فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال چهارم/ شماره چهاردهم/ تابستان ۱۳۹٤

ارزیابی عملکرد مدل‌های اندازه‌گیری صرف ریسک: مدل نظریهٔ کیو در برابر مدل سه عاملی فاما و فرنچ

غلامرضا کردستانی
دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)، قزوین
Kordestani@soc.ikiu.ac.ir

مژده قاسمی
دانش‌آموختهٔ کارشناسی ارشد حسابداری ، دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)، قزوین (مسئول مکاتبات)
Mozhde.ghasemi@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۱/۳ تاریخ پذیرش: ۹۳/۲/۲۸

چکیده

اندیشمندان مالی برای اندازه‌گیری صرف ریسک تلاش‌های ارزشمندی کرده‌اند. به‌تازگی، چن و هم‌کاران (۲۰۱۰) برای تبیین بازدهٔ مورد انتظار سهام، مدلی سه عاملی براساس عامل بازار، عامل سرمایه‌گذاری و عامل سودآوری معرفی و آن را مدل نظریهٔ کیو نامیده‌اند. تحقیقات پیشین نشان داده‌اند که این مدل توانسته است میزان بازدهٔ غیرمنتظرهٔ بسیاری از ناهنجاری‌های بازار سرمایه را کاهش می‌دهد. در این تحقیق عملکرد مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سهام و سبد سهام بررسی و با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ مقایسه می‌شود. نمونهٔ مورد بررسی حاوی ۷۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در محدودهٔ زمانی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که صرف ریسک سهام با حساسیت بازدهٔ سهام نسبت به عامل سرمایه‌گذاری و عامل سودآوری رابطهٔ معنی‌دار دارد. هم‌چنین، مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سبد سهام منعکس‌کنندهٔ اثر عامل‌های اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم به‌طور معنی‌داری بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برتری دارد. ولی برتری آن نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، تنها در تبیین صرف ریسک سبد سهام منعکس‌کنندهٔ اثر مومنتوم است.

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت‌گذاری نظریهٔ کیو، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، صرف ریسک سبد سهام، عامل سرمایه‌گذاری، عامل سودآوری.

۱- مقدمه

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها برای نخستین بار از سوی شارپ (۱۹۶۴) و لینتنر (۱۹۶۵) معرفی شد. اگرچه این مدل سرآغاز پیشرفت چشم‌گیری در تعیین نرخ بازدهٔ مورد انتظار بود، ولی به‌تدریج کارایی تجربی آن با تردید مواجه شد. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با افزودن متغیرهایی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را تکمیل کردند. با این‌حال، طی دو دههٔ گذشته، شواهد روزافزونی نشان داده‌اند که حتی مدل بسیار تاثیرگذار فاما و فرنچ نیز نمی‌تواند بسیاری از الگوهای مقطعی بازدهٔ سهام را توضیح دهد که نمونهٔ برجستهٔ آن اثر مومنتوم است. مومنتوم به معنی انتخاب راهبرد سرمایه‌گذاری در جهت بازار است، به این معنی که برای تشکیل سبد سهام باید سهام برنده را خرید و سهام بازنده را فروخت. زیرا فرض می‌شود بازدهی سهام مانند گذشته باشد.

به‌تازگی، چن و هم‌کاران (۲۰۱۰) بر مبنای دو عامل سرمایه‌گذاری و سودآوری مدل نظریهٔ کیو[1] را ارائه کرده‌اند. آنان به‌شیوه‌ای مشابه فاما و فرنچ (۱۹۹۶) مدل خود را در معرض آزمون‌های گوناگون ناهنجاری‌های بازار سرمایه قرار دادند و عملکرد آن را با مدل سه عاملی فاما و فرنچ مقایسه کردند. شواهد نشان داد مدل سه عاملی جدید توانایی بیشتری در تبیین ناهنجاری‌های کارایی بازار سهام ایالات متحدهٔ آمریکا دارد. با این‌حال، مشخص نیست که کارایی این مدل در دیگر بازارها مانند بورس اوراق بهادار تهران نیز به‌اندازهٔ بازارهای پیشرفته قابل قبول باشد. با توجه به بررسی‌های صورت گرفته مدل نظریهٔ کیو در بورس اوراق بهادار تهران آزمون نشده است. بنابراین، هدف این تحقیق بررسی عملکرد این مدل در بورس اوراق بهادار تهران و مقایسهٔ عملکرد آن با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ است. یافته‌های تحقیق می‌تواند دیدگاه سودمندی به پژوهشگران و افراد حرفه‌ای در انتخاب آگاهانه از میان مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل جدید برای اندازه‌گیری صرف ریسک در بازار سرمایه ارائه نماید.

هم‌چنین، نتایج این تحقیق می‌تواند به توسعه مبانی نظری مرتبط با برآورد نرخ بازدهٔ مورد انتظار با در نظر گرفتن ناهنجاری‌های بازار سرمایه کمک کرده و تصمیم‌های مربوط به ارزیابی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری، ارزیابی بازدهٔ غیرمنتظره در مطالعات رویدادی و برآورد هزینهٔ سرمایه برای تصمیم‌های مربوط به بودجه‌بندی سرمایه‌ای را بهبود بخشد. ادامهٔ مقاله شامل بیان مبانی نظری مدل‌های اندازه‌گیری صرف ریسک، تدوین فرضیه‌های تحقیق، بیان روش تحقیق و در پایان ارایه یافته‌ها و پیشنهادها است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای هنوز هم به‌طور گسترده‌ای در برآورد هزینهٔ سرمایه، اندازه‌گیری بازدهٔ غیرمنتظره و ارزیابی عملکرد سبد سهام مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مدل بازدهٔ مورد انتظار یک دارایی ریسکی را صرفا تابع خطی ریسک بازار یا ریسک سیستماتیک آن دارایی (بتا) به‌حساب می‌آورد. با این‌حال، تحقیقات تجربی بسیاری نشان داده‌اند که این مدل توانایی تبیین بسیاری از ناهنجاری‌های بازار سرمایه را ندارد. ناهنجاری بازار کارا، یک الگوی سیستماتیک در بازدهٔ سهام شرکت‌ها است که نشان می‌دهد بازده سبد سهام تحت تاثیر ویژگی‌های شرکت است. ناهنجاری‌های شناسایی شده شامل اثر اندازهٔ شرکت (بانز، ۱۹۸۱)، ارزشی

بودن (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲)، اینرسی قیمت کوتاه‌مدت سهام یا مومنتوم (جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳)، نقدشوندگی (پاستور و استامباگ، ۱۹۸۹)، تاخیر در واکنش بازار نسبت به اعلان سود[۲] (بال و براون، ۱۹۸۶، برنارد و توماس، ۱۹۸۹) و رشد دارایی‌ها (کوهران، ۱۹۹۶) است.

ناتوانی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در تبیین پراکندگی مقطعی بازده‌ها، به تدوین مدل‌های قیمت‌گذاری دیگری منجر شد. راس (۱۹۷۶) نظریهٔ قیمت‌گذاری آربیتراژ[۳] را به‌عنوان مبنایی برای ارائهٔ مدل‌های جایگزین معرفی کرد. براساس این نظریه نباید در بازارهای مالی کارا فرصت‌های آربیتراژ وجود داشته باشد. بنابراین، در این نظریه فرض می‌شود که n عامل به‌طور سیستماتیک بر بازدهٔ مورد انتظار یک دارایی تاثیر گذار است، ولی تعداد و مشخصهٔ این عوامل تعیین نمی‌شود. پس از آن، محققان براساس خطاهای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یا ناهنجاری‌ها، به معرفی عامل‌های تجربی صرف ریسک مبادرت کردند. در میان مدل‌هایی که براساس نظریهٔ قیمت‌گذاری آربیتراژ ارائه شد، مدل‌های سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) سرآمد هستند. فاما و فرنچ عامل صرف اندازه[۴] و صرف ارزش[۵] را به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای افزودند. هم‌چنین، در توسعهٔ مدل پنج عاملی، صرف نکول[۶] و صرف سررسید[۷] را به مدل سه عاملی افزودند.

کرهارت (۱۹۹۷) عامل مومنتوم یک ساله را به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ افزود و از الگوی به‌دست آمده برای توضیح بازده‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک طی سال‌های ۱۹۶۲ تا ۱۹۹۳ استفاده کرد. کرهارت نشان داد که الگوی چهار عاملی وی توان توضیحی بالایی برای تبیین بازده‌های غیرمنتظرهٔ سبد سهام دارد. گریفن، جی و مارتین (۲۰۰۳) با مطالعهٔ ۴۰ بازار مختلف، پدیدهٔ مومنتوم را در سطح جهانی مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که سودهای مومنتوم در بازارهای بین‌المللی درشرایط مختلف اقتصادی قابل توجه و از نظر آماری معنی‌دار است. هرچند سودآوری این راهبرد در بازارهای نوظهور کم‌تر بود.

در سال‌های اخیر، توجه محققان به عامل‌های جایگزینی برای تبیین صرف ریسک جلب شده است. زینگ (۲۰۰۸) نشان داد عامل سرمایه‌گذاری که به‌صورت تفاوت در بازدهٔ سهام شرکت‌هایی با نرخ سرمایه‌گذاری پایین و سهام شرکت‌هایی با نرخ سرمایه‌گذاری بالا محاسبه می‌شود، دارای محتوای اطلاعاتی مشابه با عامل ارزش در مدل فاما و فرنچ است، و صرف ارزش را تقریبا به‌خوبی آن توضیح می‌دهد. لیاندرس و هم‌کاران (۲۰۰۸) شواهدی در این خصوص به‌دست آوردند که افزودن عامل سرمایه‌گذاری به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ به تبیین عملکرد ضعیف شرکت پس از عرضهٔ اولیه سهام، عرضهٔ فصلی سهام و عرضهٔ اوراق قرضهٔ قابل تبدیل کمک می‌کند. هم‌چنین، وو و هم‌کاران (۲۰۱۰) دریافتند که افزودن عامل سرمایه‌گذاری به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل فاما و فرنچ به‌طور قابل ملاحظه‌ای بازدهٔ غیرمنتظرهٔ ناشی از ناهنجاری اقلام تعهدی را کاهش می‌دهد. لیو و هم‌کاران (۲۰۰۹) با استفاده از مدل برآورد ساختاری حاصل از نظریهٔ سرمایه‌گذاری کیو توبین، الگوی مقطعی بازده‌های مورد انتظار سهام را در ایالات متحدهٔ آمریکا بررسی کردند و نشان دادند، مدل نظریهٔ کیو در تبیین بازدهٔ سبدهای سهامی که براساس سودهای غیرمنتظره، ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و سرمایه‌گذاری سرمایه‌ای تشکیل شده‌اند، عملکرد بهتری از مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی دارد.

