***چشم‌انداز مدیریت مالی***
شماره ۱۸ ـ تابستان ۱۳۹۶
ص‌ص ۶۶ـ۵۱

# الگوی برگشت قیمت بلندمدت سهام: شواهدی از پرتفوی‌پژوهی

**محمد تشرفی*، علی رحمانی****

**چکیده**

در مبانی نظری موضوعی مالی، الگوی برگشت قیمت بلندمدت، موضوع بسیاری از پژوهش‌های مالی بوده است. فاما و فرنچ (۱۹۹۶) بحث می‌کنند با کنترل عوامل ریسک موجود در مدل سه عاملی، الگوی برگشت قیمت از بین می‌رود. در این تحقیق، با به‌کارگیری رویکرد پرتفوی‌پژوهی، ابتدا شش پرتفوی مبتنی بر ارزش بازار (اندازه) و نسبت B/M تشکیل شد و بازده مازاد هر پرتفوی و نیز عوامل ریسک SMB و HML محاسبه شد؛ سپس با استفاده از عملکرد بازدهی دوازده ماه قبل سهام، پرتفوی‌های پنجکی تشکیل شد و بازدهی ماهانه و بازده مازاد ماهانه این پرتفوی‌ها و نیز عامل«بازنده منهای برنده (LMW)» محاسبه شد. با مقایسه بازدهی پرتفوی‌های بازنده و برنده، مشاهده شد بازدهی پرتفوی بازنده به لحاظ آماری و اقتصادی بزرگ‌تر از بازدهی پرتفوی برنده است که نشان‌دهنده وجود الگوی برگشت قیمت بلندمدت است. با استفاده از بازده مازاد شش پرتفوی تشکیل شده بر مبنای اندازه – نسبت B/M و نیز شش پرتفوی تشکیل شده بر مبنای بازدهی گذشته به‌عنوان متغیرهای سمت چپ در مدل چهار عاملی و مدل سه عاملی و استفاده از عوامل بازده مازاد پرتفوی بازار، SMB، HML و LMW به‌عنوان متغیرهای سمت راست، قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی و مدل چهارعاملی آزمون شد. نتایج نشان داد مدل‌ها نمی‌تواند بازده غیرنرمال را حذف کند.

**کلیدواژه‌ها: برگشت قیمت بلندمدت؛ پرتفوی‌پژوهی؛ مدل چهار عاملی؛ بازده غیرنرمال.**

پرتال جامع علوم انسانی

---

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۰۳/۲۱، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۶/۰۶/۰۵

* دکترای مدیریت مالی، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول).
E-mail: t.mohammad48@gmail.com
** دانشیار، دانشگاه الزهرا.

## ۱. مقدمه

در طول دهه‌های گذشته، بحث روزافزونی پیرامون معکوس‌شدن بازدهی سهام در بلندمدت وجود داشته است. الگوی برگشت قیمت بلندمدت برای اولین بار زمانی در مبانی نظری دانشگاهی مطرح شد که دیبانت و تالر (۱۹۸۵) مشاهده کردند سهامی که در دوره طولانی‌مدت عملکرد ضعیفی داشته است یا به عبارتی سهام «بازنده» بوده است، در آینده در بین «برنده‌ها» قرار خواهد داشت و متوسط عملکرد بهتری به میزان ۳۱/۹٪ در طول پنج سال آینده ارائه خواهد کرد [۷]. آن‌ها این مشاهده را به بی‌قاعدگی فراواکنشی[1] مرتبط دانستند که در آن سرمایه‌گذاران در مورد سهامی که عملکرد ضعیف دارد، بیش از حد بدبین شده و در مورد سهامی که عملکرد بهتری دارد، بیش از حد خوش‌بین می‌شوند. پیامد فراواکنشی سرمایه‌گذاران، وقوع روند معکوس در قیمت سهام بازنده و برنده در زمانی است که سرمایه‌گذاران متوجه می‌شوند نظراتشان بسیار افراطی بوده است. در نتیجه، پژوهشگران توضیحات مختلفی برای توجیه الگوی برگشت بلندمدت ارائه کرده‌اند. در هر حال، این توضیحات یا بر اساس رفتار اقتصادی/عقلایی سرمایه‌گذار بوده یا بر اساس تصمیمات معاملاتی مبتنی بر دیدگاه‌های غیرعقلایی سرمایه‌گذار است. توضیحی که این تحقیق به دنبال آن است، در طبقه رفتار اقتصادی/عقلایی و در چارچوب مدل‌های قیمت‌گذاری تجربی است.

## ۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مطابق با تئوری فراواکنشی دیبانت و تالر، بدبینی مفرط سرمایه‌گذاران درباره آینده سهامی که عملکرد ضعیف دارد، موجب کاهش قیمت سهام می‌شود [۷]؛ اما درنهایت سرمایه‌گذاران تشخیص می‌دهند که سهام زیر ارزش قیمت‌گذاری شده و قیمت سهام بر می‌گردد. به همین ترتیب، خوش‌بینی بیش از اندازه سرمایه‌گذاران درباره پتانسیل صعود قیمت سهامی که عملکرد خوب داشته است، موجب افزایش قیمت سهام به سطحی بیشتر از ارزش ذاتی آن می‌شود. در این‌جا نیز زمانی‌که سرمایه‌گذاران متوجه خطای خود می‌شوند، برگشت قیمت کلید می‌خورد. در این زمینه، یافته‌های کوپرا و همکاران (۱۹۹۲) و لاکونشوک و همکاران (۱۹۹۴) برگشت بلندمدت بازدهی سهام را تایید می‌کند و شواهدی از نظریه فراواکنشی ارائه می‌کند [۱۷، ۴]. مطالعات باربریز و همکاران (۱۹۹۸)، دانیل و همکاران (۱۹۹۸) و هانگ و استین (۱۹۹۹) شواهدی ارائه کردند مبنی بر این‌که برگشت بلندمدت قیمت سهام پیامد سوگیری‌هایی رفتاری است که موجب مومنتوم کوتاه‌مدت می‌شود [۱۵، ۶، ۲]؛ بنابراین مطابق با یافته‌های این پژوهشگران دو پدیده برگشت قیمت و مومنتوم، جدانشدنی است. در مقابل، جورج و وانگ

1. Overreaction

(۲۰۰۴) شواهدی ارائه کردند که نشان می‌داد دو بی‌قاعدگی جدا از یکدیگر است [۱۲]. به‌طور خاص، این پژوهشگران یافتند که نزدیک‌شدن قیمت سهام به بالاترین قیمت خود در پنجاه و دو هفته، روند کوتاه‌مدت قیمت (مومنتوم قیمتی) را توضیح می‌دهد، اما برگشت قیمت بلندمدت را توضیح نمی‌دهد. این پژوهشگران نتیجه‌گیری کردند که دو الگوی بازدهی دو پدیده مجزا بوده و متأثر از دو رفتار متفاوت سرمایه‌گذار است. این محققان دو سؤگیری رفتاری برای توضیح مومنتوم قیمتی پیشنهاد دادند: ۱) سؤگیری اتکاء و تعدیل[1] و ۲) سؤگیری نقاط مرجع[2]. در هر حال، این محققان یافتند که این دو سؤگیری رفتاری برگشت قیمت بلندمدت را توضیح نمی‌دهد [۱۲].

