Journal of Financial Management Strategy
Vol. 6, No. 23
Winter 2019

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2018/09/20
Accepted: 2018/12/05

The Relationship between Components of the Book to Market Ratio and Stock Returns

Maryam Davallou[1]
Sayyed Mahdi Rezaei[2]

Abstract

The book-to-market ratio (B/M) is a noisy measure of expected stock returns because it also varies with expected cashflows evolution of B/M, in terms of past changes in book equity and price, contains independent information about expected cashflows that can be used to improve estimates of expected returns.This study examines the impact of the components of the book to market ratio on the explanatory power of stock returns. To this end, a sample of 185 companies listed in Tehran Stock Exchange during 1384 to 1393 were studied. To examine the explanatory power of stock returns by components of the B/M ratio, Fama and Macbeth regression (1973) and portfolio analysis approach are used. The results show that this improvement comes mainly from the change in price, against the results of other countries, and not from the change in book equity.

Keywords: The book to market ratio decomposition, change in book equity, change in market price.

JEL: : E47,G17,G11

---

1. Assistant Professor of Financial Management, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Email: m_davallou@sbu.ac.ir
2 Master of Financial Management, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Corresponding Author, Email: smahdisrezaei@gmail.com

راهبرد مدیریت مالی
سال ششم، شماره بیست و سوم
زمستان ۱۳۹۷
صص ۶۰-۲۹

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۶/۲۹
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۰۹/۱۴

رابطه اجزای تشکیل‌دهنده نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و بازده سهام[۱]

مریم دولو[۲] ، سید مهدی رضائی[۳]

چکیده

تفکیک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام به اجزای تشکیل‌دهنده خود شامل تغییر ارزش دفتری و تغییر ارزش بازار حاوی محتوای اطلاعاتی مهمی در خصوص جریانات نقدی آتی شرکت است. احصاء محتوای اطلاعاتی مذکور می‌تواند موجب بهبود توان توضیحی بازده مورد انتظار گردد. هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر اجزای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر توان توضیحی بازده سهام است. برای این منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۸۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ موردبررسی قرار گرفت. جهت آزمون توان توضیحی بازده سهام توسط اجزای تشکیل‌دهنده نسبت B/M از رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) و رویکرد تحلیل پرتفوی استفاده می‌شود. مطابق نتایج حاصل از پژوهش، تجزیه مذکور موجب بهبود توان توضیحی بازده سهام می‌گردد. این مهم عمدتاً متأثر از تغییر قیمت بازار سهام بوده و برخلاف نتایج به‌دست‌آمده در سایر بازارها، ناشی از تغییر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام نیست.

واژه های کلیدی: تجزیه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، تغییر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، تغییر قیمت بازار.
طبقه‌بندی موضوعی:E47,G17,G11

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.16856.1461
۲. استادیار، مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، Emial:m_davallou@sbu.ac.ir
۳. کارشناسی ارشد، مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، نویسنده مسئول، Email:smahdisrezaei@gmail.com

مقدمه

معرفی و توسعه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی یکی از مهم‌ترین نحله‌های بنیادین دانش مالی است که با مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[۱] آغاز گردیده و با مدل‌های آربیتراژ[۲] ، سه عاملی، چهار عاملی و اخیراً مدل پنج عاملی ادامه یافت. اساسی‌ترین چالش مدل‌های قیمت‌گذاری، شناسایی و تبیین عوامل ریسک مؤثر بر بازدهی دارایی است. همواره محققان بسیاری جهت تحقق این مهم کوشیده و عوامل مختلفی را شناسایی کردند. ازجمله این عوامل می‌توان به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، B/M، اشاره کرد که به‌عنوان یکی از عوامل ریسک تأثیرگذار بر بازدهی سهام موردتوجه بسیاری قرارگرفته است. نسبت B/M به‌عنوان یکی از معیارهای مهم تبیین رابطه ریسک و بازدهی، برای نخستین بار توسط روزنبرگ[۳] و همکاران (۱۹۸۵) به‌عنوان عامل توضیحی بازدهی سهام مطرح گردید. وی نشان داد سهام دارای نسبت B/M بالاتر، از متوسط بازدهی بالاتری برخوردار است. یافته مذکور توسط محققان دیگری نظیر فاما و فرنچ[۴] (۱۹۹۲)، لاکونیشوک[۵] و همکاران (۱۹۹۴) و برین و کوراکزیک[۶] (۱۹۹۵) نیز تائید شد. نسبت مذکور طی دهه اخیر به‌عنوان عاملی چندوجهی شناخته‌شده و تلاش‌های متعددی جهت شناسایی اثرات ناشی از ابعاد گوناگون آن صورت گرفت. طبق استدلال فاما و فرنچ (۲۰۰۸) نسبت B/M سنجه نویزی[۷] بازدهی مورد انتظار تلقی می‌شود. ادعای فوق ازآنجا نشات می‌گیرد که این نسبت توأم با نوسانات جریان نقدی مورد انتظار (سودهای تقسیمی آتی) دائماً تغییر می‌کند. وولتیناهو[۸] (۲۰۰۲) نیز نشان می‌دهد تغییر جریان نقدی مورد انتظار اثر قابل‌ملاحظه‌ای بر نوسانات نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دارد. فاما و فرنچ (۲۰۰۸) جهت اجتناب از اثر نویزی یادشده، با استفاده از مدل پیشنهادی تیتمن[۹] (۲۰۰۶) نسبت B/M را به اجزای سازنده خود تجزیه می‌کنند. به عقیده آن‌ها قیمت‌گذاری اجزای تشکیل‌دهنده نسبت B/M دارای محتوای اطلاعاتی مستقلی درباره جریان نقدی مورد انتظار است. احتساب محتوای اطلاعاتی مذکور و ملحوظ نمودن متغیرهای ناشی از این تجزیه در مدل‌های

---

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
2. Arbitrage Pricing Model (APT)
3. Rosenberg
4. Fama & French
5. Lakonishok
6. Breen & Korajczk
7 . Noisy Measure
8 . Vuolteenaho
9 . Daniel & Titman

قیمت‌گذاری، می‌تواند سبب افزایش توان توضیحی بازدهی مورد انتظار گردد. به‌زعم فاما و فرنچ (۲۰۰۸) نتایج اقتصادی گذشته و مورد انتظار آتی که سبب تفاوت بازدهی سهام ارزشی/رشدی می‌شود، در تغییر ارزش دفتری و تغییر قیمت بازار خلاصه می‌شود[1] . استفاده از نسبت B/M بدون در نظر گرفتن اجزای سازنده آن می‌تواند موجب چشم‌پوشی از محتوای اطلاعاتی مهمی درباره جریان نقدی و بازدهی مورد انتظار شود. به همین دلیل، می‌توان استنباط نمود جایگذاری اجزای B/M در مدل‌های قیمت‌گذاری، توان توضیحی بازدهی سهام را افزایش می‌دهد.

تنها پژوهش مشابه در بورس اوراق بهادار تهران توسط عرب مازار و عرب احمدی (۱۳۹۰) انجام‌شده که محققان با استفاده از روش تجزیه پنمن و همکاران (۲۰۰۷) و با استفاده از روابط ترازنامه‌ای و تجزیه نسبت B/M به دو بخش عملیاتی و مالی به آزمون ارزش‌افزوده مؤلفه‌های نسبت یادشده در چارچوب رویکرد تحلیل پرتفوی پرداختند. آنچه پژوهش حاضر را متمایز می‌کند آن است که اولاً برای نخستین بار از روش تجزیه فاما و فرنچ (۲۰۰۸)، بالی و همکاران (۲۰۱۳) و کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) استفاده‌شده و نسبت B/M به مؤلفه‌های بازاری و حسابداری تفکیک می‌شود. ثانیاً در این پژوهش برخلاف عرب‌مازار و عرب‌احمدی (۱۳۹۰) جهت بررسی توان توضیحی بازده مورد انتظار توسط اجزای نسبت B/M از رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) و از رویکرد تحلیل پرتفوی به عنوان آزمون قوت استفاده می‌شود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

روزنبرگ و همکاران (۱۹۸۵) دریافتند متوسط بازده سهام ایالات‌متحده ارتباط معنی‌دار و مثبتی با نسبت B/M دارد. چان، هاماو و لاکونیشوک[2] (۱۹۹۱) تفاوت بازده مقطعی سهام بازار توکیو را با توجه به رفتار چهار عامل اساسی شامل بازده درآمد، اندازه شرکت، نسبت B/M و بازده جریان نقدی[3] طی دوره ۱۹۷۱–۱۹۸۸ موردبررسی قراردادند. یافته‌های این تحقیق ضمن تائید رابطه معنی‌دار چهار عامل مذکور و بازده سهام حاکی از اثر قوی‌تر بازده جریان نقدی و نسبت B/M است. به بیان فاما و فرنچ (۲۰۰۸) چنانچه بتا به‌تنهایی برای توضیح متوسط بازده منظور شود، ارتباط

---

1. $BM_t = BM_{t-k} + dB_{t-k} - dM_{t-k}$
که dM_{t-k} لگاریتم طبیعی تغییر قیمت بازار در فاصله t و t-k و dB_{t-k} لگاریتم طبیعی تغییر ارزش دفتری در فاصله t و t-k است.

2. Chan, Hamao & Lakonishok
3. Earnings plus Depreciation

بین بتا و بازده مورد انتظار طی دوره ۱۹۶۳-۱۹۹۰ چندان قوی نمی‌باشد. به همین دلیل با استفاده از مدل فاما و مکبث[1] (۱۹۷۳) ارتباط میانگین بازده را با پنج عامل ریسک سیستماتیک (بتا)، اندازه شرکت، اهرم، نسبت قیمت به درآمد و B/M مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها نشان دادند اندازه شرکت و B/M به‌خوبی می‌تواند بازده سهام شرکت‌های بازار نزدک[2] را برای دوره ۱۹۶۳-۱۹۹۰ توضیح دهد و وجود رابطه منفی میان اندازه شرکت و میانگین بازده سهام و همچنین، رابطه مثبت بین B/M و متوسط بازده سهام را تأیید نمودند. فاما و فرنچ (۲۰۰۸) به‌منظور بررسی ریسک ناشی از اندازه شرکت و B/M از تکنیک پرتفوی ساختگی[3] استفاده نمودند. آن‌ها با استفاده از رگرسیون سری زمانی بلک، جنسن و شولز[4] (۱۹۷۲)، اهمیت این دو عامل ریسک را با داده‌های بازار سهام ایالات‌متحده تأیید کردند. فاما و فرنچ (۲۰۰۸) به بررسی اثر عوامل اندازه و B/M بر بازده سهام پرداختند. آن‌ها دریافتند اندازه شرکت و B/M می‌تواند بازده سهام را به‌خوبی تبیین کند و در صورت قیمت‌گذاری منطقی، سهام با B/M بالا نسبت به سهام با B/M پایین از بازده پایین‌تری برخوردار است. طبق یافته فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، بازده سهام متأثر از سه عامل بازار، اندازه شرکت و B/M است. گریفین و لمون[5] (۲۰۰۲) به آزمون مدل فاما و فرنچ (۲۰۰۸) در کشورهای کانادا، انگلستان و ژاپن پرداختند. این پژوهش ۱۵۲۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار ژاپن، ۱۲۳۴ شرکت غیرمالی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار انگلستان و ۶۳۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار کانادا را در برداشت. نتایج حاصله نشان می‌دهد این مدل قابلیت تعمیم به کشورهای دیگر را نداشته و بازده انتظاری کشور ایالات‌متحده را بهتر از سایر کشورها توضیح می‌دهد.