تیمن و هم‌کاران (۲۰۱۰) و واتاناب و هم‌کاران (۲۰۱۱) اثر سرمایه‌گذاری را بر بازده‌های سـهام در بازارهـای بین‌المللی بررسی کردند و از معیار رشد دارایی‌ها به‌عنوان جایگزینی برای عامل سرمایه‌گذاری بهره بردنـد. آنـان شواهدی در رابطه با وجود ناهنجاری مرتبط با سرمایه‌گذاری در بازارهای بین‌المللی به‌دست آوردند. با این‌حـال، آنان نقش مشترک سرمایه‌گذاری و سودآوری را در تبیین بازده‌ها بررسی نکردند.

چن و هم‌کاران (۲۰۱۰) به‌تازگی مدلی سه عاملی براساس نظریهٔ کیو توبین ارائـه کـرده‌انـد. در مـدل آنـان صرف بازدهٔ مورد انتظار سبد سهام، به‌وسیلهٔ حساسیت سهم نسبت به سه عامل تبیین می‌شود: (۱) صرف بـازدهٔ بازار؛ (۲) تفاوت بازده سبد سهام متشکل از سهام شرکت‌های با نرخ سرمایه‌گـذاری پـایین و بـالا؛ و (۳) تفـاوت بازدهٔ سبد سهام متشکل از سهام شرکت‌های با نرخ سود آوری بالا و پایین. آنان مدل (۱) را توسعه دادند:

$$E[R_{it}] - R_{ft} = a_p + b_i\, E[MKT_t] + d_i\, E[DMI_t] + p_i\, E[PMU_t] + e_i \qquad (۱)$$

به‌طوری‌که $E[MKT_t]$ و $E[DMI_t]$ و $E[PMU_t]$ بیانگر صرف ریسک مـورد انتظـار، و b_i و d_i و p_i بیـانگر بـار عامل[۸] سبد سهام i بر عامل‌های صرف ریسک MKT_t و DMI_t و PMU_t است. چـن و هـم‌کـاران (۲۰۱۰) نشـان دادند که این مدل در تبیین ناهنجاری‌های کارایی بـازار از قبیـل انـدازه، نسـبت ارزش دفتـری بـه ارزش بـازار، مومنتوم، تاخیر در واکنش بازار نسبت به اعلان سود و اقلام تعهدی بر مدل‌های قیمت‌گذاری سنتی برتری دارد.

کیم و هم‌کاران (۲۰۱۱) مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی از جمله مدل نظریهٔ کیو را در بورس اوراق بهادار کره آزمون کردند. یافته‌های آنان نشان داد که به‌طور کلی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بهترین عملکرد را در میان مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی دارد. مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل نظریهٔ کیو در رتبهٔ دوم قرار گرفتند. واکشال و هم‌کاران (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های ۴۰ بورس در سطح بین‌المللی، عملکرد مدل چن و هم‌کاران را با مدل سه عاملی فاما و فرنچ مقایسه کردند. یافته‌های آنان نشان داد که مدل سه عاملی فاما و فرنچ بـه‌گونـه‌ای بهتر میانگین بازده‌ها را در سطح بین‌المللی تبیین می‌کند.

در داخل کشور تحقیقات زیادی در رابطه توان توضیحی مدل سـه عـاملی فامـا و فـرنچ انجـام شـده اسـت. رهنمای رودپشتی و هم‌کاران (۱۳۸۶)، عباسی و خزلجه (۱۳۹۱)، اسلامی بیدگلی و خجسته (۱۳۸۷)، آقـابیگی (۱۳۸۵)، رباط میلی (۱۳۸۶) اعتبار تجربی مدل سه عاملی فاما و فرنچ را تاییـد کردنـد. بـرای مثـال، عباسـی و غزلجه (۱۳۹۱) نشان دادند که افزودن دو عامل اندازه و نسبت ارزش به الگوی تک عاملی باعث افـزایش ضـریب تعیین مدل می‌شود. در نتیجه، مدل سه عاملی فاما و فرنچ درصد بیشتری از پراکندگی بازدهٔ سبد سهام را نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران توضیح می‌دهد.

تحقیقات انگشت‌شماری در داخل کشور به مقایسهٔ توان توضیحی مدل سه عاملی فاما و فرنچ بـا مـدل‌هـای قیمت‌گذاری نوین پرداخته‌اند. اسلامی بیدگلی و شاهسونی (۱۳۹۱) به ارزیابی توانایی مدل مبتنی بر ویژگی‌های سهام در تبیین اختلاف بازدهٔ سهام شرکت‌های مختلف در مقایسه با مـدل سـه عـاملی فامـا و فـرنچ پرداختـه و شواهدی ارایه کردند که نشان می‌دهد ارائهٔ تفسیر ریسکی از بتای بازار سـهام در بـورس اوراق بهـادار تهـران در

دورهٔ مورد بررسی قابل توجیه نیست و صرف اندازه و صرف ارزش ناشی از تحمل ریسک بالاتر از سوی سرمایه‌گذاران هستند.

صادقی شریف و همکاران (۱۳۹۲) توان توضیحی مدل چهار عاملی کرهارت را با مدل سه عاملی فاما و فرنچ مقایسه کردند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که سبد سهام رشدی در مقایسه با سبد سهام ارزشی و هم‌چنین، سبد سهام برنده در مقایسه با سبد سهام بازنده، بازده‌های بیشتری کسب می‌کنند. اما در رابطه با عامل اندازه روند روشنی مشاهده نشد. متوسط ضرایب تعیین تعدیل‌شدهٔ سبدهای سهام برای مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، الگوی سه عاملی فاما و فرنچ و الگوی چهار عاملی کرهارت به ترتیب ۲۶ درصد، ۵۰ درصد و ۵۶ درصد به‌دست آمد که نشان داد افزودن عامل مومنتوم به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ باعث افزایش توان توضیحی مدل می‌گردد.

با توجه به مطالعات انجام شده، مدل نظریهٔ کیو در بورس اوراق بهادار تهران آزمون نشده است. در این تحقیق توان عامل‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری در تبیین بازدهٔ مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران آزمون و توان توضیحی مدل نظریهٔ کیو با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ مورد مقایسه قرار گرفت. برای مقایسهٔ دو مدل از رویکرد تشکیل سبد سهام فاما و فرنچ (۱۹۹۶) استفاده شد. از این‌رو، از سبدهای سهامی که منعکس‌کنندهٔ اثر اندازه، اثر ارزشی بودن و اثر مومنتوم هستند، برای مقایسهٔ مدل‌های تحقیق استفاده شد.

۱-۲-مقایسهٔ چارچوب نظری مدل‌های اندازه‌گیری صرف ریسک

معمولا مقایسهٔ مدل‌ها براساس غنی بودن زیربنای نظری و توان تجربی آن‌ها در تبیین واقعیت انجام می‌شود. بنابراین، ابتدا به چارچوب نظری سه مدل پرداخته می‌شود.

شارپ (۱۹۶۴) و لینتنر (۱۹۶۵) به‌طور مستقل، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را براساس نظریهٔ سبد سهام مارکویتز ارائه کردند. در این نظریه، رفتار سرمایه‌گذاران براساس دو پارامتر میانگین و واریانس توزیع بازده سهام تبیین می‌شود و واریانس به‌عنوان معیار ریسک در نظر گرفته می‌شود. فرض زیربنایی این مدل نرمال بودن توزیع بازدهٔ سهام و درجهٔ دوم یا سهمی بودن تابع مطلوبیت فرد است. مارکویتز نخستین کسی بود که مفهوم تنوع بخشی به سبد سهام را به‌طور رسمی بیان کرد. او به‌طور کمی نشان داد که تنوع‌بخشی به سبد سهام، ریسک آن را کاهش می‌دهد.

مدل سنتی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در واکنش به کاستی‌های تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه شد. با این‌حال، عامل ارزش و عامل اندازه تنها برای تبیین ناهنجاری‌های مشاهده شده در رابطه با اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به‌مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای افزوده شدند. بنابراین، عامل ارزش و عامل اندازه فاقد زیربنای نظری قوی حاکم بر فرایند قیمت‌گذاری دارایی هستند (باربریس و تالر، ۲۰۰۳). با این‌حال، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) براساس استدلال قیمت‌گذاری منطقی در نسخهٔ چند عاملی مدل

قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM) مرتـون (۱۹۷۳) یـا نظریـهٔ قیمـت‌گـذاری آربیتـراژ (APT) ادعا می‌کنند که عامل نسبت ارزش و عامل اندازه نمایندهٔ پاداش برای ریسک هستند.

