

مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز
دوره بیست و دوم، شماره دوم، تابستان ۱۳۸۴ (پیاپی ۴۳)
(ویژه‌نامه حسابداری)

متغیرهای بنیادی حسابداری و بازده سهام

دکتر علی ثقفی*
محمد جواد سلیمی**
دانشگاه علامه طباطبائی

چکیده

این پژوهش رابطه‌ی بین برخی متغیرهای بنیادی حسابداری و بازده سهام را بررسی و مدلی برای پیش بینی ارائه کرده است. داده‌های پژوهش ترکیبی از متغیرهای مالی و غیر مالی ۵۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در خلال ۵ سال (۶۰ ماه) اخیر می‌باشد. متغیرهای پژوهش در بر گیرنده‌ی تغییرات در سودآوری، دارایی‌ها و نوع گزارش حسابرس مستقل می‌باشد (روی هم نه متغیر). تغییر در هر یک از متغیرهای گزینشی برای هر شرکت در هر سال به علایم خوب (بد) طبقه‌بندی و امتیاز یک (صفر) به آن‌ها اختصاص یافته است. مجموعه‌ی امتیاز اکتسابی هر شرکت (بیشتر از ۹ امتیاز) وضعیت قوت شرکت را نشان می‌دهد. این مجموعه در مدل پژوهش امتیاز مالی نامیده شده است. نتیجه‌ی پژوهش نشان داد که تغییر در سودآوری، جمع دارایی‌ها و نوع گزارش حسابرس با بازده غیر عادی سهام رابطه‌ی معنی‌داری دارد. سه متغیر یاد شده ۴۸ درصد تغییرات در بازده غیر عادی را توضیح می‌دهند. هم‌چنین به منظور بهبود مدل ارائه شده، اثر تورم در سال‌های انتخابی نشان داد که در دوره‌های مالی با تورم بالا، ضریب تعدیل شده همبستگی از ۴۸ درصد به ۵۹ درصد افزایش یافت. ولی در دوره‌های مالی با تورم پایین، میزان همبستگی تغییر با اهمیت نکرده.

واژه‌های کلیدی: ۱. متغیرهای بنیادی ۲. بازده سهام ۳. امتیاز مالی ۴. بازده غیرعادی

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین و گسترده‌ترین پژوهش‌های بازارهای مالی تشریح رفتار بازده سهام است. دستاورد این پژوهش آرایه‌ی مدل‌هایی است که دستخوش انتقادات و حمایت‌های گوناگونی بوده است. یکی از معروف‌ترین این مدل‌ها مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)^۱ می‌باشد. نتایج پژوهش‌های دو دهه‌ی گذشته در آمریکا، ژاپن و سایر کشورهای پیشرفته حاکی از این است که این مدل توانایی لازم برای پیش‌بینی بازده سهام را ندارد. این یافته‌ها نشان می‌دهند که متغیرهایی هم‌چون اندازه، نسبت سود به قیمت سهام، نسبت جریان نقدی به قیمت سهام و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، بازده سهام را بهتر از مدل CAPM پیش‌بینی می‌کند (به این پژوهش‌ها در بخش پیشینه و ادبیات پژوهش اشاره شده است).

در این پژوهش مفید بودن کاربرد تجزیه و تحلیل بنیادی^۲ سهام در شناسایی سهام پربازده بررسی می‌شود. در تجزیه و تحلیل بنیادی سهام استفاده از داده‌های مالی گذشته و حال شرکت‌ها نظیر سود و رشد شرکت، موقعیت رقابتی آن و برخی ملاحظات اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. به بیان دیگر، در این پژوهش اثر برخی از متغیرهای حسابداری بر بازده سهام مورد بررسی است. این متغیرها که از آن‌ها به عنوان متغیرهای بنیادی^۳ نام برده می‌شود،

*دانشیار بخش مدیریت و حسابداری
** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری

بیشتر بر اساس پژوهش‌های پیشین و شرایط حاکم بر بازار بورس ایران انتخاب شده‌اند. این متغیرها ابتدا توسط لو و تیاگاراگان (۱۹۹۳) مورد استفاده قرار گرفتند که شامل دوازده متغیر بنیادی بود. پس از آن نیز بارها توسط سایر پژوهشگران به عنوان متغیرهای بنیادی مورد استفاده تحلیل‌گران بازار سرمایه بوده است. با توجه به شرایط موجود در ایران و توانایی استخراج داده‌های گوناگون از صورت‌های مالی، نه متغیر دربرگیرنده‌ی تغییر در سود، موجودی‌ها، حساب‌های دریافتی، حاشیه سود ناخالص، هزینه‌های فروش، گزارش حسابرسی، ذخیره‌ی مطالبات مشکوک‌الوصول، بهره‌وری نیروی کار و جمع دارایی‌ها می‌باشند.

۲. پیشینه و ادبیات پژوهش

شناسایی عوامل تأثیرگذار بر بازده سهام همواره موضوع پژوهش‌های فراوانی در ادبیات مدیریت مالی و حسابداری بوده است. شارب (۱۹۶۴)، لینتتر (۱۹۶۵)، و موسین (۱۹۶۶) بر اساس چارچوب مارکوتیز مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) را ارائه کردند. این مدل فرض می‌کند که سرمایه‌گذاران از منطق مارکوتیز در تشکیل پورتفوی استفاده می‌کنند. هم‌چنین فرض می‌کند که یک دارایی (دارایی بدون ریسک) وجود دارد که بازدهی مشخصی دارد. این فرض بسیار مهم است، زیرا در ارزش‌گذاری دارایی‌ها با نرخ کاهش مناسب که در هر مدل ارزش‌گذاری به کار می‌رود، ما را کمک می‌کند. به بیان دیگر، اگر بتوان نرخ بازدهی را که از یک سرمایه‌گذاری به دست می‌آید، برآورد کرد، می‌توان این نرخ بازدهی برآورد شده را با نرخ بازدهی مورد انتظار آن که بر اساس مدل CAPM به دست خواهد آمد، مقایسه کرده و تعیین کرد که آیا این دارایی کمتر، بیشتر و یا به درستی قیمت‌گذاری شده است.

پژوهش‌های مقطعی اولیه در مورد بازده سهام هم‌چون نیکلسون (۱۹۶۰) به خاطر نمونه‌های کوچک استفاده شده برای انجام آزمون‌های تجربی مورد توجه کافی قرار نگرفت، تا این که پایگاه داده‌های CRSP^۱ و Compustat^۲ به وجود آمد و پژوهشگران توانستند نمونه‌هایی به اندازه کافی بزرگ (و با کیفیت کافی) را برای نتایج قابل اطمینان ایجاد کنند. در پی آن پس از چند سال از ارائه مدل CAPM هیچ راه قابل اطمینانی برای آزمون پیش‌بینی‌های مدل در مورد متغیرهایی همچون نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و نسبت قیمت به سود وجود نداشت.