نتایج برخی پژوهش‌ها نظیر پنمن[6] و همکاران (۲۰۰۷)، دنیل و تیتمن[7] (۲۰۰۶ و ۲۰۱۶) و فاما و فرنچ (۲۰۰۸) نشان می‌دهد تجزیه B/M به اجزای آن می‌تواند توان پیش‌بینی بازده آتی سهام را بهبود بخشد. پنمن و همکاران (۲۰۰۷) از منظری جدید و بر اساس تجزیه B/M با توجه به روابط ترازنامه‌ای و در دو زیر بخش فعالیت‌های عملیاتی و مالی به اهمیت اجزاء عملیاتی و مالی B/M و

---

1. Fama - MacBeth
2. NASDAQ
3. Mimicking Portfolio
4. Black, Jensen and Scholes
5. Grifin and Lemmon
6. Penman
7 . Daniel & Titman

ارتباط آن با بازده سهام پرداختند. بخشی از این نسبت که به فعالیت عملیاتی بنگاه مربوط می‌شود، به‌عنوان جزء عملیاتی و بخش دیگر که به نحوه تأمین مالی مرتبط است، در قالب جزء مالی تقسیم‌بندی می‌گردد. یافته‌های این پژوهش مؤید رابطه مثبت و معنی‌دار جزء عملیاتی و رابطه منفی و معنی‌دار جزء مالی با بازده سهام است. پیوتروسکی[1] (۲۰۰۷) استدلال می‌کند جزء مالی B/M به‌عنوان ریسک مالی در نظر گرفته می‌شود و باید رابطه مثبتی با بازده سهام داشته باشد درصورتی‌که یافته پنمن و همکاران (۲۰۰۷) عکس این موضوع را نشان می‌دهد. کیدان[2] و همکاران (۲۰۰۹) با استفاده از روش پنمن و همکاران (۲۰۰۷) و بر اساس داده شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار استکهلم نشان می‌دهند جزء مالی B/M حائز رابطه منفی و معنی‌داری با بازده آتی سهام است. با توجه به اینکه یافته اخیر اصول دانش مالی را به چالش می‌کشد، استدلال می‌شود این نتیجه به دلیل حذف عوامل ریسک عملیاتی است که با جزء مالی B/M همبستگی منفی دارد. به همین دلیل متغیرهای بتای غیر اهرمی[3] و تغییر بازده خالص دارایی‌های عملیاتی به‌عنوان شاخص‌های ریسک عملیاتی به مدل اضافه شد. نتایج حاصله بیانگر آن است که رابطه منفی بین ریسک مالی و بازده وجود دارد اما این رابطه به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. عرب‌مازار و عرب احمدی (۱۳۹۰) با استفاده از تجزیه B/M به روش پنمن و همکاران (۲۰۰۷) به دو جزء مالی و عملیاتی و تشکیل پرتفوی بر مبنای اجزای این نسبت، رابطه میان اجزا مذکور با بازده آتی سهام را مورد تحلیل قراردادند. نتایج حاصله نشان می‌دهد با احتساب تمامی داده‌ها در تجزیه‌وتحلیل، جزء مالی با بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری دارد؛ اما با ملحوظ نمودن عامل ریسک ورشکستگی، نتیجه معکوس حاصل‌شده و جزء عملیاتی B/M رابطه معنی‌داری با بازده آتی سهام دارد. شواهد تجربی نشان می‌دهد نحوه ارزش‌گذاری سهام شرکت در بازارهای مالی قادر است تصمیمات مدیریت را تحت تأثیر قرار دهد. قیمت سهام منعکس‌کننده جریان‌های نقدی آتی مورد انتظار است. پنهان کردن یا عدم افشای اطلاعات مهم درباره وضعیت آتی شرکت می‌تواند به تعیین قیمت نادرست سهام منجر شود. یکی از نتایج عدم تقارن اطلاعاتی میان مدیران و سرمایه‌گذاران، ارزش‌گذاری بیش‌ازاندازه سهام توسط سرمایه‌گذاران است. رودزکرویف و همکاران (۲۰۰۵) از نسبت B/M به‌عنوان شاخص ارزش‌گذاری نادرست و فرصت رشد استفاده نمودند. آن‌ها نشان می‌دهند M/B را می‌توان به دو بخش تجزیه کرد:

---

1. Piotrowski
2. Kidane
3. Unlevered beta

$$\frac{M}{B} = \frac{M}{V} * \frac{V}{B} \qquad (۱)$$

که $(\frac{M}{V})$ ارزش‌گذاری نادرست و $(\frac{V}{B})$ فرصت‌های رشد است. شکل لگاریتمی رابطه (۱) به‌صورت رابطه (۲) بیان می‌شود:

$$m - b = (m - v) + (\mathrm{v} - \mathrm{b}) \qquad (۲)$$

اگر بازار در برآورد جریان‌های نقدی آتی تنزیل شده، مرتکب اشتباه شود و یا به تمام اطلاعاتی که مدیران در اختیاردارند، دسترسی نداشته باشد، عبارت (m-v) بخش ارزش‌گذاری نادرست نسبت قیمت بازار به ارزش دفتری شرکت را در برمی‌گیرد. آن‌ها نشان می‌دهند بخشی از (m-v) در بین همه شرکت‌های موجود در یک صنعت یا بازار، مشترک است درحالی‌که بخش دیگر آن مخصوص شرکت است؛ بنابراین لگاریتم B/M را به سه بخش تجزیه می‌کنند: خطای خاص شرکت[1] که تفاوت بین قیمت بازار و معیار ارزش‌گذاری که ارزش واقعی سالانه را منعکس می‌کند، خطای خاص صنعت[2] که تفاوت بین ارزش‌گذاری مبتنی بر ارزش واقعی سالانه و ارزش‌گذاری که ارزش واقعی بلندمدت را منعکس می‌کند و ارزش واقعی بلندمدت به ارزش دفتری که تفاوت بین ارزش‌گذاری مبتنی بر ارزش واقعی بلندمدت و ارزش دفتری را شامل می‌شود. رودزکروپف و همکاران (۲۰۰۵) نشان می‌دهند عمده رفتار B/M ناشی از خطای خاص شرکت است. هرتزل و لی[3] (۲۰۱۰) با استفاده از روش رودزکروپف و همکاران (۲۰۰۵) نسبت B/M را به دو بخش ارزش‌گذاری نادرست[4] و فرصت‌های رشد[5] تجزیه کردند. نتایج حاصله نشان می‌دهد ناشرانی که سهام آن‌ها با بیشترین قیمت‌گذاری نادرست مواجه است، تمایل به کاهش بدهی بلندمدت و به دست آوردن بازده غیرعادی (پس از انتشار) پایین‌تری دارند. در مقابل، شرکت‌های دارای فرصت رشد بالاتر، سرمایه‌گذاری بالاتری در تحقیق و توسعه و مخارج سرمایه‌ای[6] انجام می‌دهند و عموماً قیمت سهام آن‌ها پس از انتشار کاهش نمی‌یابد. بخشی از بازده سهام درنتیجه عملکرد گذشته سهام است و در صورت‌های مالی در قالب اطلاعاتی نظیر سود، فروش، جریان نقدی و امثالهم قابل‌مشاهده است و بخش دیگر بازده، هیچ ارتباطی به عملکرد گذشته شرکت ندارد. به اطلاعاتی که در قالب صورت‌های

---

1. Firm-Specific Error
2. Time-Series Sector Error (Industry-Level Error)
3. Hertzel & Li
4. Misvaluation
5. Growth Option
6. Capital Expenditures

مالی افشا می‌شود، اطلاعات مشهود[1] و به بازده حاصل از این اطلاعات، بازده مشهود[2] گفته می‌شود. بخش دوم بازده، قسمتی از بازده سهام است که در اثر اطلاعاتی غیر از اطلاعات مشهود به وجود آمده و به آن بازده غیرمشهود[3] گفته می‌شود. دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) با استفاده از اطلاعات مشهود و نامشهود و با تفکیک B/M و معرفی هر یک از اجزا به‌عنوان شاخص اطلاعات مشهود و نامشهود، تأثیر اطلاعات مذکور را بر بازده آتی بررسی می‌کنند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد بازده آتی سهام با عملکرد حسابداری گذشته شرکت ارتباطی ندارد اما با بازده نامشهود ارتباط منفی و معنی‌داری داشته و متغیر B/M شاخص مناسبی برای بازده نامشهود است. نسبت B/M سهام شرکت‌های مختلف به دلیل تفاوت جریان‌های نقدی و بازده مورد انتظار، با یکدیگر متفاوت است. به بیان فاما و فرنچ (۲۰۰۸) تغییر گذشته قیمت بازار و ارزش دفتری سهام حاوی اطلاعات مفیدی در ارتباط با جریان نقدی مورد انتظار است و می‌تواند توضیح بازده مورد انتظار سهام را بهبود بخشد. آن‌ها توان توضیحی بازده توسط اجزا B/M شامل تغییر ارزش دفتری حقوق مالکانه (dB) و تغییر ارزش بازار (dM) را موردبررسی قراردادند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد شرکت‌های کوچک‌تر معمولاً نوسانات بنیادی بالایی دارد اما اثر این نوسانات بر ارزش حقوق مالکانه مبهم است و تجزیه B/M برای اکثر سهام موردبررسی در طول سال‌های ۱۹۲۷-۱۹۶۳، توان توضیحی بازده مورد انتظار سهام را افزایش می‌دهد. همچنین فاما و فرنچ (۲۰۰۸) نشان می‌دهند انتشار و بازخرید سهام بر جریان‌های نقدی مورد انتظار مؤثر است و تخمین بازده مورد انتظار را بهبود می‌دهد. بالی[4] و همکاران (۲۰۱۳) با توسعه تجزیه B/M ارائه‌شده توسط فاما و فرنچ (۲۰۰۸) به بازارهای سهام ۶ کشور غیر آمریکایی گروه G7، اقدام به بررسی رابطه تغییر قیمت بازار و ارزش دفتری سهام با بازده مورد انتظار سهام نمودند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد تغییر اخیر قیمت بازار و ارزش دفتری نسبت به تغییر گذشته آن‌ها در بهبود برآورد جریان نقدی و بازده مورد انتظار از اهمیت بالاتری برخوردار است. همچنین تغییر ارزش دفتری در مقایسه با تغییر قیمت بازار سهام از توان توضیحی بالاتری جهت تبیین تغییر بازده سهام برخوردار است. کاکیسای[5] و همکاران (۲۰۱۵) همانند فاما و فرنچ (۲۰۰۸) با بررسی تجزیه B/M در بازار چین نشان می‌دهند این تجزیه به طرز معنی‌داری توان توضیحی بازده سهام را افزایش می‌دهد؛ این افزایش توان توضیحی بازده سهام عمدتاً ناشی از تغییر ارزش دفتری سهام است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد اهمیت اخبار جدید برای

---

1. Tangible Information
2. Tangible Return
3. Intangible Return
4. Bali
5. Cakici

شرکت‌های کوچک بیش از شرکت‌های بزرگ است. همچنین احتساب انتشار سهام جدید و مومنتوم توان پیش‌بینی مدل را افزایش نمی‌دهد. بلک‌برن[1] و کاکیسای (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های چهار ناحیه آمریکای شمالی، اروپا، ژاپن و آسیا نتایج حاصل از تجزیه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را مورد آزمون قرار دادند و نشان دادند تجزیه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دارای ارزش اطلاعاتی افزوده است. آنها نشان دادند عامل تغییر ارزش دفتری نقش مهم‌تری نسبت به تغییر قیمت بازار ایفا می‌کند. فدائی‌نژاد و کامل‌نیا (۱۳۹۵) با پیروی از تیتمن (۲۰۰۶) نشان می‌دهند اولاً رابطه بازده آتی و نسبت B/M مثبت و معنی‌دار است. همچنین رابطه مثبت و معنی‌داری بین بازده آتی سهام با E/P و C/P برقرار است.

سوال پژوهش

با عنایت به هدف پژوهش مبنی بر آزمون توان توضیحی اجزای نسبت B/M بر اساس مدل فاما و فرنچ (۲۰۰۸) و کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) در بورس اوراق بهادار تهران، سؤال اصلی پژوهش بدین شرح است: "آیا تجزیه نسبت B/M به اجزای آن شامل تغییر ارزش دفتری حقوق مالکانه (dB) و تغییر قیمت بازار (dM) می‌تواند توان توضیحی بازده مورد انتظار را افزایش دهد؟".