در مقابل، چن و هم‌کاران (۲۰۱۰) عامل‌های مدل قیمت‌گذاری خود را براساس نظریهٔ سـرمایه‌گـذاری کیـو توبین استنباط کرده‌اند که بـازدهٔ سـهام را از دیـدگاه تولیـد توضـیح مـی‌دهـد. پشـتوانهٔ اقتصـادی عامـل‌هـای سرمایه‌گذاری و سودآوری، به‌روشنی با استفاده از معادلهٔ زیر نشان داده می‌شود:

$$\text{بازدهٔ مورد انتظار} = \frac{\text{سودآوری مورد انتظار}}{\text{هزینهٔ نهایی سرمایه‌گذاری}} \qquad (۲)$$

معادلهٔ (۲) نشان می‌دهد که سودآوری و سرمایه‌گذاری دو محرک بنیادی نرخ بازدهٔ مورد انتظار در چارچوب قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر سرمایه‌گذاری هستند که بازده را به ویژگی‌های شرکت مـرتبط مـی‌سـازند. بـازدهٔ مورد انتظار شرکت برابر است با سودآوری مورد انتظار تقسیم بر هزینهٔ نهـایی سـرمایه‌گـذاری (کـه بـا افـزایش سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد). بنابراین، با فرض ثبات سودآوری مـورد انتظـار، بـازدهٔ مـورد انتظـار بـا افـزایش سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، اگر سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها ثابت باشـد، بـازدهٔ مـورد انتظار با افزایش سودآوری مورد انتظار افزایش می‌یابد (واکشال و هم‌کاران، ۲۰۱۴) . اگرچـه، چـن و هـم‌کـاران (۲۰۱۰) عامل‌های قیمت‌گذاری خود را از جنبهٔ تولید استنباط کردند، آنان هم‌چنین عامل سنتی بازار را از جنبهٔ مصرف در مدل خود گنجاندند.

در حالی‌که چن و هم‌کاران (۲۰۱۰) از نظریهٔ کیو توبین بـه‌عنـوان پشـتوانهٔ اقتصـادی زیربنـای مـدل خـود استفاده کردند، مدل آنان را می‌توان براساس نظریهٔ بنیادی ارزش‌گذاری نیز توضـیح داد. در مـدل تنزیـل سـود تقسیمی، قیمت سهام شرکت برابر است با ارزش فعلی سودهای مورد انتظار آتی. در حسـابداری مـازاد خـالص[۹]، سود تقسیمی در زمان t برابـر اسـت بـا سـود خـالص یـا سـود صـاحبان سـهام (E_t) منهـای سـود انباشـته یـا سرمایه‌گذاری مجدد سود (RE_t). بنابراین، ارزش فعلی بازار (M) حقوق صاحبان سهام شرکت برابر است با:

$$M_0 = \frac{\sum_{t=1}^{\infty}(E_t - RE_t)}{(1+r)^t} \qquad (۳)$$

به‌طوری‌که r برابر است با نرخ تنزیل سود تقسیمی مورد انتظار. با استفاده از روابط بنیادی حسابداری، مـی‌تـوان معادلهٔ (۳) را به‌شکل زیر نوشت:

$$M_0 = \frac{\sum_{t=1}^{\infty}(ROE_t \times B_{t-1} - (B_t - B_{t-1}))}{(1+r)^t} \qquad (۴)$$

به‌طوری‌که ROE_t برابر است با بازدهٔ سهامداران عادی، و B برابر است با ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام عادی. مشابه با چارچوب مبتنی بر سرمایه‌گذاری قیمت‌گذاری دارایی‌ها، معادلهٔ (۴) مبتنی بر نظریهٔ ارزش‌گذاری است و بیانگر آن است که در صورت ثابت بودن همهٔ شـرایط دیگـر بـازدهٔ بـالاتر صـاحبان سـهام عـادی (یعنـی سودآوری بیشتر)، حاکی از نرخ بازدهٔ مورد انتظار بالاتر شرکت است. در حالی‌که، افـزایش ارزش دفتـری حقـوق صاحبان سهام عادی (یعنی، سرمایه‌گذاری) حاکی از نرخ بازدهٔ مورد انتظار پایین‌تر است.

در نتیجه، مدل نظریهٔ کیو نیز مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از چارچوب نظری نیرومندی برخوردار است. در حالی‌که، مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به‌دلیل ماهیت تجربی خود مدام با انتقادهای بااهمیت روبه‌رو است. در بخش آزمون فرضیه‌ها نشان داده می‌شود که آیا مدل نظریهٔ کیو براساس آزمون‌های تجربی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ برتری دارد یا خیر.

۳- فرضیه‌های پژوهش

در این تحقیق برای آزمون کارایی تجربی مدل نظریهٔ کیو و مقایسهٔ توان توضیحی آن با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ فرضیه‌های زیر تدوین می‌شود:

فرضیهٔ اول: با فرض ثبات نرخ بازدهٔ سهامداران عادی، صرف ریسک مورد انتظار سهام با حساسیت بازدهٔ سهام نسبت به عامل سرمایه‌گذاری رابطهٔ معنی‌دار دارد.

فرضیهٔ دوم: با فرض ثبات نسبت سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها، صرف ریسک مورد انتظار سهام با حساسیت بازدهٔ سهام نسبت به عامل سودآوری رابطهٔ معنی‌دار دارد.

فرضیهٔ سوم: توانایی مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام منعکس‌کنندهٔ ناهنجاری اندازهٔ شرکت، به‌میزان با اهمیتی از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بیشتر است.

فرضیهٔ چهارم: توانایی مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام منعکس‌کنندهٔ ناهنجاری اندازهٔ شرکت به میزان با اهمیتی از مدل سه عاملی فاما و فرنچ بیشتر است.

فرضیهٔ پنجم: توانایی مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام منعکس‌کنندهٔ ناهنجاری ارزشی بودن به میزان با اهمیتی از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بیشتر است.

فرضیهٔ ششم: توانایی مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام منعکس‌کنندهٔ ناهنجاری ارزشی بودن به میزان با اهمیتی از مدل سه عاملی فاما و فرنچ بیشتر است.

فرضیهٔ هفتم: توانایی مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام منعکس‌کنندهٔ ناهنجاری مومنتوم به میزان با اهمیتی از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بیشتر است.

فرضیهٔ هشتم: توانایی مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام منعکس‌کنندهٔ ناهنجاری مومنتوم به میزان با اهمیتی از مدل سه عاملی فاما و فرنچ بیشتر است.

۴- روش‌شناسی پژوهش

داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌های تحقیق از صورت‌های مالی حسابرسی‌شدهٔ سالانهٔ شرکت‌های مورد بررسی، تارنمای سازمان بورس اوراق بهادار تهران و نرم‌افزار اطلاعاتی ره‌آورد نوین جمع‌آوری شده است. بنابراین، روش این تحقیق از نوع آرشیوی است.

فرضیه‌های اول و دوم تحقیق با استفاده از رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) آزمون شدند. بـرای آزمون فرضیه‌های سوم تا هشتم از سبدهای سهام تشکیل شده براساس ناهنجاری‌هـای انـدازه، ارزشـی بـودن و عامل مومنتوم استفاده شد. برای ارزیابی عملکرد سه مدل، نخست از آزمون‌های t تک نمونه‌ای برای مقادیر ثابت برآوردی سبدهای سهام استفاده شد. به‌ویژه، معنی‌داری تفاوت در مقادیر ثابت برآوردی بین دهک پایین و دهک بالا بررسی شد. این تفاوت به‌معنی بازدهٔ آربیتراژی است که مدل توان تبیین آن را نداشته است.

علاوه بر آزمون‌های t تک نمونه‌ای، از آمارهٔ F آزمون گیبنز، راس و شانکن[۱۰] (۱۹۸۹) برای آزمـون مشـترک فرضیهٔ H_0، صفر بودن تمام مقادیر ثابت برآوردی استفاده شد. گیبنز و هم‌کاران (۱۹۸۹) آمارهٔ آزمون زیر را برای فرضیهٔ H_0 پیشنهاد می‌کنند:

$$W = \left[\frac{T\,(T-N-K)}{N(T-K-1)}\right]\left[\frac{\widehat{\alpha'}\,\widehat{\sum_{\varepsilon}^{-1}}\,\widehat{\alpha}}{(1+\widehat{\vartheta}^2)}\right] \approx F\,(N, T-N-K) \qquad (۵)$$

به‌طوری‌که $\widehat{\sum_{\varepsilon}^{-1}}\,\widehat{\alpha}$ برابر است با ماتریس کوواریانس باقی‌مانده‌های نااریـب، $\widehat{\vartheta}^2 = \overline{F}'\,\widehat{\sum_{F}^{-1}}\,\overline{F}$ برابـر اسـت بـا نسبت شارپ، $\overline{F}$ برابر است با بردار $(K \times 1)$ میانگین بازده‌های سبدهای سهام $(\overline{F} = \left(\frac{1}{T}\right)\sum_{t=1}^{T} F_t)$، $\widehat{\sum_{F}^{-1}}\,\overline{F}$ برابـر است با ماتریس کوواریانس بازده‌های سبدهای سهام، N برابر است با تعداد آزمون‌های انجام شد، و T برابر اسـت با تعداد مشاهده‌های سری زمانی بازده. برای آزمون فرضیه‌های سوم تا هشتم از آزمون t جفت نمونه‌ها اسـتفاده شد، تا بدین وسیله معنی‌داری تفاوت در ضرایب تعیین تعدیل‌شدهٔ مدل‌های مـورد بررسـی آزمـون شـود. بـرای برازش رگرسیون‌های مقطعی و سری زمانی از نرم افزار Eviews و برای اجرای آزمون t جفت نمونه‌ها از نرم افزار SPSS استفاده شد.

جامعهٔ آماری تحقیق شامل همهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. محدودهٔ زمـانی تحقیق از فروردین سال ۱۳۸۶ تا اسفند سال ۱۳۹۱ است. برای انتخاب نمونهٔ تحقیق از روش حـذف هـدف‌منـد استفاده شد. لذا شرکت‌هایی که دارای شرایط زیر بودند به‌عنوان نمونهٔ مورد بررسی انتخاب شدند: ۱) سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد؛ ۲) جز شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشد؛ ۳) سهام آن‌هـا بیش از یک ماه وقفهٔ معاملاتی در طول هر سال، در بورس اوراق بهادار تهران نداشـته باشـد. بـدین ترتیـب، ۷۲ شرکت در نمونهٔ مورد مطالعه قرار گرفتند.

۵- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن

بازدهٔ ماهانه سهام: برای محاسبهٔ بازدهٔ ماهانهٔ سهام از فرمول (۶) استفاده شد:

$$R_t = \frac{(1+\alpha+\beta)P_{t+1} + DPS_t - P_t - C\alpha}{P_t + C\alpha} \qquad (۶)$$

R_t : بازدهٔ سهام عادی در دورهٔ t، P_t : قیمت سهام عادی در ابتدای دورهٔ t، P_{t+1} : قیمت سـهام عـادی در پایـان دورهٔ t، DPS_t : سود نقدی سهام عادی طی دورهٔ t، α: درصد افزایش سـرمایه از محـل آوردهٔ نقـدی و مطالبـات حال‌شده، β: درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته‌ها، C: قیمت اسمی سهام.

