Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
No. 33, Spring 2021
PP: 57- 84

P-ISSN: 2645-4637
E-ISSN: 2645-4645

Investigating the change in the effect of fundamental variables on return in Tehran Stock Exchange

Gholamhossein Asadi*, Hossein Abdoh Tabrizi, Mostafa Nemati *****

Research Paper

Abstract

In this study, the effect of fundamental variables and size on stock return is considered. The aim of the study is to answer two questions about each variable. The first question is how the effects of variables on the return have changed through time. In order to answer this question, the effect of each variable is considered in three consequential time windows: 2004-08, 2009-13, and 2014-18. The second question is on the effects of variables in 2018. The return of the market in this year significantly deviated from the historical average and it could be marked as an anomaly. The study aims to investigate how this irregularity affects the association between return and variables. In order to answer this question, the effect of each variable is considered in two different time windows: 2004-17, 2004-18. The data in this study consists of price and financial statements of listed companies on the Tehran Stock Exchange from 2004 to 2018 which are analyzed by methods used in Fama and French (1993) and Assadi and Eslami (2014). The results suggest that the effect of some variables has changed over time. The results also have shown that market irregularity in 2018 significantly changed the effect of some variables on stock return.

Keywords: Credit and Business Cycles; Liquidity Constraints; Firm Performance.

Received: 2020.July.18, Accepted: 2020.November.18.

* Associate Prof., Department of Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). E-Mail: h-assadi@sbu.ac.ir

** Visiting Prof., Sharif University of Technology, Tehran, Iran.

*** Ph.D. Candidate in Financial Management, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۳۳ ـ بهار ۱۴۰۰
ص‌ص ۸۴ -۵۷

شاپای چاپی: ۲۶۴۵-۴۶۳۷
شاپای الکترونیکی: ۲۶۴۵-۴۶۴۵

واکاوی تغییر اثر متغیرهای بنیادین بر بازده در بازار سرمایه ایران

غلامحسین اسدی *، حسین عبده تبریزی، مصطفی نعمتی*****

مقاله پژوهشی

چکیده

این پژوهش به بررسی اثر متغیرهای بنیادین و اندازه بر بازده سهام در بازار سرمایه ایران می‌پردازد. هدف این بررسی پاسخ به دو سوال در مورد هر متغیر است. نخست چگونگی تغییر تأثیر این متغیرها بر بازده است که این مسئله با مقایسه اثر متغیرها در سه بازه زمانی ۸۷-۱۳۸۳, ۹۲-۱۳۸۸ و ۹۷-۱۳۹۳ صورت گرفته است. دومین مسئله مورد بررسی، اثر این متغیرها بر بازده در سال ۱۳۹۷ می‌باشد، چرا که این سال از ویژگی‌های خاصی برخوردار و از جمله سال‌هایی بود که بازده بورس از میانگین گذشته فاصله زیادی داشت و می‌توان آن را به عنوان یک دوره غیر معمول در نظر گرفت. این پژوهش درصدد پاسخگویی به این سوال است که آیا این ناهنجاری رخ داده باعث تغییر در تأثیر متغیرها بر بازده می‌شود یا خیر. بدین منظور تأثیر متغیرها بر بازده در دو بازه زمانی ۹۶-۱۳۸۳ و ۹۷-۱۳۸۳ مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج حاصل از پژوهش با تکیه بر داده‌های قیمت و صورت‌های مالی شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ با استفاده از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و اسدی و اسلامی (۱۳۹۳) نشان می‌دهد که اثر برخی از متغیرها در سال‌های اخیر به طور کلی متفاوت با سال‌های ابتدایی بررسی می‌باشد و همچنین رخدادهای سال ۱۳۹۷ باعث تغییر معنادار در تأثیر برخی از متغیرها در بازده شده است.

کلیدواژه‌ها: اثر تمایلاتی؛ اتکا و تعدیل؛ قیمت مرجع؛ تداوم.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۹/۰۴/۲۸، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۹/۰۸/۲۸.

* دانشیار، گروه حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)،
E-Mail: h-assadi@sbu.ac.ir

** مدرس مدعو، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران.

*** دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

۱. مقدمه

مدلسازی بازده از جمله حیطه‌های پر بحث در دانش مالی است. پاسخ به این پرسش که در هر بازار بازده یک دارایی مالی تحت تأثیر چه عواملی می‌باشد از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد. هدف از ارائه این مدل‌ها تعیین عوامل تأثیرگذار بر قیمت و متعاقبا بازده دارایی‌هایی چون سهام شرکت‌ها یا اوراق قرضه می‌باشد. مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) مدلی بنیادی و پایه‌ای می‌باشد که به این منظور معرفی گشته است. ترینر، شارپ، لینتنر و ماسین به طور مستقل و براساس نظریه مدرن سبد دارایی هری مارکویتز [۳۹] این مدل را معرفی نمودند و توسعه دادند[۳۶، ۳۷، ۴۲، ۵۳، ۵۴].

فاما و فرنچ نشان دادند که علاوه بر β در مدل CAPM، متغیرهای دیگری نیز وجود دارند که می‌توانند منعکس‌کننده بخشی از ریسک سیستماتیک باشند اما اثر آن‌ها در β مشاهده نشود [۲۰]. پس از پژوهش فاما و فرنچ، مطالعات بسیاری در جهت یافتن متغیرهای اثرگذار بر بازده و منعکس‌کننده ریسک سیستماتیک انجام گرفته است. یکی دیگر از جنبه‌های پژوهش فاما و فرنچ، تغییر اثر بتا بر بازده در گذر زمان می‌باشد.

پژوهش حاضر به بررسی این امر می‌پردازد که کدام متغیرها بر بازده در بازار سرمایه ایران اثرگذار هستند و این اثرات در طول سال‌ها مختلف و به ویژه در سال ۱۳۹۷ چگونه بوده است. در سال ۱۳۹۷، بازارهای موازی نظیر ارز و طلا با مداخلات فراوان روبرو بودند و همین امر سبب سرازیر شدن سرمایه‌های سرگردان به بازار سرمایه گشت. ۴ مورد از ۱۰ مورد حداکثر بازده ماهانه تاریخ بازار سهام و ۲ مورد از ۱۰ مورد حداقل بازده ماهانه تاریخ بازار سهام در این سال رخ داده و همچنین بیشترین و کمترین بازده ماهانه تاریخ بازار در همین سال محقق شده که رخدادی بی‌سابقه است. همین امر مسبب وقوع بیشترین انحراف معیار بازده ماهانه بازار در مقایسه با سایر سال‌ها می‌باشد. از سوی دیگر حجم معاملات در این سال بارشد حدود ۱۵۰ درصدی نسبت به سال گذشته به بیشتر مقدار تاریخی خود رسیده است. همچنین مقایسه شاخص هم‌وزن و شاخص کل موزون نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۷ برای اولین بار از زمان ارائه شاخص هم‌وزن، مقدار این شاخص از شاخص کل بیشتر رشد کرده است.

این مطالعه بر روی داده‌های قیمت و صورت‌های مالی شرکت‌های حاضر در بورس تهران از سال ۱۳۸۳ تا سال ۱۳۹۷ انجام شده است. روش اصلی بررسی تأثیر متغیر بر بازده متکی بر فاما و فرنچ [۲۱] و اسدی و اسلامی [۴] می‌باشد. در این روش شرکت‌ها بر اساس متغیر مورد نظر دهک‌بندی و بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های دهک اول و دهک آخر مقایسه می‌گردند و در صورت وجود اختلاف معنادار، متغیر به عنوان عامل اثرگذار بر بازده شناسایی می‌گردد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مارکویتز با فرض ریسک‌گریز بودن سرمایه‌گذاران و با استفاده از استنتاج ریاضی–هندسی نشان داد که می‌توان سبدی بهینه از دارایی‌های مختلف ایجاد کرد که به ازای بازده مشخص دارای کمترین ریسک و به ازای ریسک مشخص دارای بیشترین بازده باشد. این بدان معناست که بخشی از ریسک دارایی‌ها در ترکیب با یکدیگر خنثی گشته اما بخشی از ریسک در هر صورت باقی می‌ماند. در ادبیات مالی به آن بخش از ریسک که در عملیات ترکیب دارایی‌ها برطرف می‌گردد ریسک غیرسیستماتیک و به بخشی که حتی پس از ترکیب دارایی‌ها باقی می‌ماند، ریسک سیستماتیک گفته می‌شود.

مدل CAPM بر پایه این استدلال که ریسک‌های منحصر به فرد دارایی‌های مختلف از طریق متنوع‌سازی قابل اجتناب هستند، بازدهی سهام را تنها مرتبط با ریسک سیستماتیک می‌داند. ریسک سیستماتیک، شامل ریسک‌هایی می‌شود که کل بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهد و بازده تمام دارایی‌ها از آن‌ها اثر می‌پذیرد (به همین دلیل حتی پس از فرآیند متنوع‌سازی نیز از آن گریزی نیست). بیان ریاضی CAPM به صورت زیر می‌باشد:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i(E(R_m) - R_f)$$ رابطه(۱)

به بیان دیگر بازده مورد انتظار دارایی i معادل $E(R_i)$ برابر است با مجموع بازده مورد انتظار دارایی بدون ریسک (R_f) و حاصل ضرب ضریب (β_i) در اختلاف بازده مورد انتظار سبد بهینه m (که همان بازار می‌باشد) $E(R_m)$ و بازده مورد انتظار دارایی بدون ریسک می‌باشد [۴۸].

این مدل سه پیامد قابل آزمون دارد [۲۶]:

- رابطه بین بازده مورد انتظار یک دارایی و ریسک آن در سبد بهینه خطی است.
- β_i سنجه کاملی از ریسک دارایی i در سبد بهینه می‌باشد و سنجه دیگری از ریسک در مدل CAPM وجود ندارد.
- در بازاری متشکل از سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز، ریسک بیشتر بایستی با بازده بیشتر همراه باشد. به بیان دیگر رابطه $E(R_m) - R_f > 0$ برقرار می‌باشد.

تعداد زیادی از محققان دست به آزمون CAPM زدند. برخی پژوهش‌ها نشان داد که بلک و همکاران (۱۹۷۲) و فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) بیان داشتند رابطه مثبت ساده بین میانگین بازده و β در دوره پیش از ۱۹۶۹ وجود دارد [۲۶، ۳۲]. اما برخی پژوهشگران در مطالعات خود به ناپدید شدن رابطه β و بازده در دوره زمانی ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۰ پی بردند [۲۰، ۳۳، ۴۵]. همین امر نشان می‌دهد که رابطه بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته در مدل در طی زمان امکان تغییر را دارد.

به مرور زمان مشخص گردید که بازده دارایی‌ها ارتباط چندانی با بتای محاسبه شده در CAPM ندارد و متغیرهای دیگری توان توضیح بازده میانگین را دارا هستند که جایگاهی در نظریه قیمت‌گذاری دارایی ندارند [۲۱]. برخی پژوهشگران با تکیه بر پژوهش‌های تجربی نشان دادند که

متغیرهایی نظیر اندازه، نسبت عایدی به قیمت (E/P) و نسبت ارزش دفتری به بازار (B/M) حاوی اطلاعاتی در مورد بازده هستند. آن‌ها نشان دادند که شرکت‌های کوچک‌تر و یا شرکت‌های دارای نسبت عایدی به قیمت یا ارزش دفتری به بازار بالاتر، به طور معنادار دارای بازده بیشتر از شرکت‌های بزرگ‌تر و یا شرکت‌های دارای نسبت عایدی به قیمت یا ارزش دفتری به بازار پایین‌تر هستند [۷، ۸، ۴۷]. از آنجا که مدل قیمتگذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) این الگوها را توضیح نمی‌دهد، به آن‌ها ناهنجاری‌ها گفته می‌شود [۲۲].

فاما و فرنچ استدلال نمودند که در صورت پذیرش قیمت‌گذاری عقلایی، متغیرهای مرتبط با بازده نظیر اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار معیارهایی برای حساسیت به عوامل مشترک ریسک در بازده می‌باشند. از این رو با افزودن این متغیرها به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل سه عاملی خود را ایجاد کردند.