روش‌شناسی

همانند فاما و فرنچ (۲۰۰۸) از مدل رگرسیونی مشتمل بر ارزش بازار و نسبت B/M به شرح معادله (۳) جهت تمایز اثر اندازه و ارزش در توضیح متوسط بازده مقطعی سهام استفاده می‌گردد که ازاین‌پس "مدل پایه" نامیده می‌شود. با عنایت به ادعای فاما و فرنچ (۲۰۰۸) مبنی بر این‌که BM_t پیش‌بینی کننده نویزی بازده است زیرا توأم با جریانات نقدی مورد انتظار تغییر می‌کند، به‌جای لگاریتم نسبت BM_t از لگاریتم نسبت BM_{t-k} و مابه‌التفاوت تغییر لگاریتم ارزش دفتری dB و تغییر لگاریتم قیمت dM استفاده می‌شود یعنی $BM_{t-k} + dB_{t-k} - dM_{t-k}$ در مدل پایه جایگزین BM_t می‌شود[2] . نکته حائز اهمیت آن است که آیا معادله اخیر می‌تواند تغییر ارزش

---

1. Blackburn

2 . $\frac{B_t}{M_t} = \frac{B_{t-k}}{M_{t-k}} * \frac{1+\%\Delta B_{t,t-k}}{1+\%\Delta M_{t,t-k}} \overset{log}{\Rightarrow} \log(\frac{B_t}{M_t}) = \log(\frac{B_{t-k}}{M_{t-k}}) + \Delta(\log B_t - \log B_{t-k}) - \Delta(\log M_t - \log M_{t-k})$

$\Delta(\log B_t - \log B_{t-k}) = dB_{t-k}$ $\quad$ $\Delta(\log M_t - \log M_{t-k}) = dM_{t-k}$

$\Rightarrow BM_t = BM_{t-k} + dB_{t-k} - dM_{t-k}$

دفتری و قیمت را به‌گونه‌ای تفکیک نماید که منجر به استخراج اطلاعات بیشتر نسبت به مدلی شود که فقط شامل ارزش بازار و نسبت BM_t (مدل پایه) است. به سخن دیگر، انتظار می‌رود استفاده از سه مؤلفه نسبت BM_t منتج به پیش‌بینی بهتر بازده گردد. تفکیک اثر تغییر ارزش دفتری و تغییر قیمت می‌تواند توان پیش‌بینی مدل را افزایش دهد. به بیان دقیق‌تر، ازآنجاکه سهام شرکت‌های رشدی دارای سود و سرمایه‌گذاری مجدد بالا است و سهام ارزشی از سود و سرمایه‌گذاری مجدد پایینی برخوردار است، لذا رشد ارزش دفتری سهام رشدی، dB_{t-k} ، بالا و رشد ارزش دفتری سهام ارزشی، پایین است. تغییر قیمت، dM_{t-k}، تغییر جریان نقدی مورد انتظار t-k تا t را توضیح می‌دهد و برای سهام رشدی، بالا و در مورد سهام ارزشی، پایین است. درنتیجه، اگر تغییر گذشته ارزش دفتری و قیمت حاوی اطلاعات مستقلی درباره جریانات نقدی مورد انتظار و بازده مورد انتظار باشد، این تجزیه باعث بهبود برآورد بازده آتی می‌گردد. بنابراین، انتظار می‌رود تجزیه BM_t منجر به افزایش توان توضیحی مدل شده و احصاء مؤلفه‌های BM_t توان پیش‌بینی مدل پایه را افزایش دهد. فرض صفر آن است که تجزیه مذکور توان پیش‌بینی مدل پایه را افزایش نمی‌دهد درحالی‌که فرض مقابل آن است که اطلاع از منشأ نسبت B/M توان پیش‌بینی مدل پایه را افزون می‌سازد. اگر منشأ BM_t نامربوط باشد، به‌عبارت‌دیگر، فرض صفر مبنی بر احتساب BM_t، بدین مفهوم است که تجزیه BM_t فاقد هرگونه ارزش‌افزوده جهت پیش‌بینی بازده است. تحت فرض مقابل، متوسط شیب مؤلفه‌های نسبت BM_t متفاوت است زیرا این سه مؤلفه حاوی اطلاعات متفاوتی درباره جریان نقدی مورد انتظار و بازده مورد انتظار است. معادله (۳) مدل پایه پژوهش است که همانند فاما و فرنچ (۲۰۰۸) از نوع رگرسیون مقطعی بوده و حاوی ارزش بازار و نسبت B/M تاریخی می‌باشد:

$$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t} MC_t + \alpha_{2,t} BM_t + \mathcal{E}_{t+1} \qquad (۳)$$

که MC_t لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت در زمان t و BM_t لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در زمان t است. با جایگذاری تجزیه پیشنهادی فاما و فرنچ (۲۰۰۸) برای نسبت B/M در مدل پایه، معادله (۴) به دست می‌آید:

$$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t} MC_t + \alpha_{2,t} BM_{t-k} + \alpha_{3,t}\, dM_{t-k} + \alpha_{4,t}\, dB_{t-k} + \alpha_{5,t}\, NSI_{t-k} + \mathcal{E}_{t+1} \qquad (۴)$$

که MC_t ارزش بازار آخرین دوره، BM_{t-k} نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در زمان t-k، dM_{t-k} تغییر قیمت از t-k تا t، dB_{t-k} تغییر ارزش دفتری از t-k تا t و NSI_{t-k} تعداد سهام منتشره شرکت در فاصله زمانی t-k و t است. با جایگذاری اجزای BM_t در معادله (۳) و احتساب تعداد سهام منتشره NSI_{t-k} به‌عنوان متغیر کنترل، معادله (۴) به دست می‌آید. برخی شواهد تجربی نظیر فاما و فرنچ (۲۰۰۸)، لوفران و ریتر[1] (۱۹۹۵) و ایکن‌بری[2] و همکاران (۱۹۹۵) نشان می‌دهد تعداد سهام منتشره نقش مؤثری در تبیین تغییر بازده سهام ایفا می‌کند. زیرا شرکت‌هایی که اقدام به افزایش سرمایه می‌نمایند، دارای سرمایه‌گذاری‌های بزرگ‌تری نسبت به سود خود هستند درحالی‌که شرکت‌هایی که اقدام به بازخرید سهام می‌نمایند، از سرمایه‌گذاری کمتری نسبت به سود خود برخوردارند. به کمک معادله (۴) می‌توان متوسط ضرایب تغییر قیمت و ارزش دفتری k ماه گذشته را با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار k ماه گذشته مقایسه نمود. اگر BM_{t-k} در مقایسه با dM_{t-k} و dB_{t-k} به صفر نزدیک‌تر باشد و/یا ضرایب مؤلفه‌ها توأم با افزایش k دچار افت ارزش شود، می‌توان نتیجه گرفت اطلاعات قدیمی مربوط به تغییر ارزش دفتری و قیمت موجود در BM_{t-k} نسبت به اطلاعات جدیدتر dM_{t-k} و dB_{t-k}، کمتر مربوط است. متوسط مجموع ضرایب ماهانه dM_{t-k} و dB_{t-k} در معادله (۴) برای آزمون برابری متوسط ضرایب $dM_{t-k,t}$ و $dB_{t-k,t}$ استفاده می‌شود. در صورت برابری متوسط ضرایب $dM_{t-k,t}$ و $dB_{t-k,t}$ می‌توان استدلال کرد تغییر BM_t ناشی از تغییر ارزش دفتری به‌اندازه تغییر قیمت، مربوط بوده و اجزای نسبت B/M نمی‌تواند موجب بهبود برآورد بازده سهام گردد. نکته حائز اهمیت آن است که معناداری آماری dM_{t-k} و dB_{t-k} در معادله (۴) برای احراز ارزش‌افزوده تجزیه کافی نیست. ممکن است این مقادیر به لحاظ آماری معنادار باشد، اما برابری اندازه و علامت‌های متضاد (مثبت برای ارزش دفتری و منفی برای قیمت) دال بر آن است که تغییر BM_t در اثر تغییر ارزش دفتری تقریباً به‌اندازه تغییر قیمت برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار، مربوط است. برای درک این موضوع معناداری آماری متوسط مجموع ضرایب ماهانه dM_{t-k} و dB_{t-k} در معادله (۴) آزمون می‌گردد. در صورت عدم معناداری آماری این رقم می‌توان نتیجه گرفت تجزیه موردنظر فاقد ارزش‌افزوده است زیرا تغییر ارزش دفتری تقریباً به‌اندازه تغییر قیمت در پیش‌بینی بازده مورد انتظار، مربوط است. اگر در معادله

1. Loughran and Ritter
2. Ienberry

(۴) آخرین نسبت BM_t جایگزین BM_{t-k} شود، معادله (۵) به دست می‌آید که با استفاده از آن برابری ضرایب dM_{t-k} و dB_{t-k} معادله (۴) با ضریب BM_{t-k} آزمون می‌شود.

$$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}\,dM_{t-k} + \alpha_{4,t}\,dB_{t-k} + \alpha_{5,t}\,NSI_{t-k} + \mathcal{E}_{t+1} \qquad (۵)$$

معادله (۵) از جایگذاری $BM_t - dB_{t-k} + dM_{t-k}$ به جای BM_{t-k} در معادله (۴) به دست می‌آید. ضرایب MC_t و NSI_{t-k} در معادلات (۴) و (۵) یکسان خواهد بود و شیب BM_{t-k} در معادله (۴) و ضریب BM_t در معادله (۵) باید یکسان باشد. شیب dB_{t-k} معادله (۵) برابر شیب dB_{t-k} معادله (۴) منهای شیب BM_{t-k} است. همین‌طور، شیب dM_{t-k} معادله (۵) برابر شیب dM_{t-k} معادله (۴) به اضافه شیب BM_{t-k} است. به عبارت دیگر، اگر شیب dM_{t-k} معادله (۵) صفر باشد، نشان می‌دهد $\left(\alpha_{3,t} + \alpha_{2,t}\right) = 0$ یا $\alpha_{3,t} = \alpha_{2,t}$ در معادله (۴) برابرند یا شیب BM_{t-k} و dM_{t-k} معادله (۴) برابر است. همینطور، اگر $(\alpha_{4,t} - \alpha_{2,t})$ در معادله (۵) صفر باشد، بدین مفهوم است که $\alpha_{4,t}$ برابر $\alpha_{2,t}$ یا شیب BM_{t-k} و dB_{t-k} در معادله (۴) برابر است. معادله (۵) نشانگر اثر نهایی BM_{t-k} با توجه به تغییر وقفه‌ای قیمت و ارزش دفتری است و باید توجه داشت که اثر مذکور برابر اثر نهایی BM_t معادله (۴) است. بنابراین، این اثر نشان می‌دهد آیا تغییر ارزش دفتری و/یا تغییر قیمت توان پیش‌بینی رگرسیون پایه را افزون می‌سازد. فاما و فرنچ (۲۰۰۸)، بالی و همکاران (۲۰۱۳) و کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) مومنتوم را به‌عنوان یکی از عوامل مهم مؤثر بر بازده سهام می‌دانند. به همین دلیل جهت تصریح دقیق‌تر رابطه نسبت B/M و بازده سهام، کنترل اثر این متغیر ضروری می‌نماید. بدین‌جهت روابط (۳)، (۴) و (۵) با احتساب عامل مومنتوم تعدیل گردیده و در قالب معادلات (۶) تا (۸) آزمون می‌گردد. کلیه معادلات این بخش در چارچوب رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) برازش می‌گردد.

$$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}MOM_t + \mathcal{E}_{t+1} \qquad (۶)$$

$$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_{t-k} + \alpha_{3,t}\,dM_{t-k} + \alpha_{4,t}\,dB_{t-k} + \alpha_{5,t}\,NSI_{t-k} + \alpha_{6,t}\,MOM_t + \mathcal{E}_{t+1} \qquad (۷)$$

$$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}\,dM_{t-k} + \alpha_{4,t}\,dB_{t-k} + \alpha_{5,t}\,NSI_{t-k} + \alpha_{6,t}\,MOM_t + \mathcal{E}_{t+1} \quad (۸)$$

مدل‌های رگرسیونی برازش شده در این پژوهش به شرح جدول (۱) تلخیص می‌گردد.