مبانی نظری این پژوهش با تحقیقاتی سازگار است که از رفتار اقتصادی/عقلایی استفاده کرده و الگوی برگشت بلندمدت را توضیح می‌دهد. فاما و فرنچ (۱۹۹۶) الگوی برگشت بلندمدت را با مدل سه عاملی بررسی کردند [۹]. آن‌ها یافتند پس از کنترل سه عامل، الگوی برگشت بلندمدت غیرمعنادار می‌شود. این یافته پیشنهاد می‌کند الگوی برگشت قیمت از طریق عوامل ریسک مدل سه عاملی درنظر گرفته می‌شود. در هر حال، مطابق با بحث جورج و وانگ (۲۰۰۴) که مومنتوم و برگشت قیمت بلندمدت، دو پدیده مجزا می‌باشد [۱۲]، فاما و فرنچ (۱۹۹۶) نتیجه‌گیری کردند مدل سه عاملی برگشت قیمت بلندمدت را توضیح می‌دهد، اما مومنتوم را توضیح نمی‌دهد [۹]؛ بنابراین فاما و فرنچ (۱۹۹۶) شواهدی ارائه کردند که از عدم ارتباط مومنتوم و برگشت قیمت بلندمدت پشتیبانی می‌کرد و علاوه بر این، یافته‌های آن‌ها نشان می‌داد برگشت قیمت بلندمدت توضیح مبتنی بر ریسک دارد [۹].

برخلاف فاما و فرنچ و محققان طرفدار توضیح مبتنی بر ریسک الگوی برگشت قیمت، محققانی نظیر لاولن و شانکن (۲۰۰۲) بحث می‌کنند که برگشت قیمت بلندمدت به واکنش سرمایه‌گذاران به رویدادهای جدید مرتبط می‌شود [۱۸]. این پژوهش‌ها از این نظر تفاوت دارد که برگشت قیمت را نسبت به شرایط اقتصادی بررسی نمی‌کند. کوپر و همکاران (۲۰۰۴) شرایط اقتصادی را به مومنتوم ارتباط می‌دهند، اما شرایط اقتصادی و برگشت بلندمدت را مرتبط نمی‌نمایند [۵].

در دهه گذشته، جورج و وانگ (۲۰۰۷) توضیح مبتنی بر مالیات نیز برای برگشت بلندمدت در قیمت سهام پیشنهاد دادند [۱۳]. به‌طور خاص، آن‌ها بحث کردند که برگشت قیمت به دلیل معاملات مالیات‌محور است و به دلیل توضیحات سنتی مربوط به فراواکنشی سرمایه‌گذاران نیست. مطابق با یافته‌های دیبانت و تالر (۱۹۸۷) و گرینبالت و ماسکویتز (۲۰۰۴) که شواهدی از

1. Anchoring
2. Reference points

برگشت بلندمدت برای سهام بازنده در ژانویه ارائه کرده بودند، جورج و وانگ (۲۰۰۷) نتیجه‌گیری کردند تصمیمات معاملاتی مالیات‌محور پایان سال ممکن است عامل الگوی برگشت قیمت سهام بازنده باشد [۱۳].

جورج و وانگ (۲۰۰۷) هیچ‌گونه شواهدی از برگشت قیمت برای سهام بازنده در ماه‌های غیر از ژانویه گزارش نکردند؛ اما شواهدی از برگشت قیمت برای سهام برنده گزارش کردند [۱۳]. آن‌ها بحث کردند که این یافته با فرضیه بلوکه‌کردن سود سرمایه‌ای[1] سازگار است. مطابق با این فرضیه، سهامی که در طولانی‌مدت روند قیمت صعودی داشته است، سود سرمایه‌ای بلوکه‌شده انباشته به همراه دارد. در نتیجه، الگوی بازدهی صعودی برای سهام برنده غالب می‌شود؛ زیرا سرمایه‌گذارانی که سهام برنده را نگه‌داری می‌کنند، به دلیل رفتار مالیاتی زیان‌بار مرتبط با شناسایی سود، بابت معامله صرف درخواست می‌کنند؛ درحالی‌که با نگه‌دارای سهامی که زیان بلوکه‌شده دارد، به هیچ‌گونه صرفی برای معامله نیاز نیست. به این دلیل که سود سرمایه‌ای در زمان شناسایی، مشمول مالیات می‌شود، جورج و وانگ بحث کردند سرمایه‌گذاران تمایلی برای فروش سهام برنده ندارند، مگر اینکه پاداشی در قبال شناسایی سود و پرداخت مالیات بر آن دریافت کنند. آن‌ها بازدهی سهام را هم در ایالات متحده که مالیات بر سود سرمایه‌ای وجود دارد و هم در هنگ‌کنگ که سود سرمایه‌ای مشمول مالیات قرار نمی‌گیرد، بررسی کردند. بر اساس تجزیه‌وتحلیل بین‌بازاری، این پژوهشگران شواهدی سازگار با توضیح مبتنی بر مالیات و ناسازگار با فرضیه فراواکنشی ارائه کردند. آن‌ها نتیجه‌گیری کردند که برگشت قیمت سهام بازنده به ژانویه محدود شده و به دلیل معاملات مبتنی بر مالیات پایان سال است. این محققان در ادامه بیان کردند فرضیه قفل سود سرمایه‌ای پیش‌بینی می‌کند که فقط سهام برنده به استثناء ماه ژانویه، برگشت قیمت تجربه می‌کند. آن‌ها بحث کردند این شواهد از فرضیه قفل سود سرمایه‌ای حمایت می‌کند. در هر حال، در بازار سرمایه ایران هیچ‌گونه مالیاتی از سود سرمایه‌ای و همچنین سود نقدی دریافت نمی‌شود و صرفاً مالیات نقل و انتقال و آن هم در زمان فروش سهام اخذ می‌شود؛ بنابراین توضیح مبتنی بر مالیات و فرضیه بلوکه‌شدن سود سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران نوعاً موضوع بحث نخواهد بود و بنابراین در صورت وجود الگوی برگشت قیمت، این تحقیق به دنبال توضیح مبتنی بر عوامل تأثیرگذار بر بازدهی مورد انتظار سهام است.

در هر حال، این تحقیق با پیروی از فاما و فرنچ (۱۹۹۶) و گارسیا و همکاران (۲۰۱۴) به دنبال بررسی رابطه بین ویژگی‌های شرکتی با برگشت قیمت بلندمدت است [۱۹، ۹]. شواهد قابل‌ملاحظه‌ای وجود دارد که نشان می‌دهد شرکت‌های نسبتاً کوچک و جوان ویژگی‌هایی دارند که دسترسی‌شان به سرمایه را محدود می‌سازد [۱۴]؛ بنابراین شرکت‌های کوچک با توجه ریسک

1. Capital gains lock - in hypothesis

بالاتری که دارد، باید بازده بالاتری داشته باشد. فاما و فرنچ در کار اولیه خود یافتند اگرچه مدل سه عاملی الگوهای بازدهی مربوط به صرف اندازه و صرف ارزش را در سال‌های پس از ۱۹۶۲، بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) توضیح می‌دهد؛ اما توضیح الگوهای بازدهی مدل سه عاملی از حالت کامل بسیار فاصله داشت [۱۰].

