بزرگ‌تر شدن میانگین مطلق اندازه آلفاها، مقدار محاسبه شده برای آماره GRS را افزایش می‌دهد (گیسون و همکاران، ۱۹۸۹).

### یافته‌های پژوهش

با استفاده از آمار توصیفی می‌توان به یک الگوی کلی به منظور استفاده سریع از داده‌ها دست یافت. در این پژوهش از میانگین، میانه، انحراف معیار، حداکثر و حداقل مقادیر متغیرها به منظور 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 فرنج پس از مرحله سری زمانی

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در شرایط سرمایه‌گذاری مستقیم							
متغیر	نماد	تعداد	میانگین	میان	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
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 باقی‌مانده شاخص	$\beta (\epsilon)$	۴۰	۰/۵۸۳	۰/۳۴۰	۳/۵۷۲	-۸/۶۰	۱۱/۵۵
مدل سه عاملی فاما و فرنج 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	$\beta (SMB)$	۴۰	۰/۴۹۷	۰/۳۵۷	۰/۶۲۰	-۰/۴۰	۲/۱۴
قیمت عامل ارزش	$\beta (Hml)$	۴۰	۰/۴۷۳	۰/۴۲۶	۰/۵۶۹	-۰/۷۹	۱/۵۹
مدل سه عاملی فاما و فرنج 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	$\beta (SMB)$	۴۰	۰/۵۰۱	۰/۳۶۴	۰/۶۲۱	-۰/۴۱	۲/۱۵
قیمت عامل ارزش	$\beta (Hml)$	۴۰	۰/۴۷۹	۰/۴۲۶	۰/۵۶۶	-۰/۸۰	۱/۵۸
قیمت باقی‌مانده شاخص	$\beta (\epsilon)$	۴۰	۰/۹۸۵	۰/۸۳۷	۳/۵۵۰	-۷/۵۵	۱۱/۷۴
مدل پنج عاملی فاما و فرنج 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	$\beta (SMB)$	۴۰	۰/۴۶۴	۰/۳۳۶	۰/۶۰۳	-۰/۴۲	۲/۰۵
قیمت عامل ارزش	$\beta (Hml)$	۴۰	۰/۳۵۱	۰/۲۹۷	۰/۵۱۷	-۰/۹۱	۱/۳۸
قیمت عامل سودآوری	$\beta (Rmw)$	۴۰	-۰/۱۰۳	-۰/۰۶۶	۰/۵۷۱	-۱/۷۴	۱/۳۲
قیمت عامل سرمایه‌گذاری	$\beta (Cma)$	۴۰	۰/۱۲۵	۰/۱۹۸	۰/۴۲۲	-۱/۲۱	۰/۷۳
مدل پنج عاملی فاما و فرنج 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	$\beta (SMB)$	۴۰	۰/۴۷۱	۰/۳۴۴	۰/۶۰۵	-۰/۴۲	۲/۰۷
قیمت عامل ارزش	$\beta (Hml)$	۴۰	۰/۳۵۵	۰/۲۹۹	۰/۵۱۳	-۰/۹۱	۱/۳۹
قیمت عامل سودآوری	$\beta (Rmw)$	۴۰	-۰/۰۹۳	-۰/۰۶۰	۰/۵۷۷	-۱/۸۳	۱/۳۹
قیمت عامل سرمایه‌گذاری	$\beta (Cma)$	۴۰	۰/۱۰۸	۰/۱۹۱	۰/۴۲۰	-۱/۱۹	۰/۷۱
قیمت باقی‌مانده شاخص	$\beta (\epsilon)$	۴۰	۰/۱۰۸	۰/۱۹۱	۰/۴۲۰	-۱/۱۹	۰/۷۱

اصلی‌ترین شاخص مرکزی میانگین است که نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع داده‌ها را نشان می‌دهد. برای مثال، میانگین متغیر صرف ریسک بازده سهام برابر  $2/774$  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، میانه متغیر مازاد بازده  $2/749$  به دست آمده که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از  $2/749$  و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. به طور 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  $0/953$  به دست آمده است. معیار حداقل و حداکثر، کمترین و بیشترین میزان مشاهده را در جامعه نشان می‌دهد. برای مثال، کمترین میزان مازاد بازده  $1/23$  و بیشترین مازاد بازده مشاهده شده در جامعه طی دوره پژوهش  $4/86$  محاسبه شده است.

برای آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون فاما مک‌بث استفاده شده است. به بیان دیگر، در مرحله نخست ضرایب عوامل از طریق رگرسیون‌های سری زمانی برای هر شرکت برآورد شده و به عنوان متغیر مستقل به مدل‌های رگرسیون مقطعی وارد می‌شوند؛ به این صورت که برای هر ماه  $t$  دوره 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 - برا و برای تشخیص ناهمسانی واریانس از آزمون وایت استفاده شده است. چنانچه فرضیه 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. نتیجه این فرایند ایجاد یک سری از برآوردهای صرف ریسک برای متغیرهای مستقل است. در صورتی که عامل باقی‌مانده خطا که برای سنجش تأثیر نمایندگی در مدل‌ها وارد شده، قیمت گذاری شود، مدل بررسی شده با ورود اثر نمایندگی پذیرفته می‌شود؛ ضمن اینکه توانایی هر مدل از طریق آماره GRS در مرحله سری زمانی و معناداری رگرسیون مقطعی سنجیده می‌شود. در گام نخست به مقایسه مدل تک عاملی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با حالت نمایندگی آن پرداخته می‌شود. ابتدا برای آزمون فرضیه صفر بودن آلفا در دو مدل، آماره GRS در شرایط سرمایه گذاری مستقیم و نمایندگی محاسبه می‌شود. در این بخش به دلیل 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 مقایسه اصلی بر مبنای آزمون فاما مک‌بث است.