جدول ۱. مدل‌های رگرسیونی پژوهش

مدل (۱)	$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \mathcal{E}_{t+1}$
مدل (۲)	$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_{t-k} + \alpha_{3,t}\,dM_{t-k} + \alpha_{4,t}\,dB_{t-k} + \alpha_{5,t}\,NSI_{t-k} + \mathcal{E}_{t+1}$
مدل (۳)	$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}\,dM_{t-k} + \alpha_{4,t}\,dB_{t-k} + \alpha_{5,t}\,NSI_{t-k} + \mathcal{E}_{t+1}$
مدل (٤)	$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}MOM_t + \mathcal{E}_{t+1}$
مدل (۵)	$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_{t-k} + \alpha_{3,t}\,dM_{t-k} + \alpha_{4,t}\,dB_{t-k} + \alpha_{5,t}\,NSI_{t-k} + \alpha_{6,t}\,MOM_t + \mathcal{E}_{t+1}$
مدل (٦)	$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}\,dM_{t-k} + \alpha_{4,t}\,dB_{t-k} + \alpha_{5,t}\,NSI_{t-k} + \alpha_{6,t}\,MOM_t + \mathcal{E}_{t+1}$

جهت بررسی توان توضیحی بازده مورد انتظار توسط اجزای نسبت B/M همانند بالی و همکاران (۲۰۱۳) و کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) علاوه بر رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) از رویکرد تحلیل پرتفوی نیز استفاده می‌شود. برای این منظور در هر یک از ماه‌های دوره زمانی پژوهش، سهام نمونه برحسب تغییر ارزش دفتری/قیمت بازار مرتب‌شده و به سه/پنج پرتفوی مساوی تخصیص می‌یابد. به‌نحوی‌که پرتفوی اول شامل سهام با پایین‌ترین تغییر و پرتفوی پنجم مشتمل بر سهام دارای بالاترین تغییر است. فرض می‌شود سرمایه‌گذاران پرتفوی خود را برای مدت یک ماه نگه‌داشته و در پایان ماه آن را تجدید ساختار می‌نمایند. لذا ترکیب پرتفوی‌ها در فواصل زمانی ماهانه تجدید ساختار شده و بازده ماهانه آن محاسبه می‌گردد. طبق برخی شواهد تجربی اثرات مقطعی تغییر ارزش دفتری/قیمت بازار نسبت به الگوی وزنی بازده، حساس است. کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) نشان می‌دهند میانگین با وزن مساوی نقش مؤثری در پیش‌بینی بازده بازار ایفا نمی‌کند و استفاده از الگوی

وزنی مبتنی بر ارزش بازار را توصیه می‌کنند. ازاین‌رو، به‌منظور تحلیل حساسیت یافته‌ها از دو الگوی وزن مساوی و موزون برحسب ارزش بازار برای محاسبه بازده پرتفوی‌های مبتنی بر تغییر ارزش دفتری/قیمت بازار استفاده می‌گردد. سپس، اثر تغییر ارزش دفتری/قیمت بازار بر بازده مورد انتظار بر اساس مابه‌التفاوت بازده پرتفوی‌های حدی مبتنی بر تغییر موردنظر آزمون می‌گردد. آزمون آماری مورداستفاده جهت بررسی معناداری تفاوت یادشده، آزمون t تعدیل‌شده نیووی-وست[1] است. تعدیل نیووی-وست آماره t بابت اثرات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس انجام می‌شود.

فاما و فرنچ (۲۰۰۸) در زمینه محتوای اطلاعاتی تغییر ارزش دفتری و تغییر قیمت بازار به نکته مهمی در خصوص تفاوت رفتار سهام خیلی کوچک با سایر سهام دست یافتند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد در همه سهام بازار به‌استثنای سهام بسیار کوچک-سهام در ۲۰ درصد پایین ارزش بازار- تغییر ارزش دفتری و تغییر قیمت بازار به یک اندازه در توضیح بازده مؤثر است. درحالی‌که در مورد سهام خیلی کوچک، تغییر قیمت نسبت به تغییر ارزش دفتری نقش قوی‌تری در توضیح بازده مورد انتظار ایفا می‌کند. فاما و فرنچ (۲۰۰۸) دلیل این تفاوت را به نوسان بالاتر مشخصه‌های بنیادی سهام بسیار کوچک نسبت دادند که نتیجتاً سبب ابهام در نتایج مربوط به نقش تغییر ارزش دفتری حقوق مالکانه می‌شود. کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) نشان می‌دهند این مشاهده برای بازارهای درحال‌توسعه نیز محتمل است، زیرا بازارهای درحال‌توسعه به‌طورکلی دارای نوسان بالاتری در مشخصه‌های بنیادی خود بوده و سهام کوچک در این بازارها دارای نوسان بالاتری است. به همین دلیل، سهام نمونه بر اساس اندازه بازار به دو پرتفوی سهام بزرگ و کوچک تقسیم‌شده و رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) به تفکیک سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ برازش می‌شود. همانند کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) منظور از سهام بزرگ سهامی است که ارزش بازار آن بالاتر از میانه کل نمونه و سهام کوچک سهامی است که ارزش بازار آن پایین‌تر از میانه کل سهام است. همچنین کنترل عامل B/M نیز در پژوهش‌های پیشین نظیر فاما و فرنچ (۲۰۰۸)، بالی و همکاران (۲۰۱۳) و کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) تائید شده است؛ بنابراین جهت کنترل اثر تجزیه نسبت B/M رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) در سطح پرتفوی‌های مبتنی بر نسبت B/M شامل پرتفوی سهام دارای نسبت B/M بالا و پایین برازش می‌شود. همانند کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) منظور از سهام دارای نسبت B/M بالا سهامی است نسبت B/M آن بالاتر از میانه بازار باشد.

---

1. Newey- West

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه پژوهش مشتمل بر تمامی شرکت‌های جامعه از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا پایان سال ۱۳۹۵ به‌استثنای شرکت‌هایی است که دارای مشخصات زیر باشد:

- شرکت‌های واسطه‌گری مالی.
- شرکت‌هایی که ارزش دفتری منفی داشته باشد.

به‌این‌ترتیب، شمار شرکت‌های نمونه به‌طور متوسط ۱۸۳ شرکت است.

داده‌های مرتبط با عملکرد مالی شرکت‌ها و داده‌های قیمتی سهام به ترتیب از صورت مالی حسابرسی شده شرکت‌ها در پایگاه جامع اطلاع‌رسانی ناشران (www.codal.ir) و سایت مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی (www.rdis.ir) و سایت سازمان بورس و اوراق بهادار (www.tse.ir) استخراج‌شده است.

نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش به شرح جدول (۲) است:

جدول ۲. نحوه اندازه‌گیری متغیرها

متغیر		نحوه اندازه‌گیری
بازده سهام	R_{t+1}	بازدهی در زمان $t+1$ و برابر $\log\frac{P_{t+1}}{P_t}$ است.
ارزش بازار	$\mathrm{MC_t}$	لگاریتم طبیعی ارزش بازار در زمان t است.
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM_t	بر اساس لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار $\left(\frac{B_t}{M_t}\right)$ محاسبه می‌شود.
وقفه	b	وقفه در نظر گرفته‌شده جهت جذب اثرات اطلاعاتی است.
تغییر ارزش دفتری	dB_{t-k}	تغییر ارزش دفتری حقوق مالکانه که برابر $\log B_t - \log B_{t-k}$ است و طی سه فاصله زمانی مختلف ۱۲، ۲۴ و ۳۶ ماه محاسبه می‌شود.
تغییر ارزش بازار	dM_{t-k}	تغییر قیمت بازار که برابر $\log M_t - \log M_{t-k}$ است و طی سه فاصله زمانی مختلف ۱۲، ۲۴ و ۳۶ ماه محاسبه می‌شود.
تعداد سهام جدید	NSI_{t-k}	برابر $N_t - N_{t-k}$ تعداد سهام جدید منتشرشده است.
مومنتوم	MOM_t	همانند بالی و همکاران بر اساس بازده تجمعی طی بازه زمانی $t-1$ و $t-12$ محاسبه می‌شود.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۳) ملاحظه می‌گردد.

جدول ۳. آمار توصیفی

متغیر	نماد	میانگین	کمینه	میانه	بیشینه	انحراف معیار
بازده ماهانه سهام	R_t	۰/۰۲	-۱/٤٦	۰/۰۰۳	۲/۰۸	۰/۱۵
ارزش بازار (میلیون ریال)	$\mathrm{MC_t}$	۳۸٦۲۰۰۰	۷۲۰۵	۳۱۲۰۰۰	۲٤۱۹۷۰۰۰۰	۹۰۵۲۰۰۰
ارزش دفتری هر سهم	B_t	۲٤۹۲	٤	۱۹٤۷	۳۳٦۱۵	۲۱۵۲
قیمت بازار هر سهم	M_t	۳٤۷۲	۲٤	۱۷۹۵	۸۰۲۱۱	۳۷۹٤
تعداد سهام (میلیون سهم)	SI_t	۹۹۰	۲	۱٤۳	۵۰۰۰۰	۳۸۳٤
مومنتوم	MOM_t	۰/۱۳	-۲/٦۸	۰	۲/٤۳	۰/٤۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از بررسی اثر تجزیه مؤلفه‌های نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با استفاده از مدل رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) برای کل نمونه، سهام شرکت‌های کوچک و سهام شرکت‌های بزرگ در جدول (۴) ملاحظه می‌گردد. تفکیک نمونه پژوهش به دو نمونه فرعی سهام کوچک و بزرگ جهت کنترل اثر اندازه شرکت است.

همان‌گونه که در جدول (۴) ملاحظه می‌گردد ضریب ارزش بازار همواره در سطح کل بازار، منفی و در سطح اطمینان ۹۹ درصد حائز معناداری آماری است. اثر توضیحی این متغیر در نمونه سهام شرکت‌های کوچک معمولاً ضمن حفظ جهت اثرگذاری، به سطح اطمینان ۹۰ درصد تقلیل یافته و در سهام شرکت‌های بزرگ، فاقد توان توضیحی است. ضریب نسبت B/M_t در مدل‌های (۱) و (۴) به ازای کل سهام نمونه مثبت و معنادار و به ازای سهام شرکت‌های کوچک، منفی و