در تحقیق جدیدی که فاما و فرنچ در چهار منطقه جغرافیایی (آمریکای شمالی، اروپا، ژاپن، و آسیا) انجام دادند، صرف ارزش در میانگین بازدهی گزارش شد که به استثای ژاپن، صرف ارزش با افزایش اندازه، کاهش می‌یافت [۱۱]. در هر حال، نتایج آزمون این پژوهشگران نشان داد عوامل ریسک معنادار هستند [۱۱]. این تحقیق با بهره‌گیری از مبانی نظری و کاربردی مدل‌های قیمت‌گذاری، ابتدا این فرضیه را آزمون می‌کند که آیا الگوی برگشت قیمت در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد و سپس قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی در توضیح الگوی برگشت قیمت مورد آزمون قرار می‌گیرد.

## فرضیه‌های پژوهش

فرضیه ۱: بازدهی سهام الگوی برگشت قیمت بلندمدت دارد.
فرضیه ۲: مدل سه عاملی می‌تواند بازده مازاد را توضیح دهد.
فرضیه ۳: مدل چهار عاملی می‌تواند بازده مازاد را توضیح دهد.

**طرح پژوهش.** این تحقیق از نوع مطالعات پس‌رویدادی[1] است که بر مبنای تجزیه‌وتحلیل اطلاعات مشاهده‌شده انجام می‌شود. در این تحقیق با به‌کارگیری روش‌شناسی پرتفوی‌پژوهی در طول سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ (دوره شش ساله)، سهام بر مبنای عملکرد بازدهی دوازده ماه گذشته به پنج گروه طبقه‌بندی می‌شود. سهام برنده سهامی است که در بالای طبقه۲۰٪ از نظر عملکرد قرار داشته باشد و سهام بازنده سهامی است که پایین طبقه ۲۰٪ از نظر عملکرد قرار داشته باشد، سه پرتفوی دیگر نیز بین طبقه بالای ۲۰٪ و طبقه پایین ۸۰٪ قرار خواهد داشت. فاما و فرنچ (۱۹۹۶) بحث می‌کنند مدل سه عاملی واقعیت اقتصادی سهام برنده و سهام بازنده را در نظر می‌گیرد، زیرا سهام برنده گرایش دارد که سهام قوی‌تر باشد و سهام بازنده گرایش دارد سهام کوچک و بحران‌زده باشد [۹].

بنابراین، در ابتدای هر ماه سهام را بر مبنای بازده دوازده ماه قبل، رتبه‌بندی کرده و سپس به‌طور پنجکی (مبتنی بر طبقات ۲۰٪) پنج پرتفوی (پرتفوی بازنده، پرتفوی ۲، پرتفوی ۳، پرتفوی ۴ و پرتفوی برنده) تشکیل می‌شود. در نهایت، میانگین بازده مازاد ماهانه پنج پرتفوی

1. Ex Post Facto Study

جهت استفاده به‌عنوان متغیر وابسته در مدل سه عاملی فاما و فرنچ ذیل محاسبه می‌شود:

$$R_i - R_f = a_i + b_i[R_M - R_f] + s_i SMB + h_i HML + e_i \quad \text{رابطه (۱)}$$

که $R_i$ بازده پرتفوی iاُم، $R_f$ نرخ بهره بدون ریسک (نرخ سود اوراق مشارکت بانک مرکزی)، $R_M$ نرخ بازده بازار (شاخص کل)، SMB بازده سهام شرکت‌های کوچک منهای بازده سهام شرکت‌های بزرگ، HML بازده سهام با نسبت B/M بالا (یا سهام ارزشی) منهای بازده سهام با نسبت B/M پایین (یا سهام رشدی)، $e_i$ جزء پسماند مدل، $a_i$ ضریب عرض از مبدأ، $b_i$ ضریب بتای بازار، $s_i$ ضریب عامل SMB، و $h_i$ ضریب عامل HML (در مدل‌های رگرسیون) است. مدل (۱) برای پنج پرتفوی (ایجاد شده بر مبنای عملکرد دوازده ماه قبل) و نیز پرتفوی «بازنده منهای برنده» (LMW) برآورد می‌شود. برای محاسبه عوامل SMB و HML، در ابتدای هر سال سهام شرکت‌ها بر مبنای اندازه که نماینده‌اش ارزش بازار است، بر اساس طبقه پایین ۱۰٪ و طبقه بالای ۶۰٪ از نظر ارزش بازار به دو گروه طبقه‌بندی می‌شود؛ سپس هر گروه اندازه بر اساس نسبت B/M به سه گروه (بر مبنای طبقه ۳۰-۴۰-۳۰) طبقه‌بندی می‌شود؛ بنابراین به‌طور خلاصه جدول (۱) نحوه تشکیل ماتریس حاوی شش پرتفوی را نشان می‌دهد:

*جدول ۱. ماتریس تشکیل پرتفوی مبتنی بر عوامل اندازه و نسبت B/M*

| نسبتB/M<br>اندازه | ارزشی (طبقه بالای ۷۰٪ از نظر B/M) | معمولی (طبقه بین ۳۰٪ و ٤۰٪ از نظر B/M) | رشدی (طبقه پایین ۳۰٪ از نظر B/M) |
|---|---|---|---|
| کوچک (طبقه پایین۱۰٪ از نظر ارزش بازار) | پرتفوی کوچک ارزشی (SV) | پرتفوی کوچک طبیعی (SN) | پرتفوی کوچک رشدی (SG) |
| بزرگ (طبقه بالای ۶۰٪ از نظر ارزش بازار) | پرتفوی بزرگ ارزشی (BV) | پرتفوی بزرگ طبیعی (BN) | پرتفوی بزرگ رشدی (BG) |

تقاطع سطرها و ستون‌ها در ماتریس ۲×۳ که بر مبنای اندازه و نسبت B/M مرتب شده، شش پرتفوی ایجاد می‌کند: SG، SN، SV، BG، BN و BV، که S و B نشان‌دهنده کوچک و بزرگ است و G، N و V به ترتیب نشان‌دهنده رشدی‌بودن (۳۰٪ پایین)، طبیعی‌بودن (۴۰٪ میانه)، و ارزشی‌بودن (۳۰٪ بالا) است. عامل اندازه یعنی عامل SMB در ماتریس ۲×۳ مرتب-شده بر اساس اندازه–نسبت B/M، میانگین بازده‌های سه پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های کوچک منهای میانگین بازده‌های سه پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ است؛ همچنین بازده‌های ارزشی–رشدی برای سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ به‌صورت $HML_S$=SV-SG و $HML_B$=BV-BG ایجاد می‌شود و HML میانگین $HML_S$ و $HML_B$ است.