در مرحله دوم، از طریق آزمون مقطعی، عامل باقی‌مانده شاخص در نسخه 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 اندازه آلفاها	۳/۵۷۱	درصد معناداری آلفاها	۰/۷۷	میانگین مطلق اندازه آلفاها	۳/۵۷۴	درصد معناداری آلفاها	۰/۷۵
معناداری آماره GRS		۰/۰۰۰		معناداری آماره GRS		۰/۰۰۰	
نتایج آزمون مقطعی				نتایج آزمون مقطعی			
متغیر	ضریب	سطح معناداری		متغیر	ضریب	سطح معناداری	
$\alpha$	۲/۶۰۱	۰/۰۰۰		$\alpha$	۲/۷۵۷	۰/۰۰۰	
$\beta (r_m - r_f)$	۰/۱۰۴	۰/۲۰۹		$\beta (r_m - r_f)$	۰/۰۴۸	۰/۵۳۴	
				$\beta (\epsilon)$	-۰/۱۱۳	۰/۰۰۴	
آماره دوربین واتسون	۱/۷۱۶	۰/۳۰۷	ضریب تعیین شده	آماره دوربین واتسون	۱/۱۵۵	۰/۲۸۹	ضریب تعیین شده
	۰/۱۴۱				۰/۲۳۰	ضریب تعیین شده	
آماره F	۳/۱۴۹	۰/۰۳۶۶	معناداری آماره F	آماره F	۴/۸۹۸	۰/۰۰۵۸	معناداری آماره F

آماره F با سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ نشان‌دهنده 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 باقی‌مانده شاخص که برای سنجش تأثیر مسئله نمایندگی است، با سطح اطمینان ۰/۰۰۴ فرض H. مبنی بر صفر بودن ضریب را رد کرده و ضریب باقی‌مانده شاخص معنادار گزارش شده است. با توجه به اینکه عامل باقی‌مانده 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 آماره 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 ۴. نتایج آزمون GRS و 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 اندازه آلفا	۴/۳۸۱	درصد معناداری آلفا	۰/۰۰۰	میانگین مطلق اندازه آلفا	۴/۳۹۶	درصد معناداری آلفا	۰/۰۰۰
معناداری آماره GRS		۰/۰۰۰		معناداری آماره GRS		۰/۰۰۰	
نتایج آزمون مقطعی				نتایج آزمون مقطعی			
متغیر	ضریب	سطح معناداری	متغیر	ضریب	سطح معناداری	متغیر	ضریب
$\alpha$	۲/۸۵۵	۰/۰۰۰	$\alpha$	۳/۱۰۱	۰/۰۰۰	سطح معناداری	۰/۰۰۰
$\beta (r_m - r_f)$	۰/۰۳۴	۰/۶۸۹	$\beta (r_m - r_f)$	۰/۰۲۲	۰/۷۷۴	ضریب تعیین	۰/۲۹۴
$\beta (SMB)$	-۰/۱۰۱	۰/۶۹۹	$\beta (SMB)$	۰/۰۲۱	۰/۹۳۱	ضریب تعیین شده	۰/۲۱۴
$\beta (Hml)$	-۰/۴۱۲	۰/۱۵۷	$\beta (Hml)$	-۰/۴۷۳	۰/۰۹۰	تعدیل شده	۰/۰۱۳۶
			$\beta (\epsilon)$	-۰/۱۳۱	۰/۰۰۲	معناداری آماره F	۰/۰۱۳۶
آماره دوربین واتسون	۱/۶۹۵	۰/۳۱۹	آماره دوربین واتسون	۱/۶۳۴	۰/۳۱۹	ضریب تعیین	۰/۲۹۴
آماره F	۲/۵۸۲	۰/۰۳۶۶	آماره F	۳/۶۵۸	۰/۰۳۶۶	معناداری آماره F	۰/۰۱۳۶

بر اساس نتایج، سطح معناداری ضریب متغیر نمایندگی ۰/۰۰۲ به دست آمده که بیان‌کننده معناداری قیمت عامل باقی‌مانده شاخص است و مقدار آن (-۰/۱۳۱) رابطه منفی این عامل با مازاد بازده سهام را نشان می‌دهد. آماره F با سطح اطمینان کوچک‌تر از ۰/۰۵ نشان‌دهنده 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 باقی‌مانده 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 باقی‌مانده شاخص در مدل نمایندگی با سطح اطمینان ۰/۰۰۴ معنادار است، بنابراین می‌توان گفت این ضریب در مدل پنج عاملی نیز قیمت‌گذاری شده است. آماره 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 باقی‌مانده خطا در مدل پنج عاملی مبتنی بر نمایندگی، برتری این مدل نسبت به مدل مستقیم آن به تأیید می‌رسد؛ ضمن اینکه آماره 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 GRS و برآورد مقطعی قیمت عاملها در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ

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

### 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. ارائه مدل‌هایی که بتواند به تبیین بازده سهام شرکت‌ها پردازد، همواره از اهمیت زیادی برخوردار بوده است. بدین منظور و با هدف توجه به تأثیر مسئله 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 نتیجه مهم دست یافت: ۱. سرمایه‌گذاران در تجزیه و تحلیل‌های خود از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ استفاده می‌کنند و ۲. عمده 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 مقایسه آن با نتایج به‌دست آمده از پژوهش‌های مشابه در زمینه 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 Financial Management*, 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 Financial 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.