معنادار است. لیکن افزودن مؤلفه‌های آن شامل تغییر قیمت و ارزش دفتری در مدل‌های (۳) و (۶) موجب سلب معناداری اثر B/M_t می‌گردد. طبق شواهد منعکس در جدول (۴) رابطه تغییر قیمت بازار و بازده مطلقاً منفی و مؤید یافته‌های فاما و فرنچ (۲۰۰۸) و کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) است. ضریب ۰/۰۹ تا ۰/۳۹ تغییر ارزش دفتری سهام شرکت‌های کوچک در سطح ۹۰ درصد معنادار است. ضریب مذکور در سطح کل بازار و سهام بزرگ، به ترتیب در دامنه‌های ۰/۴۳ تا ۰/۵۰ و ۰/۴۹ تا ۰/۷۷ معنادار است. اثر تغییر قیمت بازار و ارزش دفتری بر بازده سهام نشانگر اهمیت نسبی عوامل بازاری یا حسابداری در پیش‌بینی بازده است. تغییر قیمت بازار نماینده عوامل بازاری و تغییر ارزش دفتری ماحصل عوامل حسابداری مؤثر بر بازده است. هر یک از این عوامل که حائز اهمیت بالاتری باشد، نشان‌دهنده سمت‌وسوی توجه بازار به نوع اطلاعات مورداستفاده است. بر این اساس می‌توان استدلال نمود تغییر قیمت بازار نسبت به تغییر ارزش دفتری طی فاصله ۱۲ ماهه در بورس اوراق بهادار تهران از اهمیت بالاتری برخوردار است که این امر دال بر چیرگی توجه به متغیرهای بازار و تحلیل‌های مبتنی بر بازار نسبت به اطلاعات حسابداری است. ستون "مجموع تغییر قیمت بازار و ارزش دفتری" نشانگر جمع اثرات تغییر قیمت بازار و تغییر ارزش دفتری است که با توجه به راستای متفاوت آن‌ها، مادامی‌که تفاوت معناداری با صفر داشته باشد می‌توان اظهار داشت تجزیه نسبت B/M سبب افزایش توان توضیحی بازده می‌شود. اگر اثر تغییر قیمت بازار و تغییر ارزش دفتری با یکدیگر برابر باشد (مجموع اثر تغییر قیمت بازار و تغییر ارزش دفتری مساوی صفر باشد)، عوامل توضیحی اثر یکدیگر را خنثی می‌کند. این بدان مفهوم است که تغییر نسبت B/M به همان میزانی که با تغییر قیمت بازار مرتبط است، با تغییر ارزش دفتری نیز ارتباط دارد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود معناداری کلی تجزیه ذیل مدل‌های (۲) و (۵) در سطح کل بازار با ضرایب ۰/۸۴- و ۰/۶۶- در سطح اطمینان ۹۰ درصد تائید می‌گردد. معناداری تجزیه در سطح سهام بزرگ ذیل مدل (۲) با ضریب ۰/۱۳ و ذیل مدل (۵) با ضریب ۰/۱۴ در سطح ۹۰ درصد تائید می‌شود. همچنین این اثر در سطح سهام کوچک در مدل(۵) و با ضریب ۰/۹۰ معنادار است، لذا تجزیه نسبت B/M در فاصله ۱۲ ماه در سطح کل بازار و سهام کوچک و بزرگ سبب افزایش توان توضیحی بازده می‌شود. نتایج حاصل از پیش‌بینی بازده بر اساس تغییر ۲۴ ماهه ارزش دفتری و ارزش بازار در جدول (۵) ارائه‌شده است.

جدول ٤. نتایج حاصل از آزمون پیش‌بینی بازده ماهانه توسط تغییر ۱۲ ماهه ارزش دفتری و ارزش بازار

		عرض از مبدأ	ارزش بازار	نسبت B/M زمان t	نسبت B/M زمان t−٦	تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری هر سهم	تعداد سهام منتشره جدید	مومنتوم	مجموع تغییر قیمت بازار و ارزش دفتری
مدل(۱)	کل بازار	۰/۷۱**	−۰/۱۸***	۰/٤۲**						
	سهام کوچک	−۰/۳*	−۰/٤۸*	−۰/۳٤*						
	سهام بزرگ	۰/٦۲*	۰/٦۰	۰/۲۱						
مدل(۲)	کل بازار	۰/۱۲***	−۰/۸۰***		۰/۰۷	−۰/۳۱*	۰/۵۰*	۰/۵۳***		−۰/۸٤*
	سهام کوچک	−۰/٤٤*	−۰/۳۸*		−۰/۳۸**	−۰/۸٦*	۰/۱٤	۰/۹۱**		۰/٦۷
	سهام بزرگ	۰/٤۲*	−۰/۱۱		۰/۲۸	−۰/۱۲*	۰/٤۹*	۰/۰۷		۰/۱۳*
مدل(۳)	کل بازار	۰/۱۲***	−۰/۸۰***	۰/۰۷		−۰/۲۳	۰/٤۳*	۰/۵۳***		
	سهام کوچک	−۰/٤٤*	−۰/۳۸*	−۰/۲۸*		−۰/۸٦	۰/۳۹*	۰/٤۹***		
	سهام بزرگ	۰/٤۲*	−۰/۱۱	۰/۲۸		−۰/٤۰	۰/۷۷*	−۰/۲۷		
مدل(٤)	کل بازار	۰/۰۹***	−۰/۳۲***	۰/۵۰***					۰/٤۹	
	سهام کوچک	−۰/۲۸*	۰/۲۰	−۰/۲۲***					−۰/٤۵	
	سهام بزرگ	۰/٤۱*	۰/۵۰	−۰/۱۵					۰/٦۸	
مدل(۵)	کل بازار	۰/۱٤***	−۰/۹۷***		−۰/۱۰	−۰/۲۷*	۰/۳٤	۰/٦۹***	۰/۸۱*	−۰/٦٦*
	سهام کوچک	−۰/۲٦*	−۰/۳۷*		−۰/۰۷*	−۰/۸۲*	۰/۲٦	۰/۷۹*	−۰/٤۷	۰/۹۰*
	سهام بزرگ	۰/٤٤*	−۰/۱۰		۰/۲۵	−۰/۱۲	۰/٤۱	−۰/٤۰	۰/٤۰	۰/۱٤*
مدل(٦)	کل بازار	۰/۱٤***	−۰/۹۷***	−۰/۱۰		−۰/۳۷*	۰/٤٤*	۰/٦۹***	۰/۸۱*	
	سهام کوچک	−۰/۲٦*	−۰/۳۷*	−۰/۷۰*		−۰/۳۷	۰/۰۹*	۰/۷۹	۰/٤۷	
	سهام بزرگ	۰/٤٤*	۰/۱۰	۰/۲٤		−۰/۳٦*	۰/٦۵*	−۰/٤۰	۰/٦۱	

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج حاصل از آزمون پیش‌بینی بازده ماهانه بر مبنای تغییر ۲۴ ماهه ارزش دفتری و ارزش بازار

		عرض از مبدأ	ارزش بازار	نسبت B/M زمان t	نسبت B/M زمان t-۶	تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری هر سهم	تعداد سهام منتشره جدید	مومنتوم	مجموع تغییر بازار و ارزش دفتری
مدل(۱)	کل بازار	۰/۷۲***	-۰/۱۸***	۰/۴۰**						
	سهام کوچک	۰/۳۸**	-۰/۲۴	-۰/۲۴						
	سهام بزرگ	۰/۴۹**	-۰/۳۶	-۰/۵۸						
مدل(۲)	کل بازار	۰/۱۶***	-۰/۹۵***		۰/۱۸*	-۰/۷۷**	۰/۳۸	۰/۵۸***		-۰/۱۵
	سهام کوچک	۰/۱۷*	-۰/۸۰		-۰/۵۸	-۰/۱۰*	۰/۹۹**	۰/۲۶		-۰/۱۰
	سهام بزرگ	۰/۷۴*	-۰/۲۰		-۰/۲۵	-۰/۲۵*	۰/۴۶	۰/۳۳		۰/۲۱
مدل(۳)	کل بازار	۰/۱۶***	-۰/۹۵***	۰/۱۸		-۰/۰۶**	۰/۲۱	۰/۵۸***		
	سهام کوچک	۰/۱۷*	-۰/۸۰	-۰/۵۸		-۰/۴۹*	۰/۴۱	۰/۲۶		
	سهام بزرگ	۰/۷۴*	-۰/۲۰	-۰/۲۵		-۰/۲۰*	۰/۷۱*	۰/۳۳		
مدل(۴)	کل بازار	۰/۱۲***	-۰/۴۱***	۰/۵۵					۰/۱۱	
	سهام کوچک	۰/۲۸	-۰/۸۰	-۰/۴۶*					-۰/۲۴	
	سهام بزرگ	۰/۴۷	-۰/۶۰	-۰/۳۱*					۰/۱۰**	
مدل(۵)	کل بازار	۰/۱۶***	-۰/۹۸***		۰/۱۷	-۰/۷۹**	۰/۳۵	۰/۶۱***	۰/۳۲	۰/۲۶**
	سهام کوچک	۰/۴۷*	-۰/۱۱*		-۰/۵۷*	-۰/۱۰**	۰/۸۵	۰/۲۵	-۰/۲۶*	-۰/۷۱
	سهام بزرگ	۰/۵۸**	-۰/۱۴*		-۰/۲۲	-۰/۱۳**	۰/۴۱	۰/۲۰	۰/۹۴*	۰/۱۶**
مدل(۶)	کل بازار	۰/۱۶***	-۰/۹۸***	۰/۱۷		-۰/۶۲**	۰/۱۸	۰/۶۱***	۰/۳۲	
	سهام کوچک	۰/۴۷*	-۰/۱۱*	-۰/۵۷*		-۰/۵۱*	۰/۲۸	۰/۲۵	-۰/۲۶*	
	سهام بزرگ	۰/۵۸**	-۰/۱۴*	-۰/۲۲		-۰/۲۹**	۰/۶۳	۰/۲۰	۰/۹۴*	

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۵) ملاحظه می‌گردد ضرایب ارزش بازار در دامنه ۰/۱۸- تا ۰/۹۸- ذیل تمامی مدل‌های سطح کل بازار در سطح اطمینان ۹۹ درصد به لحاظ آماری معنادار است. اثر تغییر قیمت بازار در کلیه مدل‌ها و نمونه‌های فرعی، همواره منفی و ازنظر آماری معنادار است بدین نحو، وجود ارزش اطلاعاتی متغیر مذکور در فاصله ۲۴ ماهه محرز است. ضریب ۰/۷۱ تغییر ارزش دفتری صرفاً در مدل (۳) و سطح اطمینان ۹۰ درصد برای سهام شرکت‌های بزرگ و برای سهام کوچک ضریب ۰/۹۹ مدل (۲) و در سطح ۹۵ درصد معنادار

است. این نتایج تأکید مجددی بر توجه فعالان بازار به تحلیل سهام بر اساس اطلاعات بازار است. اثر مومنتوم در مدل‌های (۴)، (۵) و (۶) برای سهام شرکت‌های بزرگ ازنظر آماری معنادار بوده که با نتایج کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد. در فاصله زمانی ۲۴ ماهه معناداری اثر مومنتوم تقویت می‌شود که این امر نشان از اهمیت این عامل در فواصل میان‌مدت (۲۴ ماهه) دارد. معناداری کلی تجزیه برای کل سهام نمونه (مدل ۵) با ضریب ۰/۲۶ و برای سهام شرکت‌های بزرگ با ضریب ۰/۱۶ در سطح ۹۵ درصد معنادار است اما تجزیه نسبت B/M در سهام شرکت‌های کوچک ارزش‌افزوده‌ای ایجاد نمی‌کند. نتایج حاصل از پیش‌بینی بازده بر اساس تغییر ۳۶ ماهه ارزش دفتری و ارزش بازار در جدول (۶) ارائه‌شده است.

جدول ٦. نتایج حاصل از آزمون پیش‌بینی بازده ماهانه بر مبنای تغییر ۳٦ ماهه ارزش دفتری و ارزش بازار

		عرض از مبدأ	ارزش بازار	نسبت BM زمان t	نسبت BM زمان t-٦	تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری هر سهم	تعداد سهام منتشره جدید	مومنتوم	مجموع تغییر قیمت و ارزش دفتری
مدل(۱)	کل بازار	۰/۹۹***	-۰/۳۵***	۰/۵٤***						
	سهام	۰/٤۱*	-۰/۳۵	-۰/۳۵*						
	سهام بزرگ	۰/٦۹	-۰/۰۵	-۰/۰٦						
مدل(۲)	کل بازار	۰/۱۵***	-۰/۷۲***		۰/۲۱	-۰/۵۸***	۰/۲٦*	۰/۷۲***		۰/۲٦
	سهام	۰/۷۳	-۰/۱۳*		-۰/٤۹*	-۰/٤۰*	۰/٤۷*	۰/٤٤**		۰/۷۷
	سهام بزرگ	۰/٦۹*	۰/۱۵		۰/۰٦*	-۰/٤۷	۰/۵۱	-۰/۱۱		۰/۲۷
مدل(۳)	کل بازار	۰/۱۵***	-۰/۷۲***	۰/۲۱		-۰/۳۷*	۰/۰۵	۰/۷۲***		
	سهام	۰/۷۳	-۰/۱۳*	-۰/٤۹*		-۰/۹۰*	۰/۳۰	۰/٤٤**		
	سهام بزرگ	۰/٦۹*	۰/۱۵	۰/۰٦*		-۰/۱۳*	۰/۲۳	-۰/۱۱		
مدل(٤)	کل بازار	۰/۱٤***	-۰/٤٦***	۰/٦۱***					۰/۳۹	
	سهام	۰/٦۱	-۰/۱۰	-۰/٤۸**					-۰/۳۱	
	سهام بزرگ	۰/۲۹	-۰/۱۱	۰/۵۱**					۰/۱۰**	
مدل(۵)	کل بازار	۰/۱٦***	-۰/۱۰***		۰/۲٦	-۰/٦۰**	۰/۲٦	۰/۷۵***	۰/۱۱	۰/۱۸
	سهام	۰/۷۲	-۰/٤۰*		-۰/۵۱*	-۰/٤۳*	۰/٤۲*	۰/٤۳***	-۰/٤۹	۰/۲۳
	سهام بزرگ	۰/٤۹**	-۰/۲۱		۰/۵٤	-۰/۳۸*	۰/۳۹	-۰/۳۱	۰/۸٤	۰/۱۰
مدل(٦)	کل بازار	۰/۱٦***	-۰/۱۰***	۰/۲٦		-۰/۳۵*	۰/۳٤	۰/۷۵***	۰/۱۱	
	سهام	۰/۷۲	-۰/٤۰*	-۰/۵۱*		-۰/۸۰*	۰/۰۸	۰/٤۲***	-۰/٤۹	
	سهام بزرگ	۰/٤۹**	-۰/۲۱	۰/۵٤		-۰/۱٦*	۰/۱٤	-۰/۳۱	۰/۸٤	