بنابراین، با محاسبه عوامل SML و HML که نماینده عوامل ریسک ناشناخته هستند و نیز بازده مازاد بازار، متغیرهای سمت راست مدل سه عاملی به‌دست می‌آید. متغیر سمت چپ مدل سه عاملی نیز بازده مازاد ماهانه هر کدام از پرتفوی‌های پنجکی (تشکیل شده بر اساس بازدهی تجمعی دوازده ماه قبل) تعریف می‌شود. علاوه بر این، زمانی‌که پرتفوی‌های پنجکی از طریق بازدهی تجمعی دوازده ماه قبل سهام تشکیل می‌شود، عامل ریسک «بازنده منهای برنده» (LMW) که بازده پرتفوی بازنده منهای بازده پرتفوی برنده است، محاسبه می‌شود. با محاسبه این عامل، می‌توان مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) را نیز برای پرتفوی تشکیل‌شده بر مبنای اندازه و نسبت B/M برآورد و آزمون کرد [۳]. مشابه با مدل سه عاملی، کارهارت (۱۹۹۷) مدل چهار عاملی را پیشنهاد داد که در آن عامل چهارم، مومنتوم بود [۳]:

$$R_i(\mathrm{t}) - \mathrm{R}_f(\mathrm{t}) = \mathrm{a}_i + \beta_i\left[\mathrm{R}_M(t) - \mathrm{R}_f(\mathrm{t})\right] + \mathrm{s}_i\mathrm{SMB}(\mathrm{t}) + h_i HML(t) + e_i(t) + w_i WML(t) \quad \text{رابطه (۲)}$$

که در آن $WML(t)$ بازدهی پرتفوی‌های متشکل از سهام برنده منهای بازدهی پرتفوی‌های متشکل از سهام بازنده (دوره قبل) است. جاگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) بحث می‌کنند بازدهی سهام اثر مومنتوم نشان می‌دهد؛ بنابراین انتظار می‌رود در صورت وجود اثر مومنتوم در بازدهی سهام، علامت $w_i$ مثبت گزارش شود. در هر حال، در این تحقیق عامل LMW (بازنده منهای برنده) در مدل فوق قرار می‌گیرد و مطابق با یافته‌های جاگادیش و تیتمن (۱۹۹۳)، باید علامت این عامل منفی باشد.

**نمونه و داده‌های تحقیق.** نمونه تحقیق شامل شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران است که با توجه به معیارهای زیر انتخاب شده‌اند:

۱. شرکت‌هایی که سال مالی منتهی به اسفند ماه دارند، زیرا در هر سال، سهام ابتدا بر اساس اندازه که نماینده آن ارزش بازار سهام در پایان هر سال است طبقه‌بندی شده و سپس سهام قرار گرفته در هر طبقه اندازه، بر مبنای نسبت B/M (طبقه‌بندی سالانه بر اساس اطلاعات سال قبل) و مومنتوم (طبقه‌بندی ماهانه بر اساس بازده ماهانه تجمعی دوازده ماه قبل) طبقه‌بندی می‌شود.

۲. شرکت‌هایی که بیش از یک ماه وقفه معاملاتی نداشته باشند، زیرا بازده مازاد مورد استفاده در مدل‌های رگرسیون، ماهانه است.

۳. شرکت‌هایی که از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار تهران مورد معامله قرار گرفته باشد.

با درنظرگرفتن این محدودیت‌ها، تعداد شرکت‌های تحقیق به ۱۹۵ می‌رسد. بر مبنای بازدهی سهام ۱۹۵ شرکت، عوامل ریسک مدل سه عاملی و مدل چهار عاملی محاسبه شده و همچنین پرتفوی‌های پنجکی و پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه - نسبت B/M تشکیل می‌شود.

## ٤. یافته‌های پژوهش

جدول (۲) آمار توصیفی عوامل ریسک موجود در مدل سه عاملی و مدل چهار عاملی را خلاصه کرده است. صرف ریسک (بازده مازاد) ماهانه پرتفوی بازار که نماینده آن شاخص کل بورس است، در دوره ۱۳۸۷-۱۳۹۲ معادل ۰/۰۲ است که در سطح ۱٪ معنادار است.

*جدول ۲. آمار توصیفی بازده مازاد شاخص کل و بازده پرتفوی‌های به‌دست‌آمده بر مبنای اندازه (ارزش بازار) و نسبت B/M. اندازه از طریق ارزش بازار هر سهم اندازه‌گیری شده است. دوره زمانی از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲*

| آماره | پرتفوی بازار | SMB | HML | $HML_S$ | $HML_B$ | $HML_{S-B}$ | LMW |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| میانگین | ۰/۰۲ | -۰/۰۱۵۹ | -۰/۰۰۸۴ | -۰/۰۲۵ | ۰/۰۰۷۱ | -۰/۰۳۲ | ۰/۱۴ |
| انحراف معیار | ۰/۰۵ | ۰/۰۹۷ | ۰/۰۵۳ | ۰/۰۴۴ | ۰/۰۹۹ | ۰/۱۰۹ | ۰/۲۷ |
| آماره t (میانگین) | ۲/۹۲* | -۱/۲۶ | -۱/۲۴ | -۴/۳۴* | ۰/۵۵ | -۲/۲۶** | ۳/۹۳* |
| آماره جارک - برا | ۲/۶۴* | ۲۲/۱۶ | ۱/۵۷* | ۰/۴۱* | ۰/۵۶* | ۰/۲۹* | ۳۵ |
| وضعیت | نرمال | غیرنرمال | نرمال | نرمال | نرمال | نرمال | غیرنرمال |

در این جدول، ابتدا با طبقه‌بندی سهام به دو گروه بر مبنای ارزش بازار سهام و سپس طبقه‌بندی سهام هر طبقه اندازه به سه گروه بر مبنای نسبت ارزش دفتری حقوق مالکانه به ارزش بازار سهام (B/M)، پرتفوی‌هایی در پایان اسفند ماه هر سال (t) ایجاد می‌شود. سهام شرکت‌های بزرگ، سهام بالای ۶۰٪ از نظر ارزش بازار است (با توجه به اینکه در طبقه‌بندی سهام بر اساس رویه فاما و فرنچ [بالای ۹۰٪ و پایین ۱۰٪] تعداد شرکت کمی در طبقه بالای ۹۰٪ قرار می‌گرفت، برای طبقه‌بندی شرکت‌های بزرگ، نقطه ۶۰٪ مورد استفاده قرار گرفت) و سهام شرکت‌های کوچک، سهام پایین ۱۰٪ از نظر ارزش بازار است. طبقه‌بندی سهام بر اساس نسبت B/M، صدک ۳۰اُم و صدک ۷۰اُم بر اساس نسبت B/M می‌باشد.تقاطع سطرها و ستون‌های ماتریس ۳×۲ (اندازه و نسبت B/M)، شش پرتفوی ایجاد می‌نماید: SG، SN، SV، BG، BN، و BV که S و B به ترتیب نشان‌دهنده کوچک و بزرگ و G، N، V به ترتیب نشان‌دهنده رشدی‌بودن (۳۰٪ پایین گروه)، طبیعی‌بودن (۴۰٪ میانه)، و ارزشی‌بودن (۳۰٪ بالا) سهام از نظر نسبت B/M است. معیار SMB میانگین ساده بازده سالانه سه پرتفوی متشکل از سهام کوچک منهای میانگین ساده بازده سالانه سه پرتفوی متشکل از سهام بزرگ است. بازده ارزشی-رشدی برای سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ به‌ترتیب به‌صورت $HML_S = SV - SG$ و $HML_B = BV - BG$ محاسبه می‌شود و HML میانگین ساده $HML_S$ و $HML_B$ است. معیار «بازنده منهای برنده» (LMW)، بازدهی پرتفوی بازنده منهای پرتفوی برنده است که عامل ریسک چهارم در مدل چهار عاملی خواهد بود. آماره جارک-برا آزمون می‌کند که آیا داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کند. *،** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

معیار SMB (میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام کوچک منهای میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام بزرگ) منفی گزارش شده است که نشان‌دهنده اثر اندازه معکوس (البته غیرمعنادار) است، با یافته‌های بنز (۱۹۸۱) که اثر اندازه گزارش کرد، مغایر است [۱]. معیار HML یا صرف ارزش (میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام ارزشی منهای میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام رشدی) برابر با ۰/۰۰۸۴- بوده که معنادار نیست. معیار $HML_S$ که معیار HML برای

شرکت‌های کوچک است، برابر با ۰/۰۲۵- بوده که در سطح ۱٪ معنادار و متفاوت از صفر است. وجود معیار HML منفی، با یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) که اثر ارزش گزارش کردند، مغایر است [۱۰].