جهت محاسبهٔ بازدهٔ ماهانه، اطلاعات مربوط به قیمت سهام از تارنمای بورس اوراق بهادار تهران و سایر اطلاعات مورد نیاز (سهام جایزه یا حق تقدم و سود سهام پرداختی) از صورت‌جلسه‌های مجامع و نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج گردید و سود سهام پرداختی سالانه، به‌طور یکنواخت بین ۱۲ ماه سال تسهیم شد.

صرف ریسک بازار: صرف ریسک بازار به‌صورت بازدهٔ مازاد سبد سهام بازار نسبت به نرخ بازدهٔ بدون ریسک محاسبه شد. شاخص کل بازار برای هر ماه از تارنمای بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمد و براساس آن بازدهٔ بازار به صورت تفاوت شاخص در پایان ماه و ابتدای ماه، تقسیم بر مقدار شاخص در ابتدای ماه محاسبه شد. بازدهٔ بدون ریسک نیز نرخ سود اوراق مشارکت دولتی در نظر گرفته شد. از آنجایی‌که سود این اوراق به‌صورت فصلی پرداخت می‌گردد، لذا نرخ سود واقعی از نرخ سود اسمی بالاتر است. بنابراین، نرخ سود واقعی با استفاده از رابطهٔ (۷) محاسبه شد. سپس، برای محاسبهٔ نرخ بازدهٔ بدون ریسک ماهانه، نرخ محاسبه شده در رابطهٔ (۷) بر ۱۲ تقسیم شد (فروغی و هم‌کاران، ۱۳۹۲).

$$R_f = \left(\left(1 + \left(\frac{i}{4}\right)\right)^4 - 1\right) \qquad (۷)$$

عامل اندازه و عامل ارزش: برای محاسبهٔ عامل اندازه و عامل ارزش از طبقه‌بندی دو-سوم فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شد. در هر سال، شرکت‌ها براساس عامل اندازه رتبه‌بندی شدند. به پیروی از مطالعات پیشین، اندازهٔ شرکت از حاصل ضرب تعداد سهام جاری در قیمت جاری بازار در پایان سال مالی قبل به‌دست آمد. میانهٔ اندازهٔ شرکت‌ها به‌عنوان نقطهٔ تفکیک آن‌ها به بزرگ و کوچک در نظر گرفته شد. سپس، شرکت‌ها در هر سال به‌طور مستقل براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در پایان سال مالی قبل رتبه‌بندی شدند و براساس نقطهٔ تفکیک ۳۰ درصد بالا، ۴۰ درصد میانی و ۳۰ درصد پایین به سه گروه طبقه‌بندی شدند. از ترکیب ماتریسی این گروه‌ها، شش سبد سهام اندازه- ارزش به‌دست آمد. بازدهٔ موزون شش سبد سهام برای هر ماه محاسبه شد و سبدهای سهام به‌طور سالانه براساس اطلاعات جدید به‌روز شدند. عامل اندازه (SMB) و عامل ارزش (HML) با استفاده از روابط (۸) و (۹) محاسبه شدند:

$$SMB = \frac{(SH+SM+SL)}{3} - \frac{(BH+BM+BL)}{3} \qquad (۸)$$

$$HML = \frac{(SH+BH)}{2} - \frac{(SL+BL)}{2} \qquad (۹)$$

بدین ترتیب، عامل اندازه در محاسبهٔ عامل ارزش و عامل ارزش در محاسبهٔ عامل اندازه کنترل شد.

عامل سرمایه‌گذاری و عامل سودآوری: سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها به‌صورت تغییر سالانه در دارایی‌های ثابت به اضافهٔ تغییر سالانه در موجودی کالا تقسیم بر ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال مالی قبل اندازه‌گیری شد. تغییر در دارایی‌های ثابت بیانگر سرمایه‌گذاری غیرجاری و تغییر در موجودی کالا بیانگر سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش است. برای محاسبهٔ نرخ بازدهٔ سهامداران عادی به‌عنوان عامل سودآوری، سود خالص بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی قبل تقسیم شد.

اثر سرمایه‌گذاری و سودآوری، هر دو ماهیت شرطی دارند. شرکت‌ها هنگامی بیشتر سرمایه‌گذاری می‌کننـد که یا سودآوری سرمایه‌گذاری آنها بالا باشد، یا هزینهٔ سرمایهٔ آنها پایین باشد یا هردو. از این رو، رابطهٔ منفی بین سرمایه‌گذاری و هزینهٔ سرمایه مشروط به سطح مشخص سودآوری است. تنها درصورتی رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری و هزینهٔ سرمایه می‌تواند مثبت باشد که سرمایه‌گذاری به‌طور غیرمعمولی موجب افزایش سودآوری شود. به‌طـور مشابه، رابطهٔ مثبت بین سودآوری و هزینهٔ سرمایه مشروط به سطح مشخص سرمایه‌گـذاری اسـت. رابطـهٔ بـین سودآوری و هزینهٔ سرمایه، تنها زمانی می‌تواند منفی باشد کـه سـودآوری بـا سـرمایه‌گـذاری‌هـای بسـیار زیـاد غیرمعمول همراه باشد. رتبه‌بندی هم‌زمان براساس نسبت سرمایه‌گذاری و نرخ بازدهٔ سهامداران عادی مـی‌توانـد این ماهیت شرطی را کنترل کند. در نهایت، اثر سرمایه‌گذاری و اثر سودآوری در شرکت‌های کوچک قـوی‌تـر از شرکت‌های بزرگ است (برنارد و توماس، ۱۹۸۹ و فاما و فرنچ، ۲۰۰۸). بنابراین، با رتبه‌بندی سه‌گانـه اثـر انـدازه نیز کنترل می شود.

به پیروی از رویکرد تشکیل سبد سهام فاما و فرنچ، عامل سرمایه‌گذاری و عامل نرخ بازدهٔ سهامداران عادی از تشکیل ماتریس ۳×۳ براساس نسبت سرمایه‌گذاری، نرخ بازدهٔ سهامداران عادی و اندازه بـه‌دسـت آمـد. در هـر سال، سهام شرکت‌ها براساس نرخ سرمایه‌گذاری در پایان سال مالی قبل در سـه گـروه ۳۰ درصـد پـایین (D= Disinvest)، ۴۰ درصد میانی (N) و ۳۰ درصد بالا (I= invest) طبقه‌بندی شدند. هـم‌چنـین، سـهام شـرکت‌هـا به‌طور مستقل براساس نرخ بازدهٔ سهامداران عادی در پایان سال مالی قبل در سه گروه ۳۰ درصـد پـایین (U = unprofitable)، ۴۰ درصد میانی (R) و ۳۰ (P = Profitable) درصـد بـالا طبقـه‌بنـدی شـدند. بـه‌عـلاوه، بـرای طبقه‌بندی براساس عامل اندازه، سهام شرکت‌ها براساس ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایـان سـال مـالی قبل در سه گروه ۳۰ درصد پایین(S = small)، ۴۰ درصد میـانی (M) و ۳۰ درصـد بـالا (B = Big) طبقـه‌بنـدی شدند. در نهایت، از ترکیب این گروه‌ها ۲۷ سبد سهام حاصل شد. بازدهٔ مـوزون ۲۷ سـبد سـهام بـرای هـر مـاه محاسبه شد و سبدهای سهام به‌طور سالانه براساس اطلاعات جدید به‌روز شدند. عامـل سـرمایه‌گـذاری و عامـل سودآوری با استفاده از روابط (۱۰) و (۱۱) محاسبه شد:

$$DMI = \frac{(DSP+DSR+DSU+DMP+DMR+DMU+DBP+DBR+DBU)}{9} - \frac{(ISP+ISR+ISU+IMP+IMR+IMU+IBP+IBR+IBU)}{9} \quad (10)$$

$$PMU = \frac{(PSD+PSN+PSI+PMD+PMN+PMI+PBD+PBN+PBI)}{9} - \frac{(USD+USN+USI+UMD+UMN+UMI+UBD+UBN+UBI)}{9} \quad (11)$$

۶- یافته‌های پژوهش

در گام نخست، معنی‌داری بازدهٔ حاصل از عامل‌هـای صـرف ریسـک بـازار، انـدازه، ارزش، سـرمایه‌گـذاری و سودآوری بررسی شد. جدول (۱) میانگین و انحراف معیار بازدهٔ ماهانهٔ ناشی از عامل‌هـای صـرف ریسـک مـورد

بررسی در تحقیق را برای دورهٔ ۱۳۹۱-۱۳۸۶ نشان می‌دهد. میانگین بازدهٔ همهٔ عامل‌های صرف ریسک مرتبط با ویژگی‌های شرکت، به‌طور آماری در سطح اهمیت ۵ درصد معنی‌دار است.

جدول (۱) آمار توصیفی عامل‌های صرف ریسک

	میانگین	انحراف معیار	آمارهٔ t استیودنت
عامل بازار (MKT)	۱/۳۴	۷/۶۱	۲/۳۶۷ (۰/۰۰۱۲)
عامل اندازه (SMB)	۰/۷۸	۴/۸۹	۱/۹۷۶ (۰/۰۲۶۷)
عامل ارزش (HML)	۱/۱۶	۳/۷۶	۲/۵۸۳ (۰/۰۰۵۴)
عامل سرمایه‌گذاری (DMI)	۰/۸۹	۵/۹۸	۲/۰۰۷ (۰/۰۰۳۶)
عامل سودآوری (PMU)	۱/۰۵	۸/۷۲	۲/۱۷۳ (۰/۰۰۰۹)

۶-۱- نتایج رگرسیون مقطعی

از آن‌جایی‌که، نتایج برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی تحت تاثیر چگونگی شکل‌گیری سبدهای سهام آزمون قرار می‌گیرد، برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم تحقیق از بازدهٔ سهام منفرد استفاده شد. برای بررسی این موضوع که آیا صرف ریسک مورد انتظار هر سهم به‌وسیلهٔ حساسیت آن سهم نسبت به عامل سرمایه‌گذاری و عامل سودآوری تبیین می‌شود یا خیر، با استفاده از روش رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) رابطهٔ مقطعی بین بازده و ضرایب عامل‌های صرف ریسک برآورد شد. در مرحلهٔ نخست، با استفاده از رگرسیون سری زمانی (مدل۱۲) حساسیت بازدهٔ هر سهم نسبت به هر عامل صرف ریسک برآورد شد. در مرحلهٔ دوم، ضرایب برآورد شده به‌عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شد و رگرسیون مقطعی (مدل ۱۳) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[11] در هر ماه برآورد شد. در نهایت، برای آزمون فرضیه‌های تحقیق با استفاده از آمارهٔ t، از میانگین ضرایب و آماره‌های محاسبه‌شده در مرحلهٔ دوم استفاده شد.

