

تأثیر متغیرهای بنیادی بر بازده سبد سهام در بورس تهران

دکتر ابراهیم عباسی

دانشیار و عضو هیأت علمی دانشگاه الزهراء (س)

محمد علیدوست اقدام

کارشناس ارشد مدیریت مالی

چکیده:

هدف از این مقاله بررسی تأثیر چهار متغیر بنیادی E/P ، B/M ، اندازه و C/P بر بازده سبد سهام در بورس اوراق بهادار تهران است. براساس این متغیرها ۵۴ شرکت برای دوره ۵ ساله (۸۵-۱۳۸۱) به طور ماهانه به روش درون گروه‌ها مرتب و گروه‌بندی شدند. نتایج حاصل از اجرای رگرسیون به ظاهر نامرتب نشان داد که E/P و B/M تأثیر منفی و معنی‌داری بر بازده سبد سهام دارند. اما اندازه شرکت و C/P تأثیر معنی‌داری بر بازده سبد سهام ندارند.

کلمات کلیدی: متغیرهای بنیادی، نسبت سود به قیمت، اندازه، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، نسبت جریان نقدی به قیمت و نرخ بازده سبد سهام.

مقدمه

در ادبیات مالی چهار روش برای تجزیه و تحلیل اوراق بهادار وجود دارد که عبارتند از: تجزیه و تحلیل بنیادی، تجزیه و تحلیل تکنیکی، نظریه طراحی سبد سهام و نظریه بازار کارا. تجزیه و تحلیل بنیادی عبارتست از ارزیابی اطلاعات موجود در صورتهای مالی، گزارشهای مربوط به صنعت و عوامل اقتصادی که بر ارزش ذاتی و بازده سهام اثر دارند. تحلیل گران بنیادی در پیش‌بینی نرخ بازده شرکت‌ها اقدام به تجزیه و تحلیل متغیرهای بنیادی در سطح اقتصاد کلان، در سطح صنعت و در سطح شرکت می‌کنند. عوامل بنیادی

مانند قدرت سوددهی، قدرت رقابت، نرخ بازده فروش، نرخ بازده دارایی‌ها، سود عملیاتی، نقدینگی، نرخ رشد سود، توانایی مدیریتی، بدهی‌های بلندمدت، نسبت قیمت به سود هر سهم و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است. تحلیل گران بنیادی تلاش می‌کنند تا با بررسی متغیرهای بنیادی در سطح شرکت بین این متغیرها و بازده سهام رابطه‌ای برقرار کرده و بر اساس آن بازده‌های آتی را تخمین بزنند. این روش ارزیابی ادعا می‌کند که بازده سهام فقط با ریسک سیستماتیک (بتا) رابطه ندارد بلکه تحت تأثیر متغیرهای بنیادی درون شرکتی و برون شرکتی (محیطی) نیز هست. در این مقاله میزان تأثیر هر یک از متغیرهای بنیادی بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار ایران بررسی می‌شود.

مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در تحلیل‌های بنیادی فرض می‌شود که قیمت سهام بازتاب همه اطلاعات موجود نیست زیرا بازارها دارای شکل ضعیف کارایی هستند. منبع اصلی و اطلاعاتی برای تحلیل‌های بنیادی صورتهای مالی شرکت‌ها و پیش‌بینی جریان نقدی آنهاست [۳۷]. روشهای ارزیابی سهام در تحلیل‌های بنیادی عبارتند از:

۱ روش میزان جریان نقدی: در این روش با محاسبه ارزش فعلی سودهای نقدی و جریان نقدی آزاد حاصل از عملیات شرکت ارزش ذاتی سهام تعیین شده و در نتیجه می‌توان بازده سهام را تخمین زد.

۲ روش ارزیابی نسبی: در این روش از متغیرهای بنیادی مانند P/B , P/C , P/E و P/S در ارزیابی و تخمین قیمت سهام استفاده می‌شود. همچنین با استفاده از نسبت‌های مالی اقدام به ارزیابی سهام می‌شود.

ادبیات مالی نشان می‌دهد که به دو روش رابطه بین متغیرهای بنیادی و نرخ بازده سهام مورد بررسی قرار گرفته است:

در روش اول CAPM مورد انتقاد قرار گرفت. این رویکرد توسط فاما و فرنچ [۱۷] مطرح شد. آنها عوامل مؤثر بر بازده سهام را مورد مطالعه قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که متغیرهایی مانند E/P و ارزش بازار سهام (اندازه شرکت) قدرت تخمین بازده

را بیش از بتا دارند [۲۱]. فاما و فرنچ CAPM شارپ (Sharp) [۳۶] را تعریف مجدد کردند و متغیرهای توضیحی و پیش‌بینی‌کننده دیگری بنام اندازه شرکت (ارزش بازار سهام)، اهرم مالی، B/M ، E/P را به مدل مزبور اضافه کردند. آنها وقتی که متغیرهای بنیادی جدید را به CAPM افزودند متوجه شدند که نقش ضریب بتا در پیش‌بینی نرخ بازده سهام کاهش می‌یابد. از این روبرو این نتیجه رسیدند که عامل اندازه و B/M قدرت پیش‌بینی نوسان متوسط بازده سهام در آمریکا را طی سالهای ۹۹-۱۹۶۳ بیش از بتا دارد. در این رویکرد از نسبت‌های P/E ، P/C ، P/B و P/S نیز در تخمین بازده آتی استفاده شده است.

در رویکرد دوم به روش پژوهش هدایت شونده شرکت‌ها برحسب متغیرهای بنیادی برون‌زا طبقه‌بندی مالی می‌شوند. هر شرکتی برحسب رتبه حاصله در هر یک از متغیرهای بنیادی در یکی از طبقات قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر شرکت‌ها برحسب متغیرهای بنیادی رتبه‌بندی می‌شوند. سپس روابط تجربی بین رتبه شرکت‌ها و بازده آتی آنها برقرار می‌شود. در این رویکرد از متغیرهایی مانند نقدینگی، اهرم، جریان نقدی عملیاتی، ROA ، حاشیه سود خالص در تبیین بازده آتی استفاده می‌شود. پیروان این رویکرد لیو و تیاگاراگان [۲۵] آباربانل و بوشه [۸]، پیوترسکی [۳۱] و ماهانرام [۲۷] بودند.

