

مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز  
دوره‌ی هشتم، شماره‌ی اول، بهار و تابستان ۱۳۹۵، پیاپی ۷۰/۳، صفحه‌های ۴۹-۷۰  
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

## صرف اندازه، صرف ارزش و صرف مومنتوم: شواهدی از مدل‌های قیمت‌گذاری تجربی

دکتر علی ثقفی*	روح‌اله فرهادی**	عباس دادرس***
دانشگاه علامه طباطبائی	دانشگاه علامه طباطبائی	دانشگاه شهید بهشتی

### چکیده

وجود صرف اندازه و صرف ارزش و صرف مومنتوم در بازدهی اوراق بهادار، موضوعی کلیدی در آزمون مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری است. در این تحقیق با به‌کارگیری رویکرد مطالعات پرتفوی پژوهی و روش آزمون معناداری ضرایب رگرسیون (آماره‌ی  $t$  و آماره‌ی  $F$ ) و با استفاده از نمونه‌ی متشکل از ۱۹۵ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی ابتدای ۱۳۸۷ تا پایان ۱۳۹۲، پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه  $B/M$  و پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه مومنتوم ایجاد شد. با استفاده از عوامل ریسک مبتنی بر اندازه، نسبت  $B/M$  و مومنتوم ( $SML$  و  $HML$  و  $WML$ ) به‌عنوان متغیرهای سمت راست در معادلات رگرسیونی و بازده مازاد پرتفوی‌های ایجادشده مبتنی بر اندازه، نسبت  $B/M$  و مومنتوم به‌عنوان متغیرهای سمت چپ، قدرت توضیح‌دهندگی مدل  $CAPM$  و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) بررسی شد. نتایج نشان داد که مدل سه‌عاملی نسبت به دیگر مدل‌ها قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری دارد و می‌تواند آلفا را به‌طور معنادار حذف نماید.

**واژه‌های کلیدی:** صرف اندازه، اثر ارزش، اثر مومنتوم معکوس، مدل سه‌عاملی، مدل چهارعاملی.

---

\* استاد گروه حسابداری دانشگاه علامه طباطبائی

\*\* دانشجوی دکترای مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبائی، (نویسنده‌ی مسئول) rf.farhadi@gmail.com

\*\*\* کارشناس ارشد دانشگاه شهید بهشتی

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۹/۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۲۵

## ۱. مقدمه

در سال ۱۹۸۱ بنز دریافت که سهام با ارزش بازار پایین‌تر (سهام کوچک) میانگین بازده بیشتری دارد (بنز، ۱۹۸۱). علاوه بر این، شواهدی وجود دارد مبنی بر اینکه سهام ارزشی (سهامی با نسبت‌های بنیادی مالی، نظیر نسبت ارزش دفتری به قیمت بزرگ‌تر یا نسبت جریان نقد به قیمت بزرگ‌تر) در مقایسه با سهام رشدی (سهامی با نسبت‌های بنیادی کوچک‌تر)، میانگین بازدهی بیشتری دارد (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲). همچنین، برخی مطالعات مومنتوم در بازدهی سهام نشان می‌دهد، مومنتوم یا همان سهامی که در سال گذشته عملکرد خوبی داشته است، در آینده نیز عملکرد خوبی خواهد داشت (بادی، کین و مارکوس، ۲۰۰۸).

در این پژوهش، مطابق با تحقیق فاما و فرنچ (۲۰۱۲)، بازدهی سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران به‌منظور رسیدن به دو هدف بررسی می‌شود. هدف اول بررسی الگوهای مربوط به اندازه و ارزش و مومنتوم است. هدف دوم بررسی این موضوع است که مدل‌های قیمت‌گذاری نظیر مدل CAPM و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) چگونه بازدهی پرتفوی‌های ایجادشده براساس اندازه و نسبت B/M و مومنتوم را توضیح می‌دهد.

## ۲. مبانی نظری و مروری بر پیشینه‌ی پژوهش

قیمت‌گذاری سهام و تبیین رابطه‌ی آن با فعالیت‌های بنیادی اقتصادی، از علایق اقتصاددانان مالی است. در تئوری مالی کلاسیک، مدل‌های مختلفی برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی بازدهی سهام پیشنهاد شده است. شناخته‌شده‌ترین مدل پیش‌بینی بازدهی سهام، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) شارپ (۱۹۶۴) و لیتنر (۱۹۶۵) است. مدل CAPM ریسک سهام را با بتا اندازه‌گیری می‌نماید و خط بازار ورقه‌ی بهادار (SML) را پیش‌بینی می‌کند؛ به عبارت دیگر، بازده مازاد مد نظر برای سهام از طریق رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$E(R) - R_f = \beta(E(R_m) - R_f) \quad (1)$$

در چهارچوب مدل CAPM، ریسک و بازده مد نظر برای سهام به بتا بستگی دارد و سرمایه‌گذاران، سهام را با توجه به بتا انتخاب می‌کنند؛ به عبارت دیگر، سهام ریسکی بتای بالاتری

دارد و سهام کم‌ریسک بتای نسبتاً پایین‌تری دارد. همانند مدل CAPM، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) خط بازار ورقه‌ی بهادار را پیش‌بینی می‌کند. خط بازار ورقه‌ی بهادار، بازده مد نظر را به ریسک مرتبط می‌کند؛ اما مسیری که این تئوری برای رسیدن به خط بازار ورقه‌ی بهادار طی می‌کند، به کلی متفاوت است. تئوری APT برمبنای سه قضیه‌ی کلیدی پایه‌گذاری شده است: ۱. مدل عاملی می‌تواند بازده اوراق بهادار را توصیف کند؛ ۲. تعداد اوراق بهادار کافی برای حذف ریسک خاص شرکتی از طریق تنوع‌بخشی وجود دارد؛ ۳. بازارهای با کارکرد خوب<sup>۱</sup> اوراق بهادار، اجازه‌ی ماندگاری به فرصت آربیتراژ را نمی‌دهد. تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ کاربردها و توابعی مشابه با مدل CAPM دارد. این تئوری معیاری از نرخ بازده ارائه می‌دهد که امکان به‌کارگیری آن در بودجه‌بندی سرمایه‌ای و ارزیابی اوراق بهادار و ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاری وجود دارد. در تئوری APT بازده سهام از طریق رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$r_i = E(r_i) + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + e_i \quad (2)$$

که هر عامل ارزش مد نظر برابر با صفر دارد؛ زیرا هر یک تغییر در سطح سیستماتیک (و نه سطح در حال تغییر) را اندازه‌گیری می‌کند. به‌همین ترتیب، بازده خاص مد نظر برای  $(e_i)$  نیز ارزش مد نظر صفر دارد. بسط مدل دوعاملی به مدل تک‌عاملی و چندعاملی نیز امکان‌پذیر است. در حال، مدل CAPM بیانی صریح از رابطه‌ی بازده مد نظر بتا برای همه‌ی دارایی‌ها ارائه می‌دهد؛ در حالی که بنابر تئوری APT، این رابطه برای تعداد کمی از اوراق بهادار برقرار است. تئوری APT بر شرایط بدون آربیتراژ تمرکز می‌کند؛ در نتیجه این تئوری بدون مفروضات اضافی از مدل بازار یا شاخص نمی‌تواند از انحراف رابطه‌ی بازده مد نظر بتا برای هر دارایی خاص جلوگیری کند. به‌همین دلیل به مفروضات مدل CAPM و مباحث برتر آن نیاز خواهد بود (بادی و دیگران، ۲۰۰۸). رویکردی جایگزین برای مشخص کردن عوامل کلان اقتصادی به‌عنوان منابع مرتبط ریسک سیستماتیک، استفاده از ویژگی‌های شرکتی است که گویا از نظر تجربی، نماینده‌ی ریسک سیستماتیک هستند. عوامل انتخاب‌شده متغیرهایی هستند که به‌نظر برمبنای عملکرد گذشته، میانگین بازده‌ها را به‌خوبی پیش‌بینی کرده، در نتیجه ممکن است صرف ریسک‌ها را در نظر بگیرند. نمونه‌ای از این رویکرد، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است که در پژوهش‌های تجربی و در عمل به‌کار می‌رود. مطابق با مدل سه‌عاملی، الگوهای بازدهی سهام از طریق متغیر اندازه و همچنین ارزشی یا رشدی بودن سهام توضیح داده می‌شود.