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i MKT_t + d_i DMI_t + p_i PMU_t + e_i \qquad (۱۲)$$

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + MKT_t\, b_{i,t} + DMI_t d_{i,t} + PMU_t\, p_{i,t} + e_i \qquad (۱۳)$$

به‌طوری‌که، R_{it}: بازدهٔ سهام i در دورهٔ t، R_{ft}: نرخ بازدهٔ بدون ریسک در دورهٔ t، MKT_t: صرف ریسک بازار در دورهٔ t، DMI_t: صرف ریسک سرمایه‌گذاری در دورهٔ t، PMU_t: صرف ریسک سودآوری در دورهٔ t، a_i: مقدار ثابت برآورد شده، e_i: باقیماندهٔ رگرسیون است.

میانگین نتایج حاصل از برآورد معادلهٔ (۱۳) برای هر ماه، در جدول (۲) ارایه شده است. میانگین مقدار آمارهٔ دوربین واتسون (۲/۶۳۷) نشان می‌دهد که مشکل خود هم‌بستگی در اجزای اخلال وجود ندارد. هم‌چنین، مقدار آمارهٔ F نشان می‌دهد که نتایج برازش مدل‌ها به‌طور متوسط معتبر است (F = ۲۵/ ۸۷۶ و p (F) = ۰/۰۰۰۰۳). آمارهٔ t برای صرف ریسک سرمایه‌گذاری و صرف ریسک سودآوری در سطح خطای ۰/۰۰۵ معنی‌دار است. در نتیجه، پراکندگی در بازدهٔ مازاد مورد انتظار هر سهم را می‌توان به‌طور معنی‌داری براساس حساسیت آن سهم

نسبت به عامل‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری تبیین کـرد و فرضـیه‌هـای اول و دوم تحقیـق در سـطح خطـای ۰/۰۰۵ تایید می‌شوند، ولی مقدار ثابت برآوردشده برای مدل نظریهٔ کیو به‌طور معنی‌داری مخالف با صـفر اسـت (a_p = ۴/۵۷ و t = ۲/۲۷۸)، هم‌چنین، میانگین ضرایب تعیین تعدیل‌شده ۰/۴۲ است، که در سطح متوسط قـرار دارد. در نتیجه، این مدل توانایی تبیین همهٔ الگوهای مقطعی موجود در بازده‌های مورد انتظار را در بورس اوراق بهادار تهران ندارد.

جدول (۲) میانگین نتایج برآورد مدل رگرسیون‌های مقطعی: بررسی معنی‌داری عامل صرف ریسک سرمایه‌گذاری و سودآوری

متغیر توضیحی	میانگین ضرایب متغیر	انحراف معیار	آمارهٔ t	مقدار احتمال	معنی‌داری
a_p	۴/۵۷	۷/۸۶	۲/۲۷۸	۰/۰۰۴۳	تایید
$b_{i,t}$	۳/۰۷	۶/۳۶	۱/۹۸۹	۰/۰۰۶۲	تایید
$d_{i,t}$	۲/۲۶	۸/۸۳	۲/۸۲۵	۰/۰۰۰۰	تایید
$p_{i,t}$	۱/۴۷	۶/۹۸	۲/۶۲۵	۰/۰۰۰۶	تایید
میانگین آمارهٔ دوربین واتسون	۲/۶۳۷				
میانگین ضرایب تعیین تعدیل شده	۰/۴۲				
آمارهٔ F	۲۵/۸۷۶				
احتمال آمارهٔ F	۰/۰۰۰۰۳				

۶-۲- تشکیل سبدهای سهام آزمون

در بخش مبانی نظری بیان شد که تعدادی از ویژگی‌های شرکت پراکندگی مقطعی در میانگین بـازده‌هـا را ایجاد می‌کنند. برخی از این ویژگی‌ها عبارت‌اند از: اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری بـه ارزش بـازار، مومنتـوم، انحراف معیار خطای پیش‌بینی سود، نقدینگی، نرخ رشد دارایی‌ها و غیره. برای مقایسهٔ عملکرد مدل نظریهٔ کیـو با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فامـا و فـرنچ در تبیـین بـازده‌هـای حاصـل از ایـن ناهنجاری‌ها، در این تحقیق از سبدهای سهامی استفاده شد که براساس متغیر انـدازه، نسـبت ارزش دفتـری بـه ارزش بازار و مومنتوم در ده گروه طبقه‌بندی شدند.

برای تشکیل سبدهای سهامی که اثر مومنتوم را منعکس کنند، بـه پیـروی از جگـادیش و تیـتمن (۱۹۹۳) برای هر ماه t شرکت‌ها براساس بازدهٔ سهام ماه t-۲ تا t-۷ مرتب شدند و در ده گروه قرار گرفتند، و بـازدهٔ سـهام این شرکت‌ها برای ماه t تا t+۵ محاسبه شد. برای تشکیل سبدهای سهامی که اثر اندازهٔ شرکت را منعکس کنند، سهام شرکت‌ها در هر سال براساس ارزش بازار سهام شرکت در پایان سال مالی قبل در ده گـروه قـرار گرفتنـد. هم‌چنین، سبدهای سهام نسبت ارزش نیز در هر سال براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سـهام شـرکت

در پایان سال مالی قبل ایجاد شدند. سبدهای سهام متغیر مومنتوم در پایان هر ماه و سبدهای سهام عامل اندازه و نسبت ارزش در پایان هر سال براساس اطلاعات جدید به‌روز شدند.

جدول (۳) میانگین موزون بازده‌های ماهانهٔ هریک از ده سبد سهام را که براساس ویژگی‌های شرکت تشکیل شده‌اند، طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۸۶ نشان می‌دهد. میانگین بازده در بستر هریک از ویژگی‌های شرکت نتایج تحقیقات پیشین را تایید می‌کند. میانگین بازده با اندازهٔ شرکت رابطهٔ منفی دارد و با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده‌های پیشین که نمایندهٔ اثر مومنتوم است، رابطهٔ مثبت دارد. پراکندگی مقطعی بازده‌های میانگین در بستر ویژگی‌های شرکت یکنواخت و به‌میزان کافی گسترده است. به‌ویژه تفاوت در میانگین بازده‌ها بین دهک پایین و دهک بالا از نظر آماری در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار است، زیرا آمارهٔ t برای تفاوت در میانگین بازدهٔ سبدهای سهام بیشتر از ۲ خطای استاندارد از صفر است. بنابراین، همهٔ سبدهای سهام آزمون برای آزمون‌های سری زمانی مدل‌های مورد بررسی مناسب هستند.

جدول (۳) میانگین بازده‌های موزون ماهانه سبدهای سهام آزمون

سبدهای سهام	ویژگی‌های شرکت		
	اندازهٔ شرکت	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	بازده‌های پیشین
۱(کوچک/پایین)	۲/۵۶	۰/۸۶	۱/۲۹
۲	۲/۲۶	۰/۹۴	۱/۳۶
۳	۲/۷۲	۰/۹۹	۱/۴۳
۴	۲/۲۵	۱/۱۲	۱/۶۵
۵	۲/۰۱	۱/۲۳	۱/۷۶
۶	۱/۸۷	۱/۴۱	۲/۱۸
۷	۱/۶۷	۱/۸۶	۲/۶۳
۸	۱/۱۶	۱/۸۷	۲/۶۵
۹	۱/۰۳	۲/۰۹	۲/۵۷
۱۰ (بزرگ/بالا)	۰/۹۸	۲/۲۱	۲/۶۱
۱۰-۱	-۱/۵۸	۱/۳۵	۱/۳۲
آماره t	-۳/۳۴	۲/۸۹	۲/۳۷

برای مقایسهٔ عملکرد سه مدل با استفاده از سبدهای سهام آزمون، سه مدل رگرسیون سری زمانی (۱۴) تا (۱۶) برآورد شدند، رگرسیون (۱۴) بیانگر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، رگرسیون (۱۵) بیانگر مدل سه عاملی فاما و فرنچ و رگرسیون (۱۶) بیانگر مدل نظریهٔ کیو است.

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p MKT_t + e_p \qquad (۱۴)$$

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p MKT_t + s_p SMB_t + h_p HML_t + e_p \qquad (۱۵)$$

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p MKT_t + d_p DMI_t + p_p PMU_t + e_p \qquad (۱۶)$$

به‌طوری‌که، R_{pt}: بازدهٔ سبد سهام در دورهٔ t، R_{ft}: نرخ بازدهٔ بدون ریسک در دورهٔ t، MKT_t: صرف ریسک بازار در دورهٔ t، DMI_t: صرف ریسک سرمایه‌گذاری در دورهٔ t، PMU_t: صرف ریسک سودآوری در دورهٔ t، SMB_t: صرف ریسک اندازه در دورهٔ t، HML_t: صرف ریسک ارزشی بودن در دورهٔ t، a_p: مقدار ثابت برآورد شده، e_p: باقیماندهٔ رگرسیون است. برای آن‌که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای عملکرد خوبی داشته باشد، مقدار ثابت برآوردشده نباید تفاوت معنی‌داری با صفر داشته باشد.