در دهه ۱۹۹۰ پژوهشگران ادعا کردند که با تجزیه و تحلیل متغیرهای بنیادی می‌توان بازده آتی شرکت‌ها را پیش‌بینی کرد. اوی و پنمن [۳۰] با استفاده از متغیرهای بنیادی بازده آتی سهام را تخمین زدند. لیو و تیاگاراگان [۲۵] به این نتیجه رسیدند که بین ۱۲ علائم بنیادی و بازده سهام رابطه‌ای معنی‌دار و همبستگی همزمانی مستقیم وجود دارد. آباربانل و بوشه [۸ و ۹] رابطه بین متغیرهای بنیادی و بازده سهام را آزمون کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که همبستگی مثبتی بین بازده آتی و متغیرهای بنیادی وجود دارد. ویتکوسکا [۳۷] رابطه بازده آتی و متغیرهای بنیادی را در بورس لهستان بررسی کرد. در این پژوهش سه متغیر بنیادی یعنی حاشیه سود خالص، هزینه‌های اداری و فروش و بازده دارایی‌ها با بازده سال آتی سهام رابطه معنی‌داری داشتند. متغیر حاشیه سود خالص و اهرم با بازده سه ماهه

آینده و متغیر اهرم با بازده یک ماه آینده رابطه معنی داری داشت. یافته‌های وی این فرضیه را که تحلیل‌های بنیادی به ارزیابی سرمایه‌گذاری بلندمدت کمک می‌کند مورد تأیید قرار داد.

کیم [۲۳] و بنز [۱۱] در پژوهش خود در بورس آمریکا به این نتیجه رسیدند که عامل اندازه شرکت دارای قدرت اکتشافی بالاتری نسبت به ضریب بتا در تبیین بازده‌های سهام است. پژوهش رینگانوم [۳۳] نشان داد که رفتار قیمتی سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک در بازارهای خارج از بورس متفاوت است. او متوجه شد که سهام شرکت‌های بازار خارج از بورس در مقایسه با شرکت‌های بورس آمریکا و نیویورک با اندازه یکسان دارای نرخ بازده کمتری است.

چان، هاماو و لاکونیشوک [۱۵] تفاوت مقطعی بازده سهام شرکت‌های تولیدی و غیرتولیدی در بورس توکیو را براساس چهار متغیر بنیادی یعنی E/P ، اندازه، B/M و C/P مورد بررسی قرار دادند. بمنظور بررسی رابطه بین بازده مورد انتظار و متغیرهای بنیادی از ۶۴ سبد سهام به روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط (SUR) استفاده شد. نتایج آنها نشان داد که بین اندازه شرکت و بازده مورد انتظار در بورس ژاپن رابطه معنی داری وجود دارد. همچنین آنها نشان دادند که E/P روی بازده اثر منفی دارد و از بین چهار متغیر ضرایب B/M و C/P اثر مثبت و معنی داری روی بازده مورد انتظار داشت. پژوهش‌های جف، کیم و وسترفیلد [۲۲] و پژوهش موسکا آریولا [۲۸] نشان داد که بین اندازه شرکت و نرخ بازده سهام رابطه معنی داری وجود ندارد. در پژوهش‌های پیوترسکی [۳۱]، موهانرام [۲۷] از B/M و اندازه شرکت بعنوان متغیر تعدیل کننده استفاده شده است. چان و فوجن [۱۴] نقش عامل اندازه شرکت‌ها را به عنوان یک متغیر ریسک در بورس نیویورک بررسی کردند. نتیجه پژوهش آنها نشان داد که لگاریتم اندازه شرکت نمی‌تواند متوسط بازده سبد سهام رتبه‌بندی شده را تبیین کند.

فاما و فرنچ [۲۰] رابطه بین بتا، اندازه شرکت، E/P ، اهرم و B/M را با بازده سهام در بورس‌های نیویورک، آمریکا و نزدیک برای شرکتهای تولیدی طی سالهای ۱۹۹۰-۱۹۶۳ بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که وقتی بتا به عنوان تنها متغیر در

پیش‌بینی بازده به کار می‌رود آنگاه رابطه بین بتا و بازده از بین می‌رود. در نتیجه بتا قادر به توجیه و تبیین بازده‌های مقطعی نبود. با این حال بین اندازه شرکت، عامل اهرم، E/P و B/M با بازده رابطه معنی‌داری دیده شد. در این پژوهش بین اندازه شرکت و بازده سهام رابطه منفی بالایی وجود داشت. اما بین B/M و بازده رابطه مثبت قوی دیده شد. در پژوهش دیگری توسط فاما و فرنچ [۱۸] اثر اندازه شرکت و B/M بر سود خالص و بازده سهام بررسی شد. آنها اندازه شرکت‌ها را به دو گروه بزرگ و کوچک و B/M شرکت‌ها را به سه گروه بالا، متوسط و پایین تفکیک کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین B/M و سود خالص رابطه منفی وجود دارد. آنها وقتی که عامل B/M را کنترل کردند آنگاه متوجه شدند عامل B/M در شرکت‌های کوچک کمتر از شرکت‌های بزرگ است. همچنین B/M در شرکت‌های کوچک کمتر از شرکت‌های بزرگ بود. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین B/M ، سود خالص و بازده سهام رابطه قوی وجود ندارد. فاما و فرنچ [۱۷] در پژوهش دیگری تحت عنوان اینکه $CAPM$ را می‌خواهیم زنده یا مرده نشان دادند که نمی‌توان صرفاً به $CAPM$ تکیه کرد. زیرا شواهدی وجود دارد که بتا نمی‌تواند به تنهایی بازده مورد انتظار سهام را توضیح دهد. این نتیجه که در بررسی اثر اندازه شرکت بر بازده سهام تأثیر بتا بر بازده ناپدید می‌شود در پژوهش‌های باسو [۱۲]، چان، هامائو و لاکونیشوک [۱۵] فاما و فرنچ [۱۹ و ۲۰ و ۱۷]، لاکونیشوک، شلی فر و ویشنی [۲۴] مورد تأیید قرار گرفته است.

چان و لاکونیشوک [۱۳] رابطه بین بازده و بتا را بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که رابطه بین بازده و بتا با تغییر دوره‌های زمانی متفاوت است. از این رو تخمین بازده سهام براساس نتیجه هر دوره زمانی دشوار است. آنها نتیجه گرفتند که اگرچه طرح این سؤال که آیا بتا به تخمین بازده سهام کمک می‌کند یا خیر مناسب است اما هنوز زود است که ادعا کنیم بتا مرده است.

اکس‌یو [۳۸] تأثیر عامل اندازه را بر بازده ۷۱۰ سهام بورس شانگهای و شن‌چن بررسی کرد. نتایج او نشان داد که بین اندازه شرکت و بازده سهام رابطه منفی وجود دارد.

اما بین B/M و بازده رابطه مثبت وجود داشت. یافته‌های ایشان نشان داد که بین بازده سهام شرکتها در صنایع مختلف تفاوت معنی داری وجود دارد.