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۶) ضریب متغیر ارزش بازار در سطح کل بازار به ازای تمامی مدل‌ها در دامنه ۰/۱۰- تا ۰/۷۲- در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. اثر معکوس تغییر قیمت بازار در اغلب مدل‌ها و زیر نمونه‌ها به لحاظ آماری معنادار است. این امر حاکی از ارزش اطلاعاتی تغییر قیمت در فاصله ۳۶ ماهه است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود اثر تغییر ارزش دفتری توأم با افزایش فواصل زمانی کماکان از توان توضیحی نسبتاً پایینی برخوردار است. ضریب متغیر یادشده در مدل (۲) به ازای کل بازار و سهام کوچک به ترتیب با ضرایب ۰/۲۶ و ۰/۴۷ و در مدل (۵) به ازای سهام شرکت‌های کوچک با ضریب ۰/۴۲ در سطح ۹۰ درصد معنادار است. بدین ترتیب توجه فعالان بازار سرمایه ایران به متغیرهای بازاری نسبت به متغیرهای حسابداری در بازه‌های زمانی بلندمدت (۳۶ ماهه) تائید می‌گردد. ضریب تعداد سهام منتشره در سطح کل بازار در دامنه ۰/۷۲ تا ۰/۷۵ در سطح ۹۹ درصد معنادار است. با عنایت به معناداری اثر این متغیر در سهام شرکت‌های کوچک و عدم معناداری آن در سهام شرکت‌های بزرگ می‌توان دریافت تعداد سهام منتشره جدید در نمونه سهام کوچک نقش مؤثری در توضیح بازده دارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود دامنه این ضرایب در سطح کل بازار در آزمون ۳۶ ماهه نسبت به ۱۲ و ۲۴ ماهه افزایش‌یافته که این امر بیانگر محتوای اطلاعاتی بیشتر اخبار قدیمی در مورد انتشار سهام است. به‌عبارت‌دیگر، این تفاوت ضرایب مبین توجه فعالان بازار سرمایه به سیگنال‌های مربوط به انتشار سهام شرکت‌های کوچک در طولانی‌مدت است. عدم معناداری آماری ضرایب "مجموع تغییر قیمت و ارزش دفتری" حاکی از آن است که تجزیه نسبت B/M برای فواصل زمانی طولانی‌مدت (۳۶ ماه) در هیچ‌یک از نمونه‌های موردبررسی حائز ارزش‌افزوده نیست.

جهت کنترل تأثیر نسبت B/M، نتایج حاصل از برازش مدل‌های رگرسیونی فوق در نمونه‌های متشکل از سهام با نسبت B/M بالا و پایین در جدول (۷) مشاهده می‌شود. لازم به ذکر است ذیل هر یک از مدل‌های ۶ گانه منعکس در جدول (۷)، سطر اول حاکی از برازش مدل در نمونه با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و سطر دوم نشانگر برازش مدل در نمونه دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین است.

جدول ۷. نتایج حاصل از پیش‌بینی بازده ماهانه بر مبنای تغییر ۱۲ ماهه ارزش دفتری و ارزش بازار به تفکیک سهام با نسبت B/M بالا(سطر اول) و پایین(سطر دوم)

	عرض از مبدأ	ارزش بازار	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در t	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در t−۶	تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری به ازای هر سهم	تعداد سهام منتشره جدید	مومنتوم	مجموع تغییر بازار و ارزش دفتری
مدل(۱)	۰/۴۹**	۰/۲۷*	۰/۲۷*						
	۰/۸۴**	۰/۸۲	۰/۸۲						
مدل(۲)	۰/۳۸	−۰/۲۴*		−۰/۱۳	−۰/۲۴*	۰/۴۸	۰/۴۹*		−۰/۱۴*
	۰/۸۲**	−۰/۱۴*		−۰/۱۳	−۰/۷۴*	۰/۵۳*	−۰/۱۵		۰/۱۰
مدل(۳)	۰/۳۸	−۰/۲۴*	−۰/۱۳		−۰/۳۷*	۰/۶۱	۰/۴۹*		
	۰/۸۲**	−۰/۱۴*	−۰/۱۳		−۰/۶۱*	۰/۴۰*	−۰/۱۵		
مدل(۴)	۰/۵۱*	۰/۱۶*	−۰/۰۵					−۰/۱۵	
	۰/۸۵**	−۰/۲۶*	−۰/۲۸					۰/۶۰*	
مدل(۵)	−۰/۱۷	−۰/۰۳		−۰/۲۰	−۰/۳۴*	۰/۵۸	۰/۲۷*	−۰/۲۰	−۰/۱۵*
	۰/۷۳*	−۰/۱۶		−۰/۲۵	−۰/۷۸*	۰/۵۵	−۰/۰۸	۰/۷۲*	−۰/۱۹
مدل(۶)	−۰/۱۷	−۰/۰۳	−۰/۲۰		−۰/۳۶*	۰/۶۰	۰/۲۷*	−۰/۲۰	
	۰/۷۳*	−۰/۱۶	−۰/۲۵		−۰/۵۳	۰/۳۱	−۰/۰۸	۰/۷۲*	

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۷) مشاهده می‌شود تغییر قیمت بازار در هر دو نمونه سهام با نسبت B/M بالا و پایین به ترتیب در دامنه ۰/۲۴− تا ۰/۳۷− و ۰/۵۳− تا ۰/۷۸− معنادار است. این امر دال بر توان توضیحی بیش از دو برابری این متغیر در سهام با B/M بالا است. همچنین معناداری تغییر ارزش دفتری در مدل (۲) و (۳) به ترتیب با ضرایب ۰/۵۳ و ۰/۴۰ در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. در اینجا نیز می‌توان اثر بیشتر اطلاعات بازار نسبت به اطلاعات حسابداری را مشاهده نمود. معناداری عامل مومنتوم صرفاً در مورد سهام با نسبت B/M پایین در مدل‌های (۴)، (۵) و (۶) در سطوح اطمینان ۹۰ درصد محرز است که نشان از ارزش اطلاعاتی عامل مومنتوم در کوتاه‌مدت (در اینجا ۱۲ ماهه) دارد. معناداری کلی تجزیه در مدل (۲) و (۵) برای سهام با نسبت B/M بالا، با ضرایب ۰/۱۴− و ۰/۱۵− در سطح ۹۰ درصد تائید می‌شود که نشان از ارزش‌افزوده این تجزیه در سهام با نسبت B/M

بالا دارد. نتایج حاصل از برازش مدل‌های رگرسیونی فوق به ازای تفاوت ۲۴ ماهه در نمونه‌های سهام با نسبت B/M بالا و پایین در جدول (۸) مشاهده می‌شود.

جدول ۸. نتایج حاصل از پیش‌بینی بازده ماهانه بر مبنای تغییر ۲٤ ماهه ارزش دفتری و ارزش بازار به تفکیک سهام با نسبت B/M بالا(سطر اول) و پایین(سطر دوم)

	عرض از مبدأ	ارزش بازار	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در زمان t	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در زمان t-٦	تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری به ازای هر سهم	تعداد سهام منتشره جدید	مومنتوم	مجموع تغییر بازار و ارزش دفتری
مدل(۱)	۰/۲۰**	-۰/۲٦**	-۰/۲٦**						
	۰/۳۰**	-۰/۱۵**	-۰/۱۵**						
مدل(۲)	۰/۲۱**	-۰/۱٤		۰/٤۹	-۰/٦۵*	۰/٤۸	۰/۵۱*		۰/٤٤
	۰/۱۳**	-۰/٤۲*		-۰/۱۰	-۰/۵۸*	۰/۱۲*	-۰/۰۲		۰/۹۳
مدل(۳)	۰/۲۱**	-۰/۱٤	۰/٤۹		-۰/۱۷*	۰/۸۱	۰/۵۱*		
	۰/۱۳**	-۰/٤۲*	-۰/۱۰		-۰/٤۸*	۰/۱۱*	-۰/۰۲		
مدل(٤)	۰/۱۱	۰/۱۲*	۰/۱۷					-۰/۲۷	
	۰/۹٦**	-۰/۳۱**	-۰/۲۹					۰/۸۲*	
مدل(۵)	۰/۱۹*	۰/۰۲		۰/۲۲	-۰/۳۸**	۰/۳۵	۰/۱۹	-۰/٤۹	۰/۷۰*
	۰/۱۱***	-۰/۳۸*		-۰/۱٦	-۰/۷۲*	۰/۱۰**	-۰/۱۰	۰/۹۳	۰/۲۰*
مدل(٦)	۰/۱۹*	۰/۰۲	۰/۲۲		-۰/۱٦*	۰/۱۲	۰/۱۹	-۰/٤۹	
	۰/۱۱***	-۰/۳۸*	-۰/۱٦		-۰/۵۵*	۰/۰۹*	-۰/۱۰	۰/۹۳	

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۸) مشاهده می‌شود تغییر قیمت بازار در هر دو نمونه فرعی سهام دارای نسبت B/M بالا و پایین از نظر آماری معنادار است معناداری کلی تجزیه در مدل (۵) برای سهام با نسبت B/M بالا، با ضریب ۰/۷۰ و برای سهام با نسبت B/M پایین با ضریب ۰/۲۰ در سطح ۹۰ درصد محرز بوده و سبب افزایش توان توضیحی بازده سهام می‌شود. نتایج حاصل از برازش مدل‌های

رگرسیونی فوق به ازای تفاوت ۳۶ ماهه در نمونه‌های سهام با نسبت B/M بالا و پایین در جدول (۹) مشاهده می‌شود.

جدول ۹. نتایج حاصل از پیش‌بینی بازده ماهانه بر مبنای تغییر ۳۶ ماهه ارزش دفتری و ارزش بازار به تفکیک سهام با نسبت B/M بالا(سطر اول) و پایین(سطر دوم)

	عرض از مبدأ	ارزش بازار	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در زمان t	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در زمان t-۶	تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری به ازای هر سهم	تعداد سهام منتشره جدید	مومنتوم	مجموع تغییر بازار و ارزش دفتری
مدل(۱)	۰/۲۷**	-۰/۱۸	-۰/۱۸						
	۰/۲۹*	-۰/۱٤	-۰/۱٤						
مدل(۲)	۰/۷۳	-۰/٤۱*		-۰/۲۲	-۰/۵۳*	۰/۱۳**	۰/۷٤***		-۰/۳۲
	۰/۱۳***	۰/۱٤		-۰/۳۲	-۰/۱۹*	۰/۲۸	-۰/۳۸		۰/۹٤
مدل(۳)	۰/۷۳	-۰/٤۱*	-۰/۲۲		-۰/۳۱	۰/۱۱*	۰/۷٤***		
	۰/۱۳***	۰/۱٤	-۰/۳۲		-۰/۳۳*	۰/٤۱	-۰/۳۸		
مدل(٤)	۰/۳٦*	۰/۲۱***	-۰/۵۷**					-۰/۱۲	
	۰/۱۲***	-۰/٤۰***	-۰/۳۹*					۰/۸۹**	
مدل(۵)	۰/۱۳***	-۰/٤٤*		-۰/۰۷	-۰/٤٦**	۰/۱۲*	۰/۸۱***	-۰/۵۱	-۰/٤۰
	۰/۱۱***	-۰/۱۰*		-۰/۱۵	-۰/۱٦*	۰/۳۰	-۰/٤۵	-۰/۰٦	۰/۱۲
مدل(٦)	۰/۱۳***	-۰/٤٤*	-۰/۰۷		-۰/۳۹**	۰/۱۱	۰/۸۱***	-۰/۵۱	
	۰/۱۱***	-۰/۱۰*	-۰/۱۵		-۰/۳۱*	۰/٤٤	-۰/٤۵	-۰/۰٦	

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۹) مشاهده می‌شود تغییر قیمت بازار در هر دو نمونه فرعی متشکل از سهام دارای نسبت B/M بالا و پایین به ترتیب در دامنه ۰/۳۹- تا ۰/۵۳- و ۰/۱۶- تا ۰/۳۳- معنادار است. معناداری تغییر ارزش دفتری برای سهام با نسبت B/M بالا در مدل‌های (۲)، (۳) و (۵) با ضرایب ۰/۱۳، ۰/۱۱ و ۰/۱۲ معنادار می‌باشد. تعداد سهام منتشره جدید در نمونه سهام دارای نسبت B/M بالا در دامنه ۰/۷۴ تا ۰/۸۱ در سطح ۹۹ درصد معنادار است که نشانگر توان بالای توضیحی بازده توسط این متغیر در نمونه مذکور است زیرا دامنه ضرایب نسبت به جدول‌های پیشین افزایش

محسوسی داشته است و سطح معناداری نیز از ۹۰ به ۹۹ درصد افزایش‌یافته است. معناداری کلی تجزیه نسبت B/M در فاصله ۳۶ ماهه در هیچ‌یک از مدل‌ها مشاهده نشده و لذا تجزیه مذکور در فواصل زمانی بلندمدت فاقد توان توضیحی است. جهت آزمون قوت نتایج حاصل از رگرسیون مقطعی اجزای نسبت B/M بر بازده سهام، تأثیر هر یک از اجزای نسبت مذکور شامل تغییر ارزش دفتری و ارزش بازار در چارچوب رویکرد تحلیل پرتفوی بر بازده سهام آزمون می‌گردد. نتایج حاصل از آزمون تأثیر تغییر ارزش دفتری بر بازده سهام به تفکیک سهام کوچک و بزرگ در جدول (۱۰) ملاحظه می‌گردد.

جدول ۱۰. نتایج حاصل از آزمون تأثیر تغییر ارزش دفتری بر بازده سهام در چارچوب رویکرد تحلیل پرتفوی به تفکیک سهام کوچک و بزرگ

		کل سهام		سهام بزرگ		سهام کوچک	
		وزن برابر	الگوی	وزن برابر	الگوی	وزن برابر	الگوی
۵							
۱۲ ماهه	۱	-۰/۰۳	-۰/۰۷	-۰/۱۷	۰/۰۶	-۰/۰۳	-۰/۰۳
	۵	۰/۲۶	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۱۹	۰/۲۴	۰/۲۵
	۵-۱	۰/۱۷***	۰/۲۴**	۰/۲۵**	۰/۱۷*	۰/۲۲**	۰/۲۶*
۲۴ ماهه	۱	۰/۱۷	۰/۰۳	۰/۲۴	۰/۱۴	۰/۰۴	۰/۱۷
	۵	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۲۱	۰/۱۲	۰/۲۱	۰/۲۲
	۵-۱	۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۲۴	۰/۱۳
۳۶ ماهه	۱	۰/۱۲	۰/۰۳	۰/۲۴	-۰/۱۴	-۰/۰۸	-۰/۰۶
	۵	۰/۱۶	۰/۱۶	۰/۲۱	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۲۱
	۵-۱	۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۱۴
۳							
۱۲ ماهه	۱	-۰/۰۱	۰/۰۱	-۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۴	-۰/۰۲
	۳	۰/۱۷	۰/۲۰	۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۱۶	۰/۲۴
	۳-۱	۰/۱۱***	۰/۲۷**	۰/۱۴**	۰/۱۷*	۰/۲۱***	۰/۱۴**
۲۴ ماهه	۱	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴
	۳	۰/۱۵	۰/۲۰	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۲
	۳-۱	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
۳۶ ماهه	۱	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۳
	۳	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲
	۳-۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۱۰) مشاهده می‌شود صرفاً تغییر یک‌ساله ارزش دفتری موجب ایجاد تفاوت معنادار بازده می‌شود. به‌طور مثال، تفاوت بازده پرتفوی پنجم و اول به ازای تغییر ۱۲ ماهه با ضریب ۰/۱۷ و آماره t معادل ۴/۱۸ در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. یافته اخیر در سطح سهام شرکت‌های کوچک و سهام بزرگ نیزدر سطح ۹۵ درصد از نظر آماری معنادار است. همان‌گونه در جدول (۱۰) مشاهده می‌شود کاهش تعداد پرتفوی‌ها از ۵ به ۳ تأثیر چندانی بر رابطه تغییر ارزش دفتری و قیمت و بازده ندارد.

نتایج حاصل از آزمون تأثیر تغییر ارزش دفتری بر بازده سهام در چارچوب تحلیل پرتفوی به تفکیک سهام با نسبت B/M بالا و پایین در جدول (۱۱) ملاحظه می‌گردد.

جدول ۱۱. نتایج حاصل از بررسی اثر ارزش دفتری بر بازده سهام در چارچوب رویکرد تحلیل پرتفوی به تفکیک سهام دارای نسبت B/M بالا و پایین

		B/M بالا		B/M پایین	
		وزن برابر	الگوی موزون	وزن برابر	الگوی موزون
۵ پرتفوی					
۱۲ ماهه	۱	-۰/۰۶	-۰/۰۲	-۰/۱۸	-۰/۰۱
	۵	۰/۱۴	۰/۲۷	۰/۲۹	۰/۲۰
	۵-۱	۰/۲۴**	۰/۱۴*	۰/۱۹**	۰/۲۲**
۲۴ ماهه	۱	-۰/۰۴	-۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۳
	۵	۰/۲۰	۰/۱۴	۰/۰۱	۰/۰۲
	۵-۱	۰/۲۲	۰/۲۵	۰/۰۱*	۰/۰۱*
۳۶ ماهه	۱	-۰/۰۷	-۰/۱۰	۰/۲۶	-۰/۳۶
	۵	۰/۱۰	۰/۰۹	۰/۲۲	۰/۱۱
	۵-۱	۰/۲۳	۰/۱۱	۰/۰۱	۰/۱۲
۳ پرتفوی					
۱۲ ماهه	۱	-۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۷	-۰/۰۱
	۳	۰/۱۷	۰/۲۰	۰/۱۸	۰/۱۹
	۳-۱	۰/۱۹**	۰/۱۹*	۰/۱۷**	۰/۱۹**
۲۴ ماهه	۱	۰/۲۸	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۳
	۳	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۱۷	۰/۱۹
	۳-۱	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۲*	۰/۱۷*
۳۶ ماهه	۱	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۲
	۳	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۹	۰/۲۱
	۳-۱	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۱۹

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۱۱) مشاهده می‌شود اثر تغییر ارزش دفتری بر بازده سهام پرتفوی‌های مبتنی بر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، تنها در کوتاه‌مدت(۱۲ ماه) معنادار می‌باشد، تأثیر یادشده در سهام دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین دوره ۲۴ ماهه نیز در سطح ۹۰ درصد معنادار است. کاهش تعداد پرتفوی‌ها (از ۵ به ۳) تأثیر چندانی بر رابطه تغییر ارزش دفتری و بازده سهام ندارد. نتایج حاصل از آزمون تأثیر تغییر قیمت بازار بر بازده سهام در چارچوب رویکرد تحلیل پرتفوی در جدول (۱۲) ارائه‌شده است.

جدول ۱۲. نتایج حاصل از بررسی تأثیر تغییر قیمت بازار بر بازده سهام در چارچوب تحلیل پرتفوی به تفکیک سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ

		کل سهام		سهام بزرگ		سهام کوچک	
		وزن برابر	الگوی موزون	وزن برابر	الگوی موزون	وزن برابر	الگوی موزون
۵ پرتفوی							
۱۲ ماهه	۱	-۰/۰۳	-۰/۰۱	-۰/۲۰	-۰/۰۸	-۰/۰۳	-۰/۰۳
	۵	۰/۱۶	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۲٤	۰/۲۰	۰/۲۰
	۱-۵	۰/۰۳***	۰/۲۳***	۰/۱۷***	۰/۲۲***	۰/۲۸***	۰/۱۵***
۲٤ ماهه	۱	۰/۱۹	۰/۲٦	۰/۲۵	۰/۳۲	۰/۰٦	۰/۰۸
	۵	۰/۲٤	۰/۲۲	۰/۱۳	۰/۲٤	۰/۱۸	۰/۱۸
	۱-۵	۰/۱۱***	۰/۰۲**	۰/۱۳**	۰/۱۷**	۰/۱۲**	۰/۱۹**
۳٦ ماهه	۱	۰/۱۲	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۱۳	-۰/۰۹	-۰/۰۸
	۵	۰/۲۱	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱٤	۰/۱۱	۰/۱٤
	۱-۵	۰/۲۰**	۰/۱٦*	۰/۱۵**	۰/۱۵*	۰/۲۸**	۰/۲۱*
۳ پرتفوی							
۱۲ ماهه	۱	-۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰٦	۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۲
	۳	۰/۲۲	۰/۲۵	۰/۱۳	۰/۲٦	۰/۲۳	۰/۱۲
	۱-۳	۰/۲۰***	۰/۲۰***	۰/۱۳***	۰/۲۳***	۰/۲۸***	۰/۱۵***
۲٤ ماهه	۱	۰/۳۰	۰/۲۸	۰/۰٤	۰/۰٤	۰/۰۷	۰/۱٦
	۳	۰/۱٦	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۲۳
	۱-۳	۰/۱٦**	۰/۰۹**	۰/۱٦***	۰/۱٦**	۰/۱۵***	۰/۱۱**
۳٦ ماهه	۱	۰/٤۷	۰/٤۲	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲
	۳	۰/۱۷	۰/۱۲	۰/۲۲	۰/۱٤	۰/۱٤	۰/۱۷
	۱-۳	۰/۱۷**	۰/۱۲**	۰/۱۰**	۰/۱۹**	۰/۱۷**	۰/۱٤**

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول (۱۲) تغییر ۱۲، ۲۴ و ۳۶ ماهه قیمت بازار بر بازده سهام مؤثر است. این اثر کاملاً معنادار، هم در بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت ۱۲ ماهه (ضریب ۰/۰۳ پرتفوی پنجم منهای اول) و هم بلندمدت ۳۶ ماهه (ضریب ۰/۲۰ تفاوت پرتفوی اول و پنجم) قابل‌مشاهده است. نتایج حاصله در صورت تشکیل پرتفوی‌های سه‌گانه نیز برقرار است. نتایج حاصل از بررسی اثر قیمت بازار بر بازده سهام به تفکیک سهام شرکت‌های دارای نسبت B/M بالا و پایین در چارچوب رویکرد تحلیل پرتفوی در جدول (۱۳) ارائه‌شده است.