۶-۳- نتایج براورد مدل رگرسیون سری زمانی

جدول (۴) مقادیر ثابت برآوردشده و مقدار آمارهٔ t حاصل از برآورد مدل‌های (۱۴) و (۱۵) و (۱۶) برای هریک از ده سبد سهام اندازه نشان می‌دهد. این جدول هم‌چنین میانگین مقادیر ثابت، میانگین ضرایب تعیین تعدیل‌شده و آمارهٔ F آزمون GRS را برای هریک از مدل‌ها نشان می‌دهد.

براساس آمارهٔ t مقادیر ثابت برآوردشده، مدل نظریهٔ کیو عملکرد بهتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارد. تفاوت مقدار ثابت برآوردی این مدل برای بزرگ‌ترین سبد سهام و کوچک‌ترین سبد سهام از نظر آماری بی‌اهمیت است (Dif = ۱/۰۲ و t = ۱/۳۵). هم‌چنین، میانگین قدر مطلق مقادیر ثابت برآوردشده برای مدل نظریهٔ کیو ۰/۰۳۴ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهش یافته است. میانگین ضرایب تعیین تعدیل‌شده برای مدل نظریهٔ کیو ۰/۰۶۲ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای افزایش یافته است. *این یافته‌ها در جهت حمایت از تایید فرضیهٔ سوم است.*

جدول (۴) نتایج برآورد مدل‌های رگرسیون سری زمانی اندازه‌گیری صرف ریسک برای سبدهای سهام اندازه

سبدهای سهام اندازه	مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	آمارهٔ t	مدل سه عاملی فاما و فرنچ	آمارهٔ t	مدل نظریهٔ کیو	آمارهٔ t
۱ (کوچک)	۲/۴۵	۲/۸۵	-۰/۲۱	-۰/۶۷	۱/۶۸	۲/۷۸
۲	۲/۰۷	۲/۳۸	-۰/۷۲	-۱/۱۲	۱/۶۵	۲/۳۳
۳	۱/۶۷	۲/۰۱	-۰/۹۷	-۱/۲۵	۱/۵۸	۲/۲۸
۴	۱/۳۴	۱/۹۹	-۱/۳۲	-۱/۵۳	۱/۴۳	۱/۸۷
۵	۱/۰۳	۱/۷۸	-۱/۲۸	-۱/۴۲	۰/۹۹	۱/۲۳
۶	۰/۹۸	۱/۶۷	-۰/۹۷	-۱/۲۲	۱/۳۴	۱/۷۴
۷	۰/۷۶	۱/۶۲	-۰/۸۸	-۱/۷۲	۰/۵۶	۱/۱۴
۸	۰/۲۷	۱/۲۳	-۱/۲۱	-۱/۶۳	۰/۶۸	۱/۲۶

سبدهای سهام اندازه	مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	آمارهٔ t	مدل سه عاملی فاما و فرنچ	آمارهٔ t	مدل نظریهٔ کیو	آمارهٔ t
۹	-۰/۶۵	-۱/۰۲	-۰/۶۷	-۱/۸۱	۰/۸۵	۱/۳۹
۱۰ (بزرگ)	-۰/۵۴	-۱/۱۱	-۰/۴۱	-۱/۲۳	۰/۶۶	۱/۲۴
Dif.۱۰-۱	-۲/۹۹	-۳/۳۵	-۰/۶۲	-۱/۳۱	۱/۰۲	۱/۳۵
Avg.|a|	۱/۱۷۶	-	۰/۸۶۴	-	۱/۱۴۲	-
Avg. R^2	۰/۳۹۹	-	۰/۵۶۵	-	۰/۴۶۱	-
GRS	۳/۴۲	-	۲/۱۱	-	۳/۲۱	-
P(GRS)	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۰	-

هم‌چنین، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در تبیین بازدهٔ سبدهای سهام اندازه، عملکرد بهتری نسبت به دو مدل دیگر دارد. تفاوت مقدار ثابت برآوردی برای بزرگترین سبد سهام و کوچکترین سبد سهام از نظر آماری بی‌اهمیت است (Dif= -۰/۶۲ و t = -۱/۳۱)، افزون بر این، میانگین قدر مطلق مقادیر ثابت برآوردشده برای مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ ۰/۳۱۲ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و ۰/۲۷۸ نسبت به مدل نظریهٔ کیو کاهش یافته است. میانگین ضرایب تعیین تعدیل‌شده برای مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ نیز ۰/۱۶۶ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و ۰/۱۰۴ نسبت به مدل نظریهٔ کیو افزایش یافته است. نتایج آزمون GRS نشان می‌دهد، هنگامی‌که سبدهای سهام آزمون براساس اندازه رتبه‌بندی می‌شوند، خطای قیمت‌گذاری برای هر سه مدل تفاوت بااهمیتی با صفر دارد. البته این آماره در رابطه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ به‌طور قابل ملاحظه‌ای نسبت به دو مدل دیگر بهبود یافته است. آزمون GRS فرضیهٔ صفر، صفر بودن همهٔ مقادیر ثابت را برای هر سه مدل قیمت‌گذاری دارایی رد می‌کند. این یافته‌ها *فرضیهٔ چهارم تحقیق را تایید نمی‌کنند.*

برای آزمون معنی‌داری تفاوت در ضرایب تعیین تعدیل‌شدهٔ مدل‌های تحت بررسی، از آزمون t جفت نمونه‌ها استفاده شد. همان‌طور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، مدل نظریهٔ کیو به‌طور معنی‌داری توانایی بیشتری از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام اندازه دارد (t = -۳/۳۳۲ و Sig =۰/۰۰۹). بنابراین، فرضیهٔ سوم تحقیق در سطح خطای ۱ درصد تایید می‌شود. با این‌حال، برخلاف انتظار، مدل سه عاملی فاما و فرنچ به‌طور معنی‌داری توانایی بیشتری از مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام اندازه دارد (t = ۴/۲۰۵ و Sig =۰/۰۰۲). بنابراین، فرضیهٔ چهارم تحقیق در سطح خطای ۱ درصد رد می‌شود. *در نتیجه، توانایی مدل فاما و فرنچ در تبیین ناهنجاری اندازه از مدل نظریهٔ کیو بیشتر است.*

جدول (۵) آزمون t جفت نمونه‌ها برای بررسی معنی‌داری تفاوت در ضرایب تعیین تعدیل شدهٔ مدل‌های برآوردی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (C)، سه عاملی فاما و فرنچ (F) و نظریهٔ کیو (Q) در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام اندازه

		تفاوت جفت نمونه‌ها					آمارهٔ t	درجه آزادی (df)	مقدار احتمال دو دامنه‌ای (Sig)
		میانگین	انحراف معیار	خطای استاندارد میانگین	فاصله اطمینان ۹۵ درصد تفاوت				
					پایین‌تر	بالاتر			
جفت نمونه ۱	C-F	-۰/۱۶۶	۰/۰۴۵	۰/۰۱۴	۰/۱۹۸	-۰/۱۳۳	-۱۱/۵۹۷	۹	۰/۰۰۰
جفت نمونه ۲	C-Q	-۰/۰۶۲	۰/۰۵۸	۰/۰۱۸	-۰/۱۰۴	۰/۰۱۹	-۳/۳۳۲	۹	۰/۰۰۹
جفت نمونه ۳	Q-F	۰/۱۰۴	۰/۰۷۸	۰/۰۲۴	۰/۰۴۸	۰/۱۵۹	۴/۲۰۵	۹	۰/۰۰۲

جدول (۶) نتایج برآورد مدل‌های (۱۴) و (۱۵) و (۱۶) برای سبدهای سهام نسبت ارزش نشان می‌دهد. براساس آمارهٔ t برای مقادیر ثابت برآوردشده، مدل نظریهٔ کیو عملکرد بهتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارد. اگرچه، تفاوت مقدار ثابت برآوردی این مدل برای ارزشی‌ترین سبد سهام و رشدی‌ترین سبد سهام از نظر آماری معنی‌دار است (Dif = ۱/۸۶ و t = ۲/۱۴). میانگین قدر مطلق مقادیر ثابت برآوردشده برای مدل نظریهٔ کیو ۰/۷۱۲ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهش یافته است و میانگین ضرایب تعیین تعدیل‌شده برای مدل نظریهٔ کیو ۰/۰۹۲ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای افزایش یافته است. *این یافته‌ها در جهت تایید فرضیهٔ پنجم است.*

جدول (۶) نتایج برآورد مدل‌های رگرسیون سری زمانی اندازه‌گیری صرف ریسک برای سبدهای سهام نسبت ارزش

سبدهای سهام نسبت ارزش	مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	آمارهٔ t	مدل سه عاملی فاما و فرنچ	آمارهٔ t	مدل نظریهٔ کیو	آمارهٔ t
۱ (پایین)	-۲/۸۹	-۳/۶۱	-۱/۹۸	-۲/۷۳	-۲/۲۴	-۳/۰۹
۲	-۲/۷۸	-۳/۵۴	-۱/۸۷	-۲/۶۳	-۱/۴۲	-۲/۲۷
۳	-۲/۶۵	-۳/۲۳	-۱/۴۲	-۲/۳۱	-۱/۵۱	-۲/۳۱
۴	-۲/۳۸	-۳/۱۵	-۱/۸۳	-۲/۵۸	-۱/۰۸	-۲/۰۴
۵	-۱/۸۶	-۲/۷۵	-۰/۴۳	-۱/۱۷	-۰/۷۵	-۱/۶۹
۶	-۱/۲۴	-۲/۵۲	-۰/۶۱	-۱/۲۴	-۱/۲۵	-۲/۱۱
۷	-۰/۸۸	-۱/۶۷	-۰/۶۴	-۱/۲۷	-۰/۹۸	-۱/۷۸
۸	۱/۱۶	۲/۱۱	-۰/۵۵	-۱/۱۹	-۱/۷۶	-۲/۵۳
۹	۱/۳۲	۲/۳۸	-۰/۷۲	-۱/۳۲	-۰/۸۸	-۱/۷۶