استدلال فاما و فرنچ و توان مدل آن‌ها، دریچه جدیدی را در حوزه قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای گشود. بسیاری از پژوهش‌ها بر این مسئله متمرکز شدند که کدام متغیرها حاوی اطلاعات مستقل در مورد بازده می‌باشد. روش شناسایی این متغیرها نیز آزمون برای یافتن ناهنجاری در بازده و عدم توان مدل‌های موجود برای تشریح آن‌ها بوده است.

جدول(۱) مجموعه‌ای از پژوهش‌ها را نشان می‌دهد که در آن‌ها متغیرهای اثرگذار بر بازده یافت شده‌اند:

جدول ۱. فهرست پژوهش‌های انجام شده بر روی متغیرهای اثرگذار بر بازده.

شرح ناهنجاری بررسی شده
عایدی غیرمنتظره (با دوره نگهداری ۱ و ۶ ماهه) [۲۸]
بازده انباشته غیرمعمول در دوره‌های نزدیک به اعلان عایدی (با دوره نگهداری ۱ و ۶ ماهه) [۱۳]
بازنگری پیش‌بینی عایدی توسط تحلیلگران (با دوره نگهداری ۱ و ۶ ماهه) [۱۳]
مومنتوم قیمت براساس بازده ۶ ماه قبل (با دوره نگهداری ۱ و ۶ ماهه) [۳۱]
مومنتوم قیمت براساس بازده ۱۱ ماه قبل (با دوره نگهداری ۱ ماهه) [۲۲]
مومنتوم صنعت [۴۱]
نسبت ارزش دفتری به بازار [۴۷]
اهرم بازار (نسبت کل دارایی‌های دفتری به ارزش بازار) [۱۰]
نسبت عایدی پیش‌بینی شده تحلیلگران به قیمت [۱۹]
نسبت سود تقسیمی به قیمت [۳۸]
پیش‌بینی رشد بلندمدت [۳۵]
نسبت عایدی به قیمت [۸]
نسبت جریان نقد به قیمت و رشد فروش [۳۴]
سرمایه‌گذاری غیرعادی شرکت [۵۲]
دارایی عملیاتی خالص [۳۰]
رشد سرمایه‌گذاری [۵۵]
رشد موجودی کالا [۹]

اقلام تعهدی عملیاتی [۴۹]
سرمایه‌گذاری به دارایی‌ها [۱۵]
مجموع اقلام تعهدی [۴۶]
بازده حقوق صاحبان سهام، گردش سرمایه [۲۹]
بازده خالص دارایی‌های عملیاتی، حاشیه سود و گردش دارایی‌ها [۵۱]
بازده دارایی‌ها [۵]
نسبت هزینه تبلیغات و هزینه تحقیق و توسعه به ارزش بازار، نسبت هزینه تحقیق و توسعه به فروش [۱۴]
اهرم عملیاتی [۴۱]
ارزش بازار [۸]
مجموع تلاطم، تلاطم سیستماتیک و غیر سیستماتیک [۲]
حداکثر بازده روزانه [۶]
گردش سهم [۱۶]
حجم دلاری معاملات [۱۱]

در این زمینه در مورد بازار ایران نیز پژوهش‌های فراوانی انجام شده است.

فدایی‌نژاد و عیوض‌لو [۱۸] به رتبه‌بندی بازار براساس متغیرهای نسبت عایدی به قیمت (E/P) و ارزش دفتری به بازار (B/M) و تشکیل پرتفوهای ارزشی و رشدی شامل ۳۰ درصد بالا و پایین شرکت‌های رتبه‌بندی شده پرداختند. ایشان با محاسبه صرف ارزش براساس نسبت عایدی به قیمت (E/P) و ارزش دفتری به بازار (B/M) و سنجش معناداری آن‌ها و همچنین سنجش بهبود توان توضیح‌دهندگی مدل CAPM با اضافه کردن این متغیرها به مدل با استفاده از داده‌های ۷۹ تا ۱۲۲ شرکت غیرمالی پذیرفته شده در بورس تهران بین سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۴ به این نتیجه رسیدند که صرف ارزش محاسبه شده براساس هر دو متغیر معنادار است اما صرف ارزش رتبه‌بندی و تقسیم براساس E/P به طور قابل توجهی بیشتر از B/M می‌باشد. صرف ارزش پرتفوهای با اوزان برابر براساس B/M و E/P به ترتیب ۰/۱۹ درصد و ۲/۱۷ درصد و صرف ارزش پرتفوهای با اوزان متناسب با ارزش بازار براساس B/M و E/P به ترتیب برابر ۰/۵۶ درصد و ۱/۲۴ درصد گزارش شده است. همچنین تحلیل رگرسیون نشان داد که با اضافه کردن متغیرهای B/M یا E/P به مدل CAPM توان توضیح این مدل افزایش می‌یابد.

تهرانی و خجسته[۵۰] با رتبه‌بندی نمونه براساس بهره‌وری سرمایه (Return on invested Capital: ROIC) و تشکیل پرتفوهای ارزشی و رشدی شامل ۳۰ درصد بالا و پایین شرکت‌های رتبه‌بندی شده اثر متغیر فوق را جهت شناسایی سهام رشدی و ارزشی بررسی نمودند. بهره‌وری سرمایه به این صورت تعریف می‌گردد: نسبت سود عملیاتی قبل از مالیات و بهره به ارزش دفتری بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام منهای مجموع سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت و مانده نقدی پایان سال مالی. داده‌های مورد بررسی در این پژوهش متوسط ۸۵ شرکت در هر سال از ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۶ بوده‌اند که مطابق روش نمونه‌گیری قضاوتی انتخاب شده‌اند. نتیجه پژوهش نشان داد بین بهره‌وری

سرمایه و بازده در سطح ۹۹ درصد همبستگی مثبت و معنادار وجود دارد. صرف ارزش برابر ماهانه ۱/۸ درصد و سالانه ۲۷ درصد گزارش شده است.

اسلامی و همکاران[۱۷] به رتبه‌بندی و تقسیم بازار براساس متغیرهای نسبت قیمت به عایدی (P/E)، قیمت به فروش (P/S)، قیمت به ارزش دفتری (P/B)، بازده دارایی (ROA)، بازده حقوق صاحبان سهام (ROE)، نرخ رشد دارایی و نرخ رشد ارزش دفتری و تشکیل پرتفوهای رشدی و ارزشی براساس چارک اول و آخر رتبه‌بندی و مقایسه بازده پرتفوها پرداختند. این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده با سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند (به جز شرکت‌های سرمایه‌گذاری و مالی) در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که نسبت قیمت به عایدی (P/E) مناسب‌ترین نسبت برای شناسایی سهام ارزشی می‌باشد. همچنین در سال‌های رونق بازار پرتفوهای رشدی و در سال‌های رکود بازار پرتفوهای ارزشی بازده بیشتری داشتند.

اسدی و اسلامی[۳]در پژوهش خود به رتبه‌بندی و تقسیم بازار به ۵ دسته براساس متغیرهای نسبت ارزش دفتری به بازار (B/M)، عایدی به قیمت (E/P)، جریان‌های نقد به قیمت (CF/P)، نسبت فروش به قیمت (S/P) و نسبت عایدی قبل از بهره و مالیات و استهلاک به ارزش بنگاه (EBITDA/EV) پرداختند و با تشکیل پرتفوهای رشدی و ارزشی شامل شرکت‌های موجود در پنجک‌های اول و آخر و با اوزان تصادفی و مقایسه عملکرد پرتفوها اثر این متغیرها را واکاوی نمودند. با توجه به اینکه تعداد اندک داده‌های نمونه مانع بزرگی برای تعیین معناداری یا عدم‌معناداری استراتژی‌های ارزشی در بورس تهران بوده از اوزان تصادفی برای افزایش تعداد نمونه‌ها جهت آزمون‌ها استفاده شده است. داده‌های مورد بررسی شرکت‌های پذیرفته شده با سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ را شامل می‌شوند. ایشان به این نتیجه رسیدند که صرف ارزش با وزن‌دهی تصادفی براساس متغیرهای B/M، E/P و S/P از معناداری آماری برخوردار می‌باشد. این بدان معناست که علاوه بر وجود صرف ارزش در بورس اوراق بهادار تهران براساس متغیرهای فوق، می‌توان با وزن‌دهی دلخواه به سهام ارزشی در پرتفوها به این صرف دست یافت.

اسدی و اسلامی[۴] نیز با رتبه‌بندی و تقسیم بازار به ۵ دسته براساس متغیرهای نسبت ارزش دفتری به بازار (B/M)، عایدی به قیمت (E/P)، جریان‌های نقد به قیمت (CF/P)، نسبت فروش به قیمت (S/P) و سنجه‌های مرکب حاصل از میانگین هارمونیک متغیرهای فوق، پرتفوهای رشدی و ارزشی شامل شرکت‌های موجود در پنجک‌های اول و آخر را با اوزان تصادفی تشکیل دادند و عملکرد پرتفوها را مقایسه کردند. شرکت‌های پذیرفته شده با سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج پژوهش نشان داد که سه سنجه B/M، E/P و S/P برای شناسایی سهام ارزشی مناسب بودند.

نکته جالب توجه این است که سنجه‌های ترکیبی ساخته شده با استفاده از این سه سنجه نیز برای شناسایی سهام ارزشی مناسب بودند و عملکرد بهتری نیز نسبت به سنجه‌های منفرد از خود نشان دادند. اما سنجه CF/P برای شناسایی مناسب نیست و سنجه‌های مرکب آن نیز صرف ارزش معنادار به دست نمی‌دهند.

افلاطونی [۱] به بررسی رابطه بین ارزش بازار، ارزش دفتری و عایدی شرکت با توجه به میزان رشد شرکت پرداخت. رشد شرکت در هر مقطع در این پژوهش معادل میانگین رشد ارزش دفتری شرکت در سه سال گذشته تعریف شده است. وی در این پژوهش به این نتیجه رسیده متغیر رشد شرکت موجب ایجاد روابط غیر خطی بین متغیرهای ذکر شده می گردد و لذا اتکا بر مدل‌های خطی برای ایجاد رابطه بین بازده و سایر عوامل مورد ادعا احتمالا با خطا همراه باشد.

مرادی و همکاران[۴۰] در پژوهشی تأثیر عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری بر بازده سهام را بر اساس مدل پنج عاملی فاما و فرنچ مورد مداقه قرار دادند. نتایج این پژوهش حاکی از وجود رابطه بین عامل سودآوری و بازده آتی سهام می‌باشد. همچنین عامل سرمایه‌گذاری بر بازده آتی سهام اثرگذار می‌باشد.

همچنین رحمانی و همکاران[۴۴] در پژوهش خود نشان دادند که بین سودآوری و بازده رابطه معنادار وجود دارد، اما این رابطه معنادار تحت تأثیر متغیر چرخه عمر و اندازه شرکت می‌باشد. بین این دو عامل، عامل چرخه عمر نسبت به اندازه شرکت اثر بیشتری بر رابطه بین سودآوری و بازده دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

داده‌های مورد بررسی در پژوهش حاضر شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران بین سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ با احراز شرایط زیر می‌باشد:

- سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند باشد.
- شرکت در ماه مرداد معامله شده باشد. این ماه با توجه به این امر انتخاب شده که شرکت‌های دارای سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند موظف به برگزاری مجمع و تصویب صورت‌های مالی تا ۳۱ تیر ماه می‌باشند و از این رو انتخاب ماه مرداد حصول اطمینان از در اختیار بودن اطلاعات مالی شرکت را به دنبال دارد. از سوی دیگر با توجه به اینکه سبدهای مورد بررسی در ماه مرداد تشکیل می‌شوند، برای نزدیکی هر چه بیشتر به واقعیت سهامی در سبد گنجانده شده‌اند که در ماه مرداد معامله شده باشند.
- شرکت حداقل در نیمی از روزهای کاری ۱۲ ماه مورد بررسی معامله شده باشد.
- شرکت‌های سرمایه‌گذاری و صنایع بانک و بیمه از مطالعه کنار گذاشته شده‌اند.

دلیل انتخاب سال ۱۳۸۳ به عنوان سال آغاز بررسی، عدم وجود تعداد کافی شرکت دارای شرایط فوق تا پیش از سال ۱۳۸۳ می‌باشد.