۲.۱. نقض مدل CAPM

در ادامه‌ی پژوهش‌های مهم انجام شده در رابطه با نقض مدل CAPM به تفکیک متغیرهای مورد بررسی، شرح داده شده است. این موارد در ادبیات مالی با عنوان بی‌قاعدگی‌های بازار^۳ شناخته می‌شوند. در حقیقت بی‌قاعدگی‌های بازار نتایج پژوهش‌های تجربی هستند که با تئوری‌های مدون قیمت‌گذاری دارایی‌ها هم‌خوانی ندارند. این بی‌قاعدگی‌ها نشان دهنده ناکارآمدی بازار (فرصت‌های سودآوری) یا کامل نبودن مدل قیمت‌گذاری دارایی مورد استفاده می‌باشند.

۲.۱.۱. نسبت سود به قیمت (E/P): یکی از مطالعات اولیه که پیش‌بینی‌های CAPM را رد کرد، پژوهش باسو (۱۹۷۷) بود. باسو با استفاده از یک دوره‌ی زمانی از آوریل ۱۹۵۷ تا مارس ۱۹۷۱، نشان داد که سهامی که نسبت سود به قیمت بالایی داشتند (یا نسبت P/E پایینی دارند) به صورت معنی‌داری بازدهی‌های بیشتر از سهام با نسبت سود به قیمت پایین تحصیل کردند. پژوهش بعدی که توسط جف، کیم و وسترفیلد (۱۹۸۹) انجام شد، این نتیجه را تأیید کرد و هم‌چنین نشان داد که بر خلاف آن چه که توسط برخی پژوهشگران ادعا می‌شود، اثر E/P تنها در ماه ژانویه مشاهده نمی‌شود. اثر E/P نقض مستقیم مدل CAPM (که باور دارد تنها ریسک سیستماتیک باید مبنای قرار گیرد) می‌باشد.

۲.۱.۲. اندازه‌ی شرکت: بنز (۱۹۸۱) نشان داد که سهام شرکت‌های با ارزش بازار پایین، بازدهی متوسط بالاتری از سهام شرکت‌های با ارزش بازار بالا دارند. سایر پژوهشگران نظیر باسو (۱۹۸۳) نشان دادند که اثر اندازه‌ی متمایز از اثر E/P می‌باشد. شرکت‌های کوچک بازدهی‌های بالاتری دارند.

۳.۱.۲. برگشت معکوس بازده در بلند مدت^۷: دبوند و تالر (۱۹۸۵) بازندگان را به عنوان سهامی که طی ۳ تا ۵ سال گذشته بازدهی‌های پایینی داشته‌اند و برندگان را به عنوان سهامی که بازدهی‌های بالایی را در خلال یک دوره‌ی مشابه داشته‌اند، تعریف کرد. نتیجه‌ی اصلی پژوهش این دو نشان داد که در خلال ۳ تا ۵ سال آینده، بازندگان بازدهی متوسط بالاتری را نسبت به برندگان داشته‌اند. این حرکت بازدهی‌ها نسبت به معکوس شدن طی افق‌های بلند مدت (یعنی بازندگان برنده می‌شوند) هنوز هم یکی از موارد نقض CAPM می‌باشد. کپرا، لاکونیشوک و ریتر (۱۹۹۲) نشان دادند که تفاوت‌های ریسک سیستماتیک (β) در این زمینه برای توجیه مدل CAPM کافی نیست.

۴.۱.۲. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M): رزنبرگ، رید و لانستین (۱۹۸۵) نشان دادند که سهام‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا به صورت معنی‌داری بازدهی‌های بالاتری نسبت به سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین دارند. چان، هامانو و لاکونیشوک (۱۹۹۱) به نتایج مشابهی در بازار ژاپن رسیدند.

۵.۱.۲. اهرم مالی: باندراری (۱۹۸۸) دریافت که شرکت‌های با اهرم مالی بالا (نسبت "بدهی به سرمایه" بالا) از شرکت‌های با اهرم مالی پایین در خلال دوره‌ی ۱۹۷۹-۱۹۸۴ به گونه‌ی متوسط بازده بالاتری داشتند.

برخلاف همه‌ی این شواهد منفی، CAPM تا اوایل دهه ۱۹۹۰ هنوز هم به عنوان پیش فرض توسط اغلب تحلیل‌گران مالی به کار گرفته می‌شد.

۲.۲. مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۲)

در سال ۱۹۹۲، مقاله‌ای منتشر شد که بیشتر پژوهش‌های تجربی قبلی را با هم یکجا جمع‌آوری کرده بود. فاما و فرنچ (۱۹۹۲) متغیرهای اندازه، اهرم مالی، E/P ، ارزش دفتری به ارزش بازار و بتا را در یک پژوهش مقطعی^۸ آزمون کردند. آن‌ها قدرت توضیح دهندگی اندازه، اهرم، E/P ، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و ریسک سیستماتیک را در رگرسیون مقطعی (طی دوره ۱۹۹۰-۱۹۶۳) مقایسه کردند.

نتایج نشان داد که اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار متغیرهایی هستند که قوی‌ترین رابطه را با بازده دارند. هنگامی‌که این دو متغیر در رگرسیون وارد می‌شوند، قدرت توضیح دهندگی سایر متغیرها ناپدید می‌شود. بازده‌های متوسط مقطعی می‌توانند به صورت مفیدی توسط این دو متغیر توضیح داده شوند.

نتایج فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۲ این دیدگاه را که مدل تک دوره‌ای CAPM روشی است که توسط آن اوراق بهادار به صورت واقعی قیمت‌گذاری می‌شوند، را خدشه‌دار ساخت. مدلی که بیش از هر مدل دیگر در دانشکده‌های مالی آموزش داده شده بود، به نظر می‌رسید که دیگر جوابگو نباشد. بر اساس این نتایج آن‌ها در سال ۱۹۹۳ مدل سه عاملی خود را ارائه کردند و نشان دادند که اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دو عامل ریسک هستند که در CAPM نادیده گرفته شده‌اند.

این مدل نیز در معرض انتقادهای فراوانی قرار گرفت که این انتقادات در چارچوب سه موضوع محوری داده کاوی، اشتباه انتخاب و روش برآورد ریسک سیستماتیک مطرح شد. مخالفت‌هایی که با پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۲) شد و حمایت‌هایی که از آن صورت گرفت، یکی از جالب‌ترین شاخه‌های ادبیات علوم مالی می‌باشد. پایان نامه‌های بی‌شماری از دانشجویان در مورد این مباحث بوده است. مقاله‌هایی که در پاسخ به انتقادهای وارده به فاما و فرنچ نوشته شد، بر روش کار علوم مالی هم‌چنین بر پژوهش‌های نظری آن تأثیر گذاشته است. به ندرت یک مقوله‌ی دانشگاهی را می‌توان یافت که به این اندازه در دنیای واقعی کاربرد داشته باشد.

اما دسته‌ی دیگری از پژوهش‌ها در مورد بازده سهام، پژوهش‌هایی است که در مورد استفاده از تجزیه و تحلیل بنیادی انجام شده است، که با پژوهشی که توسط لو و تیاگاراajan (۱۹۹۳) انجام گرفت، شروع شد. آن‌ها ۱۲ متغیر را متغیرهای بنیادی تأثیر گذار بر بازده سهام ارائه کردند. این متغیرها عمدتاً در پژوهش‌های بعدی که توسط آبارناتل و بوشی (۱۹۹۷)، پیوتروسکی (۲۰۰۰) و پاسکال نیونن (۲۰۰۳) انجام شد، مورد استفاده قرار گرفتند.

۳. بیان مسأله و فرضیه‌ها

همان‌گونه که گفته شد سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران نیاز به ابزاری دارند که بتواند بازده یک سرمایه‌گذاری را پیش‌بینی کند و همین نیاز است که موجب به وجود آمدن مدل‌هایی برای پیش‌بینی بازده سهام شده است. عمده پژوهش‌های انجام شده در جهت شناسایی عوامل تأثیرگذار بر بازده سهام، داده‌های بازار و داده‌های مالی را مورد آزمون قرار داده‌اند و به ندرت داده‌های حسابداری صرف مورد آزمون قرار گرفته‌اند. هدف پژوهش کنونی که با عنوان متغیرهای بنیادی حسابداری و بازده سهام می‌باشد، آزمون تأثیرگذاری متغیرهای بنیادی منتخب بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و کمک به تحلیل‌گران بازار بورس اوراق بهادار تهران در انتخاب سهام‌های مناسب برای سرمایه‌گذاری (از راه ارائه‌ی عواملی که با بازده‌های مزاد سهام در بورس تهران رابطه داشته‌اند) می‌باشد.

بر این اساس سؤال اصلی این پژوهش عبارت است از این که آیا هر یک از نه متغیر بنیادی حسابداری (به شرح تعریف شده در بخش متغیرهای پژوهش) با بازده‌های سهام ارتباط معنی‌داری دارند؟ و برای این سؤال فرضیه‌های زیر ارائه و مورد آزمون قرار گرفت:

۱. رابطه‌ی تفاوت درصد تغییرات موجودی کالا و فروش با بازده سهام معنی‌دار است.
۲. رابطه‌ی تفاوت درصد تغییرات حساب‌های دریافتی و فروش با بازده سهام معنی‌دار است.
۳. رابطه‌ی تفاوت درصد تغییرات فروش و حاشیه سود ناخالص با بازده سهام معنی‌دار است.
۴. رابطه‌ی تفاوت درصد تغییرات هزینه‌های فروش و اداری و فروش با بازده سهام معنی‌دار است.
۵. رابطه‌ی تفاوت درصد تغییرات حساب‌های دریافتی و ذخیره‌ی مطالبات مشکوک الوصول با بازده سهام معنی‌دار است.
۶. رابطه‌ی درصد تغییرات سالانه سرانه فروش کارکنان با بازده سهام معنی‌دار است.
۷. رابطه‌ی درصد تغییرات کل دارایی‌ها با بازده سهام معنی‌دار است.
۸. رابطه‌ی نوع گزارش حسابرس با بازده سهام معنی‌دار است.
۹. رابطه‌ی تغییرات سودآوری با بازده سهام معنی‌دار است.
۱۰. محاسبه امتیاز مالی برای شرکت‌ها و استفاده از آن در انتخاب سهام منجر به کسب بازده غیر عادی می‌شود.

۴. روش‌شناسی و روش اجرای پژوهش

۴.۱. روش پژوهش

این پژوهش از نوع همبستگی و روش‌شناسی پژوهش از نوع پس‌رویدادی (از راه استفاده از داده‌های گذشته) بوده است. به منظور بررسی و آزمون سودمندی مجموعه متغیرهای یاد شده در بخش بعد در انتخاب سهام پربازده، امتیاز مالی ساده‌ای بر اساس اثرهای مثبت و منفی متغیرها برای هر شرکت محاسبه شده است. روش محاسبه‌ی امتیاز مالی (F_Score) بدین‌صورت مبنا قرار گرفت که اگر تغییرات هر متغیر علامت مثبت را به تحلیل‌گر بازار منتقل کند، به آن عدد ۱ و اگر علامت منفی منتقل کند، به آن عدد صفر اختصاص داده می‌شود. امتیاز مالی هر شرکت در مدل زیر بیان شده است:

$$F_Score = F_ \Delta INV + F_ \Delta ACR + F_ \Delta GM + F_ \Delta S\&A + F_ \Delta PRV + F_ \Delta PRD + F_ \Delta ARP + F_ \Delta Assets + F_ \Delta E \quad (1)$$

رابطه‌ی بازده و امتیاز مالی در مدل خطی زیر فرض شده است:

$$AR_i = a + b F_Score + e_i \quad (2)$$

AR_i = بازده غیر عادی دوازده ماهه‌ی شرکت i

انباشت بازده غیر عادی برای هر شرکت از ماه پنجم پس از شروع هر سال مالی آغاز می‌شود، زیرا صورت‌های مالی و مجمع عمومی بیشتر شرکت‌ها در تیر ماه هر سال برگزار می‌شود.

$$CAR_i = \sum_{j=1}^{13} AR_i \quad (3)$$

بازده غیر عادی از تفاوت بازده مورد انتظار و بازده واقعی به دست خواهد آمد. بازده مورد انتظار با استفاده از مدل CAPM به دست می‌آید که در آن ضریب β با استفاده از بازده‌های سال‌های مالی پیشین برآورد می‌شود.

$$AR_{ij} = R_{ij} - [R_f + \hat{\beta} (R_{mj} - R_f)] \quad (4)$$

در رابطه‌ی (۴)، R_{ij} بازده سهام شرکت i در ماه j ، R_{mj} بازده پورتفوی بازار در ماه j می‌باشد و β ریسک سیستماتیک بازار می‌باشد که برآورد می‌شود.

رابطه‌ی متغیرهای بنیادی با بازده سهام در مدل (۵) بیان شده است:

$$AR_i = a + \sum_{j=1}^9 b_j s_{ij} + v_i \quad (5)$$

s_{ij} : متغیرهای بنیادی برای هر شرکت می‌باشد.

رگرسیون‌های مربوط به معادله‌های (۲) و (۵) برای هر شرکت در سال‌های مورد بررسی، یعنی ۱۳۸۱ - ۱۳۷۷ انجام شده و معنی‌دار بودن ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش مورد توجه قرار می‌گیرد. در ادامه اثر تورم که یکی از متغیرهای کلان اقتصادی است و می‌تواند بر نتایج پژوهش اثر گذار باشد، بررسی می‌شود. به منظور لحاظ کردن این متغیر، نرخ تغییر در شاخص قیمت مصرف کننده که به گونه‌ای معمول به عنوان نرخ تورم شناخته می‌شود و توسط بانک مرکزی هر ساله اعلام می‌شود، مورد استفاده قرار گرفته و دوره‌ی پنج ساله‌ی مورد بررسی به یک دوره‌ی دو ساله (۷۸-۱۳۷۷) و یک دوره‌ی سه ساله (۸۱-۱۳۷۹) تقسیم می‌شود. گروه اول دربرگیرنده‌ی دو سال با بیشترین تورم و گروه دوم دربرگیرنده سه سال با کمترین تورم خواهد بود. آزمون‌های رگرسیون مربوط به هر کدام از معادله‌های (۲) و (۵) در هر یک از گروه‌ها انجام و نتایج به دست آمده مقایسه شده است.

۴.۲. متغیر وابسته

متغیر وابسته‌ی این پژوهش بازده غیر نرمال می‌باشد. برای محاسبه‌ی بازده غیر نرمال به بتای سهام شرکت‌های عضو نمونه نیاز بود. بتاهای سهام شرکت‌های عضو نمونه از پایان‌نامه‌ی دکتری خانم مشایخ با عنوان "بازده اضافی مدیریت حرفه‌ای شرکت‌های سرمایه‌گذاری" استخراج شد. بازده مورد انتظار با استفاده از مدل CAPM و بازدهی واقعی شرکت‌ها در خلال دوره‌ی (۶۰ ماهه) ۷۷/۰۵/۰۱ تا ۸۲/۰۵/۰۱ به صورت ماهانه محاسبه شد. تفاوت بازده واقعی و بازده مورد انتظار محاسباتی برای هر ماه به عنوان بازده غیر نرمال ۱۲ ماهه به عنوان بازده غیر نرمال سالانه محاسبه شد.

۴.۳. متغیر مستقل

متغیرهای مستقل این پژوهش دربرگیرنده‌ی تفاوت درصد تغییرات موجودی کالا و فروش (INV)، تفاوت درصد تغییرات حساب‌های دریافتی و فروش (ACR)، تفاوت درصد تغییرات فروش و حاشیه‌ی سود ناخالص (GM)، تفاوت درصد تغییرات هزینه‌های فروش و اداری و فروش (SAB)، تفاوت درصد تغییرات حساب‌های دریافتی و ذخیره‌ی مطالبات مشکوک الوصول (PRV)، درصد تغییرات سالانه‌ی سرانه‌ی فروش کارکنان (ELP)، درصد تغییرات کل دارایی‌ها (Assets)، نوع گزارش حسابرس (ARP) و تغییرات سودآوری (E) می‌باشد.

۴.۴. دوره‌ی مورد مطالعه و نمونه

گستره‌ی زمانی پژوهش از سال ۱۳۷۷ تا سال ۱۳۸۱ (یک دوره‌ی ۵ ساله - ۶۰ ماه) تعیین شده است. جامعه‌ی آماری این پژوهش دربرگیرنده‌ی تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. برای تعیین

نمونه‌ی آماری از روش حذفی استفاده شده است. به منظور تعدیل اثرهای ناشی از محدود بودن گستره زمانی پژوهش، تمامی شرکت‌های عضو جامعه آماری که دارای شرایط زیر بودند به عنوان شرکت‌های عضو نمونه آماری برگزیده شدند:

۱. به منظور همگن شدن نمونه‌ی آماری در سال‌های مورد بررسی، شرکت باید پیش از سال ۱۳۷۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.

۲. به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه‌ای، دوره‌ی مالی آن‌ها باید به اسفند ماه پایان پذیرد.

۳. در خلال دوره‌ی زمانی پژوهش، سهام آن‌ها در بورس تهران دست‌کم هر سه ماه یکبار مبادله شده و تا پایان سال ۱۳۸۱ جز شرکت‌های پذیرفته شده در بورس باقی مانده باشند.
- در نتیجه‌ی فرآیند یاد شده، از مجموعه‌ی ۲۶۳ شرکت که پیش از ۷۷/۰۱/۰۱ در بورس پذیرفته شده بودند، تعداد ۵۱ شرکت به عنوان شرکت‌های عضو نمونه برگزیده شدند.

۵. تجزیه و تحلیل آماری

از آن جایی که هدف از این پژوهش مطالعه‌ی میزان همبستگی و برآورد ضرایب برای متغیرهای مورد بررسی و در نهایت ارائه‌ی مدل می‌باشد، از روش رگرسیون خطی (OLS) چند متغیره استفاده شده است. ابتدا ضرایب برآوردی متغیر(متغیرهای) مستقل مدل رگرسیونی مورد استفاده از طریق آماره‌ی t مورد آزمون قرار گرفت. برای آزمون از فرضیه‌ی کلی زیر استفاده شده است:

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_1 : \beta \neq 0$$

فرض H_0 بدان معنی است که ضریب متغیر مستقل معادل صفر است و به عبارتی بین تغییرات متغیر وابسته و متغیر مستقل مورد آزمون هیچ‌گونه ارتباطی وجود ندارد. پس از انجام آزمون t ، معنی‌دار بودن کلی مدل رگرسیون مورد آزمون قرار گرفته است.

از آماره‌ی F برای آزمون معنی‌دار بودن کلی رگرسیون استفاده می‌شود. از این آماره می‌توان برای آزمون معنی‌دار بودن R^2 نیز استفاده کرد برای آزمون کلی رگرسیون فرضیه کلی به شکل زیر بیان می‌شود:

$$H_0 : \text{تمامی ضرایب مدل رگرسیون برابر صفر است:}$$

$$H_1 : \text{دست‌کم یکی از ضرایب مدل رگرسیون صفر نباشد:}$$

بر اساس فرض H_0 هیچ ارتباطی بین متغیر وابسته و متغیر (متغیرهای) مستقل وجود ندارد. چنان چه F محاسبه شده از جدول بزرگ‌تر باشد، فرضیه H_0 (صفر بودن تمامی ضرایب مدل) رد می‌شود و بدین معنی است که مدل کلی رگرسیون و هم‌چنین R^2 معنی‌دار است. در خروجی رایانه‌ای، (F-Statistic) Prob که در زیر F محاسبه شده نیز احتمال پذیرش فرض H_0 را نشان می‌دهد. چنان چه میزان آن کمتر از خطای پیش‌بینی (α) باشد، فرض H_0 رد می‌شود.

۵. ارائه و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این بخش به تجزیه و تحلیل داده‌های جمع‌آوری شده پرداخته می‌شود. با توجه به این که داده‌های مربوط به متغیر بهره‌وری نیروی کار (ELP) کسری‌های زیادی داشت و امکان کامل کردن آن برای پژوهشگر امکان‌پذیر نشد، این متغیر حذف شد.

۱. ۵. آزمون فرضیه‌ها

پس از حذف متغیر بهره‌وری نیروی کار آزمون رگرسیون با هشت متغیر باقی مانده انجام شد که نتایج در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱. رگرسیون با همه متغیرها پس از حذف متغیر بهره‌وری نیروی کار

Dependent Variable: CAR?				
Method: Pooled Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	۲۰۳۳۹۱	۱۰/۹۱۰۹۵	۱/۸۶۳۶۲۳	۰/۰۶۴۴
E?	۲۰۳۴۰۷۹	۲۲/۴۴۹۶۷	۹/۰۶۰۶۱۶	۰/۰۰۰۰
ASSETS?	۲۴/۴۱۰۸۹	۱۱/۱۳۴۰۴	۲/۱۹۲۴۵۵	۰/۰۲۹۹
ARP?	-۱۶/۲۳۵۲۶	۷/۹۹۳۴۰۳	-۲/۰۳۱۰۸۳	۰/۰۴۴۱
INV?	-۰/۲۸۲۱۴۶	۱/۵۹۵۲۶۵	-۰/۱۷۶۸۶۵	۰/۸۵۹۹
PRV?	-۰/۰۱۵۱۳۰	۰/۰۴۹۱۴۱	-۰/۳۰۷۸۹۵	۰/۷۵۸۶
SAB?	-۴/۵۷۶۸۵۷	۶/۸۸۳۹۶۵	-۰/۶۶۴۸۵۸	۰/۵۰۷۲
GM?	۲/۵۷۶۴۴۱	۷/۵۵۴۸۷۸	۰/۳۴۱۰۳۰	۰/۷۳۳۶
ACR?	-۰/۸۷۷۹۹۴	۱/۲۵۴۲۹۱	-۰/۶۹۹۹۹۲	۰/۴۸۵۰
AR(1)	۰/۵۴۹۸۴۰	۰/۰۷۴۵۷۶	۷/۳۷۲۹۰۸	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/۵۳۶۲۳۴	Mean dependent var	۲۶/۸۲۲۱۲	
Adjusted R-squared	۰/۵۰۷۶۴۶	S.D. dependent var	۶۱/۷۲۱۰۳	
S.E. of regression	۴۳/۳۰۸۴۰	Sum squared resid	۲۷۳۸۴۰/۱	
F-statistic	۱۸/۷۵۷۱۰	Durbin-Watson stat	۱/۹۹۹۲۶۳	
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰۰۰			

اگر به ستون t-Statistic توجه کنیم، با خطای پیش‌بینی ۵ درصد تنها متغیرهای تغییرات سودآوری (E)، تغییرات کل دارایی‌ها (Assets) و نوع گزارش حسابرس (ARP) از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. بنابراین از فرضیه‌های ذکر شده در بخش قبل فرضیه‌های ۱، ۲، ۳، ۴، ۵ و ۶ پذیرفته نمی‌شوند و فرضیه‌های ۷، ۸ و ۹ تأیید می‌شود. لازم به ذکر است که متغیر (1) AR که در جدول ۱ وجود دارد، همان بازده غیر نرمال انباشته با یک سال تأخیر است که به خاطر رفع خود همبستگی بین متغیرها و اصلاح آماره دوربین - واتسون وارد رگرسیون شده است. همان‌گونه که در جدول ملاحظه می‌شود، آماره‌ی دوربین واتسون در جدول ۱/۹۹۹۲۶۳ می‌باشد که به معنی عدم خود همبستگی بین متغیرهاست.

برای آزمون فرضیه‌ی دهم متغیر Fscore برای هر شرکت در سال‌های گوناگون محاسبه شد. نتیجه رگرسیون انجام شده در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. آزمون امتیاز مالی شرکت‌ها

Dependent Variable: CAR?				
Method: Pooled Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	۳۰/۵۱۷۴۸	۱۲/۳۲۰۷۹	۲/۴۷۶۹۰۸	۰/۰۱۴۱
FSCORE?	-۱/۶۱۷۶۳۳	۳/۶۵۰۳۰۳	-۰/۴۴۳۱۵۰	۰/۶۵۸۱
AR(1)	۰/۳۹۷۹۴۰	۰/۰۷۰۸۰۷	۵/۶۲۰۱۰۱	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/۱۴۱۱۹۹	Mean dependent var	۲۴/۰۰۷۱۶	
Adjusted R-squared	۰/۱۳۲۶۵۴	S.D. dependent var	۶۰/۱۶۶۰۴	
S.E. of regression	۵۶/۰۳۳۵۰	Sum squared resid	۶۳۱۰۹۰/۴	
F-statistic	۱۶/۵۲۳۵۹	Durbin-Watson stat	۲/۱۳۹۳۰۱	
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰۰۰			

با توجه به این که t محاسبه شده از t جدول کوچک‌تر است، بنابراین فرضیه ۱۰ نیز پذیرفته نمی‌شود.

۵.۲. استخراج مدل نهایی

در این مرحله با استفاده از روش حذف پسر و^۱ اقدام به گزینش نهایی متغیرهای مربوط و ارائه‌ی مدل نهایی می‌شود، نتایج در جدول ۳ نشان داده شده است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، متغیرهای E، Assets و ARP به عنوان متغیرهای معنی‌دار در مدل نهایی وجود خواهند داشت که ضریب همبستگی (تعدیل شده) آن‌ها با بازده غیر نرمال ۴۸ درصد می‌باشد. به عبارتی ۴۸ درصد از تغییرات بازده غیر نرمال را می‌توان به این دو متغیر نسبت داد.

آماره‌ی دوربین واتسون نیز با توجه به (۱) AR در مدل ۰.۴۵ می‌باشد که نشان دهنده‌ی عدم خود همبستگی بین متغیرها می‌باشد مدل نهایی به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$CAR = 20.110160 \cdot E + 16.79722 \text{ Assets} - 15.4042 \cdot ARP + 153385 \cdot AR(1) + 17.26178$$

جدول ۳. مدل نهایی استخراج شده

Dependent Variable: CAR?				
Method: Pooled Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.26178	9.328949	1.850345	0.0658
E?	20.110160	18.24100	1.102001	0.0000
ASSETS?	16.79722	8.503048	1.975435	0.0441
ARP?	-15.40420	6.764808	-2.277108	0.0239
AR(1)	0.1533850	0.065013	2.311386	0.0000
R-squared	0.490365	Mean dependent var		23.25488
Adjusted R-squared	0.479964	S.D. dependent var		60.15238
S.E. of regression	42.37800	Sum squared resid		3688.0315
F-statistic	47.14727	Durbin-Watson stat		2.045300
Prob(F-statistic)	0.000000			

۵.۳. بررسی اثر تورم بر نتایج پژوهش

برای بررسی اثر این متغیر کلان اقتصادی، دوره‌ی ۵ ساله‌ی پژوهش به یک دوره‌ی دو ساله با بیشترین تورم و یک دوره سه ساله با کمترین تورم تقسیم شد و آزمون برای هر کدام از این دوره‌ها انجام گرفت.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ضرایب در دو دوره با تورم بالا و تورم پایین با یکدیگر متفاوت هستند. در دوره‌ی تورم بالا متغیرهای مورد بررسی ۵۹ درصد تغییرات بازده غیر نرمال را توضیح می‌دهند، اما در دوره‌ی تورم پایین، ضریب همبستگی ۴۸ درصد می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تورم می‌تواند بر نتایج پژوهش اثرگذار باشد.

جدول ۴. نتایج رگرسیون انجام شده در خلال دوره‌ی دو ساله ۷۸-۱۳۷۷ را نشان می‌دهد.

Dependent Variable: CAR?				
Method: Pooled Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	۰/۱۶۳۱۱۸۳	۲۲/۹۹۰۱۹	۰/۰۲۷۴۵۴	۰/۹۷۸۳
E?	۳۳۰/۲۴۲۶	۷۷/۵۶۵۲۹	۴/۲۵۷۶۰۷	۰/۰۰۰۲
ASSETS?	۹۱۱/۸۶۳۵۷	۳۸/۴۸۶۶۰	۲/۳۸۶۸۹۸	۰/۰۲۴۳
ARP?	۳۰/۷۷۶۳۹	۱۸/۷۸۷۷۱	۱/۶۳۸۱۱۳	۰/۱۱۳۰
INV?	۰/۲۹۶۰۵۰	۳/۵۲۶۷۴۱	۰/۰۸۳۹۴۴	۰/۹۳۳۷
PRV?	۰/۰۶۹۳۴۴	۰/۰۵۸۳۸۵	۱/۱۸۷۷۱۱	۰/۲۴۵۳
SAB?	۱/۱۰۸۸۵۰	۲۵/۲۷۹۲۷	۰/۰۴۳۸۶۴	۰/۹۶۵۳
GM?	۲۵/۹۰۲۰۳	۲۸/۵۳۱۵۱	۰/۹۰۷۸۴۰	۰/۳۷۲۰
ACR?	۵/۰۰۶۳۷۱	۳/۶۰۸۹۸۷	۱/۳۸۷۱۹۶	۰/۱۷۶۷
AR(1)	۰/۳۵۵۹۹۱	۰/۱۳۹۳۱۶	۲/۵۵۵۲۷۰	۰/۰۱۶۶
R-squared	۰/۱۶۹۳۹۳۰	Mean dependent var	۲۶/۰۶۶۷۶	
Adjusted R-squared	۰/۵۹۱۹۰۶	S.D. dependent var	۶۳/۸۷۸۰۰	
S.E. of regression	۴۰/۸۰۶۶۸	Sum squared resid	۴۴۹۶۰/۰۰	
F-statistic	۶/۸۰۱۶۷۱	Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰۴۷	

جدول ۵. نتایج رگرسیون انجام شده در خلال دوره‌ی سه ساله ۸۱-۱۳۷۹ را نشان می‌دهد.

Dependent Variable: CAR?				
Method: Pooled Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	۲۱/۱۴۷۳۰	۱۲/۲۰۵۰۷	۱/۷۳۲۶۶۶	۰/۰۸۶۰
E?	۱۸۹/۵۶۲۲	۲۴/۵۰۴۲۶	۷/۷۳۵۸۹۰	۰/۰۰۰۰
ASSETS?	۲۰/۳۰۵۶۳	۱۲/۲۹۹۰۳	۱/۶۵۰۹۹۴	۰/۱۰۱۶
ARP?	۱۳/۵۱۷۹۸	۹/۱۶۷۶۰۷	۱/۴۷۴۵۳۷	۰/۱۴۰۰
INV?	۰/۲۰۸۵۵۴	۱/۹۴۷۳۰۸	۰/۱۰۷۰۹۹	۰/۹۱۴۹
PRV?	۰/۱۳۱۲۳۲	۰/۱۲۰۱۰۰	۱/۰۹۲۶۹۱	۰/۲۷۶۹
SAB?	۵/۵۹۶۴۶۱	۷/۶۷۰۶۵۲	۰/۷۲۹۵۹۴	۰/۴۶۷۲
GM?	۶/۷۰۲۰۴۳	۸/۱۶۲۲۵۲	۰/۸۲۱۱۰۲	۰/۴۱۲۴
ACR?	۰/۴۰۷۲۶۰	۱/۳۹۹۴۷۵	۰/۲۹۱۰۰۹	۰/۷۷۱۶
AR(1)	۰/۵۳۶۲۱۴	۰/۰۹۰۴۱۰	۵/۹۳۰۹۰۷	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/۵۲۲۵۲۵	Mean dependent var	۲۷/۰۵۶۹۷	
Adjusted R-squared	۰/۴۸۳۱۰۰	S.D. dependent var	۶۱/۳۰۹۷۳	
S.E. of regression	۴۴/۰۷۹۰۸	Sum squared resid	۲۱۱۷۸۳/۲	
F-statistic	۱۳/۲۵۳۸۰	Durbin-Watson stat	۱/۹۰۰۳۰۸	
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰۰۰			

۶. تشریح و ارزیابی نتایج و نتیجه‌گیری

در این بخش نتایج ناشی از آزمون فرضیه‌ها و مدل نهایی استخراج شده مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱.۶. نتایج آزمون فرضیه‌ها

تعریف عملیاتی متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش به جز متغیرهای E و Assets به گونه‌ای است که رقم مربوط به آن‌ها اگر منفی باشد، علامت مثبتی را به تحلیل‌گر منتقل می‌کند. برای مثال متغیر ΔINV (درصد تغییرات در موجودی کالا نسبت به فروش) به صورت زیر تعریف شده است:

درصد تغییرات در فروش - درصد تغییرات در موجودی کالا $\Delta INV =$

اگر درصد تغییرات در موجودی کالا از درصد تغییرات در فروش بیشتر باشد، یا به عبارتی اگر ΔINV مثبت باشد، علامت منفی را به تحلیل‌گر منتقل می‌کند. بنابراین تحلیل‌گر این برداشت را خواهد کرد که شرکت در فروش فرآورده‌های خود با مشکلی رویارو شده که باعث شده است تا موجودی کالا در آخر دوره بیشتر از اول دوره باشد. جدول ۶ نتایج آزمون فرضیه‌ها را به گونه‌ای خلاصه ارائه می‌کند. با توجه به توضیحات ارائه شده و ضریب‌های متغیرهای مستقل در این جدول، غیر از متغیرهای E، Assets و GM تمامی ضرایب متغیرها منفی هستند که نشان دهنده‌ی رابطه‌ی معکوس با بازده غیر نرمال است. به عبارتی با وجود این که بیشتر متغیرها از لحاظ آماری معنی‌دار نبودند، اما رابطه‌ی آن‌ها با بازده غیر نرمال بر اساس انتظار قبلی می‌باشد.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه‌ها

فرضیه	متغیر مستقل مورد بررسی	ضریب متغیر	آماره t	Prob.	نتیجه آزمون فرض H_0
۱	تفاوت درصد تغییرات موجودی کالا و فروش	۰/۲۸۲۱۴۶	۰/۱۷۶۷۶۵	۰/۸۵۹۹	فرض H_0 رد نمی‌شود
۲	تفاوت درصد تغییرات حساب‌های دریافتی و فروش	۰/۸۷۷۹۹۴	۰/۶۹۹۹۹۲	۰/۴۸۵۰	فرض H_0 رد نمی‌شود
۳	تفاوت درصد تغییرات فروش و حاشیه سود ناخالص	۲/۵۷۶۴۴۱	۰/۳۴۱۰۳۰	۰/۷۳۳۶	فرض H_0 رد نمی‌شود
۴	تفاوت درصد تغییرات هزینه‌های فروش و اداری و فروش	۴/۵۷۶۸۵۷	۰/۶۶۴۸۵۸	۰/۵۰۷۲	فرض H_0 رد نمی‌شود
۵	تفاوت درصد تغییرات حساب‌های دریافتی و ذخیره م. م.	۰/۰۱۵۱۳۰	۰/۳۰۷۸۹۵	۰/۷۵۸۶	فرض H_0 رد نمی‌شود
۶	بهره وری نیروی کار	حذف شد.	-	-	-
۷	تغییرات جمع کل دارایی‌ها	۲۴/۴۱۰۸۹	۲/۱۹۲۴۵۵	۰/۰۲۹۹	فرض H_0 رد می‌شود
۸	نوع گزارش حسابرس	۱۶/۲۳۲۲۶	۲/۰۳۱۰۸۳	۰/۰۴۴۱	فرض H_0 رد می‌شود
۹	تغییرات سود آوری	۲۰۳/۴۰۷۹	۹/۰۶۰۶۱۶	۰/۰۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود

متغیرهای مورد بررسی این پژوهش، همگی توسط تحلیل‌گران در سراسر دنیا مورد استفاده قرار می‌گیرند و رابطه‌ی آن‌ها با بازده سهام، موضوع پژوهش‌های بسیاری بوده است. به نظر پژوهشگر دلیل معنی‌دار نبودن رابطه‌ی برخی از این متغیرها با بازده سهام را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

۱. اگر به متغیرهایی که رابطه‌ی آن‌ها با بازده سهام معنی‌دار نبوده است، دقت شود، مشخص می‌شود که همه‌ی آن‌ها متغیرهایی هستند که داده‌های مربوط به آن‌ها از یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی قابل استخراج است. به

عبارتی می‌توان این‌چنین برداشت کرد که به دلیل این که یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی از راه بورس اوراق بهادار و خود شرکت‌ها به عموم سهامداران و تحلیل‌گران ارائه نمی‌شود، به این ترتیب محاسبه و استفاده از این متغیرها در تحلیل سهام شرکت‌ها در ایران توسط تحلیل‌گران به سادگی امکان‌پذیر نیست و نیاز به زمان و هزینه دارد. این مشکل برای بسیاری از پژوهش‌های بازار سرمایه در ایران از جمله همین پژوهش تنگنا ایجاد کرده است.

۲. گفته می‌شود که تصمیم‌گیری در مورد خرید و فروش سهام در بازار سرمایه در ایران بر اساس شایعات صورت می‌گیرد. کمبود تحلیل‌گران و انجمن‌های تحلیل‌گری و شرکت‌های ارائه‌کننده خدمات مشاوره در بازار سرمایه ایران بارها توسط مسؤولان بورس اوراق بهادار یادآوری شده است. عمده‌ی خریداران سهام در کشور ما تنها نسبت P/E را ملاک تصمیم‌گیری خود قرار می‌دهند، حال آن که برای یک تصمیم‌گیری درست باید درک عاقلانه‌ای از روش‌ها و قواعد حسابداری، مبانی تهیه و تنظیم صورت‌های مالی و مکانیسم‌های بازار داشت.

۲.۶. بررسی مدل نهایی استخراج شده

مدل نهایی استخراج شده عبارت بود از:

$$CAR = 20.11 \cdot 160 \cdot \Delta E + 16/79722 \Delta Assets - 15/4042 \cdot ARP +$$

$$152385 \cdot AR (1) + 17/26178$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود متغیرهای تغییرات سودآوری (ΔE)، تغییرات دارایی‌ها ($\Delta Assets$) و نوع گزارش حسابرس (ARP) اثر معنی‌داری بر بازده سهام دارند و روی هم ۴۸ درصد تغییرات بازده غیر نرمال را توضیح می‌دهند. در این بین بیشترین ضریب را متغیر تغییرات سودآوری دارد (۲۰۱/۰۱۶۰). رقم سود به عنوان برآیند همه‌ی تلاش‌های بالفعل شده شرکت همیشه مورد توجه سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران و رشد آن محرک قیمت سهام بوده است. با توجه به ضریب بالای این متغیر در مدل، بیشترین تأثیر را بر بازده غیر نرمال انباشته دارد و با توجه به علامت مثبت ضریب آن رابطه‌ای مستقیم را با بازده سهام دارد.

پس از ΔE متغیر تغییرات کل دارایی‌ها بیشترین اثر را دارد. گزینش $\Delta Assets$ در این پژوهش عمدتاً به خاطر سنجش اثر طرح‌های توسعه‌ای شرکت بر بازده سهام بوده است. طرح‌های توسعه‌ای شرکت‌ها که دارای توجیه اقتصادی کافی بوده‌اند، همواره به عنوان پتانسیل سودآوری شرکت در آینده مورد توجه تحلیل‌گران بوده است. ضریب این متغیر در مدل ۱۶/۷۹۷۲۲ است که علامت مثبت ضریب آن حکایت از رابطه‌ی مستقیم این متغیر با بازده سهام دارد.

متغیر سوم موجود در مدل، نوع گزارش حسابرس است. بیشتر گزارش‌های حسابرسی در سال‌های اخیر مشروط بوده‌اند. برای مثال یکی از بندهای شرطی که در مورد بیشتر شرکت‌ها وجود دارد، بند مربوط به کسری ذخیره مالیاتی شرکت و قطعی نشدن مالیات سال‌های قبل می‌باشد. اصلاح قانون مالیات‌های مستقیم در سال ۸۱ و در نظر گرفتن نرخ مالیات ثابت ۲۵ درصد برای شرکت‌ها و از سویی تفویض اختیار حسابرسی مالیاتی به اعضای جامعه‌ی حسابداران رسمی ایران، از جمله اقدام‌های مهم و شایان توجهی است که در قطعی شدن مالیات شرکت‌ها، احتساب ذخیره‌ی مالیات کافی در حساب‌ها و حذف بند شرط ذکر شده و مهم‌تر از همه تفسیر درست از قانون و جلوگیری از فرار مالیاتی مؤثر واقع شده است. میزان وصول درآمدهای مالیاتی دولت در سال‌های ۸۲ و ۸ ماهه‌ی نخست سال ۸۳ و افزایش گزارش‌های مورد پذیرش در سال ۸۲ خود گواهی بر این واقعیت است.

تعریف متغیر ARP به عنوان یک متغیر مجازی (موهومی) در این پژوهش به گونه‌ای است که به گزارش مورد پذیرش عدد صفر و به گزارش مشروط و رد شده عدد یک اختصاص داده شده است، بنابراین با توجه به مطلب‌های بیان شده انتظار رابطه‌ای معکوس با بازده سهام می‌رود، که این با توجه به ضریب منفی ARP در مدل تأیید می‌شود.

۷. پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

شناسایی متغیرهای تأثیرگذار بر بازده سهام همواره موضوع پژوهش‌های بسیار در کشورهای گوناگون و از نیازهای اساسی سهامداران و تحلیل‌گران بوده است. تداوم پژوهش‌ها در این زمینه می‌تواند منجر به ارائه‌ی مدل‌هایی با خطای

کمترو توانایی تعمیم بیشتر شود. با توجه به تنگناها و هم‌چنین یافته‌های این پژوهش، پیشنهادهای پژوهشگر در دو بخش پیشنهادهای ناشی از نتایج پژوهش و پیشنهادها برای پژوهش‌های آینده به شرح زیر است:

۷.۱. پیشنهادهای ناشی از نتایج پژوهش

۱. با توجه به توزیع ۴۸ درصد تغییرات بازده غیرنرمال در مدل نهایی به تحلیل‌گران و هم‌همی فعالان بازار سرمایه توصیه می‌شود متغیرهای تغییرات سودآوری، گزارش حسابرس و تغییرات کل دارایی‌ها را در تصمیمات سرمایه‌گذاری جهت‌گزینه‌ش سهام‌پر بازده لحاظ کنند.

۲. با توجه به نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی از راه بورس اوراق بهادار تهران در دسترس عموم سهامداران قرار گیرد. هم‌چنین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ملزم شوند تا در تاریخ مجمع سالیانه، گزارش‌های مالی خود را به صورت کامل در اختیار سهامداران علاقه‌مند قرار دهند یا دست‌کم در سایت‌های کامپیوتری ارائه شود و سایت توسط مدیران بورس کنترل شود.

۳. به تمامی سهام‌داران و تحلیل‌گران بازار توصیه می‌شود در تصمیم‌گیری‌های خود برای سرمایه‌گذاری، متغیرهای کلان اقتصادی کشور نظیر تورم را لحاظ کنند.

۷.۲. پیشنهاد برای پژوهش‌های آینده

۱. انجام پژوهش در سال‌های آینده با داده‌های مربوط به دوره‌های بیشتر با استفاده از روش شناختی این پژوهش تا بر روایی و اعتبار مدل‌های برآوردی افزوده شود.

۲. در بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود تغییرات تولید ناخالص ملی (GNP) نیز در نظر گرفته شود.

۳. در محاسبه‌ی امتیاز مالی شرکت‌ها و بررسی رابطه‌ی آن با بازده سهام، پیشنهاد می‌شود علاوه بر متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش، کیفیت سود شرکت‌ها نیز در نظر قرار گیرد. برای مثال سود در سه سطح با کیفیت بالا، متوسط و پایین.

۴. علاوه بر استفاده از بازده غیر نرمال، پیشنهاد می‌شود بازده واقعی شرکت‌ها نیز یک بار به عنوان متغیر وابسته مبنای کار قرار گیرند.

یادداشت‌ها

- | | |
|---|--------------------------------|
| 1. Capital Assent Pricing Model (CAPM) | 6. Market Anomalies |
| 2. Fundamental Analysis | 7. Long – Term Return Reversal |
| 3. Fundamental Variables | 8. Cross Sectional Research |
| 4. Center for Research in Security Prices | 9. Backward Selection |
| 5. Computer Statistics | |

منابع

- Abarbanell, J. and Bushee, B. (1998). *Abnormal Returns to a Fundamental Analysis Strategy, the Accounting Review*, 73, 19-45.
- Banz, R. (1981). *the Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks, Journal Of Financial Economics*. 9, 3-18.
- Basu, Sanjoy.(1977). *Investmen Performance of Common Stocks In Relation To Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, Journal of Finance*, 32, 663-682.

- Basu, S. (1983). *the Relationship Between Earnings Yield, Market Value, and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence*, **Journal of Financial Economics**, 12, 129-156.
- Bhandari, Laxmi Chand. (1988). *Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence*, **Journal of Finance**, 43, 507-528.
- Black, Fischer. (1993). *Beta and Return*, **Journal of Portfolio Management**, 20, 8-18.
- Chan, Louis K.C. Yasushi Hamano, and Josef Lakonishok. (1991). *Fundamentals and Stock Returns In-Japan*, **Journal of Finance**, 46, 1739-1789.
- Chopra, Navin. Josef Lakonishok. and Jay R. Ritter. (1992). *Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact*, **Journal of Financial Economics**, 31, 235-268.
- Davis, James L. (1994). *the Cross-Section of Realized Stock Returns: the Pre-COMPUSTAT Evidence*, **Journal of Finance**, 49, 1579-1593.
- Davis, James L. Eugene F. Fama. and Kenneth R. French. (2000). *Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929 To 1997*, **Journal of Finance**, 55, 389-406.
- Debondt, Werner F.M. and Richard H. Thaler. (1985). *Does the Stock Market Overreact*, **Journal of Finance**, 40, 557-581.
- Fama, F. and James D. Macbeth. (1973). *Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests*, **Journal of Political Economy**, 81, 607-636.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French. (1992). *the Cross-Section of Expected Stock Returns*, **Journal of Finance**, 47, 427-465.
- Fama, E. French, K. (1992). *the Cross-Section of Expected Returns*, **Journal of Finance**, 47, 427-465.
- Fama, E. French, K. (1993). *Common Risk Factors In the Returns On Stocks and Bonds*, **Journal of Financial Economics**, 33, 3-56.
- Fama, E.F. and K.R. French. (1995). *Size and Book-To-Market Factors In Earnings and Stock Returns*, **Journal of Finance**, 50, 131-155.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French., *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, **Journal of Finance**, 51, 55-84.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French. (1998). *Value Versus Growth: the International Evidence*, **Journal of Finance**, 53, New York 1975-1999.
- Haugen, R. (2001). **Modern Investment Theory**, Fifth Edition, Prentice Hall
- Jaffe, Jeffrey. Donald B. Keim. and Randolph Westerfield. (1989). *Earnings Yields, Market Values, and Stock Returns*, **Journal of Finance**, 44, 135-148.
- Lev, B. Thiagarajan, R. (1993). *Fundamental Information Analysis*, **Journal of Accounting Research**, 31, 190-215.
- Levhari, David. and Haim Levy. (1977). *the Capital Asset Pricing Model and the Investment Horizon*, **Review of Economics and Statistics**, 59, 92-104.
- Lintner, J. (1965). *Security Prices, Risk and Maximal Gains From Diversification*, **Journal of Finance**, 20, No 4 (December), 587-615.
- Mackinlay, A. Craig. (1995). *Multifactor Models Do Not Explain Deviations From the CAPM*, **Journal of Financial Economics**, 38, 3-28.

- Mossin, J. (1966). *Equilibrium In A Capital Asset Market*, **Econometrica**, 34, No 4 (October), 768-783.
- Nguyen, P. (2003). **Fundamental Analysis and Stock Returns: Japan**.
- Ou, J. Penman, S. (1989). *Financial Statement Analysis and the Prediction of Stock Returns*, **Journal of Accounting & Economics**, 11, 295-329.
- Nicholson, S. Francis. (1960). *Price/Earnings Ratios*, **Financial Analysts Journal**, 16, 43-45.
- Piotroski, J. (2000). *Value Investing: the Use of Historical Financial Statement Information To Separate Winners From Losers*, **Journal of Accounting Research**, 38 (Supplement 2000).
- Reilly, F. Brown, K. (2000). **Investment Analysis and Portfolio Management**, Six Edition, the Dryden Press.
- Rosenberg, Barr. Kenneth Reid. and Ronald Lanstein. (1985). *Persuasive Evidence of Market Inefficiency*, **Journal of Portfolio Management**, 11, 9-17.
- Sharpe, W. (1964). *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk*, the Journal of Finance, Sept, 425 – 442.