سبدهای سهام نسبت ارزش	مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	آمارهٔ t	مدل سه عاملی فاما و فرنچ	آمارهٔ t	مدل نظریهٔ کیو	آمارهٔ t
۱۰ (بالا)	۱/۲۱	۲/۲۶	-۱/۰۲	-۲/۰۸	-۰/۳۸	-۱/۱۹
Dif.۱۰-۱	۴/۱	۴/۸۷	۰/۹۶	۱/۴۲	۱/۸۶	۲/۱۴
Avg.|a|	۱/۸۳۷	-	۱/۱۰۷	-	۱/۱۲۵	-
Avg. R^2	۰/۳۶۳	-	۰/۵۰۵	-	۰/۴۵۵	-
GRS	۳/۶۷	-	۳/۱۵	-	۳/۱۸	-
P(GRS)	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۰	-

براساس آمارهٔ t مقادیر ثابت برآوردشده، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در تبیین میانگین بازدهٔ سبدهای سهام آزمون، عملکرد بهتری نسبت به دو مدل دیگر دارد. تفاوت مقدار ثابت برآوردی برای ارزشی‌ترین سبد سهام و رشدی‌ترین سبد سهام از نظر آماری بی‌اهمیت است (Dif = ۰/۹۶ و t = ۱/۴۲)، هم‌چنین میانگین قدر مطلق مقادیر ثابت برآوردشده برای مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ ۰/۷۳ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و ۰/۰۱۸ نسبت به مدل نظریهٔ کیو کاهش یافته است. میانگین ضرایب تعیین تعدیل‌شده برای مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ نیز ۰/۱۴۲ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و ۰/۰۵ نسبت به مدل نظریهٔ کیو افزایش یافته است. نتایج اجرای آزمون GRS برای سبدهای سهام نسبت ارزش، مشابه با نتایج این آزمون برای سبدهای سهام اندازه است.

با استفاده از آزمون t جفت نمونه‌ها، معنی‌داری تفاوت در ضرایب تعیین تعدیل‌شدهٔ مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی با هم مقایسه شد. همان‌طور که در جدول (۷) قابل مشاهده است، توانایی تبیین مدل نظریهٔ کیو به‌طور معنی‌داری بیشتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است (t = -۹/۱۱۹ و Sig =۰/۰۰۰). *بنابراین فرضیهٔ پنجم تحقیق در سطح خطای ۱ درصد تایید می‌شود*. نتایج آزمون نشان می‌دهد که توانایی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام نسبت ارزش، به‌طور معنی‌داری بیشتر از مدل نظریهٔ کیو است (t = ۶/۸۴۷ و Sig =۰/۰۰۰). در نتیجه، *فرضیهٔ ششم در سطح خطای ۱ درصد رد می‌شود و توانایی مدل فاما و فرنچ در تبیین ناهنجاری ارزشی بودن به‌طور معنی‌داری از دو مدل دیگر بیشتر است.*

نتایج برآورد مدل رگرسیون و آمارهٔ آزمون GRS برای هر سه مدل، براساس سبدهای سهام مومنتوم در جدول (۸) قابل مشاهده است. براساس آمارهٔ t مقادیر ثابت برآوردشده، مدل نظریهٔ کیو در تبیین میانگین بازدهٔ سبدهای سهام آزمون، عملکرد بهتری نسبت به دو مدل دیگر دارد. تفاوت مقدار ثابت برآوردی برای سبد سهام برنده و بازنده از نظر آماری بی‌اهمیت است (Dif = -۰/۵۲ و t = -۱/۲۷). هم‌چنین، میانگین قدر مطلق مقادیر ثابت برآوردشده برای مدل نظریهٔ کیو ۰/۵۰۲ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و ۰/۷۰۳ نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ کاهش یافته است. میانگین ضرایب تعیین تعدیل‌شده برای مدل نظریهٔ کیو نیز ۰/۱۵۴ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و ۰/۱۸۲ نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ بهبود یافته است. نتایج اجرای آزمون GRS مشابه با سبدهای سهام اندازه و سبدهای سهام نسبت ارزش است. نتایج

آزمون GRS نشان می‌دهد که تبیین ناهنجاری‌های اندازه، ارزشی بودن و بازده‌های پیشین (مومنتوم) بـه‌وسـیلهٔ مدل‌های قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای می‌تواند بسیار دشوار باشد، یا آزمون GRS به‌انـدازه‌ای محافظـه‌کارانـه است که احتمال خطای نوع یک را بسیار بالا در نظر می‌گیرد.

جدول (۷) آزمون t جفت نمونه‌ها برای بررسی معنی‌داری تفاوت در ضرایب تعیین تعدیل شدهٔ مدل های برآوردی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (C)، سه عاملی فاما و فرنچ (F) و نظریهٔ کیو (Q) در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام نسبت ارزش

		تفاوت جفت نمونه‌ها					آمارهٔ t	درجه آزادی (df)	مقدار احتمال دو دامنه‌ای (Sig)
		میانگین	انحراف معیار	خطای استاندارد میانگین	فاصله اطمینان ۹۵ درصد تفاوت				
					پایین‌تر	بالاتر			
جفت نمونه ۱	C-F	-۰/۱۴۲	۰/۰۳۶	۰/۰۱۱	-۰/۱۶۷	-۰/۱۱۶	-۱۲/۴۲۲	۹	۰/۰۰۰
جفت نمونه ۲	C-Q	-۰/۰۹۲	۰/۰۳۱	۰/۰۱۰	-۰/۱۱۴	-۰/۰۶۹	-۹/۱۱۹	۹	۰/۰۰۰
جفت نمونه ۳	Q-F	۰/۰۵۰	۰/۰۲۳	۰/۰۰۷	۰/۰۳۳	۰/۰۶۶	۶/۸۴۷	۹	۰/۰۰۰

جدول (۸) نتایج برآورد مدل‌های رگرسیون سری زمانی اندازه‌گیری صرف ریسک برای سبدهای سهام مومنتوم

سبدهای سهام مومنتوم	مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	آمارهٔ t	مدل سه عاملی فاما و فرنچ	آمارهٔ t	مدل نظریهٔ کیو	آمارهٔ t
۱ (پایین)	۳/۱۸	۴/۰۷	-۳/۲۷	-۴/۱۳	۱/۲۸	۲/۰۵
۲	۲/۸۶	۳/۷۲	-۲/۸۷	-۳/۶۶	۱/۳۷	۲/۱۴
۳	۲/۷۶	۳/۶۵	-۲/۱۹	-۳/۰۵	۱/۴۹	۲/۲۶
۴	۲/۳۹	۳/۲۳	-۲/۶۱	-۳/۳۸	۱/۲۵	۲/۱۱
۵	۱/۸۵	۲/۵۶	-۱/۲۶	-۲/۰۲	۱/۱۸	۲/۰۷
۶	۱/۲۸	۲/۱۱	-۱/۸۹	-۲/۵۶	۱/۶۶	۲/۴۵
۷	۰/۹۸	۱/۷۱	۱/۱۲	۱/۹۹	۰/۹۵	۱/۷۳
۸	۰/۷۸	۱/۶۴	۱/۱۸	۲/۰۸	۱/۱۴	۲/۰۳
۹	-۰/۳۴	-۱/۱۶	۱/۲۹	۲/۱۵	۰/۹۳	۱/۸۷
۱۰ (بالا)	-۰/۶۱	-۱/۲۳	۱/۳۶	۲/۰۴	۰/۷۶	۱/۷۱
Dif.۱۰-۱	-۳/۷۹	-۴/۳۴	۴/۶۳	۵/۸۶	-۰/۵۲	-۱/۲۷
Avg.|a|	۱/۷۰۳	-	۱/۹۰۴	-	۱/۲۰۱	-
Avg. R^2	۰/۳۶۹	-	۰/۳۴۱	-	۰/۵۲۳	-
GRS	۳/۵۴	-	۳/۶۱	-	۳/۳۱	-
P(GRS)	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۰	-	۰/۰۰۰	-

نتایج جدول (۸) در حمایت از فرضیهٔ هفتم و هشتم تحقیق است. نتایج آزمون t جفت نمونه‌ها برای بررسی معنی‌داری تفاوت در میانگین ضرایب تعیین تعدیل‌شده برای مدل‌های تحت بررسی در جدول (۹) ارائه شده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که توانایی مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام مومنتوم به‌طور معنی‌داری بیشتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است (t = -۲۴/۲۵۱ و Sig =۰/۰۰۰). در نتیجه، *فرضیهٔ هفتم در سطح خطای ۱ درصد تایید می‌شود*. هم‌چنین، توانایی مدل نظریهٔ کیو در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام مومنتوم به‌طور معنی‌داری بیشتر از مدل سه عاملی فاما و فرنچ است (t = -۳۲/۸۶۵ و Sig =۰/۰۰۰). در نتیجه، *فرضیهٔ هشتم در سطح خطای ۱ درصد تایید می‌شود*. بنابراین، توانایی مدل نظریهٔ کیو در تبیین ناهنجاری مومنتوم به‌طور معنی‌داری بیشتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ است.

جدول (۹) آزمون t جفت نمونه‌ها برای بررسی معنی‌داری تفاوت در ضرایب تعیین تعدیل شدهٔ مدل‌های برآوردی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (C)، سه عاملی فاما و فرنچ (F) و نظریهٔ کیو (Q) در تبیین صرف ریسک سبدهای سهام مومنتوم

		تفاوت جفت نمونه‌ها					آمارهٔ t	درجه آزادی (df)	مقدار احتمال دو دامنه‌ای
		میانگین	انحراف معیار	خطای استاندارد میانگین	فاصله اطمینان ۹۵ درصد تفاوت				
					پایین‌تر	بالاتر			
جفت نمونه ۱	C-F	۰/۰۲۸	۰/۰۲۲	۰/۰۰۶	۰/۰۱۲	۰/۰۴۳	۴/۰۲۳	۹	۰/۰۰۳
جفت نمونه ۲	C-Q	-۰/۱۵۴	۰/۰۲۰	۰/۰۰۶	-۰/۱۶۸	-۰/۱۳۹	-۲۴/۲۱۵	۹	۰/۰۰۰
جفت نمونه ۳	Q-F	-۰/۱۸۲	۰/۰۱۷	۰/۰۰۵	-۰/۱۹۴	-۰/۱۶۹	-۳۲/۸۶۵	۹	۰/۰۰۰

۷- نتیجه‌گیری و بحث

چن و هم‌کاران (۲۰۱۰) در رابطه با عامل سرمایه‌گذاری و نرخ بازدهٔ سهامداران عادی در تبیین بازدهٔ مورد انتظار سبد سهام نتایج جالب توجهی به‌دست آوردند، بنابراین مدل نظریهٔ کیو را ارائه کردند و ادعا کردند که این مدل جایگزین مناسبی برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ است. در این تحقیق، با استفاده از روش رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) رابطهٔ بین بازدهٔ مازاد مورد انتظار سهام با حساسیت بازدهٔ سهام نسبت به عامل سرمایه‌گذاری و عامل سودآوری بررسی شد. سپس، برای مقایسهٔ توان تبیین صرف ریسک سبد سهام به‌وسیلهٔ مدل نظریهٔ کیو با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ، از سبدهای سهام منعکس‌کنندهٔ ناهنجاری‌های اندازهٔ شرکت، ارزشی بودن و مومنتوم استفاده شد.

