

رابطه اجزای تشکیل دهنده 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 تشکیل دهنده خود شامل تغییر ارزش دفتری و تغییر ارزش بازار حاوی محتوای اطلاعاتی مهمی در خصوص جریان نقدی آتی شرکت است. احصاء محتوای اطلاعاتی مذکور می تواند 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 نمونه ای متشکل از ۱۸۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ مورد بررسی قرار گرفت. جهت آزمون توان توضیحی بازده سهام توسط اجزای تشکیل دهنده نسبت B/M از رگرسیون فاما و مک بث (۱۹۷۳) و رویکرد تحلیل پرتفوی استفاده می شود. مطابق نتایج حاصل از پژوهش، تجزیه مذکور موجب بهبود توان توضیحی بازده سهام می گردد. این مهم عمدتاً متأثر از تغییر قیمت بازار سهام بوده و برخلاف نتایج به دست آمده 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.

طبقه بندی موضوعی: E47, G17, G11

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.16856.1461

۲. استادیار، مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، Email: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. از جمله این عوامل می‌توان به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، B/M، اشاره کرد که به‌عنوان یکی از عوامل ریسک تأثیرگذار بر بازدهی سهام مورد توجه بسیاری قرار گرفته 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 کوراکیچیک^۶ (۱۹۹۵) نیز تأیید شد. نسبت مذکور طی دهه اخیر به‌عنوان عاملی چندوجهی شناخته شده 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 از آنجا نشأت 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 قابل ملاحظه‌ای 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^۱. 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) انجام شده 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 ارزش افزوده 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) استفاده شده 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 ایالات متحده ارتباط معنی‌دار و مثبتی با نسبت B/M دارد. چان، هاماو و لاکونیشوک^۲ (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^۳ طی دوره ۱۹۷۱-۱۹۸۸ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این تحقیق ضمن تأیید 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^۱ (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 به خوبی می‌تواند بازده سهام شرکت‌های بازار نزدیک^۲ 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) به منظور بررسی ریسک ناشی از اندازه شرکت و B/M از تکنیک پرتفوی ساختگی^۳ استفاده نمودند. آن‌ها با استفاده از رگرسیون سری زمانی بلک، جنسن و شولز^۴ (۱۹۷۲)، اهمیت این دو عامل ریسک را با داده‌های بازار سهام ایالات متحده 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 به خوبی 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^۵ (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 ایالات متحده را بهتر از سایر کشورها توضیح می‌دهد.

نتایج برخی پژوهش‌ها نظیر پنمن^۶ و همکاران (۲۰۰۷)، دنیل و تیتمن^۷ (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. Griffin 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^۱ (۲۰۰۷) استدلال می‌کند جزء مالی B/M به‌عنوان ریسک مالی در نظر گرفته می‌شود و باید رابطه مثبتی با بازده سهام داشته باشد در صورتی که یافته پنمن و همکاران (۲۰۰۷) عکس این موضوع را نشان می‌دهد. کیدان^۲ 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^۳ 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 قرار دادند. نتایج حاصله نشان می‌دهد با احتساب تمامی داده‌ها در تجزیه و تحلیل، جزء مالی با بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری دارد؛ اما با ملحوظ نمودن عامل ریسک ورشکستگی، نتیجه معکوس حاصل شده 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. رودز کروپف 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

$$\frac{M}{B} = \frac{M}{V} * \frac{V}{B} \quad (1)$$

که $(\frac{M}{B})$ ارزش گذاری نادرست و $(\frac{V}{B})$ فرصت های رشد است. شکل لگاریتمی رابطه (۱) به صورت رابطه (۲) بیان می شود:

$$m - b = (m - v) + (v - b) \quad (2)$$

اگر بازار در برآورد جریان های نقدی آتی تنزیل شده، مرتکب اشتباه شود و یا به تمام اطلاعاتی که مدیران در اختیار دارند، دسترسی نداشته باشد، عبارت $(m-v)$ بخش ارزش گذاری نادرست نسبت قیمت بازار به ارزش دفتری شرکت را در برمی گیرد. آن ها نشان می دهند بخشی از $(m-v)$ در بین همه شرکت های موجود در یک صنعت یا بازار، مشترک است در حالی که بخش دیگر آن مخصوص شرکت است؛ بنابراین لگاریتم B/M را به سه بخش تجزیه می کنند: خطای خاص شرکت^۱ که تفاوت بین قیمت بازار و معیار ارزش گذاری که ارزش واقعی سالانه را منعکس می کند، خطای خاص صنعت^۲ که تفاوت بین ارزش گذاری مبتنی بر ارزش واقعی سالانه و ارزش گذاری که ارزش واقعی بلندمدت را منعکس می کند و ارزش واقعی بلندمدت به ارزش دفتری که تفاوت بین ارزش گذاری مبتنی بر ارزش واقعی بلندمدت و ارزش دفتری را شامل می شود. رودز کروپف و همکاران (۲۰۰۵) نشان می دهند عمده رفتار B/M ناشی از خطای خاص شرکت است. هر تزل و لی^۳ (۲۰۱۰) با استفاده از روش رودز کروپف و همکاران (۲۰۰۵) نسبت B/M را به دو بخش ارزش گذاری نادرست^۴ و فرصت های رشد^۵ تجزیه کردند. نتایج حاصله نشان می دهد ناشرانی که سهام آن ها با بیشترین قیمت گذاری نادرست مواجه است، تمایل به کاهش بدهی بلندمدت و به دست آوردن بازده غیرعادی (پس از انتشار) پایین تری دارند. در مقابل، شرکت های دارای فرصت رشد بالاتر، سرمایه گذاری بالاتری در تحقیق و توسعه و مخارج سرمایه ای^۶ انجام می دهند و عموماً قیمت سهام آن ها پس از انتشار کاهش نمی یابد. بخشی از بازده سهام در نتیجه عملکرد گذشته سهام است و در صورت های مالی در قالب اطلاعاتی نظیر سود، فروش، جریان نقدی و امثالهم قابل مشاهده است و بخش دیگر بازده، هیچ ارتباطی به عملکرد گذشته شرکت ندارد. به اطلاعاتی که در قالب صورت های

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

مالی افشا می‌شود، اطلاعات مشهود^۱ و به بازده حاصل از این اطلاعات، بازده مشهود^۲ 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 غیر مشهود^۳ گفته می‌شود. دنیل و تیتن (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 مورد بررسی قرار دادند. نتایج به‌دست آمده 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 مورد بررسی 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^۴ 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 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 مومتوم توان پیش‌بینی مدل را افزایش نمی‌دهد. بلک‌برن^۱ 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. فدائی نژاد و کامل‌نیا (۱۳۹۵) با پیروی از تیمن (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 توضیحی بازده مورد انتظار را افزایش دهد؟"

روش‌شناسی

همانند فاما و فرنچ (۲۰۰۸) از مدل رگرسیونی مشتعل 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 از این پس "مدل پایه" نامیده می‌شود. با عنایت به ادعای فاما و فرنچ (۲۰۰۸) مبنی بر این که BM_t پیش‌بینی‌کننده نوپزی بازده است زیرا توأم با جریانات نقدی مورد انتظار تغییر می‌کند، به جای 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 $BM_t = BM_{t-k} + dB_{t-k} - dM_{t-k}$ در مدل پایه جایگزین می‌شود^۲. نکته حائز اهمیت آن است که آیا معادله اخیر می‌تواند تغییر ارزش

1. Blackburn

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

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

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

دفتری و قیمت را به گونه‌ای 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، از آنجا که 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. در نتیجه، اگر تغییر گذشته ارزش دفتری و قیمت حاوی اطلاعات مستقلی درباره جریان 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 در حالی که فرض مقابل آن است که اطلاع از منشأ نسبت B/M توان پیش‌بینی مدل پایه را افزون می‌سازد. اگر منشأ BM_t نامربوط باشد، به عبارت دیگر، فرض صفر مبنی بر احتساب BM_t ، بدین مفهوم است که تجزیه BM_t فاقد هرگونه ارزش افزوده 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:

$$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \varepsilon_{t+1} \quad (۳)$$