پژوهش دیویس [۱۶] نشان داد که B/M با بازده سهام رابطه منفی دارد. پژوهش یونن و دی لوریو [۳۹] نشان داد که در مدل یک متغیره که در آن تنها متغیر E/P بود این متغیر با بازده سهام رابطه مثبت داشت اما در مدل چند متغیره E/P با بازده رابطه منفی داشت. آلیس [۱۰] کارایی متغیرهای بنیادی را با استفاده از سریهای زمانی بازده سهام در بورس ایتالیا را مورد بررسی قرار داد. نتایج وی نشان داد که می‌توان از روی P/B بازده‌های ماهانه را پیش‌بینی کرد.

پژوهش سین تل کمار [۳۵] نشان داد که اندازه شرکت هیچ تأثیری روی بازده صنایع ندارد اما نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری تأثیر معناداری با بازده همه صنایع هند دارد. اگر چه شرکت‌های با اندازه کوچک بازده بالاتری نسبت به شرکت‌ها بزرگ داشتند اما نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری نقش قوی‌تر در بازده‌های متوسط دارد.

سلینگ و استیکنی [۳۴] از متغیرهای بنیادی برای تبیین محیط عملیاتی شرکتها استفاده کرد. ناین [۲۹] از هشت متغیر بنیادی رتبه‌های بنام F -Score برای رتبه‌بندی شرکتها در بورس توکیو استفاده کرد.

رحمانی، شری و تجویدی (۲۰۰۶) [۳۲] رابطه بین بازده سهام، S/P ، E/P و اندازه شرکت را برای سالهای (۲۰۰۳-۱۹۹۷) در بورس تهران بررسی کرده و رابطه معنی داری بین آنها یافتند. اما هیچ رابطه‌ای بین β و بازده سهام طبق $CAPM$ مشاهده نکردند. هییتی (۱۳۷۸) [۶] با استفاده از ۱۳ متغیر بنیادی به روش تحلیل سلسله مراتبی شرکت‌های هلدینگ را رتبه‌بندی کرد. نتایج پژوهش عالی‌پور (۱۳۸۶) [۲] نشان داد که بین متغیرهای بنیادی و عملکرد مالی شرکت‌ها همبستگی قوی وجود دارد. پژوهش مکارم (۱۳۸۶) [۴] نشان داد که عامل اندازه تأثیر منفی معنادار و B/M تأثیر مثبت معناداری در نوسانات بازده سهام دارد. مهرانی و همکارش (۱۳۸۳) [۵] رابطه متغیرهای بنیادی شرکت‌ها را در قالب نسبت‌های مالی با بازده سهام طی سالهای ۸۰-۱۳۷۹ در بورس تهران بررسی کردند، پژوهش آنها نشان داد که از ۷ نسبت مالی مورد مطالعه نسبت‌های حاشیه بود، RoE و

RoA با بازده سهام رابطه معنی داری دارند. سلیمانپور (۱۳۸۳) [۱] تأثیر اندازه شرکت بر نرخ بازده سهام را در بورس تهران برای سالهای ۸۰-۱۳۷۸ بررسی کرد. نتایج وی نشان داد که اندازه شرکت بر نرخ بازده تأثیر معنی داری ندارد. همچنین بین میانگین نرخ بازده سهام شرکتهای بزرگ و کوچک تفاوت زیادی وجود نداشت. پژوهش عباسی و مهرانی (۱۳۸۸) [۳] نشان داد که بین رتبه شرکتهای در هر سال و بازده آنها در سال بعد همبستگی مثبت ضعیفی وجود دارد بعلاوه تفکیک شرکتهای براساس اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در شدت همخوانی بین رتبه و بازده تأثیر کم اما معناداری داشت. پورحیدری و بیات (۱۳۸۹) [۷] در مطالعه‌ی به بررسی سودمندی متغیرهای بنیادی و متغیرهای مبتنی بر بازار در تبیین بازده سهام پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد که از بین متغیرهای بنیادی نسبت B/M مورد انتظار و نسبت حقوق صاحبان سرمایه مورد انتظار بیشترین نقش را در تبیین بازده مقطعی سهام ایفا می‌کنند.

هدف و فرضیه پژوهش

این پژوهش به دنبال اندازه‌گیری میزان تأثیر هر یک از متغیرهای بنیادی بر بازده سبب سهام در بورس اوراق بهادار تهران است. متغیرهای بنیادی شامل E/P, B/M, C/P و اندازه شرکتهای بعنوان متغیرهای مستقل هستند. فرضیه این پژوهش چنین است:

ضرایب هر یک از متغیرهای بنیادی بر بازده سهام تأثیر معناداری دارند.

جامعه آماری

جامعه آماری این پژوهش را همه شرکتهای بورس اوراق بهادار ایران طی سالهای ۸۵-۱۳۸۱ تشکیل می‌دهد. این شرکت‌ها شامل تولیدی و مالی (غیرتولیدی) می‌باشند. به منظور رعایت یکسانی دوره مالی و تطابق بازده شرکت با دوره مالی فقط شرکتهایی که سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند هر سال بود مورد مطالعه قرار گرفته است. شرکتهای مورد بررسی همه ساله دارای سود بعد از مالیات بوده و ارزش دفتری سهام آنها مثبت بوده است. شرکتهایی که بیش از ۳ ماه سهام آنها معامله نشده بود از این مطالعه حذف شدند. در نتیجه از کل جامعه آماری فقط ۵۴ شرکت موضوع این پژوهش را تشکیل می‌دهند.

روش پژوهش

داده‌های مربوط به متغیرهای بنیادی این پژوهش شامل قیمت بازار سهام، تعداد سهام منتشره، سود خالص بعد از مالیات، ارزش حقوق سهامداران، جریان نقدی، استهلاک و نرخ بازده سهام و شاخص کل بازار که از طریق اسناد و صورت‌های مالی منتشر شده توسط پایگاه اطلاعاتی بورس و نرم‌افزارهای تدبیرپرداز صحرا، رهاورد نوین تهیه شده است. این داده‌ها وارد برنامه اکسل شده و مقادیر هر یک از متغیرهای بنیادی محاسبه شدند. همه داده‌ها برای دوره پنج ساله بطور ماهانه جمع‌آوری و پردازش شدند. برای محاسبه نرخ بازده بازار از تغییرات شاخص کل بازار استفاده شده است. نرخ سود اوراق مشارکت دولتی به عنوان نرخ بازده بدون ریسک در نظر گرفته شده است. در این پژوهش از روش درون‌گروه‌ها که توسط بنز [۱۱] معرفی شده بود استفاده گردید. طبق این روش همه سهام مورد مطالعه ابتدا برحسب هر یک از متغیرهای مستقل از پایین به بالا مرتب می‌شوند. سپس در درون هر گروه سهام موجود با متغیر دیگری گروه‌بندی مجدد می‌شوند. به طوری که در درون هر گروه اصلی و فرعی تعداد سهام مساوی قرار گیرد.

در این پژوهش، ابتدا ۵۴ شرکت مورد بررسی برحسب متغیر بنیادی E/P، از بالا به پایین مرتب شده و به سه گروه بالا، متوسط و پایین به تعداد مساوی سهام تفکیک شدند، لذا در هر گروه ۱۸ سهم قرار گرفت. در مرحله بعد هر گروه ۱۸ تایی، برحسب متغیر اندازه شرکت (لگاریتم ارزش بازار سهام) از بالا به پایین مرتب شده و بطور مساوی به سه گروه ۶ سهمی تفکیک شدند، یعنی هر گروه ۱۸ تایی به سه گروه ۶ تایی برحسب اندازه شرکت تقسیم شدند. در مرحله آخر، شرکت‌های موجود در گروه‌های ۶ تایی برحسب متغیر B/M از بالا به پایین مرتب شده و در سه گروه ۲ تایی تفکیک شدند. از اینرو با توجه به روش سه مرحله‌ای در گروه‌بندی همه شرکت‌ها، به ۲۷ گروه تبدیل شدند. این عمل تفکیک شرکت‌ها به ۲۷ گروه در پایان هر ماه طی ۶۰ ماه دوره مورد مطالعه انجام گرفت.

مدل و اندازه‌گیری متغیرهای آن

طبق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) که توسط ویلیام شارپ [۳۶] و لینت‌نر [۲۶] مطرح شد بازده هر سهم فقط تحت تأثیر ریسک سیستماتیک بتا بود. طبق این

مدل یک سبد سهام خوب متنوع شده فقط حاوی بتا است و سایر ریسک‌های غیرسیستماتیک در آن حدوداً صفر است. از این رو بین بتا و نرخ بازده مورد انتظار هر سهم رابطه مستقیمی وجود دارد.

مدل اصلی این پژوهش که رابطه بین همه متغیرهای بنیادی و بازده سبد سهام را نشان می‌دهد به صورت زیر است:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_p(R_{mt} - R_{ft}) + \alpha_1(E/P)_{pt} + \alpha_2(LS)_{pt} + \alpha_3(B/M)_{pt} + \alpha_4(C/P)_{pt} + e_{pt}$$

$P=1 \dots 27 \quad t=1 \dots 60$

در این رابطه:

$$R_{pt} = \text{نرخ بازده سبد سهام } P \text{ در ماه } t$$

$$R_{ft} = \text{نرخ بهره بدون ریسک در ماه } t$$

$$R_{mt} = \text{نرخ بازده بازار (شاخص کل) در ماه } t$$

$$(LS) = \text{میانگین لگاریتم طبیعی اندازه شرکت (ارزش بازار)}$$

$$P_t = \text{سبد سهام } P \text{ در ماه } t$$

$$(B/M) = \text{میانگین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار}$$

$$(C/P) = \text{میانگین جریان نقدی به قیمت بازار}$$

در این مدل، R_{pt} میانگین موزون بازده اجزاء سبد سهام در هر ماه است. R_{ft} ، نرخ بهره واقعی اوراق مشارکت دولت در هر ماه از رابطه زیر بدست آمده است.

$$R_{ft} = \sqrt[3]{1 + \frac{i}{4}} - 1 \Rightarrow (1 + R_{ft})^3 - 1 = \text{نرخ سود ۳ ماهه اوراق مشارکت}$$

i ، نرخ بازده اوراق مشارکت دولت می‌باشد.

R_{mt} ، براساس فرمول زیر محاسبه شده است. TEDPIX شاخص بازده نقدی و قیمت است.

$$R_{mt} = \frac{tedpix_{t+1} - tedpix_t}{tedpix_t}$$

E/P از نسبت سود بعد از مالیات هر سهم به قیمت سهم در پایان هر ماه بدست آمده است.
LS لگاریتم حاصلضرب قیمت هر سهم در تعداد سهام شرکت در پایان هر ماه است.
B/M از تقسیم ارزش دفتری هر سهم به ارزش بازار در پایان هر ماه محاسبه شده است.
C/P از نسبت جریان نقدی هر سهم به قیمت هر سهم در پایان هر ماه محاسبه شده است.

آزمون همبستگی همزمانی

لازم است فرضیه غیرقطری بودن ماتریس - کوواریانس مقادیر بازده‌های باقی مانده آزمون شود. با استفاده از نرم افزار Eviews آماره نسبت راستنمایی برای آزمون فرضیه زیر انجام شده است:

H_0 : فرض عدم وجود همبستگی همزمانی متغیرها

H_1 : فرض وجود همبستگی همزمانی متغیرها

اگر همبستگی همزمانی بین مقادیر بازده‌های باقی مانده (Residual Returns) در معادلات وجود نداشته باشد استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌تواند ضرایب را در هر یک از معادلات تخمین بزند. اما اگر فرض همبستگی همزمانی تأیید شود آنگاه لازم است از رگرسیون به ظاهر نامرتب استفاده شود.

جدول ۱ آماره نسبت راستنمایی در هر ۵ مدل از مقدار بحرانی طبق جدول کای دو خیلی بالاتر است. از این رو می‌توان با اطمینان حداقل ۹۵٪ فرضیه H_0 را رد کرد. این بدان معنی است که فرض وجود همبستگی همزمانی متغیرها مورد تأیید است. از اینرو لازم است رگرسیون به ظاهر نامرتب برای تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرها استفاده شود.

جدول ۱: مقدار نسبت راستنمایی برای ۵ مدل‌ها

مدل	مرتب شده بر مبنای متغیر بنیادی	آماره نسبت راستنمایی	ارزش بحرانی	نتیجه آزمون
(۱)	E/P	۳۳۵/۳۸	۷/۸۱	وجود همبستگی مثبت همزمانی
(۲)	اندازه	۳۳۶/۵۸	۷/۸۱	وجود همبستگی مثبت همزمانی
(۳)	B/M	۳۲۲/۸۲	۷/۸۱	وجود همبستگی مثبت همزمانی
(۴)	C/P	۳۲۶/۱۱	۷/۸۱	وجود همبستگی مثبت همزمانی
(۵)	E/P ، اندازه، B/M و C/P	۱۹۵۲/۱	۱۲۴/۳	وجود همبستگی مثبت همزمانی

آزمون خودهمبستگی

با استفاده از نرم‌افزار Eviews آماره دوربین-واتسون (D.W) برای خودهمبستگی مقادیر بازده‌های باقی مانده به صورت فرضیه زیر محاسبه و آزمون شده است.