روش تشکیل سبدها، محاسبه بازده و مقایسه بین عملکرد شرکت‌ها به شرح است:

۱. زمان تشکیل سبدها مرداد ماه هر سال (t) می‌باشد. شرکت‌هایی که در ماه مرداد حداقل یک بار معامله شده‌اند در سبدها گنجانده می‌شوند.

۲. بازده شرکت‌های حاضر در سبد در فاصله سال (t) و (t+1) برابر است با تفاضل اولین قیمت ثبت شده در مرداد سال (t) و اولین قیمت ثبت شده در مرداد سال (t+1). در صورتی که شرکت در مرداد سال (t+1) معامله‌ای نداشته باشد، آخرین قیمت ثبت شده پیش از مرداد برای محاسبه بازده در نظر گرفته می‌شود. این امر باعث نزدیکی بیشتر بازده سبد به واقعیت می‌گردد.

۳. برای تشکیل سبد مقدار متغیر براساس اولین قیمت پس از t/۴/۳۱ و داده مستخرج از صورت مالی منتهی به t-1/۱۲/۲۹ محاسبه می‌گردد.

٤. بازار براساس متغیر محاسبه شده دهک‌بندی می‌شود.

۵. با توجه به تعداد کم داده‌ها از شیوه مورد استفاده [۴] بهره گرفته شده و اوزان تصادفی برای شرکت‌های هر سبد ایجاد می‌گردد به طوری که مجموع اوزان برابر ۱ باشد. این فرآیند برای هر سبد صد مرتبه تکرار شده و بنابراین به ازای هر دهک در هر سال ۱۰۰ سبد تشکیل و ۱۰۰ بازده محاسبه می‌گردد.

٦. مطابق روش [۲۰] بازده سبد متشکل از دهک اول و دهک آخر مقایسه می‌گردد و در صورت وجود اختلاف معنادار بین میانگین بازده‌های سبدهای متشکل از این دو سبد، متغیر مورد استفاده برای دهک‌بندی به عنوان متغیر اثرگذار بر بازده شناخته می‌شود.

۷. جهت بررسی تغییر اثر متغیرها بر بازده، مقایسه فوق در سه بازه زمانی ۸۷–۸۳، ۹۲–۸۸ و ۹۳–۹۷ انجام گرفته و افزایش یا کاهش اثر متغیر فوق با تکیه بر معناداری اختلاف میانگین بین بازده سبدهای تشکیل شده مورد قضاوت قرار گرفته است.

۸. جهت بررسی تحول اثر متغیرها بر بازده در سال ۱۳۹۷، مقایسه فوق در دو بازه زمانی سال‌های ۹۶–۸۳ و ۹۷–۸۳ انجام گرفته و افزایش یا کاهش اثر متغیر فوق با تکیه بر معناداری اختلاف میانگین بین بازده سبدهای تشکیل شده مورد قضاوت قرار گرفته است.

٤. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

در ادامه به اثر هر یک از متغیرها بر بازده مطابق روش بالا بررسی می‌شود.

نسبت عایدی به قیمت (E/P)

مطابق جدول(۲) در مجموع سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ نسبت عایدی به قیمت دارای اثر معنادار بر بازده بوده است. در بازه زمانی اول بازده دهک اول (شرکت‌ها با پایین‌ترین میزان E/P) به طور میانگین ۱۳ درصد بازده بیشتر نسبت به دهک آخر (شرکت‌ها با بالاترین میزان E/P) داشته است.

با این حال در بازه زمانی دوم (یعنی با خارج کردن نتایج سال ۱۳۹۷) بازده شرکت‌های دهک آخر به طور میانگین (و معنادار) از شرکت‌های دهک اول بیشتر است. این امر نشان می‌دهد که اثر سال ۱۳۹۷ در جهت مخالف به قدری بزرگ است که بر کل میانگین ۱۴ سال پیش از آن تأثیر قابل توجه دارد. این مسئله با توجه به بیشتر بودن بازده دهک اول به میزان ۲۴۳ درصد از دهک آخر در سال ۱۳۹۷ منطقی به نظر می‌رسد.

بررسی نتایج سه بازه زمانی ۵ ساله اما نشان از تغییر حساسیت بازار نسبت به متغیر E/P دارد. در ۵ سال اول بازده دهک آخر به طور میانگین (و معنادار) از دهک اول ۱۷ درصد بیشتر بوده است. این در حالی می‌باشد که در ۵ سال دوم اختلاف بازده این دو دهک به ۱۰ درصد کاهش و همچنین معناداری آن نیز به شدت افت کرده است. در ۵ سال سوم نیز این بازده دهک اول است که به طور میانگین (و معنادار) از بازده دهک آخر ۶۲ درصد بیشتر می‌باشد. در ۳ سال از ۵ سال آخر بازده دهک اول از دهک آخر به طور معنادار بیشتر است که شاید بتوان آن را دلیلی بر تغییر حساسیت بازار نسبت به متغیر E/P در مقایسه با سال‌های گذشته دانست.

*جدول ۲. نتایج مربوط به متغیر نسبت عایدی به قیمت[۱] (**E/P**).*

سال	میانگین بازده دهک اول[۱]	میانگین بازده دهک آخر[۱]	تفاوت بازده دهک آخر و اول	t-value	p-value
۸۳	-۶٪	۲۲٪	۲۸٪	-۲۵/۹۶۱۹۰	۰/۰۰۰۰۰
۸۴	۶٪	۲۱٪	۱۵٪	-۱۵/۵۸۴۶۶	۰/۰۰۰۰۰
۸۵	۶۰٪	۲۷٪	-۳۳٪	۱۷/۱۲۶۲۶	۰/۰۰۰۰۰
۸۶	۲۴٪	۵۰٪	۲۶٪	-۲۰/۶۳۲۳۱	۰/۰۰۰۰۰
۸۷	-۱۳٪	۳۴٪	۴۷٪	-۲۰/۲۶۰۸۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۸	۳۴٪	۳۲٪	-۳٪	۰/۷۹۶۳۱	۰/۴۲۶۸۱
۸۹	۳٪	۳۱٪	۲۸٪	-۳۰/۷۳۶۴۵	۰/۰۰۰۰۰
۹۰	۳۰٪	۲۳٪	-۷٪	۵/۱۵۳۹۷	۰/۰۰۰۰۰
۹۱	۲۱۴٪	۲۲۵٪	۱۱٪	-۲/۳۵۷۳۳	۰/۰۱۹۵۹
۹۲	۸۱٪	۸۲٪	۱٪	-۰/۵۷۳۶۶	۰/۵۶۶۸۵
۹۳	۳۴٪	-۶٪	-۴۰٪	۳۸/۸۶۸۰۳	۰/۰۰۰۰۰

[۱] در هر سال شرکت‌های مورد بررسی براساس متغیر **E/P** دهک‌بندی شده‌اند. سپس برای شرکت‌های هر دهک اوزان تصادفی ایجاد گشته (به گونه‌ای که مجموع اوزان برابر ۱ می‌گردد) و بازده سبد با اوزان تصادفی محاسبه شده است. فرایند ایجاد اوزان تصادفی و محاسبه بازده ۱۰۰ مرتبه تکرار گشته و میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده به عنوان میانگین بازده دهک‌ها در نظر گرفته شده است. همچنین آزمون معناداری تفاوت میانگین نیز با استفاده از ۱۰۰ بازده محاسبه شده برای هر دهک انجام گرفته است.

۹۴	۸۰٪	۱٪	-۷۹٪	۴۵/۱۰۹۷۴	۰/۰۰۰۰۰
۹۵	۳۱٪	۵۸٪	۲۷٪	-۱۹/۹۶۳۰۵	۰/۰۰۰۰۰
۹۶	۳٪	۲۹٪	۲۶٪	-۳۱/۸۶۲۴۷	۰/۰۰۰۰۰
۹۷	۴۲۹٪	۱۸۶٪	-۲۴۳٪	۴۹/۹۱۹۵۷	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۷	۶۷٪	۵۴٪	-۱۳٪	۳/۹۱۰۹۱	۰/۰۰۰۰۹
۸۳-۹۶	۴۱٪	۴۶٪	۵٪	-۲/۲۳۱۲۸	۰/۰۲۵۷۴
۸۳-۸۷	۱۴٪	۳۱٪	۱۷٪	-۱۱/۲۸۶۶۱	۰/۰۰۰۰۰
۸۸-۹۲	۷۲٪	۸۲٪	۱۰٪	-۱/۹۶۶۷۹	۰/۰۴۹۴۸
۹۳-۹۷	۱۱۵٪	۵۴٪	-۶۲٪	۷/۸۳۶۷۴	۰/۰۰۰۰۰

[1]میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده پس از ۱۰۰ مرتبه ایجاد اوزان تصادفی

نسبت ارزش دفتری به قیمت (B/M)

مطابق جدول شماره ۳، در مجموع سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ نسبت ارزش دفتری به بازار در سطح ۹۵ درصد دارای اثر معنادار بر بازده بوده است.

جدول ۳. نتایج مربوط به متغیر نسبت ارزش دفتری به قیمت (B/M).[1]

سال	میانگین بازده دهک اول[1]	میانگین بازده دهک آخر[1]	تفاوت بازده دهک آخر و اول	t-value	p-value
۸۳	۵۷٪	۱٪	-۵۶٪	۱۳/۶۶۶۷۹	۰/۰۰۰۰۰
۸۴	۴۱٪	۱۳٪	-۲۸٪	۱۳/۹۲۰۶۰	۰/۰۰۰۰۰
۸۵	۳۹٪	۱۴٪	-۲۵٪	۱۴/۸۷۲۳۷	۰/۰۰۰۰۰
۸۶	۳۹٪	۲۴٪	-۱۵٪	۱۱/۵۸۲۲۷	۰/۰۰۰۰۰
۸۷	-۴۷٪	۶۲٪	۱۰۹٪	-۶۹/۴۱۸۳۰	۰/۰۰۰۰۰
۸۸	-۹۱٪	۸۷٪	۱۷۹٪	-۴۴/۱۳۹۲۸	۰/۰۰۰۰۰
۸۹	۲۶٪	۱۱٪	-۱۵٪	۱۷/۷۹۸۰۴	۰/۰۰۰۰۰
۹۰	۹٪	۷٪	-۲٪	۲/۸۱۲۹۰	۰/۰۰۵۵۰
۹۱	۱۳۱٪	۱۸۵٪	۵۴٪	-۱۷/۶۳۱۲۲	۰/۰۰۰۰۰
۹۲	۲۸٪	۱۲۹٪	۱۰۱٪	-۶۴/۶۹۵۱۴	۰/۰۰۰۰۰
۹۳	۲۷٪	۱۴٪	-۱۲٪	۹/۲۷۵۷۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۴	۵۲٪	۳۹٪	-۱۴٪	۷/۴۷۷۵۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۵	۲۴٪	۵۴٪	۳۰٪	-۳۵/۲۷۷۴۶	۰/۰۰۰۰۰

[1] در هر سال شرکت‌های مورد بررسی براساس متغیر *B/M* دهک‌بندی شده‌اند. سپس برای شرکت‌های هر دهک اوزان تصادفی ایجاد گشته (به گونه‌ای که مجموع اوزان برابر ۱ می‌گردد) و بازده سبد با اوزان تصادفی محاسبه شده است. فرایند ایجاد اوزان تصادفی و محاسبه بازده ۱۰۰ مرتبه تکرار گشته و میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده به عنوان میانگین بازده دهک‌ها در نظر گرفته شده است. همچنین آزمون معناداری تفاوت میانگین نیز با استفاده از ۱۰۰ بازده محاسبه شده برای هر دهک انجام گرفته است.