یافته‌های تحقیق نشان داد که عامل سرمایه‌گذاری و عامل سودآوری به‌طور معنی‌داری توانایی تبیین پراکندگی بازدهٔ مورد انتظار سهام منفرد را دارند. این یافته نتایج تحقیق چن و هم‌کاران (۲۰۱۰) را تایید می‌کند. چن و هم‌کاران (۲۰۱۰) در تحقیق خود نشان دادند که مدل سه عاملی آنان در تبیین ناهنجاری اندازه،

ارزشی بودن، مومنتوم و سایر ناهنجاری‌های بازار سرمایه بر مدل سه عاملی فاما و فرنچ برتری دارد. در حالی‌که، یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران توانایی مدل سه عـاملی فامـا و فـرنچ در تبیـین ناهنجاری اندازهٔ شرکت و ارزشی بودن از مدل نظریهٔ کیو بیشتر است. با این‌حال، برتری مدل نظریهٔ کیو نسـبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در این رابطه تایید شد. این یافته‌ها نتایج تحقیـق کـیم و هـم‌کـاران (۲۰۱۱) را در بورس اوراق بهادار کره تایید می‌کنند. اما در رابطه با توان تبیین ناهنجاری مومنتوم، برتری مـدل نظریهٔ کیو بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهـران نیز تایید شد.

یافته‌های تحقیق نشان داد که توانایی تبیین مدل سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین ناهنجاری مومنتوم حتـی از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نیز کم‌تر است. البته فاما و فرنچ (۱۹۹۶) این نتیجه را پیش‌بینی کرده بودند که مدل آنان پدیدهٔ مومنتوم را تشدید می‌کند. این یافته نیز با نتـایج تحقیـق چـن و هـم‌کـاران (۲۰۱۰) هم‌خوانی دارد.

دست کم به‌نظر می‌رسد که مدل نظریهٔ کیو، توصیفی قابل قبول از پراکندگی مقطعی بازده‌های مورد انتظار ارائه می‌کند. بنابراین، می‌تواند در عمل برای برآورد نرخ بازدهٔ مـورد انتظـار مـورد اسـتفاده در ارزیـابی عملکـرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری، ارزیابی بـازدهٔ غیرمنتظـره در مطالعـات رویـدادی و محاسـبهٔ هزینـهٔ سـرمایه بـرای تصمیم‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای و ارزیابی عملکرد سهام مفید واقع شود.

تعمیم نتایج این تحقیق به کل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، از جمله شـرکت‌هـایی که سهام آن‌ها با وقفه‌های طولانی در بورس اوراق بهادار تهران معامله می‌شود، یا شرکت‌هایی کـه بـه‌تـازگی در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده‌اند، با محدودیت مواجه است. زیرا، این شرکت‌ها از نمونـهٔ تحقیـق حـذف شده‌اند.

علاقه‌مندان در تحقیقات آتی می‌توانند از سبدهای سهام آزمون دیگری از قبیل سبدهای سهام تشکیل شده براساس ناهنجاری سودهای غیرمنتظره برای مقایسهٔ عملکرد سه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مـدل نظریهٔ کیو و مدل سه عاملی فاما و فرنچ استفاده کنند. هم‌چنین، می‌تواننـد مـدل نظریـهٔ کیـو را بـا مـدل‌هـای قیمت‌گذاری دیگر مقایسه کنند.

فهرست منابع

* اسلامی بیدگلی، غلامرضا و محمدعلی خجسته، (۱۳۸۷)، بهبود عملکرد پرتفوی بر مبنای بازدهٔ تعدیل‌شـده براساس ریسک در سرمایه‌گذاری مبتنی بر بهره‌وری سرمایه در بورس اوراق بهادار تهـران، تحقیقـات مـالی، سال دهم، شماره ۲۵، ۲۱-۳.
* اسلامی بیدگلی، غلامرضا، داوود شاهسونی، (۱۳۹۱)، ارزیابی توانایی مدل مبتنی بـر ویژگـی‌هـای سـهام در مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین اختلاف بازدهٔ سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق

بهادار تهران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۱، فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی، سال چهارم، شماره ۱۳، ۲۶-۴

* آقابیگی، صابر ،(۱۳۸۵)، مقایسهٔ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ در توضیح نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
* رباط میلی، مژگان ،(۱۳۸۶)، مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازدهٔ مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا.
* صادقی شریف، سید جلال، عبدالرضا تالانه، حسن عسکری راد، (۱۳۹۲)، اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، مجله دانش حسابداری، سال چهارم، شماره ۱۲، ۸۸-۵۹.
* عباسی، ابراهیم و غفار غزلجه ،(۱۳۹۱)، آزمون تاثیر الگوی سه عاملی فاما و فرنچ در پراکندگی بازده سبد سهام، دانش حسابداری، سال سوم، شماره ۱۸۰،۱۱-۱۶۱
* فروغی، داریوش، هادی امیری، هادی شیخی، (۱۳۹۲)، تاثیر کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال پنجم، شماره ۱۵، ۲۸-۱۳

* Ball, R., Brown, P., (1968). "An empirical evaluation of accounting income numbers". Journal of Accounting Research, 6: 159–178.
* Banz, R.W., (1981). "The relationship between return and market value of common stocks". Journal of Financial Economics, 9: 3–18.
* Bernard, V., Thomas, J., (1989). "Post-earnings-announcement drift: delayed price response or risk premium?", Journal of Accounting Research, 27: 1–36 Supplement.
* Carhart, M. M. (1997). "On Persistence in Mutual Fund Performance", Journal of Finance, 52(1): 57–82.
* Chen, L., Novy-Marx, R. and Zhang, L.,(2010). "An alternative three-factor model", Working Paper, (Washington University in St. Louis).
* Cochrane, J.H., (1996). "A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model". Journal of Political Economy 104: 572–621.
* Fama, E.F., French, K.R., (1992). "The cross-section of expected stock returns". Journal of Finance 47, 129–176.
* Fama, E.F., French, K.R., (1993). "Common risk factors in the returns on bonds and stocks". Journal of Financial Economics. 33: 3–56.
* Fama, E.F., French, K.R., (1996). "Multifactor explanations of asset pricing anomalies". Journal of Finance, 51: 55–84.
* Fama, E., MacBeth, J., (1973). "Risk, return and equilibrium: empirical tests". Journal of Political Economy, 81: 607–636.
* Gibbons, M., Ross, S., Shanken, J., (1989). "A test of the efficiency of a given portfolio". Econometrica, 57: 1121–1152.
* Griffin, J., Ji, X., and Martin, S. (2003). "Momentum investing and business cycle risk: evidence from pole to pole", Journal of Finance, 58: 2515-547.
* Jegadeesh, N., Titman, S., (1993). "Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency". Journal of Finance,48: 65–91.

* Kim, S., Kim, D., Shin, H., (2011) Evaluating asset pricing models in the Korean stock market. Pacific-Basin Finance Journal 20 (4) 198–227
* Lintner, John, (1965). "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets". Review of Economics and Statistics, 47: 13–37.
* Liu, L. X., Whited, T. M. and Zhang, L., (2009). 'Investment-based expected stock returns', Journal of Political Economy, 117: 1105–1139.
* Lyandres, E., Sun, L. and Zhang, L., (2008). "The new issues puzzle: testing the investment-based explanation", Review of Financial Studies, 21: 2825–2855.
* Markowitz, H. (1991). "Foundations of portfolio theory". Journal of Finance. 46: 469–477.
* Pastor, L., Stambaugh, R.F., (2003). "Liquidity risk and expected stock returns". Journal of Political Economy, 111: 642–685.
* Ross, S.A., (1976). "The arbitrage theory of capital asset pricing". Journal of Economic Theory 13: 341–360.
* Sharpe, W.F., (1964). "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk". Journal of Finance, 19: 424–444.
* Titman, S.,Wei, K. C. J. and Xie, F., (2010). "Access to equity markets, corporate investments and stock returns:international evidence", Working Paper (University of Texas at Austin).
* Walkshausl, C., Lobe, S., (2014). "The Alternative Three-Factor Model: An Alternative beyond US Markets?". European Financial Management, 20(1): 2014, 33–70
* Watanabe, A., Xu, Y., Yao, T. and Yu, T., (2011). "The asset growth effect: insights from international equity
* Markets", Working Paper (University of Alberta).
* Wu, J., Zhang, L. and Zhang, X. F., (2010) "The q-Theory approach to understanding the accrual anomaly",
* Journal of Accounting Research, 48: 177–223.
* Xing, Y., (2008). 'Interpreting the value effect through the Q-theory: an empirical investigation', Review of Financial Studies, 21: 1767–1795

یادداشت‌ها

[1] Q-theory model
[2] Post earnings announcement drift
[3] Arbitrage Pricing Theory (APT)
[4] Small minus Big (SMB)
[5] High minus Low (HML)
[6] Default Spread (DEF)
[7] Term Spread (TERM)
[8] Factor loadings
[9] Clean surplus Accounting
[10] Gibbons, Ross and Shanken (GRS)
[11] Ordinary Least Square (OLS)