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:

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

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} به عنوان متغیر کنترل، معادله (۴) به دست می‌آید. برخی شواهد تجربی نظیر فاما و فرنچ (۲۰۰۸)، لوفران و ریترا^۱ (۱۹۹۵) و ایکن‌بری^۲ 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 ارزش افزوده 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 ارزش افزوده 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.

$$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}dM_{t-k} + \alpha_{4,t}dB_{t-k} + \alpha_{5,t}NSI_{t-k} + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

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 $(\alpha_{3,t} + \alpha_{2,t}) = 0$ یا $\alpha_{3,t} = -\alpha_{2,t}$ در معادله (۴) برابری 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. بدین جهت 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 مک‌کث (۱۹۷۳) برازش می‌گردد.

$$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}MOM_t + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

$$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_{t-k} + \alpha_{3,t}dM_{t-k} + \alpha_{4,t}dB_{t-k} + \alpha_{5,t}NSI_{t-k} + \alpha_{6,t}MOM_t + \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

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

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

جدول ۱. مدل‌های رگرسیونی پژوهش

$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \varepsilon_{t+1}$	مدل (۱)
$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_{t-k} + \alpha_{3,t}dM_{t-k} + \alpha_{4,t}dB_{t-k} + \alpha_{5,t}NSI_{t-k} + \varepsilon_{t+1}$	مدل (۲)
$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}dM_{t-k} + \alpha_{4,t}dB_{t-k} + \alpha_{5,t}NSI_{t-k} + \varepsilon_{t+1}$	مدل (۳)
$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}MOM_t + \varepsilon_{t+1}$	مدل (۴)
$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_{t-k} + \alpha_{3,t}dM_{t-k} + \alpha_{4,t}dB_{t-k} + \alpha_{5,t}NSI_{t-k} + \alpha_{6,t}MOM_t + \varepsilon_{t+1}$	مدل (۵)
$R_{t+1} = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}MC_t + \alpha_{2,t}BM_t + \alpha_{3,t}dM_{t-k} + \alpha_{4,t}dB_{t-k} + \alpha_{5,t}NSI_{t-k} + \alpha_{6,t}MOM_t + \varepsilon_{t+1}$	مدل (۶)

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. به نحوی که 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 می کنند. از این رو، به منظور 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 می گردد. سپس، اثر تغییر ارزش دفتری/قیمت بازار بر بازده مورد انتظار بر اساس مابه‌التفاوت بازده پرتفوی‌های حادی مبتنی بر تغییر مورد نظر آزمون می گردد. آزمون آماری مورد استفاده جهت بررسی معناداری تفاوت یادشده، آزمون t تعدیل شده نیوی-وست^۱ است. تعدیل نیوی-وست آماره t بابت اثرات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس انجام می شود.

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 می دهد در همه سهام بازار به استثنای 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. در حالی که در مورد سهام خیلی کوچک، تغییر قیمت نسبت به تغییر ارزش دفتری نقش قوی تری در توضیح بازده مورد انتظار ایفا می کند. 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 می شود. کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) نشان می دهند این مشاهده برای بازارهای در حال توسعه نیز محتمل است، زیرا بازارهای در حال توسعه به طور کلی 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 تقسیم شده و رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) به تفکیک سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ برآش می شود. 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 پایین تر 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) تأیید 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 برآش می شود. 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 پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه پژوهش مشتمل بر تمامی شرکت‌های جامعه از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا پایان سال ۱۳۹۵ به استثنای شرکت‌هایی است که دارای مشخصات زیر باشد:

• شرکت‌های واسطه‌گری مالی.

• شرکت‌هایی که ارزش دفتری منفی داشته باشد.

به این ترتیب، شمار شرکت‌های نمونه به طور 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) استخراج شده 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 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 گرفته شده 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 منتشر شده است.
مومتوم MOM_t	همانند بالی و همکاران بر اساس بازده تجمعی طی بازه زمانی $t - 1$ و t

12 محاسبه می‌شود.