۹۶	-۱۳٪	۱٪	۱۴٪	-۲۱/۷۱۲۶۱	۰/۰۰۰۰۰
۹۷	۴۶۷٪	۲۴۹٪	-۲۱۷٪	۴۰/۷۶۶۴۸	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۷	۵۳٪	۵۹٪	۷٪	-۱/۸۳۷۹۷	۰/۰۶۶۱۹
۸۳-۹۶	۲۴٪	۴۵٪	۲۱٪	-۱۰/۵۳۸۰۶	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۸۷	۳۱٪	۲۴٪	-۷٪	۲/۸۳۵۲۶	۰/۰۰۴۷۱
۸۸-۹۲	۲۰٪	۸۳٪	۶۳٪	-۱۳/۹۴۲۸۸	۰/۰۰۰۰۰
۹۳-۹۷	۱۱۱٪	۷۲٪	-۳۹٪	۴/۲۵۵۶۲	۰/۰۰۰۰۲

[1]میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده پس از ۱۰۰ مرتبه ایجاد اوزان تصادفی

در بازه زمانی اول بازده دهک آخر (شرکت‌ها با بالاترین میزان B/M) تنها به طور میانگین ۷ درصد بازده بیشتر نسبت به دهک اول (شرکت‌ها با پایین‌ترین میزان B/M) داشته که این اختلاف در سطح ۹۵ درصد معنادار می‌باشد.

با این حال در بازه زمانی دوم (یعنی با خارج کردن نتایج سال ۱۳۹۷) اختلاف بازده دهک آخر و دهک اول به طور میانگین به ۲۱ درصد می‌رسد و معناداری آن نیز افزایش قابل توجه پیدا می‌کند. این امر نشان از اثر معکوس سال ۱۳۹۷ دارد که این اختلاف را خنثی کرده است. در سال ۱۳۹۷ بازده دهک اول به میزان ۲۱۷ درصد بیشتر از بازده دهک آخر می‌باشد این اختلاف شدید سبب خنثی شدن (یا به بیان محتاطانه کمرنگ شدن) صرف ارزش موجود در بازار در سال‌های گذشته گردیده است.

بررسی نتایج سه بازه زمانی ۵ ساله اما نشان از تغییر حساسیت بازار نسبت به متغیر B/M در بازه‌های مختلف دارد. در ۵ سال اول بازده دهک آخر به طور میانگین (و معنادار) از دهک اول ۷ درصد کمتر بوده است. این در حالی می‌باشد که در ۵ سال دوم بازده دهک آخر از دهک اول به میزان ۶۳ درصد بیشتر می‌باشد که نشان از وجود صرف ارزش بالا در بازار در این بازه زمانی است. در ۵ سال سوم نیز این بازده دهک اول است که به طور میانگین (و معنادار) از بازده دهک آخر ۳۹ درصد بیشتر می‌باشد. همچون نسبت عایدی به قیمت (E/P)، در نسبت ارزش دفتری به بازار (B/M)نیز در ۳ سال از ۵ سال آخر بازده دهک اول از دهک آخر به طور معنادار بیشتر است که نشان از منفی شدن صرف ارزش در بازار دارد.

نسبت جریان‌های نقد به قیمت (CF/P)

مطابق جدول شماره ۴، نسبت جریان‌های نقد به قیمت بر خلاف دو نسبت قبلی طی بازه‌های زمانی مورد بررسی اثر یکنواختی بر بازده داشته هر چند این اثر در سال‌های اخیر کمرنگ شده است. در مجموع سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ نسبت جریان‌های نقد به قیمت دارای اثر معنادار بر بازده دارد. در بازه زمانی اول بازده دهک آخر (شرکت‌ها با بالاترین میزان CF/P) به طور میانگین ۱۶ درصد بازده بیشتر نسبت به دهک اول (شرکت‌ها با پایین‌ترین میزان CF/P) داسته است.

جدول ۴. نتایج مربوط به متغیر نسبت جریان‌های نقد به قیمت (CF/P)[۱].

سال	میانگین بازده دهک اول[۱]	میانگین بازده دهک آخر[۱]	تفاوت بازده دهک آخر و اول	t-value	p-value
۸۳	۴۲٪	۱۸٪	-۲۴٪	۱۱/۳۶۷۵۹	۰/۰۰۰۰۰
۸۴	۱۰٪	۱۰٪	-۱٪	۰/۳۵۸۳۲	۰/۷۲۰۵۷
۸۵	۲۱٪	۵۶٪	۳۵٪	-۱۵/۴۳۵۷۷	۰/۰۰۰۰۰
۸۶	۳۷٪	۲۱٪	-۱۶٪	۱۰/۳۵۹۵۲	۰/۰۰۰۰۰
۸۷	۱٪	۱۲۲٪	۱۲۱٪	-۲۵/۱۳۲۰۲	۰/۰۰۰۰۰
۸۸	۷۶٪	۱۰۴٪	۲۸٪	-۱۵/۹۶۸۹۶	۰/۰۰۰۰۰
۸۹	۱۹٪	۲۴٪	۵٪	-۴/۸۴۰۲۳	۰/۰۰۰۰۰
۹۰	۱۷٪	۷٪	-۱۰٪	۱۱/۳۰۹۴۱	۰/۰۰۰۰۰
۹۱	۱۳۸٪	۱۶۴٪	۲۷٪	-۹/۱۹۴۰۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۲	۶۱٪	۷۲٪	۱۱٪	-۵/۸۳۲۳۱	۰/۰۰۰۰۰
۹۳	-۶٪	۲۶٪	۳۲٪	-۲۹/۶۹۴۹۸	۰/۰۰۰۰۰
۹۴	۴۸٪	۴۴٪	-۴٪	۴/۶۸۸۷۳	۰/۰۰۰۰۱
۹۵	۵۲٪	۴۰٪	-۱۲٪	۷/۴۳۹۶۷	۰/۰۰۰۰۰
۹۶	۱۰٪	۹٪	-۱٪	۱/۲۰۲۱۴	۰/۲۳۰۷۵
۹۷	۲۵۷٪	۳۰۶٪	۴۹٪	-۱۴/۹۱۳۳۳	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۷	۵۲٪	۶۸٪	۱۶٪	-۶/۰۱۱۷۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۶	۳۷٪	۵۲٪	۱۵٪	-۸/۸۲۸۸۴	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۸۷	۲۲٪	۴۸٪	۲۶٪	-۱۰/۲۱۸۶۲	۰/۰۰۰۰۰
۸۸-۹۲	۶۲٪	۷۴٪	۱۳٪	-۳/۸۲۴۸۸	۰/۰۰۰۱۴
۹۳-۹۷	۷۲٪	۸۴٪	۱۲٪	-۱/۸۷۶۴۶	۰/۰۶۰۸۹

[۱]میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده پس از ۱۰۰ مرتبه ایجاد اوزان تصادفی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[۱] در هر سال شرکت‌های مورد بررسی براساس متغیر CF/P دهک‌بندی شده‌اند. سپس برای شرکت‌های هر دهک اوزان تصادفی ایجاد گشته (به گونه‌ای که مجموع اوزان برابر ۱ می‌گردد) و بازده سبد با اوزان تصادفی محاسبه شده است. فرایند ایجاد اوزان تصادفی و محاسبه بازده ۱۰۰ مرتبه تکرار گشته و میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده به عنوان میانگین بازده دهک‌ها در نظر گرفته شده است. همچنین آزمون معناداری تفاوت میانگین نیز با استفاده از ۱۰۰ بازده محاسبه شده برای هر دهک انجام گرفته است.

در بازه زمانی دوم (یعنی با خارج کردن نتایج سال ۱۳۹۷) اختلاف بازده دهک آخر و دهک اول نسبت به بازه زمانی اول تفاوت چشم‌گیری نمی‌کند. در سال ۱۳۹۷ بازده دهک آخر ۴۹ درصد بیشتر از بازده دهک اول بوده که هم‌جهت با اختلاف میانگین در ۱۴ سال پیش از آن می‌باشد.

با این حال بررسی نتایج سه بازه زمانی ۵ ساله نشان از تغییر حساسیت بازار نسبت به متغیر CF/P در بازه‌های مختلف دارد. در ۵ سال اول بازده دهک آخر به طور میانگین (و معنادار) از دهک اول ۲۶ درصد بیشتر بوده است. در عین حال در ۵ سال دوم بازده دهک آخر از دهک اول به میزان ۱۳ درصد بیشتر و در ۵ سال سوم بازده دهک آخر از دهک اول به میزان ۱۲ درصد بیشتر است. نکته قابل توجه کاهش سطح معناداری اختلاف در بازه سوم به ۹۵ درصد می‌باشد که می‌توان آن را به عنوان تغییر حساسیت بازار به این متغیر در نظر گرفت. در ۲ سال از ۵ سال آخر بازده دهک اول به طور معنادار بیشتر از دهک و همچنین در ۲ سال دیگر از این بازه بازده دهک آخر به طول معنادار از دهک اول بیشتر است. همچنین اختلاف بازده بین دو دهک در یک سال از این بازه معنادار نیست. در مواقعی که بازده دهک آخر از دهک اول بیشتر است، میزان اختلاف به طور محسوسی بیشتر از مواقعی است که بازده دهک اول بیشتر از دهک آخر است.

نسبت سود تقسیمی به قیمت (D/P)

برای نسبت سود تقسیمی به قیمت (D/P) دهک‌بندی به روشی که برای سایر متغیرها انجام شده میسر نبود. دلیل این امر آن است که تعداد شرکت‌هایی که سود تقسیمی پرداخت نمی‌کنند (در واقع نسب D/P برای آن‌ها برابر با صفر است) در اکثر سال‌ها بیشتر از یک دهم تعداد کل شرکت‌ها می‌باشد که این امر امکان دهک‌بندی را از بین می‌برد (چرا که بعضی از شرکت‌های دارای سود تقسیمی صفر در دهک و تعدادی دیگر در دهکی دیگر قرار می‌گیرند که این امر امکان تحلیل را از بین می‌برد). برای ایجاد وحدت رویه در سال‌های مختلف، سالی که دارای بالاترین نسبت تعداد شرکت‌های با سود تقسیمی صفر به کل شرکت‌های مورد بررسی است به عنوان معیار در نظر گرفته شد. در سال ۱۳۹۷ نزدیک به ۳۰ درصد شرکت‌ها سود تقسیمی پرداخت نکردند. لذا برای اینکه تمام این شرکت‌ها در یک دسته قرار گیرند، بازار بر اساس این متغیر به سه دسته مساوی بایستی تقسیم گردد که این تقسیم‌بندی برای همه سال‌ها اعمال گردید.

مطابق جدول شماره ۵، در مجموع سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ نسبت سود تقسیمی به قیمت دارای اثر معنادار بر بازده بوده است. در بازه زمانی اول بازده دسته سوم (شرکت‌ها با بالاترین میزان D/M) به طور میانگین ۹ درصد بازده بیشتر نسبت به دسته اول (شرکت‌ها با پایین‌ترین میزان D/M) داشته است.

جدول ۵. نتایج مربوط به نسبت سود تقسیمی به قیمت (D/P)[۱].

سال	میانگین بازده دسته اول[۱]	میانگین بازده دسته سوم[۱]	تفاوت بازده دهک آخر و اول	t-value	p-value
۸۳	-۴٪	۳۴٪	۳۸٪	-۳۵/۹۰۷۴۰	۰/۰۰۰۰۰
۸۴	۳٪	۲۲٪	۱۹٪	-۲۵/۵۸۰۲۷	۰/۰۰۰۰۰
۸۵	۳۹٪	۱۱٪	-۲۸٪	۲۹/۱۵۳۷۳	۰/۰۰۰۰۰
۸۶	۳۹٪	۴۰٪	۱٪	-۱/۴۸۹۱۲	۰/۱۳۸۱۴
۸۷	-۲۱٪	۲۷٪	۴۷٪	-۵۸/۹۹۶۱۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۸	۲۱٪	۸۹٪	۶۹٪	-۴۲/۲۱۰۹۲	۰/۰۰۰۰۰
۸۹	۱۳٪	۴۳٪	۳۰٪	-۵۸/۶۱۳۶۶	۰/۰۰۰۰۰
۹۰	۱۳٪	۲۴٪	۱۱٪	-۱۷/۷۹۵۶۳	۰/۰۰۰۰۰
۹۱	۱۷۶٪	۲۲۸٪	۵۲٪	-۲۸/۲۵۵۳۵	۰/۰۰۰۰۰
۹۲	۴۹٪	۵۱٪	۲٪	-۲/۱۱۵۷۱	۰/۰۳۵۷۲
۹۳	۸٪	-۵٪	-۱۳٪	۳۳/۳۲۴۵۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۴	۴۶٪	۲۱٪	-۲۵٪	۳۸/۹۳۴۵۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۵	۳۹٪	۳۳٪	-۶٪	۱۲/۲۵۲۱۶	۰/۰۰۰۰۰
۹۶	۷٪	۲۵٪	۱۹٪	-۳۱/۷۰۴۰۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۷	۳۱۰٪	۲۲۳٪	-۸۸٪	۴۱/۰۷۹۰۲	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۷	۴۹٪	۵۸٪	۹٪	-۳/۰۶۰۱۳	۰/۰۰۲۲۳
۸۳-۹۶	۳۱٪	۴۶٪	۱۵٪	-۸/۰۰۸۹۱	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۸۷	۱۰٪	۲۷٪	۱۷٪	-۱۳/۹۱۰۰۴	۰/۰۰۰۰۰
۸۸-۹۲	۵۴٪	۸۸٪	۳۴٪	-۷/۶۸۵۷۴	۰/۰۰۰۰۰
۹۳-۹۷	۸۲٪	۵۹٪	-۲۳٪	۳/۶۰۹۷۰	۰/۰۰۰۳۲

[۱]میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده پس از ۱۰۰ مرتبه ایجاد اوزان تصادفی

با این حال در بازه زمانی دوم (یعنی با خارج کردن نتایج سال ۱۳۹۷) اختلاف بازده دسته سوم و دسته اول به طور میانگین به ۱۵ درصد می‌رسد و معناداری آن نیز افزایش قابل توجه پیدا می‌کند. این امر نشان از اثر معکوس سال ۱۳۹۷ دارد که این اختلاف را خنثی کرده است. در سال ۱۳۹۷ بازده دسته اول به میزان ۸۸ درصد بیشتر از بازده دسته سوم می‌باشد که این اختلاف شدید سبب خنثی شدن (یا به بیان محتاطانه کمرنگ شدن) اثر متداول سود تقسیمی بر قیمت شده است.