H_0 : فرض عدم وجود خود همبستگی

H_1 : فرض وجود خود همبستگی

اگر مقدار D.W حدود ۲ شود فرضیه صفر تأیید می‌شود. طبق جدول ۲ از آنجایی که برای هر یک از ۵ مدل مقدار D.W حدود ۲ شده است از این رو با اطمینان حداقل ۹۵٪ فرضیه H_0 را می‌توان تأیید کرد. از این رو با قبول فرض عدم خودهمبستگی بین مقادیر بازده‌های باقیمانده در طول زمان می‌توان از رگرسیون به ظاهر نامرتبط (SUR) برای تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرهای بنیادی استفاده کرد.

جدول ۲: مقدار دورین-واتسون برای مدل‌ها

مدل	مرتب شده بر مبنای متغیر بنیادی	مقدار دورین-واتسون	نتیجه آزمون
(۱)	E/P	۱/۸۴۵	رد خود همبستگی
(۲)	اندازه	۱/۷۵۶	رد خود همبستگی
(۳)	B/M	۱/۸۶۹	رد خود همبستگی
(۴)	C/P	۱/۷۹۲	رد خود همبستگی
(۵)	E/P ، اندازه، B/M و C/P	۱/۹	رد خود همبستگی

آزمون والد

استفاده از رگرسیون به ظاهر نامرتب برای ۲۷ سبد سهام در رگرسیون چند متغیره (مدل ۵) و ۳ سبد سهام در مدل‌های ۱ تا ۴ مستلزم آن است که ضرایب متغیرهای بنیادی در همه سبدهای سهام یکسان باشد. از این رو لازم است فرضیات زیر به عنوان یک محدودیت آزمون شود.

فرض یکسانی ضرایب متغیرها (i) در ۲۷ سبد (p) "مدل ۵"
 $H_0 : \alpha_{11} = \alpha_{12} = \dots = \alpha_{ip}$

$H_1 : \text{Not all } \alpha_{ip} \text{ are equal } (p=1, 2, \dots, 27)$

فرض عدم یکسانی ضرایب متغیرها (i) در ۲۷ سبد (p) "مدل ۵"

فرض یکسانی ضریب متغیر (i) در ۳ سبد (p) "مدل ۱ تا ۴"
 $H_0 : \alpha_{11} = \alpha_{12} = \alpha_{ip}$

$H_1 : \text{Not all } \alpha_{ip} \text{ are equal } (p=1, 2, 3)$

فرض عدم یکسانی ضریب متغیر (i) در ۳ سبد (p) "مدل ۱ تا ۴"

با استفاده از نرم‌افزار Eviews آزمون والد برای محدودیت ضرایب انجام شد. جدول ۳ نشان می‌دهد که سطح معنی داری برای همه متغیرهای بنیادی در هر دو آزمون کای دو و فیشر بیشتر از ۵٪ است. از این رو با اطمینان حداقل ۹۵٪ نمی‌توان فرضیه صفر را رد کرد. این بدان معنی است که فرض یکسانی ضرایب متغیرهای بنیادی در سبدهای سهام در همه مدل‌های مزبور مورد تأیید است.

جدول ۳: آزمون والد برای متغیرهای بنیادی

متغیر	آزمون	آماره محاسبه شده	سطح معناداری
E/P	توزیع χ^2	۵/۱۲۸	۰/۰۷۹۹
	توزیع F	۲/۵۶	۰/۰۷۷
اندازه	توزیع χ^2	۲/۵۴	۰/۲۸
	توزیع F	۱/۲۷	۰/۲۸۳
B/M	توزیع χ^2	۱/۶۴	۰/۴۳۹
	توزیع F	۰/۸۲۲	۰/۴۴
C/P	توزیع χ^2	۲/۸۸	۰/۲۳۶
	توزیع F	۱/۴۴	۰/۲۳۹

رگرسیون به ظاهر نامرتب برای مدل ۱

در مدل ۱ با توجه به CAPM رابطه بین بازده و E/P توسط SUR تخمین زده شده است. شرکت‌های مورد مطالعه برحسب متغیر E/P به ۳ سبد سهام پایین، متوسط و بالا گروه‌بندی شدند.

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_p(R_{mt} - R_{ft}) + \alpha_1(E/P)_{pt} + e_{pt}$$

P=۱... ۳ t=۱... ۶۰

ضریب E/P بر بازده سهام تأثیری ندارد. $H_0: \alpha_1 = 0$

ضریب E/P بر بازده سهام تأثیر دارد. $H_1: \alpha_1 \neq 0$

در جدول ۴ ضریب E/P معادل ۰/۱۶- و ضرایب بتا برای سه سبد سهام مثبت و معنی‌دار است. این بدان معنی است که اولاً فرض H_0 رد می‌شود یعنی بین E/P و بازده رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. ثانیاً ضرایب β_p ($p = 1, 2, 3$) به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک در هر سه سبد سهام مثبت و معنی‌دار است. به طوری که در سبد ۱ (با E/P پایین) و در سبد ۲ (با E/P متوسط) و در سبد ۳ (با E/P بالا) ضرایب بتا به ترتیب ۱/۰۱، ۰/۷۲ و ۰/۲۵ بدست آمده است. این بدان معنی است که هر قدر E/P سبدها افزایش می‌یابد ضریب ریسک سیستماتیک (بتا) کاهش می‌یابد. محاسبات نشان داد که ضریب

تعیین (R^2) در این مدل ۵۷ درصد است؛ یعنی بطور متوسط ۵۷ درصد از نوسانات (واریانس) بازده سبد سهام توسط این مدل تبیین می شود. با توجه به ضرایب جدول ۴ مدل ۱ را به صورت زیر می توان نوشت:

$$R_{1t} - R_{ft} = 0.034 + 1.01(R_{mt} - R_{ft}) - 0.16(E/P)_{1t} + e_{1t}$$

جدول ۴: تخمین روابط بین بازده و E/P

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار عرض از مبدا	۰/۰۳۴	۰/۰۰۸	۴/۳۰	۰/۰۰۰
E/P	-۰/۱۶	۰/۰۳۶	-۴/۳۹	۰/۰۰۰
β_1	۱/۰۱	۰/۱۰	۹/۷۱۷	۰/۰۰۰
β_2	۰/۷۲	۰/۰۸	۸/۸۹	۰/۰۰۰
β_3	۰/۲۵	۰/۰۸	۳/۱	۰/۰۰۲

رگرسیون به ظاهر نامرتب برای مدل ۲

در مدل ۲ رابطه بین بازده و اندازه شرکت توسط SUR تخمین زده شده است. ۵۴ شرکت مورد مطالعه برحسب متغیر اندازه به ۳ سبد با اندازه کوچک، متوسط و بزرگ گروه بندی شدند که در هر سبد ۱۸ شرکت قرار دارد. مدل ۲ به صورت زیر است:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_p(R_{mt} - R_{ft}) + \alpha_2(LS)_{pt} + e_{pt}$$

$$P=1 \dots 3 \quad t=1 \dots 60$$

ضریب اندازه شرکت بر بازده سهام تأثیری ندارد. $H_0: \alpha_2 = 0$

ضریب اندازه شرکت بر بازده سهام تأثیر دارد. $H_1: \alpha_2 \neq 0$

در جدول ۵ ضریب اندازه معادل ۰/۰۳۸ معنی دار نیست. اما ضرایب بتا برای هر سه سبد مثبت و معنی دار است. این بدان معنی است که اولاً فرض H_0 با اطمینان حداقل ۹۵٪ رد نمی شود. یعنی بین اندازه و بازده نسبتاً رابطه معنی داری وجود ندارد (sig = ۰/۰۵۶) ثانیاً ضرایب (β_p ($p=1, 2, 3$) به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک در هر ۳ سبد مثبت و

معنی دار است. به طوری که ضرایب بتا در سبد ۱ (با اندازه کوچک) در سبد ۲ (با اندازه متوسط) و در سبد ۳ (با اندازه بزرگ) به ترتیب ۰/۳۵، ۰/۴۱۴ و ۱/۳ بدست آمده است. این بدان معنی است که هر قدر اندازه سهام در سبدها افزایش می یابد ضریب ریسک سیستماتیک (بتا) نیز افزایش می یابد. محاسبات نشان داد که ضریب تعیین (R^2) در این مدل ۵۶ درصد است؛ یعنی بطور متوسط ۵۶ درصد از نوسانات (واریانس) بازده سبد سهام توسط این مدل تبیین می شود. با توجه به ضرایب جدول ۵ مدل ۲ را به صورت زیر می توان

$$R_{1t} - R_{ft} = +0/35(R_{mt} - R_{ft}) + 0(LS)_{1t} + e_{1t} \quad \text{نوشت:}$$

جدول ۵: تخمین روابط بین بازده و اندازه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار عرض از مبدا	-۰/۰۹	۰/۰۵۵	-۱/۷۸	۰/۰۷۶
اندازه	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۲	۱/۹۲	۰/۰۵۶
β_1	۰/۳۵	۰/۰۹۷	۳/۶۴	۰/۰۰۰
β_2	۰/۴۱۴	۰/۱۱	۳/۷۶	۰/۰۰۰
β_3	۱/۳	۱/۰۶	۲۱/۵۳	۰/۰۰۰

رگرسیون به ظاهر نامرتب برای مدل ۳

در مدل ۳ رابطه بین بازده و متغیر B/M توسط SUR تخمین زده شده است. ۵۴ شرکت مورد بررسی بر حسب B/M به ۳ سبد با B/M پایین، متوسط و بالا تفکیک شدند که در هر سبد ۱۸ شرکت قرار دارد. مدل ۳ به صورت زیر است:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_p(R_{mt} - R_{ft}) + \alpha_3(B/M)_{pt} + e_{pt}$$

$$P=1 \dots 3 \quad t=1 \dots 60$$

ضریب B/M بر بازده سهام تأثیری ندارد $H_0 : \alpha_3 = 0$

ضریب B/M بر بازده سهام تأثیر دارد. $H_1 : \alpha_3 \neq 0$

در جدول ۶ ضریب B/M معادل -۰/۰۳۵ معنی دار است. همچنین ضرایب بتا برای هر سه سبد مثبت و معنی دار است. این بدان معنی است که اولاً فرض H_0 با اطمینان حداقل ۹۵٪

رد می‌شود. یعنی بین B/M و اندازه رابطه معنی‌داری وجود دارد (sig=0) ثانیاً ضرایب β_p (p=1, 2,3) به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک در هر ۳ سبد مثبت و معنی‌دار است. به طوری که در سبد ۱ (با B/M پایین) در سبد ۲ (با B/M متوسط) و در سبد ۳ (با B/M بالا) ضرایب بتا به ترتیب ۰/۹۶، ۰/۵۶ و ۰/۴۲ بدست آمده است. این بدان معنی است که هر قدر B/M سهام محتوی سبدها از پایین به بالا افزایش می‌یابد ضریب ریسک سیستماتیک کاهش می‌یابد. محاسبات نشان داد که ضریب تعیین (R^2) در این مدل ۵۰ درصد است؛ یعنی بطور متوسط ۵۰ درصد از نوسانات (واریانس) بازده سبد سهام توسط این مدل تبیین می‌شود. با توجه به ضرایب جدول ۶ مدل ۳ را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$R_{1t} - R_{ft} = 0.02 + 0.96(R_{mt} - R_{ft}) - 0.35(B/M)_{1t} + e_{1t}$$

جدول ۶: تخمین روابط بین بازده و B/M

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار عرض از مبدا	۰/۰۲	۰/۰۰۵	۳/۵۸	۰/۰۰۰
B/M	-۰/۰۳۵	۰/۰۰۹	-۳/۶۹	۰/۰۰۰
β_1	۰/۹۶	۰/۰۹۹	۹/۶۹	۰/۰۰۰
β_2	۰/۵۶	۰/۰۹۲	۶/۱۵	۰/۰۰۰
β_3	۰/۴۲	۰/۰۸۸	۴/۸۳	۰/۰۰۰

رگرسیون به ظاهر نامرتب برای مدل ۴

در مدل ۴ رابطه بین بازده و C/P توسط SUR تخمین زده شده است. ۵۴ شرکت مورد بررسی بر حسب متغیر C/P به ۳ سبد سهام با C/P پایین، متوسط و بالا تفکیک شده است که در هر سبد ۱۸ شرکت قرار دارد. مدل ۴ به صورت زیر است:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_p(R_{mt} - R_{ft}) + \alpha_4(C/P)_{pt} + e_{pt}$$

$$P=1 \dots 3 \quad t=1 \dots 60$$

ضریب C/P بر بازده سهام تأثیری ندارد. $H_0 : \alpha_4 = 0$

ضریب C/P بر بازده سهام تأثیر دارد. $H_1 : \alpha_4 \neq 0$

در جدول ۷ ضریب C/P معادل ۰/۱۲۷- و ضرایب بتا برای هر سه سبد مثبت و معنی دار است. این بدان معنی است که اولاً فرض H_0 با اطمینان ۹۵٪ رد می شود. یعنی بین C/P و بازده سهام رابطه منفی و معنی داری وجود دارد. ثانیاً ضرایب β_p (p=1, 2, 3) به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک در هر سه سبد مثبت و معنی دار است. به طوری که در سبد ۱ (با C/P پایین) در سبد ۲ (با C/P متوسط) و در سبد ۳ (با C/P بالا) ضرایب بتا به ترتیب ۰/۹۸۷، ۰/۵۶ و ۰/۳۵ به دست آمده است. این بدان معنی است که هر قدر C/P سهام سبدها افزایش می یابد ضریب ریسک سیستماتیک (بتا) کاهش می یابد. محاسبات نشان داد که ضریب تعیین (R^2) در این مدل ۴۸ درصد است؛ یعنی بطور متوسط ۴۸ درصد از نوسانات (واریانس) بازده سبد سهام توسط این مدل تبیین می شود. با توجه به ضرایب جدول ۷ مدل ۴ را به صورت زیر می توان نوشت:

$$R_{1t} - R_{ft} = 0/032 + 0/987(R_{mt} - R_{ft}) - 0/127(C/P)_{1t} + e_{1t}$$

جدول ۷: تخمین روابط بین بازده و C/P

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار عرض از مبدا	۰/۰۳۲	۰/۰۰۷	۴/۲۲	۰/۰۰۰
C/P	-۰/۱۲۷	۰/۰۲۹	-۴/۳۳	۰/۰۰۰
β_1	۰/۹۸۷	۰/۱	۹/۸	۰/۰۰۰
β_2	۰/۵۶	۰/۰۹	۷/۰۰	۰/۰۰۰
β_3	۰/۳۵	۰/۰۸	۴/۳۴	۰/۰۰۰

برآورد رگرسیون به ظاهر نامرتب (مدل ۵)

با توجه به فرضیه زیر رابطه بین همه متغیر بنیادی با بازده سبد سهام توسط SUR تخمین زده شده است.

ضرایب هر یک از متغیرهای بنیادی بر بازده سبد سهام تأثیر معناداری ندارد $H_0: \alpha_i = 0$
 ضرایب هر یک از متغیرهای بنیادی بر بازده سبد سهام تأثیر معناداری دارد $H_1: \alpha_i \neq 0$
 $i=1, 2, 3, 4$

طبق جدول ۸ ضرایب E/P و B/M منفی و معنی دار است و اما ضریب C/P و اندازه سبدهای سهام معنی دار نیست. محاسبات نشان داد که میانگین ضریب تعیین (\bar{R}^2) معادل ۵۲ درصد است؛ یعنی بطور متوسط ۵۲ درصد از نوسانات (واریانس) بازده سبد سهام توسط متغیرهای مستقل تبیین می شوند. همچنین ضرایب β_p (1,2,...,27) بعنوان شاخص ریسک سیستماتیک در هر ۲۷ سبد مثبت و معنی دار و بین ۰/۰۴ تا ۲/۵۵ بدست آمد. با توجه به ضرایب محاسبه شده در جدول ۸، مدل رگرسیون بصورت زیر برآورد شد:

$$R_{pt} - R_{ft} = 0.0053 + \beta_p(R_{mt} - R_{ft}) - 0.1(E/P)_{pt} + 0.0008(LS)_{pt} - 0.02(B/M)_{pt} - 0.005(C/P)_{pt} + e_{pt}$$

$$p = 1, \dots, 27 \quad t = 1, \dots, 60 \quad D.W = 1.9 \quad \bar{R}^2 = .52$$

$$.04 \leq \beta_p \leq 2.55$$

جدول ۸: برآورد روابط بین بازده با همه متغیرهای بنیادی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار عرض از مبدا	۰/۰۰۵۳	۰/۰۴	۰/۱۳۲	۰/۸۹۵
E/P	-۰/۱	۰/۰۳۷	-۲/۶۰	۰/۰۰۱
اندازه	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۶۰	۰/۰۵۴
B/M	-۰/۰۲	۰/۰۰۷	-۲/۸۹	۰/۰۰۳۸
C/P	-۰/۰۰۵	۰/۰۳۵	-۰/۱۶	۰/۸۷۲

بحث و نتیجه گیری

ضریب متغیر E/P تأثیر منفی و معنی داری بر بازده سبد سهام دارد، این نتیجه یافته‌های چان، هاماو و لاکونیشوک [۱۵] و یونن و دی لوریو [۳۹] را تأیید می‌کند. ضریب متغیر B/M تأثیر منفی و معنی داری بر بازده سبد سهام دارد، این نتیجه یافته‌های فاما و فرنچ [۱۸] و دیویس [۱۶] را تأیید می‌کند. ضریب متغیر C/P تأثیر منفی و معنی داری بر بازده سبد سهام ندارد، این نتیجه یافته‌های چان، هاماو و لاکونیشوک [۱۵] را تأیید نمی‌کند. وقتی شرکت‌ها برحسب اندازه گروه‌بندی می‌شوند، ضریب متغیر اندازه تأثیر معنی داری بر بازده سبد سهام ندارد، این نتیجه یافته‌های جف، کیم و وسترفیلد [۲۲]، موسکا آریولا [۲۸]، چان و فوجن [۱۴]، سین تل کمار [۳۵] و سلمانپور [۱] را تأیید می‌کند. ضرایب بتا در همه مدل‌های رگرسیون تأثیر مثبت بر بازده سبد سهام دارد، این نتیجه یافته‌های کیم [۲۳] و بنز [۱۱] را تأیید می‌کند. به جامعه سرمایه‌گذاران نهادی و صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک توصیه می‌شود در طراحی و تعدیل ترکیب سبد سهام خود از سهام شرکت‌هایی با E/P پایین (بالا) و P/E بالا) و B/M پایین (بالا) M/B نیز استفاده کنند. زیرا وجود این نوع سهام تأثیر افزایش معناداری را بر بازده سبد سهام خواهد داشت. بعلاوه تنوع‌سازی سبد سهام براساس متغیرهای بنیادی C/P و اندازه‌های بالا یا پایین سهام تأثیر معنی داری بر بازده سبد ندارد.

منابع:

۱. سلمانپور خوئی، مجید. (۱۳۸۳). "بررسی تأثیر اندازه شرکت بر نرخ بازده سهام در بورس تهران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی، مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.
۲. عالی‌پور، محمد رضا. (۱۳۸۶). "بررسی رابطه بین اندازه شرکت و عملکرد مرتبط با ارزش افزوده اقتصادی"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه علامه طباطبایی.