جدول (۳) میانگین بازده ماهانه، انحراف معیار بازده مازاد و نسبت شارپ (میانگین بازده مازاد تقسیم بر انحراف معیار آن) شش پرتفوی تشکیل‌شده بر مبنای اندازه - نسبت B/M را گزارش کرده است. میانگین بازده مازاد این پرتفوی‌ها به‌عنوان متغیر سمت چپ در مدل سه عاملی و چهار عاملی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که سازگار با نتایج جدول (۲)، به‌طور متوسط اثر اندازه معکوس و اثر ارزش معکوس وجود دارد. به‌عبارتی، با حرکت از سمت راست به چپ در ماتریس اندازه – نسبت B/M، به‌طور متوسط میانگین بازده‌های مازاد افزایش می‌یابد و با حرکت از سمت بالا به سمت پایین ماتریس، به‌طور متوسط میانگین بازده مازاد افزایش می‌یابد. به‌طورکلی، این نتیجه را می‌توان با مقایسه بازده مازاد پرتفوی بزرگ – ارزشی (معادل ۰/۰۳۲) و بازده مازاد پرتفوی کوچک – رشدی (۰/۰۳۵) نشان داد. در پایان، معیار LMW که بازدهی پرتفوی بازنده منهای پرتفوی برنده است برابر با ۰/۱۴ است که در سطح ۱٪ متفاوت از صفر است. در کل این معیار نشان دهد که الگوی برگشت بازدهی معنادار وجود دارد. این یافته با نتایج تحقیق فاما و فرنچ (۱۹۹۶) که بازدهی ماهانه سهام بازنده را نسبت سهام برنده بالاتر گزارش کرده بودند، سازگار است [۹].

*جدول ۳. خلاصه آماره‌های بازده مازاد شش پرتفوی ایجادشده بر مبنای اندازه- نسبت B/M. ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲*

| آماره | میانگین بازده مازاد | | | انحراف معیار | | | نسبت شارپ | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| اندازه B/M | 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 | ۰/۵۰ |
| بزرگ (B) | ۰/۰۳۲ | ۰/۰۵۸ | ۰/۰۲۵ | ۰/۱۱ | ۰/۱۸ | ۰/۰۹۹ | ۰/۲۹ | ۰/۳۱ | ۰/۲۵ |

بازده مازاد ماهانه شش پرتفوی ایجاد شده بر مبنای اندازه و نسبت B/M. بر مبنای اندازه–نسبت B/M تعداد شش پرتفوی ایجاد شده است. نقاط مرتب‌سازی بر اساس اندازه، صدک ۱۰ و صدک ۶۰ است. تقاطع سطرها و ستون‌های ماتریس ۲×۳ (بر مبنای اندازه و نسبت B/M) شش پرتفوی وزنی ارزشی ایجاد می‌نماید.

در هر حال، با مقایسه شش پرتفوی می‌توان نتایج مهم دیگری را نیز ارائه کرد. اول اینکه بازده مازاد پرتفوی کوچک ارزشی (۰/۰۱۱) و نسبت شارپ آن (۰/۱۳) به لحاظ اقتصادی کوچک‌تر از بازده مازاد پرتفوی کوچک رشدی (۰/۰۳۵) و نسبت شارپ آن (۰/۵۰) است که این یافته نشان‌دهنده شواهدی از اثر ارزش (یا اثر B/M) معکوس برای سهام شرکت‌های کوچک

است. دوم اینکه بازده مازاد پرتفوی بزرگ ارزشی (۰/۰۳۲) و نسبت شارپ آن (۰/۲۹) به لحاظ اقتصادی بزرگ‌تر از بازده مازاد پرتفوی بزرگ رشدی (۰/۰۲۵) و نسبت شارپ آن (۰/۲۵) است که این یافته نشان‌دهنده 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 کوچک ارزشی (۰/۰۱۱) و نسبت شارپ آن (۰/۱۳) به لحاظ اقتصادی کوچک‌تر از بازده مازاد پرتفوی بزرگ ارزشی (۰/۰۳۲) و نسبت شارپ آن (۰/۲۹) است که این یافته نشان‌دهنده شواهدی از اثر اندازه معکوس برای سهام ارزشی است و درنهایت اینکه بازده مازاد پرتفوی کوچک رشدی (۰/۰۳۵) و نسبت شارپ آن (۰/۵۰) به لحاظ اقتصادی بزرگ‌تر از بازده مازاد پرتفوی بزرگ رشدی (۰/۰۲۵) و نسبت شارپ آن (۰/۲۵) است که این یافته نشان‌دهنده شواهدی از اثر اندازه برای سهام رشدی است؛ به‌طورکلی می‌توان بیان کرد که صرف ارزش برای شرکت‌های کوچک و بزرگ متفاوت و صرف اندازه برای شرکت‌های ارزشی و رشدی متفاوت است.

جدول (۴) میانگین بازده ماهانه و نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل سه عاملی را برای پنج پرتفوی ایجاد شده بر مبنای عملکرد گذشته گزارش کرده است. نمایه (الف) نشان می‌دهد که میانگین بازده ماهانه پرتفوی بازنده ۰/۰۷۳۴ است که در سطح ۱٪ از صفر متفاوت است. میانگین بازده ماهانه پرتفوی برنده ۰/۰۶۷۴- گزارش شده است که در سطح ۱۰٪ از صفر متفاوت است. با بررسی بازدهی پرتفوی‌ها از سمت راست به چپ، مشاهده می‌شود که میانگین بازدهی ماهانه به‌طور سازگار کاهش می‌یابد. در ستون آخر نیز بازدهی پرتفوی LMW گزارش شده است. در واقع این پرتفوی، پرتفوی «بازنده منهای پرتفوی برنده» است. میانگین بازدهی پرتفوی LMW معادل ۰/۱۴۰۸ گزارش شده است که آن نیز در سطح ۱٪ از صفر متفاوت است. بازدهی LMW نشان می‌دهد که به‌طور متوسط سهام بازنده در مقایسه با سهام برنده، بازده ماهانه بالاتری داشته است. در کل، این نتایج نشان می‌دهد که سهام الگوی برگشت قیمت داشته است. به‌عبارتی، سهامی که در گذشته عملکرد بدی داشته است در مقایسه با سهامی که عملکرد خوبی داشته است، بازده ماهانه بالاتری به میزان ۰/۱۴۰۸ ارائه کرده است که این تفاوت هم از نظر آماری (در سطح ۱٪) و هم از نظر اقتصادی معنادار است. به‌طور خاص، این یافته با نتایج تحقیق فاما و فرنچ (۱۹۹۶) که بازدهی ماهانه سهام بازنده را نسبت سهام برنده ۷۴واحد مبنا (۰/۰۰۷۴) گزارش کرده بودند، سازگار است، اما به لحاظ اقتصادی تفاوت بازدهی ماهانه سهام بازنده نسبت سهام برنده (۰/۱۴۰۸) در این تحقیق قابل مقایسه بایافته فاما و فرنچ نیست [۹]. همچنین، شاید بتوان وجود الگوی برگشت قیمت را مشابه با بحث دیبانت و تالر (۱۹۸۵) به

بی‌قاعدگی فراواکنشی[1] ارتباط داد که در آن سرمایه‌گذاران در مورد سهامی که عملکرد ضعیف دارد، بیش از حد بدبین شده و در مورد سهامی که عملکرد بهتری دارد، بیش از حد خوش‌بین می‌شوند و در بلندمدت سهام بازنده عملکرد بهتری نسبت به سهام بازنده از خود نشان می‌دهد [۷].