بررسی نتایج سه بازه زمانی ۵ ساله نیز نشان از تغییر حساسیت بازار نسبت به متغیر D/M در بازه‌های مختلف دارد. در ۵ سال اول بازده دسته سوم به طور میانگین (و معنادار) از دسته اول ۱۷

[۱] در هر سال شرکت‌های مورد بررسی براساس متغیر D/P به سه دسته تقسیم شده‌اند. سپس برای شرکت‌های هر دسته اوزان تصادفی ایجاد گشته (به گونه‌ای که مجموع اوزان برابر ۱ می‌گردد) و بازده سبد با اوزان تصادفی محاسبه شده است. فرایند ایجاد اوزان تصادفی و محاسبه بازده ۱۰۰ مرتبه تکرار گشته و میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده به عنوان میانگین بازده دسته در نظر گرفته شده است. همچنین آزمون معناداری تفاوت میانگین نیز با استفاده از ۱۰۰ بازده محاسبه شده برای هر دسته انجام گرفته است.

درصد بیشتر بوده است. در عین حال در ۵ سال دوم این اختلاف در همان جهت افزایش یافته و به ۳۴ درصد می‌رسد. در ۵ سال سوم اما بازده شرکت‌های دسته اول به طور میانگین و معنادار به میزان ۲۳ درصد از بازده شرکت‌های دسته سوم بیشتر بوده که نشان از تغییر جهت کامل حساسیت بازار به این متغیر دارد. در ۴ سال از ۵ سال بازه آخر میانگین بازده شرکت‌های دسته اول به طور معنادار بیشتر از دسته آخر می‌باشد، در حالی که این اتفاق برای متغیرهای E/P و B/M در ۳ سال از همین بازه رخ داده بود.

نسبت فروش به قیمت (S/P)

اثر نسبت فروش به قیمت (S/P) در مقایسه با اثر سایر متغیرها از پایداری بیشتری برخوردار است. این نسبت در میان تمام متغیرهای بررسی شده، تنها نسبتی است که از سال ۱۳۹۱ به بعد بازده دهک آخر آن نسبت از بازده دهک اول همواره و به طور معنادار بیشتر است (البته این معناداری در سال ۱۳۹۷ به سطح ۹۵ درصد کاهش می‌یابد).

با این حال در تمام بازه‌های زمانی مورد بررسی بازده دهک آخر از دهک اول به طور معنادار بیشتر بوده است. در پانزده سال مورد بررسی تنها در سه سال بازده دهک اول بیشتر از دهک آخر می‌باشد که از این لحاظ آن را از سایر متغیرها متمایز می‌سازد.

نکته شایان ذکر در مورد مقایسه میان بازه‌های زمانی مختلف این مهم است که میزان اختلاف میانگین بین بازده دهک آخر و دهک اول در بازه زمانی آخر نسبت به بازه زمانی پیش از آن کاهش پیدا کرده اما همچنان از معناداری بالایی برخوردار است.

جدول ۶. نتایج مربوط به متغیر نسبت فروش به قیمت (S/P)[1].

سال	میانگین بازده دهک اول[1]	میانگین بازده دهک آخر[1]	تفاوت بازده دهک آخر و اول	t-value	p-value
۸۳	-۳۳٪	۱۶٪	۴۸٪	-۸۰/۲۹۲۷۳	۰/۰۰۰۰۰
۸۴	۸٪	۱۱٪	۳٪	-۳/۷۸۶۷۱	۰/۰۰۰۲۱
۸۵	۴۴٪	۳٪	-۴۱٪	۳۱/۵۵۶۷۱	۰/۰۰۰۰۰
۸۶	۳۴٪	۲۳٪	-۱۰٪	۷/۸۲۶۷۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۷	-۴۲٪	۲۳٪	۶۵٪	-۷۲/۶۸۷۵۸	۰/۰۰۰۰۰
۸۸	-۸۵٪	۶۳٪	۱۴۷٪	-۳۹/۷۲۶۸۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۹	۴۳٪	۲۵٪	-۱۸٪	۱۷/۵۸۴۹۲	۰/۰۰۰۰۰
۹۰	-۷٪	-۷٪	۰٪	۰/۶۱۷۳۶	۰/۵۳۷۸۲

[1] در هر سال شرکت‌های مورد بررسی براساس متغیر S/P دهک‌بندی شده‌اند. سپس برای شرکت‌های هر دهک اوزان تصادفی ایجاد گشته (به گونه‌ای که مجموع اوزان برابر ۱ می‌گردد) و بازده سبد با اوزان تصادفی محاسبه شده است. فرایند ایجاد اوزان تصادفی و محاسبه بازده ۱۰۰ مرتبه تکرار گشته و میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده به عنوان میانگین بازده دهک‌ها در نظر گرفته شده است. همچنین آزمون معناداری تفاوت میانگین نیز با استفاده از ۱۰۰ بازده محاسبه شده برای هر دهک انجام گرفته است.

۹۱	۸۹٪	۱۶۰٪	۷۱٪	-۲۴/۹۵۵۸۵	۰/۰۰۰۰۰
۹۲	۱۶٪	۱۱۲٪	۹۶٪	-۸۲/۴۳۰۴۲	۰/۰۰۰۰۰
۹۳	-۷٪	۳۱٪	۳۸٪	-۴۶/۱۲۶۷۴	۰/۰۰۰۰۰
۹۴	۶٪	۷۲٪	۶۵٪	-۷۷/۷۰۹۷۲	۰/۰۰۰۰۰
۹۵	۱۹٪	۵۵٪	۳۶٪	-۳۹/۳۹۹۴۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۶	-۱۰٪	۱۶٪	۲۶٪	-۳۳/۵۹۶۶۷	۰/۰۰۰۰۰
۹۷	۲۵۲٪	۲۵۷٪	۵٪	-۱/۸۱۳۲۴	۰/۰۷۱۳۱
۸۳-۹۷	۲۲٪	۵۷٪	۳۵٪	-۱۳/۵۳۸۰۳	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۶	۶٪	۴۳٪	۳۷٪	-۲۲/۵۲۵۵۸	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۸۷	۱٪	۱۶٪	۱۵٪	-۹/۱۰۴۳۳	۰/۰۰۰۰۰
۸۸-۹۲	۱۲٪	۷۰٪	۵۸٪	-۱۵/۱۶۵۷۴	۰/۰۰۰۰۰
۹۳-۹۷	۵۲٪	۸۶٪	۳۳٪	-۵/۵۲۸۴۵	۰/۰۰۰۰۰

[1]میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده پس از ۱۰۰ مرتبه ایجاد اوزان تصادفی

نسبت دارایی به قیمت (A/P)

جدول ۷. نتایج مربوط به متغیر نسبت دارایی به قیمت (*A/P*[1])

سال	میانگین بازده دهک اول[1]	میانگین بازده دهک آخر[1]	تفاوت بازده دهک آخر و اول	t-value	p-value
۸۳	۵۸٪	۱۷٪	-۴۱٪	۹/۰۹۶۲۴	۰/۰۰۰۰۰
۸۴	۹٪	۱۳٪	۴٪	-۴/۴۰۲۴۸	۰/۰۰۰۰۲
۸۵	۶۰٪	۳٪	-۵۸٪	۳۸/۲۸۹۷۹	۰/۰۰۰۰۰
۸۶	۳۳٪	۱۰٪	-۲۳٪	۱۶/۸۵۱۳۸	۰/۰۰۰۰۰
۸۷	-۴۵٪	۴۵٪	۹۰٪	-۶۲/۱۳۲۱۴	۰/۰۰۰۰۰
۸۸	-۲۹٪	۹۲٪	۱۲۱٪	-۲۷/۲۰۸۰۴	۰/۰۰۰۰۰
۸۹	۴۸٪	۱۴٪	-۳۴٪	۴۰/۱۵۳۸۳	۰/۰۰۰۰۰
۹۰	۰٪	۱٪	۱٪	-۱/۸۹۵۹۶	۰/۰۵۹۵۰
۹۱	۱۴۳٪	۱۴۴٪	۱٪	-۰/۴۲۲۷۹	۰/۶۷۲۹۱
۹۲	۲۸٪	۱۱۹٪	۹۱٪	-۶۹/۴۱۷۹۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۳	-۹٪	۱۶٪	۲۵٪	-۴۹/۴۱۱۰۱	۰/۰۰۰۰۰

[1]. در هر سال شرکت‌های مورد بررسی براساس متغیر *A/P* دهک‌بندی شده‌اند. سپس برای شرکت‌های هر دهک اوزان تصادفی ایجاد گشته (به گونه‌ای که مجموع اوزان برابر ۱ می‌گردد) و بازده سبد با اوزان تصادفی محاسبه شده است. فرایند ایجاد اوزان تصادفی و محاسبه بازده ۱۰۰ مرتبه تکرار گشته و میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده به عنوان میانگین بازده دهک‌ها در نظر گرفته شده است. همچنین آزمون معناداری تفاوت میانگین نیز با استفاده از ۱۰۰ بازده محاسبه شده برای هر دهک انجام گرفته است.

۹۴	۴۱٪	۶۰٪	۱۹٪	-۱۰/۹۶۲۱۲	۰/۰۰۰۰۰
۹۵	۱۷٪	۲۹٪	۱۱٪	-۱۵/۰۰۶۴۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۶	۴٪	۵٪	۱٪	-۱/۳۸۷۸۰	۰/۱۶۶۷۸
۹۷	۲۰۵٪	۳۸۲٪	۱۷۷٪	-۳۹/۶۲۵۶۶	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۷	۳۸٪	۶۳٪	۲۶٪	-۸/۵۷۷۳۲	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۶	۲۵٪	۴۰٪	۱۵٪	-۸/۴۹۹۸۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۸۷	۲۲٪	۱۸٪	-۴٪	۲/۰۱۸۹۵	۰/۰۴۳۹۱
۸۸-۹۲	۳۸٪	۷۴٪	۳۵٪	-۹/۴۰۷۳۸	۰/۰۰۰۰۰
۹۳-۹۷	۵۱٪	۹۸٪	۴۷٪	-۶/۴۲۹۴۴	۰/۰۰۰۰۰

[1]میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده پس از ۱۰۰ مرتبه ایجاد اوزان تصادفی

مطابق جدول شماره ۷، در مجموع سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ نسبت دارایی به قیمت دارای اثر معنادار بر بازده بوده است. نسبت دارایی به قیمت (A/P) نیز همچون نسبت فروش به قیمت پس از سال ۱۳۹۱ دارای اثر با ثباتی بر قیمت می‌باشد به طوری که بازده دهک آخر در تمام سال‌ها به جز ۱۳۹۶ از بازده دهک اول به طور معنادار بیشتر است.