۳. عباسی، ابراهیم و کیارش مهران (۱۳۸۸). "بررسی رابطه رتبه‌بندی براساس متغیرهای بنیادی و بازده سهام در بورس تهران"، مجله مدیریت و پیشرفت (۱) دانشور رفتار، انتشارات دانشگاه شاهد، سال ۱۶، دی ماه، ص ۹۰-۷۱.
۴. مکارم، احمد. (۱۳۸۶). "بررسی و مقایسه مدل سه عامله فاما-فرنچ و CAPM در توضیح نوسانات بازده سهام"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس.
۵. مهران، کاوه و مهران ساسان. (۱۳۸۳). "رابطه نسبت‌های مالی و بازده سهام". مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، شماره ۳۲، پاییز، ص ۴۱-۲۵.
۶. هییتی، فرشاد. (۱۳۷۸). "ارزیابی شرکتهای سرمایه‌گذاری مادر براساس فرایند تحلیل سلسله مراتبی". فصلنامه تحقیقات مالی، سال چهارم، شماره ۱۳ و ۱۴، ص ۵۰-۲۳.
۷. پورحیدری، امید و علی بیات (۱۳۸۹). "سودمندی متغیرهای بنیادی و متغیرهای مبتنی بر بازار در تبیین بازده سهام". مجله تحقیقات حسابداری، سال دوم، شماره ۵، ص ۱۲۳-۱۰۴.
8. Abarbanell, J. and B. Bushee (1998). "Abnormal Returns to Fundamental Analysis Strategy", *Accounting Review*, 73, pp: 19-45.
9. Abarbanell, J. S. Bushee B. (1997). "Fundamental Analysis Future Earnings and Stock Prices", *Journal of Accounting Research*, Vol. 35, No. 1.
10. Alesii, Giuseppe (2006). "Fundamentals Efficiency of the Italian Stock Market: Some Long Run Evidence", *International Journal of Business and Economics*, Vol. 5, No. 3. pp: 245-64.

11. Banz, R. W. (1981). "The Relationship between Return and Market Value of Common Stock", *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, No. 1, pp: 3-18.
12. Basu, Sanjoy (1983). "The Relationship between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks; Future Evidence", *Journal of Financial Economics*, 12, pp: 129-156.
13. Chan Louis K. C. and Josef Lakonishok (1993). "Are the Reports of Beta's Death Premature?", *Journal of Portfolio Management* (summer), PP: 51-62.
14. Chan, Louis K. C. and Nai, Funchen (1998). "An Unconditional Asset-Pricing Test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable for Risk" *Journal of Finance*, Vol. XLIII, No. 2, and pp: 309-325.
15. Chan, Louis K. C. Hamao, Yasushi and Josef Lakonishok. (1991). "Fundamental and Stock Returns in Japan", *Journal of Finance*, Vol. XLVI, No.5, and pp: 1739-1764.
16. Davis, James L. (1994). "The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-Compustat Evidence", *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 5, and pp: 1579-1593.
17. Fama E. F. and K. R. French (1996). "The CAPM is Wanted Dead or Alive", *Journal of Finance*, Vol. LI, No. 5, pp: 1946-1958.
18. Fama, Eugene F. and Kenneth K. French (1995). "Size and Book-to-Market Factors in Earning and Returns", *Journal of Finance*, 50, pp: 131-155.

19. Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1993). "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, pp: 3-56.
20. Fama, Eugene f. and Kenneth, French (1992). "The Cross-Section in Expected Stock Return", *Journal of Finance*, 47, pp: 427-66.
21. Hawawini, Gabriel, and Keim, Donald B. (1998). "The Cross Section of Common Stock Returns: A Review of the Evidence and Some New Findings", University of Pennsylvania.
22. Jaffe, Jeffrey; Donald B. Keim, and Randolph Westerfield (1989). "Earning Yields, Market Values, and Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol. 44, No. 1, pp: 135-148.
23. Keim Donald B. (2003). "Financial Market Anomalies", pp: 1-12. <http://www.google.com>.
24. Lakonishock, Josef, Andrei Shleifer and Robert W. Vishng (1994). "Contrarian Investment, Extrapolation and Risk", *Journal of Finance*, 49, pp: 1541-1578.
25. Lev, Baruch and Thiagarajan, Ramus (1993). "Fundamental information Analysis", *Journal of Accounting Research*, pp: 190-215.
26. Lintner, John. (1965). "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics Statistics*, 47, pp: 13-37
27. Mohanram, Parthen S. (2004). Separating Winner from Losers among Low Book to Market Stock Using Financial Statement Analysis, April, New York University (from: www.ssrn.com)

28. Moska, Arreola, Daniel (2004). "Impact of Fundamental Variables on Mexican Stock Returns", (From: <http://Proquest-umi.com/pqdweb>.) pp: 1-79.
29. Nguyen, Pascal (2003). "Market under Reaction and Predictability in the Cross-Section of Japanese Stock Return, WBP, Financial Integrator". Available at www.ssrn.com
30. Ou, A. Jane and Penman, Stephen (1989). "Financial Statement and the Prediction of Stock Return", Journal of Accounting and Economics, pp: 295-329.
31. Piotroski, J. (2000). "Value investing, the Use of Historical Financial Statement Information to Separate Winners from Loser", Journal of Accounting Research, 38, pp: 1-4.
32. Rahmani, Ali, Sauber Sheri and Elnaz Tajvidi (2006). "Accounting Variables, market Variables and Stock Return in Emerging Markets; Case of Iran" (From: www.SSRN.com)
33. Reiganum, M. R. (1990). "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earning Yield and Market Values". Journal of Financial Economics, Vol. 12, No. 1, pp: 89-104.
34. Selling, Thomas and Clyde Stickney (1989). "The Effect of Business Environment and Strategy on a Firm's Rate of Return on Assets, Financial Analysts Journal, Vol. 16, No. 12, Winter. Pp. 43-52
35. Senthikumar, G (2009). "Behavior of Stock Return in Size and Market-to-Book Ratio-Evidence from Selected Indian

- Industries", International Research Journal of Finance and Economics, 33, pp: 142-153
36. Sharpe, William F. (1964). "Capital Asset Prices: A theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", Journal of Finance, 19, pp. 425-442.
37. Witkowska, Monika (2007). "Fundamentals and Stock Returns on the Warsaw Stock Exchange", Department of Applied Economics, Warsaw School of Economics, Working Papers.
38. Xu, Jin (2002). "The Size Effect of Stock Returns in the Chinese market". (From: www.google.com).
39. Yuenan Wang and Amalia Dilorio. (2007). "The Cross Section of Expected Stock Returns in the Chinese A-Share Market", Global Finance Journal, Vol. 17, No. 3, pp: 335-349.

The Effect of The fundamentals on portfolio returns in Tehran stock exchange

Ebrahim Abbasi (Ph.D)
Mohammad Alidoost Agdam

Abstract

The purpose of this paper is investigating the effect of the Four Fundamentals variables including E/P, B/M, size and C/P on The stock portfolio return in Tehran stock exchange. Underlying this variables 54 firms were arranged and grouping in the portfolios for 5 years period (2002-2006) monthly by the within - groups method. Results of the seemingly unrelated regression (SUR) indicate that E/P and B/M have significant negative impact on the stock portfolio returns. But size and C/P variables have not significant impact on the portfolio return.

Key words:

Fundamental variables, earning yield, size of firms, book to market ratio, cash flow yield and Returns of Portfolio.