$$R_i(t) - R_f(t) = a_i + \beta_i[R_M(t) - R_f(t)] + s_iSMB(t) + h_iHML(t) + e_i(t) \quad (۳)$$

که در این معادله رگرسیون،  $R_i(t)$  بازده دارایی نام در زمان  $t$ ،  $R_f(t)$  نرخ بازده بدون ریسک،  $R_M(t)$  بازده پرتفوی بازار،  $SMB(t)$  بازدهی پرتفوی متنوع متشکل از سهام شرکت‌های کوچک منهای بازدهی پرتفوی متنوع متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ،  $HML(t)$  بازدهی پرتفوی متنوع متشکل از سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (ارزشی) منهای بازدهی پرتفوی متنوع متشکل از سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (رشدی) است. توجه کنید در این مدل، شاخص بازار نماینده‌ی پرتفوی بازار است و انتظار می‌رود ریسک سیستماتیک ناشی از عوامل کلان اقتصادی را در نظر بگیرد. دو متغیر مرتبط با ویژگی شرکت نیز انتخاب شده است؛ زیرا برپایه‌ی مشاهدات بلندمدت، ارزش بازار شرکت یا همان اندازه‌ی شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، انحراف میانگین بازده سهام نسبت به بازده به‌دست‌آمده از مدل CAPM را پیش‌بینی می‌کند. فاما و فرنچ این مدل را بر مبنای شواهد تجربی توجیه کردند: در حالی که  $SMB$  و  $HML$  جایگزینی برای عوامل مرتبط با ریسک نیست، انتظار می‌رود این متغیرها نماینده‌ای برای متغیرهای بنیادی‌تر باشند که هنوز ناشناخته‌اند. برای نمونه، فاما و فرنچ بیان می‌کنند احتمال زیادی وجود دارد که شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری بالا در بحران مالی قرار بگیرند و سهام کوچک ممکن است حساسیت بیشتری به تغییرات در وضعیت کسب‌وکار داشته باشد؛ بنابراین، این متغیرها ممکن است حساسیت به عوامل ریسک در سطح کلان اقتصادی را لحاظ کنند. در هر حال، در رویکردهای تجربی همچون مدل فاما فرنچ، از نماینده‌هایی برای منابع ریسک خارج از بازار<sup>۲</sup> استفاده می‌شود. مشکل اینجاست که هیچ‌یک از عوامل ذکر شده در مدل را نمی‌توان به‌وضوح به‌عنوان عامل مصون‌ساز منبعی از نامطمئنی چشمگیر شناسایی کرد (بادی، کین و مارکوس، ۲۰۰۸).

مشابه با مدل سه‌عاملی، کاره‌ارت (۱۹۹۷) مدلی چهارعاملی پیشنهاد کرد که عامل

چهارم آن مومنتوم بود:

$$R_i(t) - R_f(t) = a_i + \beta_i[R_M(t) - R_f(t)] + s_iSMB(t) + h_iHML(t) + e_i(t) + w_iWML(t) \quad (۴)$$

جایی که  $WML(t)$  بازدهی پرتفوی‌های متشکل از سهام برنده منهای بازدهی

پرتفوی‌های متشکل از سهام بازنده (دوره‌ی قبل) است. جاگادیش و تیمن (۱۹۹۳) بحث می‌کنند که بازدهی سهام اثر مومنتوم دارد؛ بنابراین، انتظار می‌رود در صورت وجود اثر مومنتوم در بازدهی سهام، علامت  $W_i$  مثبت گزارش شود.

معادلات رگرسیونی (۳) و (۴) به واسطه‌ی الگوهای مشاهده‌شده در نرخ‌های بازده توسعه پیدا کرده است. این مدل‌ها مثالی از مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری است؛ به عبارتی، این مدل‌ها تلاش می‌کنند تا بازده مد نظر مقعطی را توضیح دهند؛ البته بدون اینکه مدل اقتصادی پایه‌ی توضیح‌دهنده‌ی بازده را مشخص کنند. زمانی که مدل‌هایی نظیر معادلات (۳) و (۴) به‌عنوان مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری دارایی پیشنهاد می‌شود، فرضیه این است که ضرایب شیب و بازده‌های توضیح‌دهنده (متغیرهای مستقل)، بازده مد نظر مقعطی (متغیر وابسته) را توضیح دهند، طوری که ضریب عرض از مبدأ صحیح برای تمامی دارایی‌های سمت چپ (LHS)<sup>۳</sup> در معادلات رگرسیونی باید برابر با صفر باشد (فاما و فرنچ، ۲۰۱۲). این موضوع بدین معناست که پرتفوی مماس حداقل واریانس (MV)<sup>۴</sup> پیش‌بین<sup>۵</sup> که می‌توان از طریق تمامی دارایی‌ها ایجاد کرد، با پرتفوی‌های سمت راست (RHS) محاصره می‌شود (هابر و کندل، ۱۹۸۷). چنانچه بتوان مجموعه‌ای از پرتفوی‌های توضیح‌دهنده را پیدا کرد که پیرامون پرتفوی مماس حداقل واریانس (MV) قرار داشته باشند، می‌توان بازده‌های مد نظر مقعطی را توضیح داد؛ حتی اگر به مدل پایه‌ی تعیین‌کننده‌ی قیمت دارایی‌ها دسترسی وجود نداشته باشد.

اگر جست‌وجو برای پرتفوی مماس حداقل واریانس (MV) نامحدود باشد، قیمت‌گذاری تجربی دارایی‌ها بی‌معنا می‌شود. در نتیجه برای هر مجموعه‌ای از دارایی‌ها یک پرتفوی مماس وجود دارد. برای اینکه قیمت‌گذاری دارایی‌ها امکان‌پذیر شود، محدودیت‌هایی را باید اعمال کرد. در مدل‌های (۳) و (۴) این سؤال مطرح می‌شود که آیا تعداد کم پرتفوی‌های سمت راست که خود از طریق الگوهای موجود در میانگین بازده‌های مشاهده‌شده در بلندمدت به‌دست می‌آید، می‌تواند پرتفوی مماس حداقل واریانس (MV) به‌دست‌آمده از بازده‌های مازاد و کواریانس بازدهی دارایی‌ها را توضیح دهد (فاما و فرنچ، ۲۰۱۲).

فاما و فرنچ در کار اولیه‌ی خود یافتند که اگرچه مدل سه‌عاملی الگوهای بازدهی مربوط به صرف اندازه و صرف ارزش را در سال‌های پس از ۱۹۶۲ بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) توضیح می‌دهد، توضیح الگوهای بازدهی مدل سه‌عاملی از حالت کامل

بسیار فاصله داشت (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳). آورامو و کوردیا (۲۰۰۶) نیز به‌شيوه‌ای مشابه نشان دادند که مدل چهارعاملی نیز در انعکاس کامل اثر مومنتوم با شکست مواجه می‌شود. در تحقیق جدیدی که فاما و فرنچ (۲۰۱۲) در چهار منطقه (آمریکای شمالی، اروپا، ژاپن و آسیا) انجام دادند، صرف ارزش در میانگین بازدهی گزارش شد که به‌استثنای ژاپن، صرف ارزش با افزایش اندازه کاهش می‌یافت. همچنین، آن‌ها یافتند که میانگین بازدهی سهام شرکت‌های کوچک در مقایسه با سهام شرکت‌های بزرگ، بزرگ‌تر است. آزمون آن‌ها از مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری، نشان داد مدل‌های قیمت‌گذاری، اثر ارزش و اثر مومنتوم در میانگین بازده‌های بازارهای بین‌المللی را به‌طور مطلوبی توضیح می‌دهد. در حال، نتایج آزمون این محققان نشان داد مدل‌های قیمت‌گذاری میانگین بازدهی پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر مبنای اندازه  $B/M$  را به‌طور معناداری توضیح می‌دهد؛ اما بازدهی پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر مبنای اندازه مومنتوم را توضیح نمی‌دهد (فاما و فرنچ، ۲۰۱۲). در ایران نیز راعی و همکاران (۱۳۹۰) نشان دادند سهام ارزشی بازدهی کمتری نسبت به سهام رشدی دارد؛ به‌عبارتی صرف ارزش معکوس گزارش کردند. دستگیر و شهرزادی (۱۳۹۳) با بررسی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران نتیجه‌گیری کردند که متغیرهای مدل سه‌عاملی به‌طور معناداری تغییرات بازده مازاد را توضیح می‌دهد؛ اگرچه علامت بناهای عاملی برآوردشده برای پرتفوی‌های مختلف را متفاوت گزارش کردند.