این اثر در سال ۱۳۹۷ نیز به شدت تقویت شده و اختلاف بازده میان دهک آخر و اول به ۱۷۷ درصد می‌رسد. به همین دلیل میانگین اختلاف بازده ۲۶ درصدی در بازه زمانی اول با حذف سال ۱۳۹۷ در بازه زمانی دوم به ۱۵ درصد کاهش می‌یابد. با این حال معناداری این اختلاف در هر دو بازه یکسان بوده و تغییری در آن حاصل نشده است.

بررسی نتایج سه بازه زمانی ۵ ساله نیز نشان از ثبات نسبی حساسیت بازار نسبت به این متغیر دارد. اگرچه در ۵ سال اول بازده دهک اول به طور میانگین (و معنادار) از دهک آخر ۴ درصد بیشتر بوده اما در ۵ سال دوم بازده دهک آخر از دهک اول به میزان ۳۵ درصد بیشتر و همچنین در ۵ سال سوم بازده دهک آخر از دهک اول به میزان ۴۷ درصد بیشتر است. این متغیر در میان متغیرهای مورد بررسی تنهای متغیری می‌باشد که اثر آن در بازه ۵ ساله دوم، بازه ۵ ساله سوم تقویت شده چرا که اختلاف بازده دهک آخر و اول از ۳۵ درصد به ۴۷ درصد رسیده است.

رشد فروش (SG)

مطابق جدول شماره ۸، در مجموع سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ نسبت ارزش دفتری به بازار تنها در سطح ۹۰ درصد دارای اثر معنادار بر بازده بوده است. در بازه زمانی اول بازده دهک آخر (شرکت‌ها با بالاترین میزان SG) تنها به طور میانگین ۵ درصد بازده کمتر نسبت به دهک اول (شرکت‌ها با پایین‌ترین میزان SG) داشته که این اختلاف در سطح ۹۰ درصد معنادار می‌باشد.

با این حال در بازه زمانی دوم (یعنی با خارج کردن نتایج سال ۱۳۹۷) بازده دهک آخر از دهک اول به طور میانگین ۱۴ درصد بیشتر و در عین حال معنادار می‌باشد. این امر نشان از اثر معکوس سال ۱۳۹۷ دارد که این اختلاف را خنثی کرده است. در سال ۱۳۹۷ بازده دهک اول به میزان ۲۱۲ درصد بیشتر از بازده دهک آخر می‌باشد این اختلاف شدید سبب خنثی شدن اثر رشد فروش موجود در بازار در سال‌های گذشته گردیده است.

بررسی نتایج سه بازه زمانی ۵ ساله اما نشان از تغییر حساسیت بازار نسبت به متغیر SG در بازه‌های مختلف دارد. در ۵ سال اول بازده دهک آخر به طور میانگین (و معنادار) از دهک اول ۱۳ درصد بیشتر بوده است. در ۵ سال دوم بازده دهک آخر از دهک اول به میزان ۱۴ درصد بیشتر می‌باشد. اما در ۵ سال سوم نیز این بازده دهک اول است که به طور میانگین (و معنادار) از بازده دهک آخر ۳۰ درصد بیشتر می‌باشد. در ۳ سال آخر از ۵ سال آخر بازده دهک اول از دهک آخر به طور معنادار بیشتر و در واقع معکوس شدن حساسیت بازار نسبت به این متغیر در این ۳ سال به طور مستمر رخ داده است که این این متغیر را از این منظر از سایر متغیرها متمایز می‌سازد.

جدول ۸. نتایج مربوط به متغیر رشد فروش (*SG*)[۱].

سال	میانگین بازده دهک اول[۱]	میانگین بازده دهک آخر[۱]	تفاوت بازده دهک آخر و اول	t-value	p-value
۸۳	-۶٪	۳۰٪	۳۷٪	-۴۶/۴۰۵۸۸	۰/۰۰۰۰۰
۸۴	۲۸٪	۳۹٪	۱۱٪	-۴/۶۵۵۲۶	۰/۰۰۰۰۱
۸۵	۱٪	۷۵٪	۷۴٪	-۳۹/۰۱۱۰۰	۰/۰۰۰۰۰
۸۶	۴۲٪	۹٪	-۳۳٪	۱۶/۲۵۳۶۰	۰/۰۰۰۰۰
۸۷	۳۴٪	۴٪	-۳۰٪	۱۷/۹۳۵۶۲	۰/۰۰۰۰۰
۸۸	۱۴٪	۵۷٪	۴۳٪	-۹/۹۵۲۵۸	۰/۰۰۰۰۰
۸۹	۱۴٪	۲۹٪	۱۶٪	-۱۷/۷۷۷۷۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۰	۱۶٪	۲۸٪	۱۲٪	-۹/۹۴۷۹۹	۰/۰۰۰۰۰
۹۱	۱۰۶٪	۱۷۶٪	۷۰٪	-۲۵/۲۶۹۱۳	۰/۰۰۰۰۰
۹۲	۹۱٪	۲۳٪	-۶۹٪	۴۳/۹۵۶۱۶	۰/۰۰۰۰۰
۹۳	-۱۲٪	۱۷٪	۲۹٪	-۳۹/۹۱۶۹۶	۰/۰۰۰۰۰
۹۴	۲۶٪	۲۸٪	۱٪	-۲/۳۷۱۷۲	۰/۰۱۸۷۵
۹۵	۳۷٪	۱۹٪	-۱۹٪	۳۴/۶۹۴۷۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۶	۱۸٪	۱۴٪	-۴٪	۲/۹۰۳۲۶	۰/۰۰۴۳۴
۹۷	۴۲۲٪	۲۱۰٪	-۲۱۲٪	۶۵/۲۳۰۱۸	۰/۰۰۰۰۰

[۱] در هر سال شرکت‌های مورد بررسی براساس متغیر SG دهک‌بندی شده‌اند. سپس برای شرکت‌های هر دهک اوزان تصادفی ایجاد گشته (به گونه‌ای که مجموع اوزان برابر ۱ می‌گردد) و بازده سبد با اوزان تصادفی محاسبه شده است. فرایند ایجاد اوزان تصادفی و محاسبه بازده ۱۰۰ مرتبه تکرار گشته و میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده به عنوان میانگین بازده دهک‌ها در نظر گرفته شده است. همچنین آزمون معناداری تفاوت میانگین نیز با استفاده از ۱۰۰ بازده محاسبه شده برای هر دهک انجام گرفته است.

۰/۱۱۳۷۱	۱/۵۸۲۳۰	-۵٪	۵۱٪	۵۶٪	۸۳-۹۷
۰/۰۰۰۰۰	-۹/۴۵۴۸۷	۱۴٪	۴۳٪	۲۹٪	۸۳-۹۶
۰/۰۰۰۰۰	-۷/۶۳۸۵۴	۱۳٪	۳۱٪	۱۹٪	۸۳-۸۷
۰/۰۰۰۰۴	-۴/۱۲۶۳۲	۱۴٪	۶۳٪	۴۹٪	۸۸-۹۲
۰/۰۰۰۱۹	۳/۷۵۳۷۲	-۳۰٪	۶۹٪	۹۹٪	۹۳-۹۷

[1]میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده پس از ۱۰۰ مرتبه ایجاد اوزان تصادفی.

ارزش بازار (Size)

جدول ۹. نتایج مربوط به متغیر ارزش بازار (*Size*)[1]

سال	میانگین بازده دهک اول[1]	میانگین بازده دهک آخر[1]	تفاوت بازده دهک آخر و اول	t-value	p-value
۸۳	۵۷٪	-۱٪	-۵۸٪	۲۴/۲۹۵۰۴	۰/۰۰۰۰۰
۸۴	۶٪	۱۴٪	۹٪	-۹/۵۰۱۱۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۵	۴۸٪	۳۷٪	-۱۱٪	۵/۱۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰
۸۶	۶۰٪	۸۰٪	۱۹٪	-۷/۳۲۲۷۹	۰/۰۰۰۰۰
۸۷	۲۳٪	-۳۳٪	-۵۶٪	۷۱/۰۳۲۲۳	۰/۰۰۰۰۰
۸۸	-۳۲٪	۹۴٪	۱۲۶٪	-۳۰/۰۰۶۷۷	۰/۰۰۰۰۰
۸۹	۲۵٪	۶۶٪	۴۲٪	-۴۵/۱۳۸۳۳	۰/۰۰۰۰۰
۹۰	۱۹٪	۸٪	-۱۱٪	۱۳/۴۴۵۲۳	۰/۰۰۰۰۰
۹۱	۱۵۷٪	۱۱۷٪	-۴۱٪	۲۳/۸۱۱۳۴	۰/۰۰۰۰۰
۹۲	۱۳۹٪	۲۸٪	-۱۱۱٪	۶۸/۶۲۶۰۶	۰/۰۰۰۰۰
۹۳	۴۸٪	-۶٪	-۵۴٪	۴۵/۲۷۲۶۱	۰/۰۰۰۰۰
۹۴	۶۱٪	۱۸٪	-۴۴٪	۴۹/۰۳۷۳۳	۰/۰۰۰۰۰
۹۵	۸۲٪	۲۶٪	-۵۶٪	۷۵/۴۳۵۸۳	۰/۰۰۰۰۰
۹۶	۲۲٪	۶۱٪	۳۹٪	-۲۶/۹۲۵۸۷	۰/۰۰۰۰۰
۹۷	۵۶۶٪	۱۲۵٪	-۴۴۱٪	۷۹/۶۳۹۰۰	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۷	۸۵٪	۴۲٪	-۴۳٪	۱۱/۴۹۴۴۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۶	۵۲٪	۳۶٪	-۱۵٪	۸/۶۸۶۵۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۸۷	۳۹٪	۱۹٪	-۱۹٪	۸/۹۹۰۷۷	۰/۰۰۰۰۰
۸۸-۹۲	۶۲٪	۶۳٪	۱٪	-۰/۱۳۳۴۴	۰/۸۹۳۸۸
۹۳-۹۷	۱۵۶٪	۴۵٪	-۱۱۱٪	۱۱/۵۷۲۷۱	۰/۰۰۰۰۰

[1]میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده پس از ۱۰۰ مرتبه ایجاد اوزان تصادفی.

[1] متغیر ارزش بازار (Size) برابر با ضرب قیمت سهم در تعداد سهام شرکت. در هر سال شرکت‌های مورد بررسی براساس متغیر Size دهک‌بندی شده‌اند. سپس برای شرکت‌های هر دهک اوزان تصادفی ایجاد گشته (به گونه‌ای که مجموع اوزان برابر ۱ می‌گردد) و بازده سبد با اوزان تصادفی محاسبه شده است. فرایند ایجاد اوزان تصادفی و محاسبه بازده ۱۰۰ مرتبه تکرار گشته و میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده به عنوان میانگین بازده دهک‌ها در نظر گرفته شده است. همچنین آزمون معناداری تفاوت میانگین نیز با استفاده از ۱۰۰ بازده محاسبه شده برای هر دهک انجام گرفته است.

متغیر ارزش بازار همواره اثر معنادار بر بازده داشته و این اثر به طور عمده پایدار و با ثبات بوده است. اما بیشترین اثرگذاری این نسبت در سال ۱۳۹۷ مشاهده شده است. در این سال بازده دهک اول از نظر اندازه (کوچک‌ترین شرکت‌ها) از بازده دهک آخر (بزرگ‌ترین شرکت‌ها) به میزان ۴۴۱ درصد بیشتر بوده است. این میزان بزرگ‌ترین اختلاف سالانه مشاهده شده در میان تمام متغیرهای بررسی شده می‌باشد. همین امر شاید یکی از دلایل اصلی معکوس شدن اثر برخی از متغیرها (نظیر B/M) در سال ۱۳۹۷ باشد.

به طور کلی در ۱۰ سال از ۱۵ سال مورد بررسی بازده شرکت‌های کوچک به طور معنادار از بازده شرکت‌های بزرگ بیشتر می‌باشد. این امر خود را در مشاهدات ۹۷-۸۳ نشان می‌دهد که طی این سال‌ها بازده شرکت‌های کوچک به طور میانگین از شرکت‌های بزرگ ۴۳ درصد بیشتر بوده است. البته با کنار گذاشتن سال ۱۳۹۷ این مقدار به ۱۵ درصد می‌رسد اما همچنان معنادار است.