تجزیه و تحلیل 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	-۱/۴۶	۰/۰۰۳	۲/۰۸	۰/۱۵
ارزش بازار (میلیون ریال)	MC_t	۳۸۶۲۰۰۰	۷۲۰۵	۳۱۲۰۰۰	۲۴۱۹۷۰۰۰۰	۹۰۵۲۰۰۰
ارزش دفتری هر سهم	B_t	۲۴۹۲	۴	۱۹۴۷	۳۳۶۱۵	۲۱۵۲
قیمت بازار هر سهم	M_t	۳۴۷۲	۲۴	۱۷۹۵	۸۰۲۱۱	۳۷۹۴
تعداد سهام (میلیون سهم)	SI_t	۹۹۰	۲	۱۴۳	۵۰۰۰۰	۳۸۳۴
مومنتوم	MOM_t	۰/۱۳	-۲/۶۸	۰	۲/۴۳	۰/۴۸

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 $0/09$ تا $0/39$ 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 $0/43$ تا $0/50$ و $0/49$ تا $0/77$ 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 مورد استفاده 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، مادامی که 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 $-0/84$ و $-0/66$ در سطح اطمینان ۹۰ درصد تأیید می‌گردد. معناداری تجزیه در سطح سهام بزرگ ذیل مدل (۲) با ضریب $0/13$ و ذیل مدل (۵) با ضریب $0/14$ در سطح ۹۰ درصد تأیید می‌شود. همچنین این اثر در سطح سهام کوچک در مدل (۵) و با ضریب $0/90$ معنادار است، لذا تجزیه نسبت B/M در فاصله ۱۲ ماهه 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) ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج حاصل از آزمون پیش بینی بازده ماهانه توسط تغییر ۱۲ ماهه ارزش دفتری و ارزش بازار

مجموع تغییر قیمت بازار و ارزش دفتری	موسوم	تعداد سهام منتشره جدید	تغییر ارزش دفتری هر سهم	تغییر قیمت بازار	نسبت BM زمان t-t	نسبت BM زمان t	ارزش بازار	عرض از مبدأ	
						۰/۴۲ ^{***}	-۰/۱۸ ^{***}	۰/۷۱ [°]	کل بازار
						-۰/۳۴ [°]	-۰/۴۸ [°]	-۰/۳ [°]	سهام کوچک
						۰/۲۱	۰/۶۰	۰/۶۲ [°]	سهام بزرگ
-۰/۸۴ [°]	۰/۵۳ ^{***}	۰/۵۰ [°]	-۰/۳۱ [°]	۰/۰۷	-۰/۸۰ ^{***}	-۰/۸۰ ^{***}	۰/۱۲ ^{***}	۰/۱۲ ^{***}	کل بازار
۰/۶۷	۰/۹۱ [°]	۰/۱۴	-۰/۸۶ [°]	-۰/۳۸ ^{***}	-۰/۳۸ [°]	-۰/۳۸ [°]	-۰/۴۴ [°]	-۰/۴۴ [°]	سهام کوچک
۰/۱۳ [°]	۰/۰۷	۰/۴۹ [°]	-۰/۱۲ [°]	۰/۲۸	-۰/۱۱	-۰/۱۱	۰/۴۲ [°]	۰/۴۲ [°]	سهام بزرگ
						۰/۵۳ ^{***}	۰/۴۳ [°]	-۰/۲۳	کل بازار
						۰/۴۹ ^{***}	۰/۳۹ [°]	-۰/۸۶	سهام کوچک
						-۰/۲۷	۰/۷۷ [°]	-۰/۴۰	سهام بزرگ
						۰/۴۹	۰/۵۰ ^{***}	-۰/۳۲ ^{***}	کل بازار
						-۰/۴۵	-۰/۲۲ ^{***}	۰/۲۰	سهام کوچک
						۰/۶۸	-۰/۱۵	۰/۵۰	سهام بزرگ
						-۰/۶۶ [°]	۰/۸۱ [°]	۰/۶۹ ^{***}	کل بازار
						۰/۹۰ [°]	-۰/۴۷	۰/۷۹ [°]	سهام کوچک
						۰/۱۴ [°]	۰/۴۰	-۰/۴۰	سهام بزرگ
						۰/۸۱ [°]	۰/۶۹ ^{***}	۰/۴۴ [°]	کل بازار
						۰/۴۷	۰/۷۹	۰/۰۹	سهام کوچک
						۰/۶۱	-۰/۴۰	۰/۶۵ [°]	سهام بزرگ

*** 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 مبداء	ارزش بازار	نسبت BM زمان t	نسبت BM زمان t-1	تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری هر سهم	تعداد سهام منتشره جدید	موسمیت	مجموع تغییر بازار و ارزش دفتری
کل بازار	۰/۷۲ ^{***}	-۰/۱۸ ^{***}	۰/۴۰ ^{***}					
مدل (۱)	سهام کوچک ۰/۳۸ ^{***}	-۰/۲۴	-۰/۲۴					
سهام بزرگ	۰/۴۹ ^{***}	-۰/۳۶	-۰/۵۸					
کل بازار	۰/۱۶ ^{***}	-۰/۹۵ ^{***}	۰/۱۸ [°]	-۰/۸۷ ^{***}	۰/۳۸	۰/۵۸ ^{***}		-۰/۱۵
مدل (۲)	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
کل بازار	۰/۱۶ ^{***}	-۰/۹۵ ^{***}	۰/۱۸	-۰/۰۶ ^{***}	۰/۲۱	۰/۵۸ ^{***}		
مدل (۳)	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		
کل بازار	۰/۱۲ ^{***}	-۰/۴۱ ^{***}	۰/۵۵				۰/۱۱	
مدل (۴)	سهام کوچک ۰/۲۸	-۰/۸۰	-۰/۴۶ [°]				-۰/۲۴	
سهام بزرگ	۰/۴۷	-۰/۶۰	-۰/۳۱ [°]				۰/۱۰ [°]	
کل بازار	۰/۱۶ ^{***}	-۰/۹۸ ^{***}	۰/۱۷	-۰/۸۹ ^{***}	۰/۳۵	۰/۶۱ ^{***}	۰/۳۲	۰/۲۶ ^{***}
مدل (۵)	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 ^{***}
کل بازار	۰/۱۶ ^{***}	-۰/۹۸ ^{***}	۰/۱۷	-۰/۶۲ ^{***}	۰/۱۸	۰/۶۱ ^{***}	۰/۳۲	
مدل (۶)	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 از نظر 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 از نظر 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 ارزش افزوده‌ای ایجاد نمی‌کند. نتایج حاصل از پیش‌بینی بازده بر اساس تغییر ۳۶ ماهه ارزش دفتری و ارزش بازار در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج حاصل از آزمون پیش‌بینی بازده ماهانه بر مبنای تغییر ۳۶ ماهه ارزش

دفتری و ارزش بازار

عوض از مبدأ	ارزش بازار	نسبت BM زمان t	زمان t-BM	نسبت BM	تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری هر سهم	تعداد سهام مشهور - پایید	مومنتوم	مجموع تغییر قیمت و ارزش دفتری
کل بازار	۰/۹۹ ^{۰۰۰}	-۰/۳۵ ^{۰۰۰}	۰/۵۴ ^{۰۰۰}						
مدل (۱) سهام	۰/۴۱ ^۰	-۰/۳۵	-۰/۳۵ ^۰						
سهام بزرگ	۰/۶۹	-۰/۰۵	-۰/۰۶						
کل بازار	۰/۱۵ ^{۰۰۰}	-۰/۷۲ ^{۰۰۰}	۰/۲۱						
مدل (۲) سهام	۰/۷۳	-۰/۱۳ ^۰	-۰/۴۹ ^۰						
سهام بزرگ	۰/۶۹ ^۰	۰/۱۵	۰/۰۶ ^۰						
کل بازار	۰/۱۵ ^{۰۰۰}	-۰/۷۲ ^{۰۰۰}	۰/۲۱						
مدل (۳) سهام	۰/۷۳	-۰/۱۳ ^۰	-۰/۴۹ ^۰						
سهام بزرگ	۰/۶۹ ^۰	۰/۱۵	۰/۰۶ ^۰						
کل بازار	۰/۱۴ ^{۰۰۰}	-۰/۴۶ ^{۰۰۰}	۰/۶۱ ^{۰۰۰}						
مدل (۴) سهام	۰/۶۱	-۰/۱۰	-۰/۴۸ ^{۰۰}						
سهام بزرگ	۰/۲۹	-۰/۱۱	۰/۵۱ ^{۰۰}						
کل بازار	۰/۱۶ ^{۰۰۰}	-۰/۱۰ ^{۰۰۰}	۰/۲۶						
مدل (۵) سهام	۰/۷۲	-۰/۴۰ ^۰	-۰/۵۱ ^۰						
سهام بزرگ	۰/۴۹ ^{۰۰}	-۰/۲۱	۰/۵۴						
کل بازار	۰/۱۶ ^{۰۰۰}	-۰/۱۰ ^{۰۰۰}	۰/۲۶						
مدل (۶) سهام	۰/۷۲	-۰/۴۰ ^۰	-۰/۵۱ ^۰						
سهام بزرگ	۰/۴۹ ^{۰۰}	-۰/۲۱	۰/۵۴						

*** 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) تأیید 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 افزایش یافته که این امر بیانگر محتوای اطلاعاتی بیشتر اخبار قدیمی در مورد انتشار سهام است. به عبارت دیگر، 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 طولانی مدت (۳۶ ماه) در هیچ یک از نمونه‌های مورد بررسی حائز ارزش افزوده 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 پیش بینی 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 مبدا	ارزش بازار	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در t-1	نسبت ارزش دفتری به تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری به ازای هر سهم	تعداد سهام منتشره جدید	مونتوم	ارزش دفتری و ارزش تغییر بازار
مدل (۱)	۰/۴۹**	۰/۲۷*	۰/۸۲	۰/۲۴*	۰/۴۸	۰/۱۰	۰/۱۴*
مدل (۲)	۰/۳۸	۰/۲۴*	۰/۸۲	۰/۲۴*	۰/۵۳*	۰/۱۰	۰/۱۴*
مدل (۳)	۰/۳۸	۰/۲۴*	۰/۸۲	۰/۲۴*	۰/۶۱	۰/۱۰	۰/۱۴*
مدل (۴)	۰/۵۱*	۰/۱۶*	۰/۲۸	۰/۲۴*	۰/۶۰*	۰/۱۰	۰/۱۴*
مدل (۵)	۰/۱۷	۰/۰۳	۰/۲۵	۰/۳۴*	۰/۵۸	۰/۲۰	۰/۱۵*
مدل (۶)	۰/۱۷	۰/۰۳	۰/۲۵	۰/۳۶*	۰/۶۰	۰/۲۰	۰/۱۹*

*** 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 مونتوم 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 مونتوم 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 تأیید می‌شود که نشان از ارزش افزوده 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 ۲۴ 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	t-۶	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در زمان t-۶	تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری به ازای هر سهم	تعداد سهام منتشره جدید	موسوم	مجموع تغییر بازار و ارزش دفتری
مدل (۱)	۰/۲۰**	-۰/۲۶**	-۰/۲۶**	-۰/۲۶**					
	۰/۳۰**	-۰/۱۵**	-۰/۱۵**	-۰/۱۵**					
مدل (۲)	۰/۲۱**	-۰/۱۴	۰/۴۹	۰/۴۹	-۰/۶۵*	۰/۴۸	۰/۵۱*	۰/۴۴	۰/۴۴
	۰/۱۳**	-۰/۴۲*	-۰/۱۰	-۰/۱۰	-۰/۵۸*	۰/۱۲*	-۰/۰۲	۰/۹۳	۰/۹۳
مدل (۳)	۰/۲۱**	-۰/۱۴	۰/۴۹	۰/۴۹	-۰/۱۷*	۰/۸۱	۰/۵۱*		
	۰/۱۳**	-۰/۴۲*	-۰/۱۰	-۰/۱۰	-۰/۴۸*	۰/۱۱*	-۰/۰۲		
مدل (۴)	۰/۱۱	۰/۱۲*	۰/۱۷	۰/۱۷				-۰/۲۷	
	۰/۹۶**	-۰/۳۱**	-۰/۲۹	-۰/۲۹				۰/۸۲*	
مدل (۵)	۰/۱۹*	۰/۰۲	۰/۲۲	۰/۲۲	-۰/۳۸**	۰/۳۵	۰/۱۹	-۰/۴۹	۰/۷۰*
	۰/۱۱***	-۰/۳۸*	-۰/۱۶	-۰/۱۶	-۰/۷۲*	۰/۱۰***	-۰/۱۰	۰/۹۳	۰/۲۰*
مدل (۶)	۰/۱۹*	۰/۰۲	۰/۲۲	۰/۲۲	-۰/۱۶*	۰/۱۲	۰/۱۹	-۰/۴۹	
	۰/۱۱***	-۰/۳۸*	-۰/۱۶	-۰/۱۶	-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

رگرسیون 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	t-1	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	تغییر قیمت بازار	تغییر ارزش دفتری به ازای هر سهم	تعداد سهام منتشره جدید	موسوم	مجموع تغییر بازار و ارزش دفتری
مدل (۱)	۰/۲۷**	-۰/۱۸	-۰/۱۸	۰/۲۹*	-۰/۱۴	-۰/۱۴	-۰/۳۲	۰/۷۴***	۰/۹۴
مدل (۲)	۰/۷۳	-۰/۴۱*	-۰/۲۲	۰/۱۳**	-۰/۱۹*	-۰/۳۲	۰/۷۴***	۰/۹۴	۰/۱۳***
مدل (۳)	۰/۷۳	-۰/۴۱*	-۰/۲۲	۰/۱۳**	-۰/۳۱	-۰/۳۲	۰/۷۴***	۰/۹۴	۰/۱۳***
مدل (۴)	۰/۳۶*	-۰/۲۱***	-۰/۵۷**	۰/۱۲***	-۰/۳۳*	-۰/۱۲	۰/۸۹**	۰/۸۹**	۰/۱۲
مدل (۵)	۰/۱۳***	-۰/۴۴*	-۰/۰۷	۰/۱۳***	-۰/۴۶**	-۰/۰۷	۰/۸۱***	۰/۸۱***	۰/۴۰
مدل (۶)	۰/۱۳***	-۰/۴۴*	-۰/۰۷	۰/۱۳***	-۰/۱۶*	-۰/۱۵	۰/۸۱***	۰/۸۱***	۰/۱۲

*** 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 افزایش یافته است. معناداری کلی تجزیه نسبت B/M در فاصله ۳۶ ماهه در هیچ یک 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

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

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

منبع: یافته‌های پژوهش

همان گونه که در جدول (۱۰) مشاهده می شود صرفاً تغییر یک ساله ارزش دفتری موجب ایجاد تفاوت معنادار بازده می شود. به طور 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 می باشد. یافته اخیر در سطح سهام شرکت های کوچک و سهام بزرگ نیز در سطح ۹۵ درصد از نظر آماری معنادار است. همان گونه که در جدول (۱۰) مشاهده می شود کاهش تعداد پرتفوی ها 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 می گردد.

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

*** سطح اطمینان ۹۹ درصد ** سطح اطمینان ۹۵ درصد * سطح اطمینان ۹۰ درصد
منبع: یافته های پژوهش

همان گونه که در جدول (۱۱) مشاهده می شود اثر تغییر ارزش دفتری بر بازده سهام پرتفوی های مبتنی بر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، تنها در کوتاه مدت (۱۲ ماه) معنادار می باشد، تأثیر یادشده در سهام دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین دوره ۲۴ ماهه نیز در سطح ۹۰ درصد معنادار است. کاهش تعداد پرتفوی ها (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) ارائه شده است.

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

		سهام کوچک		سهام بزرگ		کل سهام	
		وزن برابر الگوی موزون		وزن برابر الگوی موزون		وزن برابر الگوی موزون	
۵ پرتفوی							
۱۲ ماهه	۱	-۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۸	-۰/۲۰	-۰/۰۱	-۰/۰۳
	۵	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۲۴	۰/۱۶	۰/۱۵	۰/۱۶
	۵-۱	۰/۱۵***	۰/۲۸***	۰/۲۲***	۰/۱۷***	۰/۲۳***	۰/۰۳***
۲۴ ماهه	۱	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۳۲	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۱۹
	۵	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۲۴	۰/۱۳	۰/۲۲	۰/۲۴
	۵-۱	۰/۱۹**	۰/۱۲**	۰/۱۷**	۰/۱۳**	۰/۰۲**	۰/۱۱***
۳۶ ماهه	۱	-۰/۰۸	-۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۱۲
	۵	۰/۱۴	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۲۱
	۵-۱	۰/۲۱*	۰/۲۸**	۰/۱۵*	۰/۱۵**	۰/۱۶*	۰/۲۰**
۳ پرتفوی							
۱۲ ماهه	۱	-۰/۰۲	-۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۶	۰/۰۱	-۰/۰۱
	۳	۰/۱۲	۰/۲۳	۰/۲۶	۰/۱۳	۰/۲۵	۰/۲۲
	۳-۱	۰/۱۵***	۰/۲۸***	۰/۲۳***	۰/۱۳***	۰/۲۰***	۰/۲۰***
۲۴ ماهه	۱	۰/۱۶	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۲۸	۰/۳۰
	۳	۰/۲۳	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۲۱	۰/۲۲	۰/۱۶
	۳-۱	۰/۱۱**	۰/۱۵***	۰/۱۶**	۰/۱۶***	۰/۰۹**	۰/۱۶**
۳۶ ماهه	۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۴۲	۰/۴۷
	۳	۰/۱۷	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۲۲	۰/۱۲	۰/۱۷
	۳-۱	۰/۱۴**	۰/۱۷**	۰/۱۹**	۰/۱۰**	۰/۱۲**	۰/۱۷**

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

منبع: یافته های 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 کوتاه مدت ۱۲ ماهه (ضریب ۰/۰۳) پرتفوی پنجم منهای اول) و هم بلندمدت ۳۶ ماهه (ضریب ۰/۲۰) تفاوت پرتفوی اول و پنجم) قابل مشاهده است. نتایج حاصله در صورت تشکیل پرتفوی‌های سه گانه 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) ارائه شده 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	
پرتفوی ۵					
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**
پرتفوی ۳					
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 تأیید 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 از جمله عوامل ریسکی است که تأثیر آن بر بازده مورد انتظار طی شواهد تجربی متعددی به تأیید رسیده است. اخیراً نسبت B/M به‌عنوان یک عامل چندوجهی ریسک مطرح شده و تلاش‌های متعددی جهت شناسایی ابعاد گوناگون این نسبت انجام شده است. نتایج حاصل از این پژوهش، ارزش افزوده ناشی از احتساب مؤلفه‌های نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار جهت تبیین بازده سهام را تأیید 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 در حالی که 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 و کاکیسای (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 ایالات متحده 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 تأیید یافته بلک‌برن و کاکیسای (۲۰۱۷)، کاکیسای و همکاران (۲۰۱۵) در چین و فاما و فرنچ (۲۰۰۸) در ایالات متحده نشان می‌دهد محتوای اطلاعاتی تغییر قیمت در کوتاه‌مدت حائز اثر مربوطتری است. تغییر ارزش دفتری حقوق مالکانه در کوتاه‌مدت بر بازده سهام مؤثر است در حالی که 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 چه بهتر 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 ایالات متحده 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 نشأت 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 تیمن (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) به‌طور کلی 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 مورد توجه 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.
- Hertz, 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., & Rönnevig, 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