در این تحقیق بازدهی سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار از نظر عوامل اندازه و ارزشی یا رشدی بودن و مومنتوم بررسی می‌شود. در این تحقیق بررسی می‌شود که اولاً آیا صرف اندازه و صرف ارزشی (رشدی) وجود دارد و ثانیاً آیا مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری نظیر مدل سه‌عاملی و مدل چهارعاملی در توضیح الگوهای بازدهی موفق هستند یا خیر. به‌طور خاص، آزمون این مدل‌ها بر مبنای پرتفوی‌های ایجادشده بر اساس عوامل اندازه و نسبت  $B/M$  و مومنتوم انجام می‌شود.

### ۳. فرضیه‌های پژوهش

**فرضیه‌ی اصلی:** مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری ممکن است میانگین بازدهی پرتفوی‌های

تشکیل‌شده بر اساس عوامل اندازه و ارزشی یا رشدی بودن و مومنتوم را توضیح دهد.

**فرضیه‌ی فرعی ۱:** مدل CAPM می‌تواند میانگین بازدهی پرتفوی‌های تشکیل‌شده براساس عوامل اندازه و نسبت B/M را توضیح دهد.

**فرضیه‌ی فرعی ۲:** مدل سه‌عاملی می‌تواند میانگین بازدهی پرتفوی‌های تشکیل‌شده براساس عوامل اندازه و نسبت B/M را توضیح دهد.

**فرضیه‌ی فرعی ۳:** مدل چهارعاملی می‌تواند میانگین بازدهی پرتفوی‌های تشکیل‌شده براساس عوامل اندازه و نسبت B/M و مومنتوم را توضیح دهد.

#### ۴. روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از نوع مطالعات تجربی است که بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات مشاهده‌شده انجام می‌شود. در این تحقیق سهام بر مبنای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (B/M) و اندازه (ارزش بازار) و مومنتوم (بازدهی وقفه‌دار یک‌ماهه) رتبه‌بندی می‌شود. به‌طور خاص، بازده‌های توضیح‌داده‌شده در آزمون‌های قیمت‌گذاری، بازده پرتفوی‌های ایجادشده بر مبنای اندازه و نسبت B/M یا اندازه و مومنتوم است. بدین ترتیب که در پایان هر سال، سهام براساس ارزش بازار و نسبت B/M مرتب می‌شود. سهام شرکت‌های بزرگ، سهام بیش از ۶۰٪ شرکت‌ها از نظر ارزش بازار و سهام شرکت‌های کوچک، سهام کمتر از ۱۰٪ شرکت‌ها از نظر ارزش بازار است. نقاط مرتب‌سازی براساس نسبت B/M در ماتریس ۳×۲، صدک ۳۰ام و صدک ۷۰ام نسبت B/M برای سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک است که ارزش دفتری سهام در پایان سال مالی دوره‌ی قبل (t-1) و ارزش بازار سهام در پایان اسفندماه یک دوره قبل (t-1) به کار گرفته می‌شود.

تقاطع سطرها و ستون‌ها در ماتریس ۳×۲ که بر مبنای اندازه و نسبت B/M مرتب شده است، شش پرتفوی ایجاد می‌کند: SG، SN، SV، BG، BN و BV که S و B نشان‌دهنده‌ی کوچک و بزرگ است و G و N و V به ترتیب نشان‌دهنده‌ی رشدی بودن (۳۰٪ پایین) و طبیعی بودن (۴۰٪ میانه) و ارزشی بودن (۳۰٪ بالا) است. برای هر پرتفوی، بازده ماهانه از ابتدای فروردین سال t تا پایان اسفند سال t+1 محاسبه می‌شود. عامل اندازه، یعنی عامل SMB در ماتریس ۳×۲ مرتب‌شده براساس اندازه نسبت B/M، میانگین (با وزن مساوی) بازده‌های سه پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های کوچک منهای میانگین بازده‌های سه

پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ است. همچنین، بازده‌های ارزشی‌رشدی برای سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ به صورت  $HML_S=SV-SG$  و  $HML_B=BV-BG$  ایجاد می‌شود و  $HML$  میانگین (با وزن مساوی)  $HML_S$  و  $HML_B$  است.

با استفاده از رویکردی مشابه با رویه‌ی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بر مبنای اندازه‌نسبت  $B/M$  تعداد ۶ پرتفوی ایجاد می‌شود تا به‌عنوان دارایی‌های سمت چپ در مدل‌های رگرسیونی قیمت‌گذاری استفاده شود. نقاط مرتب‌سازی بر اساس اندازه، صدک ۱۰ و صدک ۶۰ است. نقاط مرتب‌سازی بر اساس نسبت  $B/M$  در ماتریس  $3 \times 2$  بر مبنای صدک‌های ۳۰ و ۴۰ و ۳۰ است برای ایجاد ماتریس  $3 \times 2$  بر مبنای اندازه و مومنتوم از همان قواعد مشابه با ماتریس اندازه‌نسبت  $B/M$  استفاده می‌شود و بازده مومنتومی وقفه‌دار با نسبت  $B/M$  جایگزین می‌شود. برای پرتفوی‌های ایجاد شده در پایان هر سال، بازده مومنتومی وقفه‌دار، بازده تجمعی یک سهم برای دوره‌ی  $t-11$  تا دوره‌ی  $t-1$  (۱۲ ماه قبل) است. تقاطع سطرها و ستون‌های ماتریس  $3 \times 2$  که بر مبنای اندازه و مومنتوم است، شش پرتفوی وزنی ارزشی ایجاد می‌کند:  $SW$ ،  $SN$ ،  $SL$ ،  $BL$ ،  $BN$  و  $BW$  که  $S$  و  $B$  به ترتیب نشان‌دهنده‌ی کوچک و بزرگ و  $L$  و  $N$  و  $W$  به ترتیب نشان‌دهنده‌ی بازنده و طبیعی و برنده است (۳۰٪ پایین و ۴۰٪ میانه و ۳۰٪ بالا از نظر مومنتوم وقفه‌دار). در ماتریس  $3 \times 2$  بازده پرتفوی برنده منهای بازده پرتفوی بازنده برای سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ بدین ترتیب به دست می‌آید:  $WML_S=SW-SL$  و  $WML_B=BW-$   $BL$  که  $WML$  میانگین (با وزن مساوی)  $WML_S$  و  $WML_B$  است. تقاطع سطرها و ستون‌های ماتریس  $3 \times 2$  شش پرتفوی ایجاد می‌نماید که می‌توان به‌عنوان دارایی‌های سمت چپ در مدل‌های رگرسیون به کار گرفت. اولین مجموعه‌ی مومنتوم به یک سال داده نیاز خواهد داشت؛ لذا دوره‌ی تحقیق ۶ ساله برای همه‌ی آزمون‌ها، ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲ (از این به بعد ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲) است. به‌طور خلاصه، ماتریس‌های حاوی پرتفوی به صورت نگاره‌های شماره (۱) و (۲) تشکیل خواهد شد:



## نگاره ۱: ماتریس اندازه ارزشی

نسبت B/M	ارزشی (طبقه‌ی بالای	معمولی (طبقه‌ی بین	رشدی (طبقه‌ی پایین
اندازه	۷۰٪ از نظر (B/M)	۳۰٪ و ۴۰٪ از نظر (B/M)	۳۰٪ از نظر (B/M)
کوچک (طبقه‌ی پایین ۱۰٪	پرتفوی کوچک ارزشی (SV)	پرتفوی کوچک طبیعی (SN)	پرتفوی کوچک رشدی (SG)
بزرگ (طبقه‌ی بالای ۶۰٪	پرتفوی بزرگ ارزشی (BV)	پرتفوی بزرگ طبیعی (BN)	پرتفوی بزرگ رشدی (BG)

## نگاره ۲: ماتریس اندازه مومنتوم

مومنتوم	برنده (طبقه‌ی بالای	معمولی (طبقه‌ی بین	بازنده (طبقه‌ی پایین
اندازه	۷۰٪ از نظر عامل مومنتوم)	۳۰٪ و ۴۰٪ از نظر عامل مومنتوم)	۳۰٪ از نظر عامل مومنتوم)
کوچک (طبقه‌ی پایین ۱۰٪	پرتفوی کوچک برنده (SW)	پرتفوی کوچک معمولی (SN)	پرتفوی کوچک بازنده (SG)
بزرگ (طبقه‌ی بالای ۶۰٪	پرتفوی بزرگ ارزشی (BW)	پرتفوی بزرگ معمولی (BN)	پرتفوی بزرگ بازنده (BG)

در این تحقیق، برای آزمون معناداری ضرایب برآورد شده از طریق مدل رگرسیون خطی و آزمون غیرصفر بودن متغیرهای تحقیق، از آماره‌ی  $t$  استفاده می‌شود. همچنین، برای آزمون معناداری مدل‌ها و ضرایب تعیین از آماره‌ی  $F$  استفاده می‌شود.

## ۵. نمونه و داده‌های تحقیق

نمونه‌ی تحقیق شامل شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران است که باتوجه به معیارهای زیر انتخاب شده‌اند:

۱. شرکت‌هایی که سال مالی منتهی به اسفند ماه دارند؛ زیرا در هر سال، سهام ابتدا براساس اندازه که نماینده‌ی آن ارزش بازار سهام در پایان هر سال است، طبقه‌بندی شده و

سپس سهام قرار گرفته در هر طبقه‌ی اندازه بر مبنای نسبت  $B/M$  (طبقه‌بندی سالانه بر اساس اطلاعات سال قبل) و مومنتوم (طبقه‌بندی ماهانه بر اساس بازده ماهانه‌ی تجمعی ۱۲ ماه قبل) طبقه‌بندی می‌شود.

۲. شرکت‌هایی که بیش از یک ماه وقفه‌ی معاملاتی نداشته باشند؛ زیرا بازده مازاد در مدل‌های رگرسیون ماهانه است.

۳. شرکت‌هایی که از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار تهران معامله‌ای کرده باشند.

با در نظر گرفتن این محدودیت‌ها، تعداد شرکت‌های تحقیق به ۱۹۵ می‌رسد. در اسفندماه هر سال، ابتدا شرکت‌ها بر اساس اندازه مرتب می‌شود. نماینده‌ی متغیر اندازه، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها است. سپس هر طبقه‌ی اندازه بر اساس نسبت  $B/M$  و مومنتوم رتبه‌بندی می‌شود؛ البته طبقه‌بندی سهام بر اساس عامل  $B/M$  نیز سالانه و بر اساس عامل مومنتوم، ماهانه است. نسبت  $B/M$  به صورت نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام اندازه‌گیری می‌شود. مومنتوم نیز به صورت بازدهی ماهانه‌ی تجمعی ۱۲ ماه قبل هر سهم اندازه‌گیری می‌شود. بنابراین، دو نوع ماتریس وجود خواهد داشت: ۱. ماتریس  $3 \times 2$  برای تشکیل پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و نسبت  $B/M$  و به دست آوردن عوامل  $SMB$  و  $HML$  به منظور استفاده به عنوان متغیرهای سمت راست معادلات رگرسیونی و نیز محاسبه‌ی بازده مازاد ماهانه‌ی این پرتفوی‌ها برای استفاده به عنوان متغیر سمت چپ در معادلات رگرسیونی؛ ۲. ماتریس  $3 \times 2$  برای تشکیل پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و مومنتوم و به دست آوردن عوامل  $SMB$  و  $WML$  به منظور استفاده به عنوان متغیرهای سمت راست معادلات رگرسیونی و نیز محاسبه‌ی بازده مازاد ماهانه‌ی این پرتفوی‌ها به منظور استفاده به عنوان متغیر سمت چپ در معادلات رگرسیونی. منبع تمامی داده‌های تحقیق، پایگاه داده‌های شرکت بورس اوراق بهادار تهران است.

## ۶. یافته‌های پژوهش

جدول (۵) آمار توصیفی متغیرهای مستقل تحقیق (متغیرهای سمت راست معادلات رگرسیونی) را خلاصه کرده است. صرف ریسک (بازده مازاد) ماهانه‌ی پرتفوی بازار که نماینده‌ی

آن شاخص کل بورس است، در دوره‌ی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ معادل ۰/۰۲ است که در سطح ۱٪ معنادار است. مغایر با یافته‌های بنز (۱۹۸۱) که اثر اندازه گزارش کرد، معیار SMB (میانگین بازده ماهانه‌ی پرتفوی سهام کوچک منهای میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام بزرگ) منفی گزارش شده است که نشان‌دهنده‌ی اثر معکوس اندازه (البته غیرمعنادار) است. معیار HML یا صرف ارزش (میانگین بازده ماهانه‌ی پرتفوی سهام ارزشی منهای میانگین بازده ماهانه‌ی پرتفوی سهام رشدی) برابر با ۰/۰۰۸۴- بوده که معنادار نیست. معیار HML<sub>S</sub> که معیار HML برای شرکت‌های کوچک است، برابر با ۰/۰۲۵- بوده که در سطح ۱٪ معنادار و متفاوت با صفر است. وجود معیار HML منفی با یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و اسلوان (۱۹۹۵) که اثر ارزش گزارش کردند، مغایر بوده و با یافته‌های راعی و همکاران (۱۳۹۰) که شواهدی از وجود صرف ارزش معکوس ارائه کردند، سازگار است.

نتایج پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر مبنای اندازه و مومنتوم نیز نشان می‌دهد که اثر مومنتوم معکوس معنادار (معیار WML برابر با ۰/۱۱-) وجود دارد. به عبارتی سهام بازنده در ۱۲ ماه قبل، بازده بهتری معادل ۰/۱۱ نسبت به سهام برنده داشته است. این یافته مبنی بر اینکه سهام بازنده در مقایسه با سهام برنده بازده بیشتری در دوره‌ی بعد ارائه می‌دهد، با یافته‌های ماسکویتز و پدرسون (۲۰۰۹) مغایر است. معیار WML<sub>S-B</sub> (تفاوت بین میانگین WML برای شرکت‌های کوچک و WML برای شرکت‌های بزرگ) برابر با ۰/۰۴ است که البته معنادار نیست؛ به عبارتی اثر مومنتوم برای شرکت‌های کوچک و بزرگ تفاوت نمی‌کند.

جدول (۴) میانگین بازده مازاد ماهانه و انحراف معیار بازده مازاد و نسبت شارپ (میانگین بازده مازاد تقسیم بر انحراف معیار آن) ۶ پرتفوی تشکیل‌شده بر مبنای اندازه نسبت B/M (نمایه‌ی الف) و ۶ پرتفوی تشکیل‌شده بر مبنای اندازه مومنتوم (نمایه‌ی ب) را گزارش کرده است. میانگین بازده مازاد این پرتفوی‌ها به عنوان متغیر سمت چپ در مدل‌های قیمت‌گذاری به کار می‌رود. نمایه‌ی الف نشان می‌دهد که سازگار با نتایج جدول (۵)، به طور متوسط اثر اندازه‌ی معکوس و اثر ارزش معکوس وجود دارد. به عبارتی با حرکت از سمت راست به چپ در ماتریس اندازه نسبت B/M به طور متوسط میانگین بازده‌های مازاد افزایش می‌یابد و با حرکت از سمت بالا به سمت پایین ماتریس به طور متوسط میانگین بازده مازاد افزایش می‌یابد. به طور کلی، این نتیجه را می‌توان با مقایسه‌ی بازده مازاد پرتفوی بزرگ‌ارزشی (معادل ۰/۰۳۲) و

بازده مزاد پرتفوی کوچک‌رشدی (۰/۰۳۵) نشان داد.

**نگاره ۳:** آمار توصیفی بازده مزاد شاخص کل و بازده پرتفوی‌های به‌دست‌آمده بر مبنای اندازه (ارزش بازار) و نسبت B/M و همچنین، اندازه (ارزش بازار) و مومنتوم. اندازه از طریق ارزش بازار هر سهم اندازه‌گیری شده و مومنتوم، بازدهی ماهانه‌ی تجمعی ۱۲ ماه قبل هر سهم است. دوره‌ی زمانی از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲.

در این جدول، ابتدا با طبقه‌بندی سهام به دو گروه بر مبنای ارزش بازار سهام و سپس طبقه‌بندی سهام هر طبقه‌ی اندازه به سه گروه، بر مبنای نسبت ارزش دفتری حقوق مالکانه به ارزش بازار سهام (B/M)، پرتفوی‌هایی در پایان اسفندماه هر سال (t) ایجاد می‌شود. سهام شرکت‌های بزرگ، سهام بالای ۶۰٪ از نظر ارزش بازار است (باتوجه به اینکه در طبقه‌بندی سهام بر اساس رویه‌ی فاما و فرنچ [بالای ۹۰٪ و پایین ۱۰٪] تعداد شرکت کمی در طبقه‌ی بالای ۹۰٪ قرار می‌گرفت، برای طبقه‌بندی شرکت‌های بزرگ نقطه‌ی ۶۰٪ به کار می‌رفت) و سهام شرکت‌های کوچک، سهام پایین ۱۰٪ از نظر ارزش بازار است. طبقه‌بندی سهام بر اساس نسبت B/M صدک ۳۰م و صدک ۷۰م بر اساس نسبت B/M است. تقاطع سطرها و ستون‌های ماتریس ۳×۲ (اندازه و نسبت B/M) شش پرتفوی ایجاد می‌نماید: BN, BG, SV, SN, SG و BV که S و B به ترتیب نشان‌دهنده‌ی کوچک و بزرگ و G و N و V به ترتیب نشان‌دهنده‌ی رشدی بودن (۳۰٪ پایین گروه) و طبیعی بودن (۴۰٪ میانه) و ارزشی بودن (۳۰٪ بالا) سهام از نظر نسبت B/M است. معیار SMB میانگین ساده‌ی بازده سالانه‌ی سه پرتفوی متشکل از سهام کوچک منهای میانگین ساده‌ی بازده سالانه‌ی سه پرتفوی متشکل از سهام بزرگ است. بازده ارزشی رشدی برای سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ به ترتیب به صورت  $HML_B = BV - BG$  و  $HML_S = SV - SG$  محاسبه می‌شود و HML میانگین ساده‌ی  $HML_B$  و  $HML_S$  است. آماره‌ی جارک‌برا آزمون می‌کند که آیا داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کند. \* و \*\* و \*\*\* به ترتیب نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطوح ۰/۱ و ۰/۵ و ۰/۱۰٪ است.

آماره	پرتفوی بازار	SMB	HML	HML <sub>S</sub>	HML <sub>B</sub>	HML <sub>S-B</sub>
میانگین	۰/۰۲	-۰/۰۱۵۹	-۰/۰۰۸۴	-۰/۰۲۵	۰/۰۰۷۱	-۰/۰۳۲
انحراف معیار	۰/۰۵	۰/۰۹۷	۰/۰۵۳	۰/۰۴۴	۰/۰۹۹	۰/۱۰۹
آماره‌ی t (میانگین)	۲/۹۲*	-۱/۲۶	-۱/۲۴	-۴/۳۴*	۰/۵۵	-۲/۲۶**
آماره‌ی جارک‌برا	۲/۶۴*	۲۲/۱۶	۱/۵۷*	۰/۴۱*	۰/۵۶*	۰/۲۹*
وضعیت	نرمال	غیرنرمال	نرمال	نرمال	نرمال	نرمال

**ادامه‌ی نگاره ۳.** آمار توصیفی بازده پرتفوی‌های به‌دست‌آمده بر مبنای اندازه (ارزش بازار) و مومنتوم. اندازه از طریق ارزش بازار اندازه‌گیری شده و مومنتوم، بازدهی ماهانه‌ی تجمعی ۱۲ ماه قبل هر سهم است. دوره‌ی زمانی از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲.

ماتریس  $3 \times 2$  ایجاد شده بر مبنای اندازه و مومنتوم مشابه با روش بالا است؛ بدین شکل که در پایان هر ماه، بازده تجمعی ماهانه برای دوره‌ی  $t-1$  تا دوره‌ی  $t-1$  (۱۲ ماه قبل) محاسبه می‌شود. تقاطع سطرها و ستون‌های ماتریس  $3 \times 2$  (اندازه و مومنتوم) شش پرتفوی ایجاد می‌کند:  $BL, SW, SN, SL, BN$  و  $BW$  که  $S$  و  $B$  به ترتیب نشان‌دهنده‌ی کوچک و بزرگ و  $L$  و  $N$  و  $W$  به ترتیب نشان‌دهنده‌ی بازنده و طبیعی و برنده‌بودن ( $30\%$  پایین و  $40\%$  میانه و  $30\%$  بالا) سهام از لحاظ مومنتوم است. در ماتریس  $3 \times 2$  بازده پرتفوی برنده منهای بازده پرتفوی بازنده برای سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ بدین ترتیب به دست می‌آید:  $WML_S = SW - SL$  و  $WML_B = BW - BL$  که  $WML$  میانگین ساده‌ی  $WML_S$  و  $WML_B$  است.  $HML_{S-B}$  تفاوت بین  $HML_S$  و  $HML_B$  ( $WML_S$  و  $WML_B$ ) است. صرف پرتفوی بازار، میانگین بازده ماهانه‌ی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران منهای نرخ سود ماهانه‌ی اوراق مشارکت بانک مرکزی است. میانگین و انحراف معیار، میانگین و انحراف معیار بازدهی است و آماره‌ی  $t$  آزمون می‌کند که آیا میانگین بازده‌ها متفاوت با صفر است یا خیر. آماره‌ی جارک‌برا آزمون می‌کند که آیا داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کند یا نه. \* و \*\* و \*\*\* به ترتیب نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطوح  $1\%$ ،  $5\%$  و  $10\%$  است.

آماره	WML	WML <sub>S</sub>	WML <sub>B</sub>	WML <sub>S-B</sub>
میانگین	-۰/۱۱	-۰/۰۹۹	-۰/۱۳	۰/۰۴
انحراف معیار	۰/۲۵۸	۰/۲۹	۰/۳۹	۰/۴۵
آماره‌ی $t$ (میانگین)	-۳/۵۸*	-۲/۶۴**	-۲/۷۶*	۰/۶۸
آماره‌ی جارک‌برا	۲۷/۲۴	۲۵۹	۱۳۲	۵۵
وضعیت	غیرنرمال	غیرنرمال	غیرنرمال	غیرنرمال

در هر حال، با مقایسه‌ی ۶ پرتفوی می‌توان نتایج مهم دیگری را نیز ارائه کرد. اول اینکه بازده مازاد پرتفوی کوچک‌ارزشی ( $0/011$ ) و نسبت شارپ آن ( $0/13$ ) به لحاظ اقتصادی کوچک‌تر از بازده مازاد پرتفوی کوچک‌رشدی ( $0/035$ ) و نسبت شارپ آن ( $0/50$ ) است که این یافته نشان‌دهنده‌ی شواهدی از اثر ارزش (یا اثر  $B/M$ ) معکوس برای سهام شرکت‌های کوچک است. دوم اینکه بازده مازاد پرتفوی بزرگ‌ارزشی ( $0/032$ ) و نسبت شارپ آن ( $0/29$ ) به لحاظ اقتصادی بزرگ‌تر از بازده مازاد پرتفوی بزرگ‌رشدی ( $0/025$ ) و نسبت شارپ آن ( $0/25$ ) است که این یافته نشان‌دهنده‌ی شواهدی از اثر ارزش برای سهام شرکت‌های بزرگ است. بنابراین، اثر ارزش برای سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ تفاوت می‌کند. سوم اینکه بازده مازاد پرتفوی کوچک‌ارزشی ( $0/011$ ) و نسبت شارپ آن ( $0/13$ ) به لحاظ اقتصادی کوچک‌تر از بازده مازاد پرتفوی بزرگ‌ارزشی ( $0/032$ ) و نسبت شارپ آن ( $0/29$ ) است که این یافته نشان‌دهنده‌ی

شواهدی از اثر اندازه‌ی معکوس برای سهام ارزشی است. و نهایتاً اینکه بازده مازاد پرتفوی کوچک‌رشدی (۰/۰۳۵) و نسبت شارپ آن (۰/۵۰) به لحاظ اقتصادی بزرگ‌تر از بازده مازاد پرتفوی بزرگ‌رشدی (۰/۰۲۵) و نسبت شارپ آن (۰/۲۵) است که این یافته نشان‌دهنده‌ی شواهدی از اثر اندازه برای سهام رشدی است. به‌طور کلی می‌توان بیان کرد که صرف ارزش برای شرکت‌های کوچک و بزرگ متفاوت و صرف اندازه برای شرکت‌های ارزشی و رشدی متفاوت است.

نگاره ۴. خلاصه‌ی آماره‌های مربوط به بازده مازاد ۶ پرتفوی ایجادشده بر مبنای اندازه نسبت B/M و بازده مازاد ۶ پرتفوی ایجادشده بر مبنای اندازه مومنتوم. ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲.									
بر مبنای اندازه نسبت B/M تعداد ۶ پرتفوی ایجاد شده است (نمایه‌ی الف). نقاط مرتب‌سازی بر اساس اندازه، صدک ۱۰ و صدک ۶۰ است. تقاطع سطرها و ستون‌های ماتریس ۳×۲ (بر مبنای اندازه و نسبت B/M) ۶ پرتفوی وزنی ارزشی ایجاد می‌نماید. ماتریس ۳×۲ ایجادشده بر مبنای اندازه و مومنتوم وقفه‌دار (نمایه‌ی ب)، مشابه با روش بالا است؛ بدین شکل که در پایان اسفند هر سال، بازده مومنتوم وقفه‌دار برای t-11 تا t-1 (۱۲ ماه قبل) محاسبه می‌شود. تقاطع سطرها و ستون‌های ماتریس ۳×۲ (بر مبنای اندازه و مومنتوم) ۶ پرتفوی ایجاد می‌کند.									
نمایه‌ی الف: بازده مازاد ماهانه‌ی ۶ پرتفوی ایجادشده بر مبنای اندازه و نسبت B/M									
آماره		میانگین بازده مازاد			انحراف معیار			نسبت شارپ	
B/M اندازه	ارزشی	۲	رشدی	ارزشی	۲	رشدی	ارزشی	۲	رشدی
	کوچک (S)	۰/۰۱۱	۰/۰۲۰	۰/۰۳۵	۰/۰۸۰	۰/۰۸۳	۰/۰۷۱	۰/۱۳	۰/۲۴
بزرگ (B)	۰/۰۳۲	۰/۰۵۸	۰/۰۲۵	۰/۱۱	۰/۱۸	۰/۰۹۹	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۲۵
نمایه‌ی ب: بازده مازاد ماهانه‌ی ۶ پرتفوی ایجادشده بر مبنای اندازه و مومنتوم									
مومنتوم اندازه	برنده	۲	بازنده	برنده	۲	بازنده	برنده	۲	بازنده
	کوچک (S)	-۰/۰۵۳	۰/۰۲۳	۰/۰۴۵	۰/۳۳	۰/۱۵	۰/۱۰	-۰/۱۶	۰/۱۵۹
بزرگ (B)	-۰/۰۶	۰/۰۲۱	۰/۰۷۵	۰/۲۷	۰/۱۶	۰/۲۸	-۰/۲۳	۰/۱۳۴	۰/۲۶۹

نمایه‌ی ب در جدول ۴ نشان می‌دهد که علاوه بر وجود اثر اندازه‌ی معکوس، اثر مومنتوم معکوس نیز وجود دارد. به عبارتی، در هر طبقه از اندازه، سهام بازنده در مقایسه با سهام برنده، میانگین بازده مازاد و نسبت شارپ بیشتری دارد. این یافته با نتایج تحقیق جاگادیش و تیمن (۱۹۹۳) که اثر مومنتوم گزارش کردند، در تناقض است.

جدول ۵ برخی از آماره‌های حاصل از برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری را گزارش کرده است. نمایه‌ی الف نتایج حاصل از رگرس بازده مزاد شش پرتفوی را بر بازده مزاد پرتفوی بازار نشان می‌دهد. بتاهای برآوردی شش پرتفوی نشان می‌دهد که سهام شرکت‌های بزرگ، بتای بالاتری دارد؛ اگرچه همه‌ی بتاها معنادار نیست. همچنین، از بین شش پرتفوی، مدل‌های رگرسیون سه پرتفوی (SV و BV و BN) ضریب تعیین معنادار دارد. میانگین قدرمطلق ضرایب عرض از مبدأ ( $|a|$ ) برابر با ۰/۰۱۵ است که باتوجه‌به آماره‌ی  $t$ ، در سطح ۵٪ متفاوت از صفر است. بنابراین، باتوجه‌به غیرصفر بودن آلفاها، مدل CAPM نمی‌تواند بازده مزاد پرتفوی‌ها را به‌طور معنادار توضیح دهد و لذا رد می‌شود.

در نمایه‌ی ب، نتایج حاصل از برازش مدل سه‌عاملی ارائه شده است. مشاهده می‌شود که اولاً ضریب تعیین تمامی مدل‌ها در سطح ۱٪ معنادار و به‌طور چشمگیری بزرگ‌تر از ضرایب تعیین به‌دست‌آمده از مدل CAPM است (میانگین حسابی ضرایب تعیین مدل سه‌عاملی برابر با ۰/۵۵ و میانگین حسابی ضرایب تعیین مدل CAPM برابر با ۰/۱۴۶ است که در جدول گزارش نشده است). ثانیاً بتاهای عاملی مربوط به عامل SMB و عامل HML برای اکثر پرتفوی‌ها معنادار است. البته می‌توان مشاهده کرد که علامت  $S_i$  (بتای عامل SMB) برای پرتفوی کوچک‌ارزشی (SV) مثبت و معنادار و برای پرتفوی بزرگ‌ارزشی (BV) منفی و معنادار است که این موضوع نشان‌دهنده‌ی شواهدی از اثر اندازه‌ی معکوس برای سهام ارزشی است. این یافته با یافته‌ی فاما و فرنچ (۲۰۱۲) که نشان دادند صرف ارزش برای شرکت‌های کوچک بزرگ‌تر از صرف ارزش برای شرکت‌های بزرگ است، سازگار است. همچنین، علامت  $S_i$  برای پرتفوی کوچک‌رشدی (SG) منفی و معنادار و برای پرتفوی بزرگ‌رشدی (BG) مثبت و معنادار است که نشان‌دهنده‌ی اثر اندازه برای سهام رشدی است.

به‌طور مشابه، علامت  $h_i$  (بتای عامل HML) برای پرتفوی بزرگ‌ارزشی (BV) مثبت و معنادار و برای شرکت‌های بزرگ‌رشدی (BG) منفی و معنادار است که این موضوع حاکی از وجود اثر ارزش (B/M) برای سهام شرکت‌های بزرگ است. درباره‌ی علامت  $h_i$  برای پرتفوی‌های کوچک نمی‌توان نتیجه‌گیری کرد؛ زیرا این عامل برای پرتفوی کوچک‌ارزشی (SV) معنادار نیست. در هر حال می‌توان نتیجه‌گیری کرد که این یافته‌ها با یافته‌های بخش قبل (جدول ۲) سازگار است. ثالثاً میانگین قدرمطلق ضرایب عرض از مبدأ به‌دست‌آمده از مدل

سه‌عاملی برابر با ۰/۰۱۱ (در مقایسه با ۰/۰۱۵ به‌دست‌آمده از مدل CAPM) است که باتوجه‌به آماره‌ی t آن (۱/۸۶) به‌طور معناداری متفاوت از صفر نیست. این یافته با یافته‌های دستگیر و شهرزادی (۱۳۹۳) سازگار است؛ طوری که می‌توان نتیجه‌گیری کرد مدل سه‌عاملی می‌تواند بازده مازاد را توضیح دهد. البته باید توجه کرد که آماره‌ی t در سطح نزدیک به سطح معناداری قرار دارد.

**نگاره ۵.** برآورد مدل CAPM (نمایه‌ی الف) و مدل سه‌عاملی (نمایه‌ی ب) و مدل چهارعاملی (نمایه‌ی ج و نمایه‌ی د). بازده مازاد ماهانه‌ی پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر مبنای اندازه B/M و اندازه مومنتوم به‌عنوان متغیر سمت چپ، و عوامل بازار SMB و HML و WML به‌عنوان متغیرهای سمت راست. دوره‌ی زمانی ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲ و تعداد مشاهدات هر پرتفوی ۶۰ مشاهده است.

مدل CAPM  

$$R_i(t) - R_f(t) = a_i + \beta_i[R_M(t) - R_f(t)] + e_i(t)$$

مدل سه‌عاملی  

$$R_i(t) - R_f(t) = a_i + \beta_i[R_M(t) - R_f(t)] + s_i \text{SMB}(t) + h_i \text{HML}(t) + e_i(t)$$

مدل چهارعاملی  

$$R_i(t) - R_f(t) = a_i + \beta_i[R_M(t) - R_f(t)] + s_i \text{SMB}(t) + h_i \text{HML}(t) + w_i \text{WML}(t) + e_i(t)$$

$a_i$  ضریب عرض از مبدأ،  $\beta_i$  ضریب بتای هر پرتفوی،  $s_i$  ضریب عامل SMB،  $h_i$  ضریب عامل HML،  $w_i$  ضریب عامل WML و  $e_i(t)$  جزء پسماند هر مدل است.  $R^2$  ضریب تعیین تعدیل‌شده‌ی مدل‌های رگرسیون،  $|a|$  میانگین ضرایب عرض از مبدأ مطلق پرتفوی‌ها است. آماره‌ی t آزمون می‌کند که آیا قدرمطلق ضرایب عرض از مبدأ در ۶ مدل رگرسیون برابر با صفر است یا خیر. S و B به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی کوچک و بزرگ و V و N و G به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی ارزشی و طبیعی و رشدی است. \* و \*\* و \*\*\* به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

ضرایب	$a_i$	$\beta_i$	$s_i$	$h_i$	$w_i$	$R^2$ تعدیل‌شده	$ a $	آماره t
نمایه‌ی الف: مدل CAPM								
پرتفوی SV	-۰/۰۰۷	۰/۹۰*	-	-	-	۰/۳۸*		
پرتفوی SN	۰/۰۱۷***	-۰/۰۰۶	-	-	-	-۰/۰۱۳		
پرتفوی SG	۰/۰۴۳*	۰/۱۰	-	-	-	۰/۰۰۳۷		
پرتفوی BV	-۰/۰۰۰۹	۱/۵۸*	-	-	-	۰/۳۸*	۰/۰۱۵۷	۲/۶۱**
پرتفوی BN	۰/۰۰۸۸	۱/۱۷*	-	-	-	۰/۱۱*		
پرتفوی BG	۰/۰۱۸	-۰/۴۳	-	-	-	۰/۰۲		



نمایه ی ب: مدل سه‌عاملی								
۱/۸۶	۰/۰۱۱۳	۰/۷۵*	-	-۰/۱۲	۰/۵۱*	۱/۱۱*	-۰/۰۰۴	پرتفوی SV
		۰/۵۲*	-	-۰/۱۶	۰/۵۱*	۰/۱۵	۰/۰۱۹*	پرتفوی SN
		۰/۲۱*	-	-۰/۲۶*	-۰/۱۴**	-۰/۰۹۹	۰/۰۳۸*	پرتفوی SG
		۰/۷۶۸*	-	۰/۹۱*	-۰/۸۵*	۱/۰۵*	۰/۰۰۳۸	پرتفوی BV
		۰/۳۴*	-	-۰/۱۵	-۰/۹۲*	۰/۸۷**	-۰/۰۰۱	پرتفوی BN
		۰/۷۶*	-	-۱/۸۹*	۰/۶۶*	۰/۲۳	-۰/۰۰۱۵	پرتفوی BG
نمایه ی ج: مدل چهارعاملی (پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و نسبت B/M)								
۲/۳۰***	۰/۰۱۳۲	۰/۷۴۸*	۰/۰۰۶	-۰/۱۱	۰/۵۱*	۱/۱۰*	-۰/۰۰۳	پرتفوی SV
		۰/۵۳*	۰/۰۱۱	-۰/۱۴	۰/۴۹*	۰/۱۳	۰/۰۲۱*	پرتفوی SN
		۰/۲۱*	۰/۰۱۸	-۰/۲۴**	-۰/۱۵*	-۰/۱۲	۰/۰۴*	پرتفوی SG
		۰/۷۶۷*	۰/۰۳۴	۰/۹۶*	-۰/۸۸*	۰/۹۹*	۰/۰۰۹	پرتفوی BV
		۰/۳۳۵*	-۰/۰۳۵	-۰/۲۰	-۰/۸۸*	۰/۹۳**	-۰/۰۰۶	پرتفوی BN
		۰/۷۵۹*	۰/۰۱۵	-۱/۹۱*	۰/۶۸*	۰/۲۶	-۰/۰۰۳	پرتفوی BG
نمایه ی د: مدل چهارعاملی (پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و مومنتوم)								
۴/۰۳*	۰/۰۱۲۱	۰/۴۳*	۰/۶۶*	-۰/۵۹	۰/۴۶	۱/۷۷*	-۰/۰۰۹	پرتفوی SW
		۰/۳۹*	۰/۱۰	۰/۰۵۴	۰/۷۹*	۰/۹۴*	۰/۰۲۹	پرتفوی SN
		۰/۵۲*	-۰/۰۶	-۰/۳۰	۰/۶۸*	۱/۱۹*	۰/۰۲***	پرتفوی SL
		۰/۵۴۸*	۰/۷۲*	-۰/۵۲	-۰/۴۸***	۱/۱۶**	-۰/۰۱۵	پرتفوی BW
		۰/۰۴	۰/۰۹	-۰/۱۷	-۰/۲۰	۰/۶۶	۰/۰۱۳	پرتفوی BN
		۰/۴۱*	-۰/۵۵*	-۰/۸۱	-۰/۷۰**	۱/۷۳*	-۰/۰۴۵	پرتفوی BL

در نمایه ی ج نتایج حاصل از برآورد مدل چهارعاملی با استفاده از بازده‌های مازاد پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه B/M گزارش شده است. مشاهده می‌شود عامل WML نمی‌تواند بازده مازاد هیچ پرتفوی را توضیح دهد و ضریب این عامل ( $w_i$ ) برای تمامی پرتفوی‌ها غیرمعنادار است. علاوه بر این، اضافه کردن این متغیر به معادلات رگرسیونی، ضریب تعیین مدل‌ها را به‌طور معنادار تغییر نمی‌دهد و با توجه به میانگین قدرمطلق ضرایب عرض از مبدأ (۰/۰۱۳۲) و آماره ی t آن (۲/۳۰) می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مدل چهارعاملی نمی‌تواند آلفا را حذف نماید.

نهایتاً نمایه‌ی د نتایج به دست آمده از مدل چهارعاملی را برای پرتفوی‌های ساخته شده بر مبنای اندازه مومنتوم گزارش کرده است. با توجه به اینکه ضریب تعیین هم‌ی پرتفوی‌ها در مقایسه با ضریب تعیین پرتفوی‌های متناظر خود در نمایه‌ی ج به طور معنادار کاهش یافته است، می‌توان بیان کرد مدل چهارعاملی نمی‌تواند بازده مازاد پرتفوی‌های ساخته شده بر مبنای اندازه مومنتوم را توضیح دهد. این یافته با نتایج آورامو و کوردیا (۲۰۰۶) سازگار است. این محققان نشان دادند مدل چهارعاملی نمی‌تواند اثر مومنتوم را منعکس نماید. همچنین، نتایج نمایه‌ی ج و نمایه‌ی د با یافته‌های فاما و فرنچ (۲۰۱۲) سازگار است. این محققان نشان دادند مدل‌های قیمت‌گذاری میانگین بازدهی پرتفوی‌های تشکیل شده بر مبنای اندازه B/M را به طور معناداری توضیح می‌دهد؛ اما بازدهی پرتفوی‌های تشکیل شده بر مبنای اندازه مومنتوم را توضیح نمی‌دهد.

به عنوان نتیجه‌گیری کلی این بخش می‌توان بیان کرد که در بین مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری، مدل‌های سه‌عاملی و چهارعاملی از قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری برخوردار است؛ اما در بین مدل‌ها فقط مدل سه‌عاملی آلفا را به طور معنادار حذف می‌نماید.

## ۷. بحث و نتیجه‌گیری

در تئوری مالی، مدل‌های قیمت‌گذاری مختلفی برای توضیح بازده معرفی شده است. مدل CAPM با مفروضات منحصربه‌فرد خود بیشترین کاربرد را در دانش مالی دارد؛ اما مدل‌های تجربی قیمت‌گذاری دیگری نیز با بهره‌گیری از بینش مدل CAPM و مدل‌های عاملی توسعه پیدا کرده است. در این تحقیق، با بررسی مبانی نظری سه مدل بنیادی قیمت‌گذاری، یعنی مدل‌های CAPM و سه‌عاملی و چهارعاملی، پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه نسبت B/M و پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه مومنتوم تشکیل شد. با محاسبه‌ی عوامل ریسک فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، یعنی عامل SMB و عامل HML، و محاسبه‌ی عامل ریسک کارهارت (۱۹۹۷)، یعنی عامل مومنتوم، سه مدل قیمت‌گذاری تجربی آزموده شد. با بررسی عوامل و نتایج حاصل از مدل‌های رگرسیون، شواهدی از اثر اندازه برای شرکت‌های رشدی، اثر اندازه‌ی معکوس برای شرکت‌های ارزشی، اثر ارزش معکوس برای شرکت‌های کوچک، اثر ارزش برای شرکت‌های بزرگ و اثر مومنتوم معکوس برای همه‌ی شرکت‌ها گزارش شد.

همچنین، ضرایب عرض از مبدأ به دست آمده از برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری (مدل CAPM و مدل سه‌عاملی و مدل چهارعاملی) نشان داد، از بین مدل‌ها فقط مدل سه‌عاملی می‌تواند به طور کامل بازده مازاد پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه نسبت B/M را توضیح دهد؛ اگرچه قدرت توضیح‌دهندگی بسیار مدل چهارعاملی نیز گزارش شد. بنابراین، از بین مدل‌های قیمت‌گذاری، فقط مدل سه‌عاملی رد نمی‌شود. شاید یک توضیح برای شکست کلی مدل‌های قیمت‌گذاری، انتخاب نسبت قیمت‌گذاری در تشکیل پرتفوی‌ها باشد. به طور خاص، هو و همکاران (۲۰۱۱) بحث می‌کنند که انتخاب نسبت قیمت‌گذاری در ساخت عامل HML، تصمیم مهمی در آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری است. برای مثال، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در تشکیل ماتریس اندازه‌ارزشی (رشدی) از نسبت سود به قیمت (E/P) و نسبت جریان نقد به قیمت (CF/P) به جای نسبت B/M استفاده کردند و نتایج مشابه با استفاده از نسبت B/M به دست آوردند. همچنین، ممکن است استفاده از قواعد رتبه‌بندی برای طبقه‌بندی سهام نیز نتایج را تغییر دهد. در این تحقیق با توجه به محدودیت تأثیرگذار بودن برخی شرکت‌های بزرگ، قاعده‌ی پایین ۱۰٪ و بالای ۹۰٪ اندازه‌ی فاما و فرنچ به قاعده‌ی پایین ۱۰٪ و قاعده‌ی بالای ۶۰٪ تغییر کرد. می‌توان با تحلیل حساسیت و استفاده از طبقات رتبه‌بندی متفاوت در تشکیل ماتریس پرتفوی، نتایج را بهبود داد.

#### ۸. محدودیت‌های تحقیق

از محدودیت‌های این تحقیق می‌توان به دوره‌ی کوتاه این تحقیق (۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲) اشاره کرد. انتخاب این دوره‌ی کوتاه، حاصل برخی عوامل خارج از کنترل است. عامل اول، تغییر اساسی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۷ است؛ لذا به منظور استفاده از شاخص کل یکسان به عنوان پرتفوی بازار، از دوره‌ی مذکور استفاده شد. عامل دوم، محدود بودن تعداد شرکت‌های موجود در نمونه است؛ زیرا هرچه دوره‌ی تحقیق افزایش می‌یافت، تعداد شرکت‌های تحقیق کاهش می‌یافت. لذا با توجه به بده و بستن دوره‌ی تحقیق و تعداد شرکت‌های نمونه، افزایش شرکت‌های موجود در نمونه‌ی تحقیق انتخاب شد. همچنین، تأثیرگذار بودن برخی شرکت‌های بزرگ در طبقه‌بندی سهام بر مبنای اندازه (ارزش بازار)، محدودیت مهمی بود که با تغییر نقطه‌ی طبقه‌بندی فاما و فرنچ، تا حدودی از اهمیت آن کاسته

شد.

### ۹. پیشنهادهای تحقیق

عموماً استفاده‌کنندگان از نتایج این‌گونه تحقیقات، دانشگاهیان، سرمایه‌گذاران حقیقی و سرمایه‌گذاران حقوقی هستند؛ لذا به استفاده‌کنندگان پیشنهاد می‌گردد که باتوجه به محدودیت تعمیم نتایج تحقیق (هم در بُعد زمان و هم در بُعد شرکت‌ها) در استفاده از نتایج تحقیق احتیاط نمایند.

همچنین به محققان پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی از عوامل متفاوتی، همچون نسبت سود به قیمت (E/P) و نسبت فروش به قیمت (S/P)، برای طبقه‌بندی سهام و تشکیل پرتفوی استفاده شود و از دوره‌های زمانی مختلف و فواصل زمانی کوتاه‌تر در برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری استفاده شود. همچنین، باتوجه به شکست کلی مدل‌های آزموده‌شده در این تحقیق، پیشنهاد می‌شود از مدل‌های قیمت‌گذاری دیگری استفاده شود که عوامل ریسک زمانی را نیز در نظر می‌گیرند.

### یادداشت‌ها

- |                         |                          |
|-------------------------|--------------------------|
| 1. Well-Functioning     | 2. Extra-market          |
| 3. Left-Hand-Side (LHS) | 4. Minimum-Variance (MV) |
| 5. Ex ante              |                          |

۶. باتوجه به اینکه مدل‌های برآوردشده با استفاده از رگرسیون خطی کلاسیک برآورد شده است، ذکر آماره‌هایی از برقراربودن فرض‌های رگرسیون خطی کلاسیک مفید خواهد بود. برای مثال، آزمون فرض نرمالیتی پسماندها در مدل‌های برآوردی نشان می‌دهد که پسماندها در مدل‌های سه‌عاملی و چهارعاملی از وضع نرمال برخوردار هستند. در هر حال، آماره‌های اضافی بنا به درخواست در دسترس خواهد بود.

## منابع

## الف. فارسی

- بادی، کین و مارکوس. (۱۳۹۳). مدیریت سرمایه‌گذاری. ترجمه‌ی شریعت‌پناهی، مجید؛ فرهادی، روح‌اله؛ ایمنی‌فر، محمد، جلد اول، چاپ دوم، انتشارات بورس.
- دستگیر، محسن و شهرزادی، مهشید. (۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین عامل اندازه، عامل بازار و صرف ریسک بازار (مکمل یا جایگزین) در توضیح تغییرات بازده اضافی پرتفوی. فصلنامه‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، ۶ (۲)، ۸۷-۱۰۶.
- راعی رضا، فرهادی روح اله، و شیروانی امیر. (۱۳۹۰). رابطه در گذر زمان بین بازده و ریسک: شواهدی از الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان (ICAPM). فصلنامه‌ی چشم‌انداز مدیریت مالی و حسابداری، ۲، ۱۲۵-۱۴۰.

## ب. انگلیسی

- Asness, C. S., Moskowitz, T. J., & Pedersen, L. H. (2009). Value and Momentum Everywhere. AQR Capital Management, LLC, and New York University. Unpublished Working Paper, University of Chicago.
- Avramov, D., & Chordia, T. (2006). Asset pricing models and financial market anomalies. *Review of Financial Studies*, 19, 1001-1040.
- Banz, R.W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52, 57-82.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47, 427-465.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 105, 457-472.
- Hou, K., Karolyi, G. A., & Kho, B. C. (2011). What factors drive global stock returns? *Review of Financial Studies*, 24, 2527-2574.
- Huberman, G., & Kandel, S. (1987). Mean-variance spanning. *Journal of Finance*, 42, 873-888.

- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48, 65-91.
- Kothari, S. P., Shanken, J. and Sloan, R. (1995). Another look at the crosssection of expected returns. *Journal of Finance*, 50, 185-224.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and *capital* budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19, 425-442.