در بازه‌های ۵ ساله، نکته قابل توجه اختلاف بازده در بازه سوم می‌باشد. اختلاف میانگین ۱۱۱ درصدی بازده شرکت‌های کوچک و بزرگ در این بازه، بزرگ‌ترین میزان مشاهده در میان سایر متغیرها و بازه‌های ۵ ساله می‌باشد که البته با توجه به اختلاف ۴۴۱ درصدی سال ۱۳۹۷ منطقی می‌باشد. همچنین در ۴ سال از ۵ سال بازه آخر، شرکت‌های کوچک بازده بیشتری نسبت به شرکت‌های بزرگ داشته‌اند که نشان از ثبات اثر این متغیر بر بازده دارد.

بازده دارایی (ROA)

بازده دارایی از جمله متغیرهایی می‌باشد که وضعیت سال ۱۳۹۷ اثر متداول آن را به طور کلی معکوس نموده است. این متغیر در کنار نسبت عایدی به قیمت (E/P) تنها متغیرهایی است که اثر تاریخی آن‌ها در سال ۱۳۹۷ به طور معنادار معکوس شده است. در حالی که از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۶ بازده شرکت‌های دارای بازده دارایی بالا از شرکت‌های دارای بازده دارایی پایین به طور میانگین (و معنادار) ۵ درصد بیشتر بوده است اما با در نظر گرفتن سال ۱۳۹۷، این اختلاف معکوس می‌گردد و به ۱۲ درصد می‌رسد. دلیل این امر اثر بسیار شدید سال ۱۳۹۷ می‌باشد که در آن بازده دهک اول از نظر ROA ۲۷۱ درصد بیشتر از بازده دهک آخر است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱۰- نتایج مربوط به متغیر بازده دارایی (*ROA*)[1]

سال	میانگین بازده دهک اول[1]	میانگین بازده دهک آخر[1]	تفاوت بازده دهک آخر و اول	t-value	p-value
۸۳	-۲٪	۷۴٪	۷۶٪	-۱۶/۷۴۲۷۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۴	۵٪	-۱۰٪	-۱۵٪	۱۷/۷۴۲۲۰	۰/۰۰۰۰۰
۸۵	۴۸٪	۱۷٪	-۳۱٪	۱۳/۷۸۷۷۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۶	۶٪	۱۷٪	۱۱٪	-۶/۸۴۳۹۷	۰/۰۰۰۰۰
۸۷	۳۹٪	-۳۳٪	-۷۲٪	۴۲/۳۵۶۰۴	۰/۰۰۰۰۰
۸۸	-۶۹٪	۱۱۸٪	۱۸۷٪	-۳۶/۳۷۶۷۳	۰/۰۰۰۰۰
۸۹	۰٪	۶۳٪	۶۳٪	-۶۳/۴۳۹۶۵	۰/۰۰۰۰۰
۹۰	۳۲٪	۲۳٪	-۱۰٪	۷/۶۶۴۶۱	۰/۰۰۰۰۰
۹۱	۲۱۱٪	۱۶۸٪	-۴۴٪	۱۴/۵۹۴۴۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۲	۸۲٪	۳۳٪	-۵۰٪	۴۶/۶۳۰۹۳	۰/۰۰۰۰۰
۹۳	۳۳٪	-۸٪	-۴۱٪	۳۴/۵۱۹۴۸	۰/۰۰۰۰۰
۹۴	۷۶٪	۲۹٪	-۴۷٪	۲۷/۰۱۳۹۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۵	۲۵٪	۵۰٪	۲۵٪	-۱۸/۱۹۸۴۵	۰/۰۰۰۰۰
۹۶	-۵٪	۲۷٪	۳۲٪	-۴۵/۶۳۶۰۲	۰/۰۰۰۰۰
۹۷	۴۳۲٪	۱۶۱٪	-۲۷۱٪	۷۰/۸۱۴۰۳	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۷	۶۱٪	۴۹٪	-۱۲٪	۳/۶۶۴۸۴	۰/۰۰۰۲۵
۸۳-۹۶	۳۵٪	۴۰٪	۵٪	-۲/۲۵۳۲۳	۰/۰۲۴۳۲
۸۳-۸۷	۲۰٪	۱۳٪	-۷٪	۳/۲۹۴۴۱	۰/۰۰۱۰۳
۸۸-۹۲	۵۱٪	۸۱٪	۳۰٪	-۵/۹۳۲۲۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۳-۹۷	۱۱۲٪	۵۲٪	-۶۰٪	۷/۸۰۱۶۶	۰/۰۰۰۰۰

[1]میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده پس از ۱۰۰ مرتبه ایجاد اوزان تصادفی

در مقایسه بازه‌های ۵ ساله نیز عدم ثبات اثرگذاری این متغیر بر بازده مشاهده می‌گردد. در حالی که در بازه ۵ ساله اول و سوم بازده شرکت‌های دارای ROA پایین بیشتر از بازده شرکت‌های دارای ROA بالا است، اما در بازه ۵ ساله دوم این وضعیت عکس می‌باشد.

[1] متغیر بازده دارایی (ROA) برابر با ضرب قیمت سهم در تعداد سهام شرکت. در هر سال شرکت‌های مورد بررسی براساس متغیر ROA دهک‌بندی شده‌اند. سپس برای شرکت‌های هر دهک اوزان تصادفی ایجاد گشته (به گونه‌ای که مجموع اوزان برابر ۱ می‌گردد) و بازده سبد با اوزان تصادفی محاسبه شده است. فرایند ایجاد اوزان تصادفی و محاسبه بازده ۱۰۰ مرتبه تکرار گشته و میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده به عنوان میانگین بازده دهک‌ها در نظر گرفته شده است. همچنین آزمون معناداری تفاوت میانگین نیز با استفاده از ۱۰۰ بازده محاسبه شده برای هر دهک انجام گرفته است.

بازده حقوق صاحبان سهام (ROE)

مطابق جدول شماره ۱۱، در مجموع سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ بازده حقوق صاحبان سهام دارای اثر معنادار بر بازده بوده است. در بازه زمانی اول بازده دهک آخر (شرکت‌ها با بالاترین میزان ROE) به طور میانگین ۶ درصد بازده بیشتر نسبت به دهک اول (شرکت‌ها با پایین‌ترین میزان ROE) داشته است.

با این حال در بازه زمانی دوم (یعنی با خارج کردن نتایج سال ۱۳۹۷) اختلاف بازده دهک آخر و دهک اول به طور میانگین به ۱۵ درصد می‌رسد و معناداری آن نیز به شدت افزایش پیدا می‌کند. این امر نشان از اثر معکوس سال ۱۳۹۷ دارد که این اختلاف را خنثی کرده است. در سال ۱۳۹۷ بازده دهک اول به میزان ۱۲۱ درصد بیشتر از بازده دهک آخر می‌باشد این اختلاف شدید سبب خنثی شدن (یا به بیان محتاطانه کمرنگ شدن) اثر متداول ROE بر بازده شده است.

بررسی نتایج سه بازه زمانی ۵ ساله اما نشان از تغییر حساسیت بازار نسبت به متغیر ROE در بازه‌های مختلف دارد. در ۵ سال اول بازده دهک آخر به طور میانگین (و معنادار) از دهک اول ۱۴ درصد بیشتر بوده است. در عین حال در ۵ سال دوم بازده دهک آخر از دهک اول به میزان ۳۱ درصد بیشتر می‌باشد. اما در ۵ سال سوم نیز این بازده دهک اول است که به طور میانگین (و معنادار) از بازده دهک آخر ۲۸ درصد بیشتر می‌باشد. همچون نسبت عایدی به قیمت (E/P) و نسب ارزش دفتری به بازار (B/M)، در بازده حقوق صاحبان سهام نیز در ۳ سال از ۵ سال آخر بازده دهک اول از دهک آخر به طور معنادار بیشتر است.

جدول ۱۱- نتایج مربوط به متغیر بازده حقوق صاحبان سهام (*ROE*)[1]

سال	میانگین بازده دهک اول[1]	میانگین بازده دهک آخر[1]	تفاوت بازده دهک آخر و اول	t-value	p-value
۸۳	-۵٪	۸۲٪	۸۶٪	-۱۷/۹۲۵۳۰	۰/۰۰۰۰۰
۸۴	۲۱٪	۵۸٪	۳۸٪	-۱۹/۰۲۳۸۴	۰/۰۰۰۰۰
۸۵	۵۱٪	۴۷٪	-۴٪	۱/۸۳۶۴۶	۰/۰۶۷۹۴
۸۶	۱۶٪	۱۲٪	-۴٪	۲/۶۳۸۶۵	۰/۰۰۸۹۹
۸۷	۳۰٪	-۱۳٪	-۴۳٪	۲۳/۹۰۱۸۳	۰/۰۰۰۰۰
۸۸	-۵۳٪	۵۵٪	۱۰۸٪	-۲۳/۰۹۶۵۸	۰/۰۰۰۰۰

[1] *متغیر بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) برابر با ضرب قیمت سهم در تعداد سهام شرکت. در هر سال شرکت‌های مورد بررسی براساس متغیر ROE دهک‌بندی شده‌اند. سپس برای شرکت‌های هر دهک اوزان تصادفی ایجاد گشته (به گونه‌ای که مجموع اوزان برابر ۱ می‌گردد) و بازده سبد با اوزان تصادفی محاسبه شده است. فرایند ایجاد اوزان تصادفی و محاسبه بازده ۱۰۰ مرتبه تکرار گشته و میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده به عنوان میانگین بازده دهک‌ها در نظر گرفته شده است. همچنین آزمون معناداری تفاوت میانگین نیز با استفاده از ۱۰۰ بازده محاسبه شده برای هر دهک انجام گرفته است.*

۸۹	-۱٪	۲۹٪	۳۰٪	-۳۵/۸۷۸۰۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۰	۲۳٪	۱۸٪	-۴٪	۳/۵۳۶۲۹	۰/۰۰۰۵۲
۹۱	۱۸۷٪	۲۳۴٪	۴۶٪	-۱۵/۷۹۸۱۶	۰/۰۰۰۰۰
۹۲	۵۴٪	۳۲٪	-۲۲٪	۱۹/۶۸۳۲۸	۰/۰۰۰۰۰
۹۳	۵٪	۱۵٪	۱۰٪	-۱۲/۷۹۴۵۲	۰/۰۰۰۰۰
۹۴	۴۳٪	۲۱٪	-۲۲٪	۲۰/۰۳۶۶۰	۰/۰۰۰۰۰
۹۵	۳۵٪	۱۷٪	-۱۷٪	۲۱/۷۳۶۰۴	۰/۰۰۰۰۰
۹۶	۱۲٪	۲۴٪	۱۱٪	-۱۲/۳۰۵۵۶	۰/۰۰۰۰۰
۹۷	۳۰۷٪	۱۸۶٪	-۱۲۱٪	۴۷/۷۰۵۳۰	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۹۷	۴۸٪	۵۴٪	۶٪	-۲/۱۷۱۹۹	۰/۰۲۹۹۴
۸۳-۹۶	۳۱٪	۴۵٪	۱۵٪	-۶/۹۳۵۰۵	۰/۰۰۰۰۰
۸۳-۸۷	۲۳٪	۳۷٪	۱۴٪	-۶/۵۰۱۳۷	۰/۰۰۰۰۰
۸۸-۹۲	۴۳٪	۷۴٪	۳۱٪	-۵/۹۷۶۱۷	۰/۰۰۰۰۰
۹۳-۹۷	۸۰٪	۵۲٪	-۲۸٪	۴/۶۵۹۳۹	۰/۰۰۰۰۰

[1]میانگین ۱۰۰ بازده به دست آمده پس از ۱۰۰ مرتبه ایجاد اوزان تصادفی

۵. بحث و نتیجه‌گیری

بررسی‌های آماری فوق نشان داد که اثر متغیرهای بنیادین بر بازده سهام در بازار بورس تهران طی گذر زمان، اغلب دچار تغییر شده است. برخی متغیرهای بیشتر مورد استفاده نظیر نسبت سود به قیمت در سال‌های اخیر معناداری خود را از دست داده و یا اثر آن‌ها به طور کلی معکوس شده است. البته ممکن است دلیل اصلی این پدیده ناهنجاری رخ داده در سال ۱۳۹۷ در بازار بورس باشد که در صورت پذیرش این امر نیاز به گذر زمان برای قضاوت قطعی‌تر در مورد این متغیرها می‌باشد. تنها ادعایی که می‌توان طرح کرد آن است که اثر متغیرهای فوق در ناهنجاری رخ داده مانند گذشته نیست و از این رو در حال حاضر متغیر مناسبی برای برآورد بازده نیستند.