جدول ۱۳. نتایج حاصل از بررسی اثر قیمت بازار بر بازده سهام در چارچوب تحلیل پرتفوی به تفکیک سهام شرکت‌های دارای نسبت B/M بالا و پایین

		B/M بالا		B/M پایین	
		وزن برابر	الگوی موزون	وزن برابر	الگوی موزون
۵ پرتفوی					
۱۲ ماهه	۱	−۰/۰۷	۰/۰۵	−۰/۰۳	−۰/۰۱
	۵	۰/۲۱	۰/۱۷	۰/۳۰	۰/۲۰
	۵−۱	۰/۱۲***	۰/۲۷***	۰/۱۸***	۰/۱۱***
۲۴ ماهه	۱	−۰/۰۵	−۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۴
	۵	۰/۱۵	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۱۸
	۵−۱	۰/۱۶***	۰/۲۱**	۰/۲۲**	۰/۱۹**
۳۶ ماهه	۱	−۰/۰۱	−۰/۰۱	۰/۰۳	−۰/۰۵
	۵	۰/۱۸	۰/۲۲	۰/۱۸	۰/۱۴
	۵−۱	۰/۱۲**	۰/۱۳**	۰/۱۵**	۰/۱۸**
۳ پرتفوی					
۱۲ ماهه	۱	۰/۰۸	۰/۰۲	−۰/۱۴	−۰/۰۳
	۳	۰/۱۸	۰/۲۰	۰/۱۹	۰/۱۸
	۳−۱	۰/۱۷***	۰/۲۰***	۰/۲۰***	۰/۱۸***
۲۴ ماهه	۱	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۱۳
	۳	۰/۱۷	۰/۲۰	۰/۱۹	۰/۱۹
	۳−۱	۰/۱۳***	۰/۱۶**	۰/۱۸***	۰/۱۸***
۳۶ ماهه	۱	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۱
	۳	۰/۱۷	۰/۰۲	۰/۱۸	۰/۱۸
	۳−۱	۰/۱۳***	۰/۰۱**	۰/۱۶**	۰/۱۶**

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۱۳) اثر تغییر قیمت بازار بر بازده سهام تائید می‌شود زیرا بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر متشکل از خرید سهام با تغییر قیمت بالا و فروش سهام با تغییر قیمت پایین، همواره مثبت و از نظر آماری معنادار است. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد نتایج حاصله تحت تأثیر تعداد پرتفوی (۳ یا ۵)، بازه زمانی تغییر (۱۲، ۲۴ و ۳۶ ماه) و نسبت B/M (بالا یا پایین) نیست.

نتیجه‌گیری و بحث

عوامل مختلفی بر ریسک و متعاقباً بازده مورد انتظار سهام مؤثر است. نسبت B/M ازجمله عوامل ریسکی است که تأثیر آن بر بازده مورد انتظار طی شواهد تجربی متعددی به تائید رسیده است. اخیراً نسبت B/M به‌عنوان یک عامل چندوجهی ریسک مطرح‌شده و تلاش‌های متعددی جهت شناسایی ابعاد گوناگون این نسبت انجام‌شده است. نتایج حاصل از این پژوهش، ارزش‌افزوده ناشی از احتساب مؤلفه‌های نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار جهت تبیین بازده سهام را تائید می‌کند. اثر مذکور در بورس اوراق بهادار تهران عمدتاً ناشی از تغییر ارزش بازار است که نشانگر اهمیت بالاتر اطلاعات بازار نسبت به اطلاعات حسابداری است درحالی‌که در پژوهش‌هایی نظیر کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵)، این اثر عمدتاً ناشی از تغییر ارزش دفتری و حاکی از اهمیت بالاتر اطلاعات حسابداری شرکت‌ها برای فعالان بازار است. تجزیه B/M در سطح کل بازار توانسته به افزایش توان توضیحی بازده در تفاوت‌های ۱۲ و ۲۴ ماهه کمک کند اما در بازه زمانی ۳۶ ماهه فاقد این ویژگی است. این یافته با نتایج بلک‌برن وکاکیسای (۲۰۱۷) در بازار جهانی و بالی و همکاران (۲۰۱۳) در بازارهای آلمان، فرانسه، کانادا، انگلستان و ایتالیا همخوانی داشته و یافته‌های فاما و فرنچ (۲۰۰۸) در ایالات‌متحده و بالی و همکاران (۲۰۱۳) در ژاپن را به چالش می‌کشد. معناداری مؤلفه‌های نسبت B/M در کوتاه‌مدت نشان‌دهنده مربوط بودن اطلاعات جدید مستتر در B/M در مقایسه با اطلاعات قدیمی است. کاهش نسبی قدر مطلق ضریب تغییر قیمت بازار و تغییر ارزش دفتری در فواصل زمانی بلندمدت در تائید یافته بلک‌برن و کاکیسای(۲۰۱۷)، کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) در چین و فاما و فرنچ (۲۰۰۸) در ایالات‌متحده نشان می‌دهد محتوای اطلاعاتی تغییر قیمت در کوتاه‌مدت حائز اثر مربوط‌تری است. تغییر ارزش دفتری حقوق مالکانه در کوتاه‌مدت بر بازده سهام مؤثر است درحالی‌که در بازه‌های زمانی بلندمدت تأثیری بر بازده ندارد. به نظر می‌رسد دلیل این امر را می‌توان ناشی از تغییر ناچیز حقوق مالکانه در ایران دانست که دلایلی همچون عدم ارزیابی بهنگام دارایی‌ها (متعاقباً عدم شناسایی سود و زیان مرتبط)، استفاده از قیمت‌های تاریخی و عدم استفاده از استاندارد

ارزش منصفانه در مورد دارایی‌های شرکت‌های بورسی دانست، پیشنهاد مرتبط در این بخش برقراری سازوکارهای تخمین ارزش منصفانه در جهت انعکاس هر چه‌بهتر اطلاعات شرکت‌ها و افزایش کیفیت گزارشگری مالی در جهت بهبود کیفیت افشا و پژوهش‌های مالی و سرمایه‌گذاری، نظیر پژوهش، حاضر شود. اثر مثبت این عامل بدان جهت است که توأم با افزایش حقوق مالکانه احتمالاً شرکت‌ها فرصت‌های رشد را شناسایی نموده و اقدام به تجهیز سرمایه و اجرای طرح‌های سرمایه‌گذاری سودآور می‌نمایند. نتایج رفتار عامل مذکور در سطح کل بازار با پژوهش فاما و فرنچ (۲۰۰۸) در ایالات‌متحده و بالی و همکاران (۲۰۱۳) در بازارهای انگلستان، آلمان، فرانسه، ایتالیا و کانادا و کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) در چین مشابه است. با توجه به نتایج حاصل از پژوهش پیشنهاد می‌گردد: بر اساس منطق تجزیه استفاده‌شده در این پژوهش که نشات گرفته از یک رابطه ریاضی اساسی است، می‌توان استدلال نمود توسعه این مدل تجزیه در سایر نسبت‌های مؤثر نیز می‌تواند مورد آزمون قرار گیرد که در همین زمینه پژوهش دنیل و تیتمن (۲۰۰۶ و ۲۰۱۶) متغیرهایی نظیر سود به قیمت و یا فروش به قیمت را پیشنهاد می‌دهند.

توجه به متغیر تغییرات قیمتی(به‌عنوان نماینده متغیرهای بازاری) در مقابل متغیر تغییرات ارزش دفتری(به‌عنوان نماینده متغیرهای حسابداری) به‌طورکلی نشان‌دهنده مغفول ماندن توجه فعالان بازار سرمایه به عوامل بنیادی سهام شرکت‌ها است؛ لذا پیشنهاد می‌گردد مدیران نهادهای قانون‌گذار و شرکت‌های فعال و سرمایه‌گذاران بنیادی، اطلاعات حسابداری شرکت‌ها را موردتوجه بیشتری قرار دهند.

منابع

- عرب‌مازار یزدی، محمد و عرب‌احمدی، فرهاد. (۱۳۹۰). رابطه اجزای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، سال چهارم، شماره ۱۵، صص ۱۰۷-۱۲۳.
- فدائی‌نژاد، محمداسماعیل و کامل‌نیا، مجتبی. (۱۳۹۵). واکنش بازار به اطلاعات مشهود و نامشهود در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مدیریت دارایی و تامین مالی*، دوره ۴، شماره ۱، صص ۱۹-۳۶.
- Arabmazar Yazdi,M., Arab Ahmadi,F.(2011). The Relationship between Components of BP Ratio and Future Stock Returns in Tehran Stock Exchange, *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 15(4), 107-123.(In Persian)
- Bali, T. G., Cakici, N., & Fabozzi, F. J. (2013). Book-to-market and the cross-section of expected returns in international stock markets. *Journal of Portfolio Management*, 39(2), 101.
- Black, F., Jensen, M. and Scholes, M.S. (1972) *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Findings*. In: Jensen, M., Ed., Studies in the Theory of Capital Markets, Praeger Publishers, New York, pp.79-124.
- Blackburn, D.W., Cakici, N. (2017), *Book to Market Decomposition, Net Share Issuance, and the Cross Section of Global Stock Returns*, Available at: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2977934
- Breen, W. J., & Korajczyk, R. A. (1995). On selection biases in book-to-market based tests of asset pricing models. Northwestern University
- Cakici, N., Chatterjee, S., & Topyan, K. (2015). Decomposition of book-to-market and the cross-section of returns for Chinese shares. *Pacific-Basin Finance Journal*, 34, pp.102-120.
- Chan, L. K., Hamao, Y., & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and stock returns in Japan. The Journal of Finance, 46(5), pp.1739-1764.

- Chi, J. D., & Gupta, M. (2009). Overvaluation and earnings management. *Journal of Banking & Finance*, 33(9), pp.1652-1663.
- Daniel, K., & Titman, S. (2006). Market reactions to tangible and intangible information. *The Journal of Finance*, 61(4), pp.1605-1643.
- Daniel, K., & Titman, S. (2016). Another Look at Market Responses to Tangible and Intangible Information. *Critical Finance Review*, *5*(1), pp.165-175.
- Fadaei Nejad, M.E &Kamelniya,M. (2016) Market Reaction to Tangible and Intangible Information in Tehran Stock Exchange, *The Quarterly Journal Of Asset Management And Financing*, 4(1), pp.19-36.(In Persian)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), pp.427-465.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), pp.3-56.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1995). Size and book to market factors in earnings and returns. The Journal of Finance, 50(1), pp.131-155.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2006). Profitability, investment and average returns. *Journal of Financial Economics*, 82(3), pp.491-518.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2008). Average returns, B/M, and share issues. *The Journal of Finance*, 63(6), pp.2971-2995.
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The journal of political economy*, pp.607-636.
- Griffin, J. M., & Lemmon, M. L. (2002). Book–to–market equity, distress risk, and stock returns. *The Journal of Finance*, 57(5), pp.2317-2336.
- Hertzel, M. G., & Li, Z. (2010). Behavioral and rational explanations of stock price performance around SEOs: Evidence from a decomposition of market-to-book ratios. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(4), pp.935-958.

- Ikenberry, D., Lakonishok, J., & Vermaelen, T. (1995). Market underreaction to open market share repurchases. Journal of financial economics, 39(2), pp.181-208.
- Kidane, T., Kuritzén, D., & Rönnestig, J. (2009). Decomposing the Book-to-Price Effect: Leverage and Stock Returns. Master Thesis in Business Administration and Economics with specialization in Financial Analysis, Stockholm School of Economics.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *The journal of finance*, 49(50), pp.1541-1578.
- Loughran, T., & Ritter, J. R. (1995). The new issues puzzle. *The Journal of finance*, 50(1), pp.23-51.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. International Economic Review, pp.777-787.
- Penman, S. H., Richardson, S. A., & Tuna, I. (2007). The Book-to-Price Effect in Stock Returns: *Accounting for Leverage. Journal of Accounting research*, 45(2), pp.427-467.
- Piotroski, J. D. (2007). Discussion of The Book to Price Effect in Stock Returns: *Accounting for Leverage. Journal of Accounting Research*, 45(2), pp.469-479.
- Rhodes–Kropf, M., Robinson, D. T., & Viswanathan, S. (2005). Valuation waves and merger activity: The empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 77(3), pp.561-603.
- Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *The Journal of Portfolio Management*, 11(3), pp.9-16.
- Vuolteenaho, T. (2002). What Drives Firm Level Stock Returns?. *The Journal of Finance*, 57(1), pp.233-264