*جدول ۴. میانگین بازده ماهانه و نتایج به‌دست‌آمده از مدل سه عاملی: فروردین ۱۳۸۷ تا اسفندماه ۱۳۹۲*

| | پرتفوی بازنده | پرتفوی ۲ | پرتفوی ۳ | پرتفوی ٤ | پرتفوی برنده | پرتفوی «بازنده منهای برنده» (LMW) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| نمایه الف. میانگین بازده ماهانه پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر مبنای عملکرد ۱۲ ماه گذشته | | | | | | |
| بازده | ۰/۰۷۳۴ | ۰/۰۵۵۳ | ۰/۰۴۶۶ | ۰/۰۲۵۴ | −۰/۰۶۷۴ | ۰/۱۴۰۸ |
| آماره t | ۵/۶۶* | ۳/۴۸* | ۲/۲۳** | ۰/۹۹۴ | −۱/۷۹*** | ۳/۹۳* |
| نمایه ب. نتایج مدل‌های رگرسیونی توضیح‌دهنده بازده پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر مبنای عملکرد ۱۲ ماه گذشته | | | | | | |
| a | ۰/۰۴۳ | ۰/۰۲ | ۰/۰۰۲۹ | −۰/۰۱۵ | −۰/۱۳ | ۰/۱۶۴ |
| b | ۰/۹۴ | ۱/۲۹ | ۰/۶۹ | ۱/۷۸ | ۲/۷۳ | −۱/۷۹ |
| s | ۰/۴۹ | ۰/۷۳ | ۰/۸۶ | ۱/۲۳ | ۱/۰۲ | −۰/۵۳ |
| h | −۰/۱۶ | −۰/۳۹ | −۰/۶۸ | −۰/۸۲ | −۱/۴۳ | ۱/۲۶ |
| t(a) | ۳/۸۸* | ۱/۶۵*** | ۰/۱۷ | −۰/۷۳ | −۳/۸۹* | ۴/۴۲* |
| t(b) | ۴/۸۸* | ۶/۱۶* | ۵/۷۴* | ۴/۹۵* | ۴/۵۵* | −۲/۸۲* |
| t(s) | ۴/۵۴* | ۶/۱۸* | ۵/۱۹* | ۶/۰۵* | ۳/۰۰* | −۱/۴۷ |
| t(h) | −۰/۷۹ | −۱/۷۸*** | −۲/۲۳** | −۲/۲۰** | −۲/۲۸** | ۱/۹۰* |
| $R^2$تعدیل‌شده | ۰/۳۶۳* | ۰/۴۹۷* | ۰/۴۳۳* | ۰/۴۴* | ۰/۲۷۳* | ۰/۱۰۳** |

توجه: نمایه (الف) میانگین بازده ماهانه پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر اساس عملکرد تاریخی را نشان می‌دهد. پرتفوی‌ها در هر تاریخ t، بر مبنای بازده تجمعی ۱۲ ماه قبل تشکیل می‌شود. نمایه (ب) نتایج رگرس بازده مازاد ماهانه پرتفوی‌ها را بر سه عامل فاما و فرنچ گزارش کرده است.

$$R_i - R_f = a_i + b_i[R_M - R_f] + s_i SMB + h_i HML + e_i$$

ستون آخر نتایج را برای پرتفوی «بازنده منهای برنده» (LMW) نشان داده است. آمارهt نمایه (الف) آزمون می‌کند که آیا میانگین بازدهی پرتفوی‌ها به‌طور معنادار متفاوت از صفر است یا خیر.آماره t نمایه (ب) معناداری ضرایب برآورد شده مدل‌های رگرسیون را آزمون می‌کند. *،** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

نمایه (ب) جدول (۴) نتایج به‌دست‌آمده از رگرس بازده مازاد پرتفوی‌ها (پنج پرتفوی پنجکی و پرتفوی LMW) بر عوامل بازده مازاد پرتفوی بازار، SML و HML را گزارش کرده است. فاما و فرنچ (۱۹۹۶) و گارسیا و همکاران (۲۰۱۴) بحث می‌کنند مدل سه عاملی می‌تواند ماهیت اقتصادی سهام برنده و سهام بازنده را توضیح دهد [۱۹، ۹]. به‌طور خاص آن‌ها بحث می‌کنند سهام بازنده رفتار مشابه با سهام شرکت‌های کوچک بحران‌زده دارد و در نتیجه سهام بازنده بتای

1. Overreaction

عاملی بالاتری بر روی عامل SMB و عامل HML دارد. نتایج گزارش‌شده در نمایه (ب) مغایر یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۶) و گارسیا و همکاران (۲۰۱۴) است، زیرا اولاً بتای عاملی عامل SMB (s) برای پرتفوی بازنده ۰/۴۹ بوده که کوچک‌تر از ضریب s برای پرتفوی برنده (۱/۰۲) گزارش شده است [۱۹، ۹]. ثانیاً، بتای عاملی عامل HML (h) هم برای پرتفوی برنده و هم برای پرتفوی بازنده منفی گزارش شده که البته این ضریب فقط برای پرتفوی برنده معنادار (در سطح ۱٪) است. در هر حال، این ضرایب منفی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران بابت سرمایه‌گذاری در پرتفوی ارزشی (با نسبت B/M بالا) حاضر به پرداخت صرف و بابت سرمایه‌گذاری در پرتفوی رشدی (با نسبت B/M پایین) صرف درخواست می‌کنند. علاوه بر این، با بررسی بتاها (ضریب b) مشاهده می‌شود که با حرکت از سمت پرتفوی برنده به سمت پرتفوی بازنده، بتاها به‌طور معنادار (به لحاظ آماری و اقتصادی) افزایش می‌یابد. گزارش بتای بالاتر برای پرتفوی برنده برخلاف یافته‌های محققانی نظیر گارسیا و همکاران (۲۰۱۴) است که بحث می‌کنند سهام بازنده مشابه با سهام شرکت‌های کوچک بوده و لذا باید بتای بالاتری داشته باشد [۱۹]؛ البته همان‌طور که در ادامه مشاهده خواهد شد، پرتفوی متشکل از شرکت‌های بزرگ بتای بالاتری نسبت به پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های کوچک دارد (جدول ۵) که این نتایج نیز با یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۲) و بنز (۱۹۸۰) سازگار نیست.

همچنین، ضرایب عرض از مبدأ (a) و آماره t مربوط به آن نیز نشان می‌دهد که در اکثر مدل‌ها آلفا صفر نمی‌باشد. ضریب آلفا (a) و آماره t مربوط به پرتفوی بازنده به‌ترتیب برابر با ۰/۰۴۳ و ۳/۸۸ است که نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱٪ است. آلفای پرتفوی برنده نیز ۰/۱۳- (معنادار در سطح ۱٪) گزارش شده است. این نتایج نشان می‌دهد که پرتفوی برنده آلفای منفی و پرتفوی بازنده آلفای مثبت ارائه می‌کند. با مشاهده آلفای پرتفوی LMW که برابر با ۰/۱۶۴ (معنادار در سطح ۱٪) گزارش شده است، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که سرمایه‌گذاری در پرتفوی بازنده منهای برنده، بازده غیرنرمال بالاتری معادل ۰/۱۶۴ کسب می‌شود؛ بنابراین با توجه به ضرایب آلفا که برای اکثر پرتفوی‌ها معنادار است و با توجه به پایین بودن ضرایب تعیین ($R^2$) مدل‌های برآوردی (با بالاترین مقدار برای پرتفوی ۲ یعنی ۰/۴۹۷)، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مدل سه عاملی نمی‌تواند الگوی برگشت قیمت یا بازده معکوس را توضیح دهد.

جدول (۵) نتایج حاصل از برآورد مدل چهار عاملی را برای پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر اساس ارزش بازار- نسبت B/M گزارش کرده است. بارهای عاملی مربوط به عامل بازدهی بازنده منهای برنده (LMW) برای تمامی پرتفوی‌ها (به جزء پرتفوی BG) منفی گزارش شده است؛ البته فقط برای پرتفوی‌های SN، SG و BN معنادار است.

همان‌طور که جاگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) بحث می‌کنند بازدهی سهام اثر مومنتوم نشان

می‌دهد و بتای مثبت نسبت به عامل مومنتوم (بازدهی برنده منهای بازنده) دارد، منفی بودن بارهای عاملی در جدول (۵) با یافته‌های آن‌ها سازگار است (توجه شود در برآورد مدل چهار عاملی این تحقیق، به‌جای استفاده از عامل مومنتوم، از عامل برگشت قیمت استفاده شده است). ضرایب عرض از مبدأ مدل‌های برآورد شده و آماره t مربوط به آن نشان می‌دهد که به غیر از پرتفوی SV و پرتفوی BV، همه پرتفوی‌ها مقادیر آلفای معنادار دارد. این یافته نشان می‌دهد که با کنترل عوامل SMB، HML و LMW و بازار، بازده غیر نرمال اکثر پرتفوی‌ها باقی می‌ماند؛ بنابراین نتایج حاکی از نتیجه‌گیری است که اگرچه مدل چهار عاملی ضریب تعیین ($R^2$) نسبتاً بالا و معنادار دارد، اما این مدل نمی‌تواند به‌طور سازگار آلفا را حذف نماید و شاید عوامل ریسک ناشناخته دیگری نیز وجود داشته باشد که در عوامل ریسک مدل چهار عاملی درنظر گرفته نمی‌شود. در سطر آخر جدول (۵)، ضرایب تعیین به‌دست‌آمده از برآورد مدل سه عاملی برای شش پرتفوی نیز گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که کنار گذاشتن عامل برگشت قیمت (LMW)، قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها را آنچنان کاهش نمی‌دهد؛ بنابراین به‌وبستان پیچیدگی- توضیح‌دهندگی ناشی از اضافه‌کردن عامل چهارم یعنی عامل LMW، معنادار نیست.

*جدول ۵. میانگین بازده ماهانه و نتایج به‌دست‌آمده از مدل چهار عاملی: فروردین ۱۳۸۷ تا اسفندماه ۱۳۹۲*

| | پرتفوی SV | پرتفوی SN | پرتفوی SG | پرتفوی BV | پرتفوی BN | پرتفوی BG |
|---|---|---|---|---|---|---|
| a | ۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۴۶ | -۰/۰۱۶ |
| b | ۱/۰۶ | ۱/۰۲۵ | ۰/۸۹ | ۱/۱۵ | ۰/۰۵۰۲ | ۱/۳۱ |
| s | ۰/۵۰۲ | ۰/۴۷ | ۰/۳۳ | -۰/۳۵ | -۱/۱۵ | -۰/۱۷ |
| h | -۰/۰۸ | -۰/۰۸۸ | -۰/۳۱ | ۰/۰۷۶ | -۰/۲۴ | -۱/۰۲ |
| w | -۰/۰۲۹ | -۰/۰۶۹ | -۰/۰۷ | -۰/۲۹ | -۰/۱۶ | ۰/۰۱۴ |
| t(a) | ۰/۰۳۱ | ۲/۱۳** | ۴/۸۹* | ۱/۴۱ | ۲/۰۳** | -۱/۹۹*** |
| t(b) | ۱۰/۲* | ۹/۵۲* | ۹/۶۱* | ۸/۲۷* | ۱/۳۹ | ۹/۹۲* |
| t(s) | ۹۵/۸* | ۸/۱۷* | ۶/۵۸* | -۴/۷۴* | -۵/۹۳* | -۲/۴۸** |
| t(h) | -۰/۷۹ | -۰/۸۱ | -۳/۳۶* | ۵/۴۵* | -۰/۶۶ | -۷/۶۷* |
| t(w) | -۱/۴۶ | -۳/۲۸* | -۴* | -۱/۰۶ | -۲/۲۴** | ۰/۵۴ |
| $R^2$تعدیل‌شده | ۰/۷۵۷ | ۰/۷۵۶ | ۰/۷۴۶ | ۰/۷۶۱* | ۰/۴۵۵* | ۰/۷۳۹ |
| آمارهF | ۴۶/۹۹* | ۴۶/۷۴* | ۴۴/۴۴* | ۴۷/۹۸* | ۱۳/۱۳* | ۴۲/۸۹* |
| $R^2$ سه‌عاملی | ۰/۷۵۲ | ۰/۷۱۳ | ۰/۶۷۸ | ۰/۷۶ | ۰/۴۱۶ | ۰/۷۴۲ |
| آماره F | ۶۰/۷* | ۴۹/۹۳* | ۴۲/۵۱* | ۶۳/۴۴* | ۱۵/۰۲* | ۵۷/۸۱* |

بازده مازاد ماهانه پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر مبنای اندازه-B/M و اندازه- مومنتوم به‌عنوان متغیر سمت چپ و عوامل بازار، SMB، HML و WML به‌عنوان متغیرهای سمت راست. دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲ و تعداد مشاهدات هر پرتفوی ۶۰ مشاهده است.

$$R_i - R_f = a_i + b_i[R_M - R_f] + s_i SMB + h_i HML + w_i LMW + e_i$$

$a_i$ ضریب عرض از مبدأ، $b_i$ ضریب بتای هر پرتفوی، $s_i$ ضریب عامل SMB، $h_i$ ضریب عامل HML، $w_i$ ضریب عامل LMW و $e_i$ جزء پسماند هر مدل است؛ S و B به‌ترتیب نشان‌دهنده کوچک و بزرگ، و N ،V و G به ترتیب نشان‌دهنده ارزشی، طبیعی و رشدی است. آماره t نمایه معناداری ضرایب برآورد شده مدل‌های رگرسیون را آزمون می‌کند. سطر آخر، فقط آماره ضرایب تعیین $R^2$ تعدیل شده به‌دست‌آمده از مدل سه عاملی گزارش شده است.

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

## ۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق برای الگوی برگشت بلندمدت در قیمت سهام، فرضیه‌های مختلفی پیشنهاد شد. بحث شد که وجود چنین الگویی در بازار سرمایه ایران، اساساً نمی‌تواند بر اساس فرضیه معاملات مالیات‌محور داشته باشد. فرضیه دیبانت و تالر (۱۹۸۵) مبنی بر بی‌قاعدگی فراواکنشی، فرضیه‌ای محتمل محسوب شد که در آن سرمایه‌گذاران در مورد سهامی که عملکرد ضعیف دارد، بیش از حد بدبین شده و در مورد سهامی که عملکرد بهتری دارد، بیش از حد خوش‌بین می‌شوند [۷]. پیامد فراواکنشی سرمایه‌گذاران، وقوع روند معکوس در قیمت سهام بازنده و برنده در زمانی است که سرمایه‌گذاران متوجه می‌شوند نظراتشان بسیار افراطی بوده است؛ همچنین با استفاده از بینش مدل قیمت‌گذاری سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل قیمت‌گذاری چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) بحث شد چنین مدل‌هایی می‌تواند با کنترل عوامل ریسک، الگوی برگشت قیمت بلندمدت را توضیح دهد و اساساً وجود الگوی برگشت قیمت بلندمدت ریشه در رفتار اقتصادی/عقلایی سرمایه‌گذاران دارد [۱۰، ۳].

با به‌کارگیری رویکرد مطالعات پرتفوی‌پژوهی، پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه–نسبت B/M و پرتفوی‌های مبتنی بر عملکرد گذشته (بازدهی ۱۲ ماه قبل سهام) تشکیل شد. در مرحله اول، مشاهده شد صرف اندازه برای شرکت‌های رشدی و ارزشی متفاوت است و صرف ارزش نیز برای شرکت‌های کوچک و بزرگ متفاوت است؛ همچنین بررسی بازدهی پرتفوی برنده و بازنده نیز نشان داد که به‌طور متوسط بازدهی ماهانه پرتفوی بازنده به‌طور معنادار (آماری و اقتصادی) بزرگ‌تر از بازدهی ماهانه پرتفوی برنده است. این یافته از الگوی برگشت قیمت بلندمدت حمایت کرد. در مرحله دوم، با استفاده از بازده مازاد شش پرتفوی تشکیل شده بر مبنای اندازه–نسبت B/M و بازده مازاد شش پرتفوی تشکیل شده بر مبنای عملکرد گذشته، مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی برآورد شد. نتایج نشان داد اولاً مدل سه عاملی نمی‌تواند بازده مازاد پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر مبنای عملکرد گذشته را توضیح دهد. ثانیاً با اضافه‌کردن عامل «بازنده منهای برنده» (LMW)، مدل چهار عاملی برای پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر مبنای اندازه–نسبت B/M برآورد شد. نتایج نشان داد اگرچه قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها افزایش می‌یابد، اما کماکان مدل چهار عاملی نتوانست به‌طور سازگار بازده غیرنرمال را برای همه پرتفوی‌ها حذف نماید. با برآورد مدل سه عاملی برای این پرتفوی‌ها، مشاهده شد ضرایب تعیین به‌طور معنادار کاهش نمی‌یابد (در مقایسه با مدل چهار عاملی)؛ لذا نتیجه‌گیری شد عامل ریسک LMW عامل ریسک معنادار نیست.

به‌عنوان نتیجه‌گیری مربوط به آزمون فرضیه‌های تحقیق، می‌توان بیان کرد با توجه به معناداربودن تفاوت بازدهی پرتفوی بازنده و پرتفوی برنده، نمی‌توان فرضیه اول تحقیق مبنی بر وجود الگوی برگشت قیمت بلندمدت را رد کرد؛ همچنین فرضیه‌های دوم و سوم تحقیق مبنی بر قدرت مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی در توضیح بازده مازاد، رد می‌شود.

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

همچنین، به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی از عوامل متفاوتی همچون نسبت سود به قیمت (E/P) و نسبت فروش به قیمت (S/P)، بازدهی دوره‌های قبلی بیشتر از ۱۲ماه، جهت طبقه‌بندی سهام و تشکیل پرتفوی استفاده شود و از دوره‌های زمانی مختلف و فواصل زمانی کوتاه‌تر در برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری مورد بحث استفاده شود؛ همچنین با توجه به شکست کلی مدل‌های مورد آزمون در این تحقیق، پیشنهاد می‌شود علاوه بر استفاده از عوامل ریسک موجود در مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی، عامل ریسک زمانی نیز به مدل‌ها اضافه شود؛ زیرا عدم کارائی مدل‌های قیمت‌گذاری تجربی نظیر مدل سه عاملی و مدل چهار عاملی ممکن است به دلیل نبود چنین عاملی باشد؛ بنابراین استفاده از بینش مدل ICAPM مرتون (۱۹۷۳) جهت استخراج چنین عاملی پیشنهاد می‌شود [۲۰].

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

## منابع

1. Banz, R.W., (1981). The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics, 9,* 3˚18.
2. Barberis, N., A. Shleifer, and R. Vishny, (1998). A model of investor sentiment, *Journal of Financial Economics, 49,* 307˚43.
3. Carhart, M.M., (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance, 52,* 57˚82.
4. Chopra, N., J. Lakonishok, and J. R. Ritter, (1992). Measuring abnormal performance: Do stocks overreact? *Journal of Financial Economics*, *31,* 235˚68.
5. Cooper, M. J., R. C. Gutierrez, and A. Hameed, (2004). Market states and momentum, *Journal of Finance*, *59,* 1345˚66.
6. Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, (1998). Investor psychology and investor security market underand overreactions, *Journal of Finance*, *53,* 1839˚86.
7. DeBondt, W. F. M., and R. Thaler, (1985). Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, *40,* 793˚808.
8. DeBondt, W. F. M., and R. Thaler, (1987). Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality, *Journal of Finance*, *42,* 557˚81.
9. Fama, E. F., and K. R. French, (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies, *Journal of Finance*, *51,* 55˚84.
10. Fama, E.F., and French, K.R., (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, *33,* 3˚56.
11. Fama, E.F., and French, K.R., (2012). Size, value, and momentum in international stock returns, *Journal of Financial Economics*, *105,* 457˚472.
12. George, T. J., and C. Hwang, (2004). The 52 week high and momentum investing, *Journal of Finance*, *59,* 2145˚76.
13. George, T. J., and C. Hwang, (2007). Long-term return reversals: Overreaction or taxes? *Journal of Finance, 62,* 2865˚96.
14. Hadlock, C. J., and J. R. Pierce, (2010). New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index, *Review of Financial Studies*, *23,* 1909˚40.
15. Hong, H., and J. Stein, (1999). A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets, *Journal of Finance, 54,* 2143˚84.
16. Jegadeesh, N., Titman, S., (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, *48,* 65˚91.
17. Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. Vishny, (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk, *Journal of Finance*, *49,* 1541˚78.
18. Lewellen, J., and J. Shanken, (2002). Learning, asset pricing tests, and market efficiency, *Journal of Finance, 57,* 1113˚45.
19. Luis Garcia, Feijoo and Gerald R. Jensen, (2014). The Monetary Environment and Long-Run Reversals In Stock Returns, *The Journal of Financial Research*, *XXXVII(1):* 3˚25.
20. MertonRC, (1973). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica, 41(5):* 867-887.