همچنین به نظر می‌رسد رخدادهای بی‌سابقه سال ۱۳۹۷ به بعد در بورس سبب ایجاد ناهنجاری شدید گشته و به طور کلی تفسیر تاریخی در مورد اثر متغیرها بر بازده را دچار ابهام می‌نماید. در این سال بزرگ‌ترین عامل اثرگذار بر قیمت در میان متغیرهای بررسی شده عامل اندازه می‌باشد. سبد سهام تشکیل شده از ده درصد کوچک‌ترین شرکت‌ها در این سال (با اوزان تصادفی) به طور میانگین ۴۴۱ بازده بیشتر نسبت به سبد سهام تشکیل شده از ده درصد بزرگ‌ترین شرکت در این سال ایجاد نموده است.

یافته‌های این پژوهش در مورد متغیر E/P در مقایسه با یافته‌های [۱۸]، [۱۷] و [۳] متفاوت می‌باشد که دلیل عمده آن تغییرات حساسیت بازده نسبت به این متغیر در آخرین بازده ۵ ساله است.

همچنین یافته‌های پژوهش در مورد متغیر B/M و S/P با یافته‌های [۱۸]، [۱۷] و [۳] سازگاری دارد.

در مورد متغیر اندازه، نتایج حاصله از تحقیق با نتایج تحقیقات بین‌المللی از جمله [۲۱] همخوانی دارد. یکی از دلایل شایان ذکر در ادبیات در مورد بیشتر بودن بازده شرکت‌های با اندازه کوچک نسبت به شرکت‌های بزرگ، ریسک بیشتری است که این شرکت‌ها به سرمایه‌گذاران تحمیل می‌کنند و از این رو با توجه به قروض عقلایی بایستی بازده بیشتری را نیز نصیب ایشان نماید.

در نهایت با توجه به وضعیت متغیرها در بازه ۵ ساله سوم به نظر می‌رسد اثر برخی متغیرها نسبت به سال‌های پیش از آن در حال معکوس شدن می‌باشد. دو متغیر نسبت فروش به قیمت و نسبت دارایی به قیمت از ثبات بیشتر حتی با توجه به تلاطم سال ۱۳۹۷ در مقایسه با سایر متغیرها برخوردار هستند. متغیر اندازه نیز از جمله متغیرهایی می‌باشد که اثر آن بر بازده از ثبات کافی برخوردار بود. این رخداد سازگار با مطالعات خارجی در این زمینه می‌باشد و شرکت‌های کوچک‌تر عمدتا بازده بهتری نسبت به شرکت‌های بزرگ‌تر دارد و دلایل مختلفی نیز برای آن ذکر شده است. از جمله دلایل این رخداد می‌توان به استدلال فاما و فرنچ [۲۲] اشاره کرد که بازده بیشتر سهام این شرکت‌ها را ناشی از ریسک بالاتر آن‌ها می‌داند. شرکت‌های کوچک‌تر نسبت به شرکت‌های بزرگ‌تر ریسک‌های بیشتری را متحمل می‌گردند و لذا دارندگان سهام آن به دلیل تحمل ریسک بیشتر بایستی از بازده بیشتری نیز برخوردار باشند.

وجود رابطه معنادار بین بازده و هر یک از این متغیرها نشان می‌دهد که متغیرها دارای محتوای اطلاعاتی در مورد بازده می‌باشد. اما با توجه به بررسی جداگانه رابطه هر یک از این متغیرها با بازده، این مهم که چه میزان از محتوای اطلاعاتی هر متغیر در سایر متغیرها نیز وجود دارد یا از آن‌ها مستقل است مورد مداقه قرار نگرفته است.

می‌توان در تحقیقات آینده به این پرداخت که کدام متغیرها دارای محتوای اطلاعاتی مستقل در مورد بازده هستند که این امر نیاز به بررسی رابطه هر یک از این متغیرها با یکدیگر دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1.Aflatooni, A. (2016). The Effect of Company Growth on Relation between the Stock Market Value, Book Value and Return. *The Financial Accounting and Auditing Research, 8(31),*1-21. (in Persian)

2.Ang, A., R. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang. (2006). The Cross-Section of Volatility and Expected Returns. *Journal of Finance 61,* 259–99.

3.Assadi, G., Eslami Bidgoli, S. (2013). Comparing one Year Performance of Value and Growth Stock. *Financial Engineering and Portfolio Management, 4(14),* 17-38. (in Persian)

4.Assadi, G., Eslami Bidgoli, S. (2014). Comparing the Performance of Value and Growth Strategies; individual Ratios and Combined Measures. *Financial Research Journal, 16(1),* 1-24. (in Persian)

5.Balakrishnan, K., E. Bartov, and L. Faurel. (2010). Post Loss/Profit Announcement Drift. *Journal of Accounting and Economics 50, 20*–41.

6.Bali, T., N. Cakici, and R. Whitelaw. (2011). Maxing Out, Stocks as Lotteries and the Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Financial Economics 99,* 427–46.

7.Banz, R. W., Breen, W. J. (1986). Sample-Dependent Results Using Accounting and Market Data, Some Evidence. *Journal of Finance. 41(4),* 779-793.

8.Basu, S. (1983). The Relationship between Earnings' Yield, Market Value and Return for Nyse Common Stocks :Further Evidence. *Journal of Financial Economics 12,* 129–156.

9.Belo, F., and X. Lin. (2011). The inventory Growth Spread. *Review of Financial Studies 25,* 278–313.

10.Bhandari, L. (1988). Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. *Journal of Finance 43,* 507–28.

11.Brennan, M., T. Chordia, and A. Subrahmanyam. (1998). Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics 49,* 345–73.

12.Chan, L.K.C., Jegadeesh, N. and Lakonishok, J. (1995). Evaluating the Performance of Value versus Glamour Stocks: the Impact of Selection Bias. *Journal of Financial Economics 38,* 269–296.

13.———. (1996). Momentum Strategies. Journal of Finance 51, 1681–713.

14.Chan, L., Lakonishok, J., and Sougiannis, T. (2001). The Stock Market Valuation of Research and Development Expenditures. J*ournal of Finance 56,* 2431–56.

15.Cooper, M., H. Gulen, and M. Schill. (2008). Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns. *Journal of Finance 63,* 1609–52.

16.Datar, V., N. Naik, and R. Radcliffe. (1998). Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test. *Journal of Financial Markets 1, 20*3–19.

17.Elgers, P., M. Lo, and R. Pfeiffer, Jr. (2001). Delayed Security Price Adjustments to Financial Analysts' Forecasts of Annual Earnings. *The Accounting Review 76,* 613–32.

18.Eslami Bidgoli, G., Fallahpour, S., Sabzevari, B. (2012). Forecasting Stock Price Manipulation in Capital Market. *Journal of investment Knowledge, 1(1),* 125-146. (in Persian)

19.Fadaie Nejad, M., Eivazlu, R. (2006). The Value Premium in Capital Asset Pricing; the Case of Tehran Stock Exchange, *Financial Research Journal, 8(22),* 33-46. (in Persian)

20.Fama, E.F. and French, K.R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance 47,* 427–465.

21.———. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds. *Journal of Financial Economics 33,* 3–56.

22.———. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance 51(1),* 55-84.

23.———. (1998). Value Versus Growth: the international Evidence. *Journal of Finance 53, 19*35–1974.

24.———. (2006). The Value Premium and the Capm. *Journal of Finance 61,* 2163–2185.

25.———. (2012). Size, Value, and Momentum in international Stock Returns. *Journal of Financial Economics 105,* 457–472.

26.Fama, E.F. and Macbeth, J.D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy 81,* 607–636.

27.Foster, G., C. Olsen, and T. Shevlin. (1984). Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns. *The Accounting Review 59,* 574–603.

28.Hanifi, F., Eivazi, H. (2010). Exploiting Value Strategies for Optimal Return in Stock Exchange. *Journal of Business Management, 2(7),* 135-158. (in Persian)

29.Haugen, R., and N. Baker. (1996). Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics 41,* 401–39.

30.Hirshleifer, D., K. Hou, S. Teoh, and Y. Zhang. (2004). Do investors Overvalue Firms with Bloated Balance Sheets? *Journal of Accounting and Economics 38,* 297–331.

31.Jegadeesh, N., and S. Titman. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance 48,* 65–91.

32.Jensen, Michael C. and Black, Fischer and Scholes, Myron S., the Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. Michael C. Jensen, *Studies in the theory of Capital Markets, Praeger Publishers inc., (1972,* Available At Ssrn: Https://Ssrn.Com/Abstract=908569

33.Lakonishok, J., Sharpio A. C. (1986). Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns. *Journal of Banking & Finance. 10(1),* 115-132.

34.Lakonishok, J., Vishny, R.W. and Shleifer, A. (1994) Contrarian investment, Extrapolation and Risk. *Journal of Finance 49,* 1541–1577.

35.La Porta, R. (1996). Expectations and the Cross-Section of Stock Returns. *Journal of Finance 51,* 1715–42.

36.Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics, 47(1),* 13-37.

37.———. Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification. *The Journal of Finance, (20(4),* 587-615.

38.Litzenberger, R., and K. Ramaswamy. (1979). The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices :theory and Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics 7,* 163–95.

39.Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance. 7(1),* 77-9.

40.Moradi, M., Kermani, J., Dahi, F. (2015). The Effect of Profitability and investment on Stock Return (Fama and French 5 Factor Model). *Financial Management Perspective, 5(11),* 53-78. (in Persian)

41.Moskowitz, T., and M. Grinblatt. (1999). Do industries Explain Momentum? *Journal of Finance 54,* 1249–90.

42.Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica, 34(4),* 768-783

43.Novy-Marx, R. (2011). Operating Leverage. *Review of Finance 15,* 103–34).

44.Rahmani, A., Masjed Mousavi, M., Gheitasi, R., investigating the Relationship between Profitability and Returns According To the Life Cycle and Size of the Company. T*he Journal of Accounting and Auditing Research, 3(9),* 104-115. (in Persian)

45.Reinganum, M. (1981). A New Empirical Perspective on the Capm. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis. 16(4),* 439-462.

46.Richardson, S., R. Sloan, M. Soliman, and I. Tuna. (2005). Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock Prices. *Journal of Accounting and Economics 39,* 437–85.

47.Rosenberg, B., Reid, K., Lanstein, R. (1985). Persuasive Evidence of Market inefficiency. *Journal of Portfolio Management, 11,* 9–17

48.Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance, (19,* 425-442.

49.Sloan, R. (1996). Do Stock Prices Fully Reflect information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? *The Accounting Review 71,* 289–315.

50.Soliman, M. (2008). The Use of Dupont Analysis by Market Participants. *The Accounting Review 83*, 823–53.

51.Tehrani, R., Khojaste M. (2008). Exploring the Relationship between Capital Productivity and Future Stock Returns and Its Effect on Value and Growth investment Styles. *Iranian Journal of Management Sciences, 3(11),* 1-22. (in Persian)

52.Titman, S.,K.Wei, and F. Xie. (2004). Capital investments and Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis 39,* 677–700.

53.Treynor, Jack L. (1961). Market Value, Time, and Risk. Available At Ssrn: Https://Ssrn.Com/Abstract=2600356 Or Http://Dx.Doi.Org/10.2139/Ssrn.2600356

54.Treynor, Jack L. (1962). Toward A theory of Market Value of Risky Assets'. Available At Ssrn: Https://Ssrn.Com/Abstract=628187 Or Http://Dx.Doi.Org/10.2139/Ssrn.628187

55.Xing,Y. (2008). Interpreting the Value Effect through the Theory: An Empirical investigation. *Review of Financial Studies 21,* 1767–95).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی