فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال ششم/ شماره بیست‌وسوم/ پائیز ۱۳۹۶

پیش‌بینی صرف ریسک سهام : شواهد تجربی از مدل ترکیبی PEG

علی رحمانی
دانشیار دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

محمد تشرفی
دانشجوی دکتری دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
mmad48@gmail.com

علی ثقفی
استاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

صابر شعری
استادیار دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۱/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۵/۰۱

چکیده

قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی و شناسایی عوامل ریسک مهم، از موضوعات بنیادی تئوری مالی است. در این تحقیق ابتدا با استفاده از بینش‌های مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، مدل ترکیبی PEG و مدل چهار عاملی توسعه داده شد. با بهره‌گیری از اطلاعات مالی ۲۷۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ابتدای ۱۳۸۵ تا پایان ۱۳۹۳، از روش‌شناسی سه مرحله‌ای و روش‌شناسی پرتفوی‌پژوهی برای محاسبه عوامل ریسک استفاده شد. نتایج حاصل از برآوردها نشان داد اولاً اثر اندازه معکوس، اثر ارزش معکوس و اثر PEG وجود دارد، ثانیاً مدل ترکیبی PEG نمی‌تواند صرف ریسک سهام را توضیح دهد، اما مدل چهار عاملی در مقایسه با سایر مدل‌ها، توانایی بالاتری در توضیح صرف ریسک دارد. فعالان بازار می‌توانند از نتایج این تحقیق برای بهبود عملکرد سرمایه‌گذاری استفاده نمایند و به فعالان دانشگاهی پیشنهاد می‌گردد مدل‌های توسعه داده شده در این تحقیق را مورد آزمون قرار دهند.

واژه‌های کلیدی: مدل ترکیبی PEG، اثر اندازه، اثر ارزش، اثر PEG، صرف ریسک سهام.

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

اساساً یافتن مدل قیمت‌گذاری دارایی مالی مناسب و نیز آزمون آن در دانش مالی دشوار است. در کاربردها و صنعت سرمایه‌گذاری، گاهی به دلیل سادگی از مدل‌های تجربی نظیر مدل بازار، مدل شاخصی، مدل سه عاملی و یا چهار عاملی استفاده می‌شود، بدون اینکه آزمونی از قدرت پیش‌بینی کنندگی این مدل‌ها انجام شود. این واقعیت منجر به خطاهای قیمت‌گذاری معنادار می‌شود و در نهایت هدف استفاده‌کنندگان از مدل‌های قیمت‌گذاری که کسب حداکثر بازدهی است، تحقق نمی‌یابد. در هر حال، تجزیه و تحلیل بنیادی به عنوان پایه و اساس کار تحلیل‌گری که از آن برای پیش‌بینی بازدهی استفاده می‌کند، زمانی بهره‌وری خواهد داشت که با مدل قیمت‌گذاری مناسبی همراه باشد. از متغیرهای بنیادی که در تجزیه و تحلیل‌ها کاربرد دارد، نسبت قیمت به درآمد (P/E) و نرخ رشد (g) سهام است. بنابراین، یکی از نسبت‌های مهم تعیین کننده نرخ بازدهی شرکت‌ها، نسبت PEG[1] است که می‌تواند به‌عنوان نماینده صرف ریسک معرفی شود. بنابراین با توجه به اینکه تعیین نماینده معتبر برای صرف ریسک و بازده سهام، موضوع اغلب تئوری‌های مالی است، در این پژوهش با بررسی همزمان سه چارچوب تئوریک، نماینده معتبری برای بازده سهام ایجاد می کنیم، این سه چارچوب عبارتند از: چارچوب ارزش فعلی خطی لگاریتمی کمپل و شیلر (b، a، ۱۹۸۸)، مدل CAPM ، و نسبت‌های PEG مقطعی. در این پژوهش، ابتدا ارتباط محتوای اطلاعاتی نسبت PEG با بازدهی سهام بررسی می شود. با فرض محتوای اطلاعاتی، نسبت PEG می‌تواند به عنوان نماینده‌ای برای بازده مورد انتظار عمل نماید (Fama and French, 1988; Goetzmann and Jorion, 1993). علاوه بر این، همزمان می‌توان از مبنای تئوریک مدل CAPM که برتری قابل ملاحظه‌ای نسبت به سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارد نیز استفاده کرد. صرف سهام عادی[2] (بازده سهام منهای بازده بدون ریسک) محور بسیاری از مطالعات مالی بوده است. علی رغم اهمیت این متغیر در مدل CAPM و تصمیمات تخصیص دارایی، اندازه غیر عادی این صرف هنوز تا حدودی به عنوان یک معما مطرح است. توضیح تئوریکی کاملی در دسترس نیست که صرف سهام عادی را توضیح دهد، همچنین توافق فراگیری در مورد چگونگی پیش‌بینی آن وجود ندارد. به طور کلی در ادبیات موضوعی، محققان صرف سهام عادی را به موارد زیر نسبت می‌دهند: (۱) نرخ بازدهی که به طور کامل اطلاعات موجود را منعکس می‌کند (فرضیه بازار کارا) (Fama, 1970)، (۲) واکنش عقلایی به عوامل کلان اقتصادی (Cochrane, 1994)یا (۳) تغییرات غیر عقلایی حاصل از تمایلات (سوگیری های) سرمایه گذار (Blanchard, 1993).

لذا مطابق با توضیح (۱)، مدل CAPM نشان دهنده شهودی است که در آن داده‌های مقطعی حاوی اطلاعاتی در سطح کل (تجمعی) می‌باشد: اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک از طریق بتای سهم، به معنای اندازه گیری پاداش تحمل یک واحد بتا است که معادل با صرف ریسک مورد انتظار بازار است. بنابراین، بار عاملی برآورده شده بر روی بتای سهم در مقابل بازده سهام (نماینده بازده سهام) در رابطه مقطعی، به عنوان معیار اطلاعاتی صرف ریسک بازار در رابطه سری زمانی عمل می‌کند. به علاوه، به این دلیل که منابع بنیادی ریسک در بازار سهام با مشخصه‌های بنیادی اقتصاد در ارتباط می‌باشد (Cochrane, 2001)، برآورد مقطعی از بتای صرف ریسک می‌تواند بینشی از فعالیت های کلان اقتصادی آتی فراهم نماید (توضیح ۲). تمرکز بر نسبت PEG این

Archive of SID

www.SID.ir

حسن را دارد که بر اساس چارچوب ارزش فعلی خطی/لگاریتمی، این نسبت قادر به تفکیک بازده مورد انتظار سهم از رشد مورد انتظار جریان نقد است، و بدین ترتیب در مقایسه با نسبت‌های ارزش گذاری متعارف نظیر نسبت قیمت به سود نقدی، نسبت قیمت به سود، و نسبت قیمت به ارزش دفتری، نماینده بهتری برای بازده مورد انتظار است.

به طور خاص، به دست آوردن مدل ترکیبی PEG و برقراری ارتباط تئوریک بین نسبت PEG و بازده مورد انتظار، از اهمیت زیادی در ادبیات مالی برخوردار است. لذا استخراج اطلاعات از نسبت‌های PEG می‌تواند در تعیین نماینده‌ای برای صرف ریسک بازار سهام، بسیار کمک کننده باشد و به غنی‌تر شدن ادبیات موضوعی نیز منجر شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مطابق با مدل CAPM، صرف بازدهی به ازای هر واحد از بتا، صرف ریسک مورد انتظار سهام یا بازده مورد انتظار سبد وزنی ارزشی متشکل از دارایی‌های ریسکی منهای نرخ بازده بدون ریسک است:

$$E_{t-1}(R_{i,t}) - R_{rf,t-1} = \beta_{i,t-1}[E_{t-1}(R_{M,t}) - R_{rf,t-1}] \qquad (۱)$$

در معادله بالا $R_{i,t}$ بازده ساده دارایی iام در دوره t است. $R_{rf,t-1}$ نرخ بازده بدون ریسک در طول دوره t که در پایان دوره $t-1$ معلوم می‌باشد. $R_{M,t}$ بازدهی ساده سبد (بازار) وزنی ارزشی متشکل از دارایی‌های ریسکی است. $\beta_{i,t-1}$ یا بتای سهم iام، ضریب رگرسیون $R_{i,t}$ بر روی $R_{M,t}$ است که در زمان t-1 معلوم می‌باشد و $E_{t-1}(R_{m,t}) - R_{rf,t-1}$ صرف ریسک مورد انتظار بازار است.

به لحاظ شهودی، بازده مورد انتظار بالاتر سهم iام (که هم از طریق بتای بالاتر یا صرف سهام بالاتر یا هر دو حاصل می شود) باید به قیمت پایین‌تر برای سهم منجر شود. مطابق با این شهود، گوردون (Gordon,1962) مدل ارزش‌گذاری سهام ارائه می‌کند که می‌توان آن‌را معکوس کرد تا صرف ریسک پیش‌بین[۳] به‌دست آورد:

$$\frac{D_i}{P_i} - R_{rf} + E(g_i) = E(R_i) - R_{rf} \qquad (۲)$$

معادله بالا بیان می‌کند که بازده سهم برابر با بازده نقدی منهای نرخ بدون ریسک به اضافه نرخ رشد مورد انتظار سود نقدی (g) است.

با مرتب کردن معادله (۲)، و با جایگزینی پیش‌بینی مدل CAPM از بازدهی مورد انتظار و این فرض که بتا و نرخ بدون ریسک ثابت می‌باشد، مدل زیر حاصل می شود:

$$\frac{D_{i,t}}{P_{i,t-1}} \approx \beta_i E_{t-1}[R_{M,t} - R_{rf}] - E(g_i - R_{rf}) \qquad (۳)$$

Archive of SID

www.SID.ir

در یک حالت منطقی که صرف ریسک مورد انتظار سهام مثبت می‌باشد، بازده نقدی سهم iام به سه دلیل می‌تواند بالا باشد. اولاً، سهم می‌تواند بتای بالاتر داشته باشد. ثانیاً، صرف ریسک به ازای هر واحد از بتا، به عبارتی صرف ریسک مورد انتظار سهام، می‌تواند بالاتر باشد. و نهایتاً اینکه می‌توان انتظار داشت سود نقدی در آینده با نرخ کمتری رشد نماید.

معادله (۴) به معیار مقطعی از صرف ریسک سهام منجر می شود. به سادگی بازده نقدی مقطعی بر روی بتاها و رشد مورد انتظار سود نقدی رگرس می شود،

$$\frac{D_{i,t}}{P_{i,t-1}} \approx \lambda_{0,t-1} + \lambda_{1,t-1}\beta_i + \lambda_{2,t-1}E(g_i) \qquad (۴)$$

چنانچه صرف ریسک مورد انتظار بازار ثابت باشد، $\lambda_{1,t-1}$ صرف ریسک مورد انتظار بازار را حاصل می‌کند که این موضوع ایده تحقیق حاضر می‌باشد. سپس با استفاده از این اندازه‌گیری، صرف ریسک دوره بعد سهام پیش‌بینی می‌شود. محدودیت مدل گوردون این است که بازده مورد انتظار و رشد مورد انتظار باید ثابت باشد و لذا استفاده از مدل گوردون جهت به دست آوردن بازده مورد انتظار متغیر زمانی، در اصل و به لحاظ درونی، ناسازگار است. تفسیر معادله (۴) با استفاده از مدل تنزیل سود نقدی خطی/لگاریتمی کمپل و شیلر (a، b، ۱۹۸۸) که امکان بازده مورد انتظار متغیر زمانی را فراهم می‌کند، مشکل فوق را بر طرف می‌کند. چنانچه مراحل قبل با استفاده از مدل کمپل/شیلر تکرار شود و فرض شود که صرف ریسک مورد انتظار سهام تک دوره‌ای ($E_{t-1}[R_{M,t} - R_{rf}]$) از فرایند خود رگرسیونی مرتبه اول پیروی می‌کند و بنابراین صرف ریسک مورد انتظار تک دوره‌ای به طور خطی با ضریب رگرسیون چندگانه ($\lambda_{1,t-1}$) رابطه دارد.

کمپل و شیلر (1988a, b) نشان دادند که نسبت قیمت به سود نقدی سهم را می‌توان به صورت تابع خطی از نرخ بازده مورد انتظار بلندمدت و نرخ رشد بلندمدت مورد انتظار سود نقدی سهم بیان کرد. به عبارتی:

$$pd_t = E_t[\sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1}\Delta d_{t+j} - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} r_{t+j}] + k_t \qquad (۵)$$

که pd_t نسبت لگاریتم قیمت به سود نقدی در زمان t، و E_t نشان دهنده انتظارات سرمایه گذاران بر اساس اطلاعات در دسترس در زمان t، Δd_{t+j} رشد سود نقدی در t+j که به صورت تغییر در لگاریتم سود نقدی هر سهم محاسبه شده، r_{t+j} تغییر در لگاریتم قیمت در طول دوره t+j، ρ مقدار ثابتی است که کمتر از ۱ بوده و می‌توان به عنوان عامل تنزیل در نظر گرفت، و k_t خطای تقریب است.

معادله (۵) بیان می‌کند که نسبت لگاریتم قیمت به لگاریتم سود نقدی برابر با ارزش فعلی تمامی نرخ های رشد سود نقدی مورد انتظار آتی منهای ارزش فعلی تمامی نرخ های بازده مورد انتظار آتی است. با پیروی از همین منطق، نلسون (۱۹۹۹) و شارپ (۲۰۰۲)، نسبت لگاریتم قیمت به سود را به صورت زیر بیان می کنند:

Archive of SID

www.SID.ir

$$pe_t = \sum_{j=1}^{j-1} \rho^{j-1} E_t(\Delta e_{t+j}) - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} E_t(r_{t+j}) + k_t \qquad (۶)$$

که pe_t نسبت لگاریتم قیمت به سود در زمان t است، Δe_{t+j} رشد سود در زمان t+j است و به صورت تغییر لگاریتم سود هر سهم محاسبه می شود، و k_t خطای تقریب است. به شیوه‌ای مشابه، ولتیناهو (۲۰۰۲) مدل لگاریتم ارزش دفتری به ارزش بازار را توسعه داد، و ژانگ و لی (۲۰۰۷) مدل هم انباشتگی غیرخطی[۴] با نسبت‌های ارزش‌گذاری پیشنهاد دادند. بدین ترتیب، این مدل های لگاریتمی/خطی کاربردهای اقتصادی با اهمیتی بر روی نسبت‌های ارزش گذاری سنتی نظیر نسبت قیمت به سود نقدی، نسبت قیمت به سود، یا نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حاصل می‌کند: این نسبت‌های ارزش گذاری (لگاریتمی) نیز در صورتی که بابت نرخ رشد آتی عوامل بنیادی مورد تعدیل قرار بگیرد، پیش‌بینی بهینه از ارزش تنزیل شده تمامی بازده های مورد انتظار آتی است، یا اگر بابت بازده های مورد انتظار آتی مورد تعدیل قرار بگیرد، پیش‌بینی بهینه از ارزش تنزیلی تمامی نرخ های رشد آتی عوامل بنیادی حاصل می‌کند.

همچنین، مدل خطی/لگاریتمی بالا پیشنهاد می‌دهد که نسبت‌های ارزش گذاری سنتی مشترکاً توسط جریان های نقد مورد انتظار بلندمدت و یا نرخ های تنزیل مورد انتظار بلندمدت تعیین می شود. از سوی دیگر، زمانی که تغییرات در نسبت‌های ارزش گذاری به دلیل تغییر نرخ رشد بنیادی مورد انتظار نیز می‌باشد نسبت‌های ارزش گذاری سنتی صرفاً نماینده های اخلالی برای بازده مورد انتظار می‌باشد، (Fama and French, 1988; Goetzmann and Jorion, 1993).

در هر حال، چنانچه از خطای تقریب چشم پوشی کنیم، می‌توان معادله (۶) را به صورت زیر بیان کرد:

$$pe_t = ltg_t - ltr_t \qquad (۷)$$

که رشد بلندمدت سود برابر با $ltg_t = \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} E_t(\Delta e_{t+j})$ و بازده مورد انتظار بلندمدت برابر است با $ltr_t = \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} E_t(r_{t+j})$.

توجه کنید که نسبت ابتکاری ارزش گذاری مورد استفاده گسترده یعنی نسبت PEG، به صورت نسبت قیمت به سود تقسیم بر نرخ رشد سود تعریف می شود. به عبارتی:

$$PEG_t = \frac{P_t/E_t}{g_t} \qquad (۸)$$

با پیروی از ژانگ و کانگ (Jiang and kang, 2012) و گرفتن لگاریتم از دو طرف معادله (۸) و استفاده از از معادله (۷)، مدل PEG مورد استفاده در این تحقیق را به صورت معادله زیر به دست می‌آوریم:

Archive of SID

www.SID.ir

$$Log(PEG_{i,t}) = pe_t - ltg_t = -ltr_t \quad (۹)$$

با بسط مدل ارزش فعلی خطی/لگاریتمی از نسبت‌های ارزش‌گذاری سنتی به نسبت PEG، این چارچوب مبنای تئوریک برای ارزش گذاری ابتکاری[۵] فراهم کرده و لذا کمک می نماید تا شهود مالی مرتبط با ریسک (بلندمدت) را به داستان قاعده سرانگشتی نسبت PEG وارد نماییم. به طور خاص، معادله (۹) نشان می‌دهد که نسبت PEG به طور معکوس با بازده مورد انتظار (بلندمدت) ارتباط دارد: نسبت PEG بالاتر (پایین‌تر) به معنای بازده مورد انتظار پایین‌تر (بالاتر) می‌باشد. بنابراین، نسبت PEG می‌تواند به عنوان نماینده‌ای برای بازده مورد انتظار عمل نماید. علاوه بر این، به این دلیل که ضرایب ارزش گذاری سنتی همچون نسبت قیمت به سود، نسبت قیمت به سود نقدی، و نسبت قیمت به ارزش دفتری هم با بازده مورد انتظار و هم با رشد بنیادی مورد انتظار ارتباط دارد، تفکیک بازده مورد انتظار از رشد مورد انتظار به شکلی که معادله (۹) بیانگر آن است، نشان می‌دهد که نسبت PEG حاوی اخلال (نویز) کمتر بوده و در مقایسه با نسبت‌های ارزش‌گذاری سنتی می‌تواند حاوی اطلاعات بیشتری داشته باشد.

ارتباط بین نسبت PEG با مدل CAPM

مدل CAPM بیان می‌کند که صرف ریسک سهام، نسبتی از صرف ریسک بازار است که نسبت، بتای سهم است. به عبارتی:

$$E(r_{i,t+1}) - r_{f,t} = r_{f,t} + \beta_{i,t}[E(r_{m,t+1}) - r_{f,t}] \quad (۱۰)$$

چنانچه بازده مورد انتظار بلندمدت (ltr_t) نماینده ای برای بازده مورد انتظار $[E_t(r_{t+1})]$ در بلندمدت باشد، در این صورت می‌توانیم معادله (۹) و معادله (۱۰) را ترکیب نماییم و رابطه زیر را به دست آوریم:

$$-Log(PEG_{i,t}) \approx r_{f,t} + \beta_{i,t}[E(r_{m,t+1}) - r_{f,t}] \quad (۱۱)$$

معادله (۱۱) نشان می‌دهد که نسبت PEG یک شرکت، رابطه خطی/لگاریتمی با صرف ریسک بازار دارد. به خوبی شناخته شده است که صرف ریسک بازار، عموماً مثبت می‌باشد. ژانگ و کانگ (۲۰۱۲) با استفاده از مدل بالا نشان دادند داده‌های مقطعی حاوی اطلاعات مفیدی درباره بازار سهام می‌باشند. در هر حال، در معادله (۱۱)، نسبت PEG یک شرکت می‌تواند در سه مورد ذیل پایین باشد: (۱) زمانی که صرف ریسک بازار بالا است؛ (۲) زمانی که نرخ بهره بدون ریسک بالا است؛ و (۳) زمانی که شرکت بتای مثبت داشته و بتا بالا می‌باشد. دو حالت اول زمانی به وجود می‌آید که اقتصاد در رکود بوده و شرایط کسب و کار ضعیف باشد، و مورد سوم غالباً زمانی برای شرکت رخ می‌دهد که آن شرکت تغییرات همزمان حساس به بازار در جهتی یکسان داشته باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

معادله (۱۱) شهودی کلیدی برای ساخت نماینده پیش‌بین صرف ریسک بازار بر اساس نسبت‌های مقطعی PEG فراهم می‌کند. این شهود مشابه با شهود مورد استفاده در آزمون تجربی مدل CAPM است. به عبارتی، می‌توانیم به طور مقطعی نسبت PEG شرکت‌ها را در مقابل بتای شرکت‌ها برازش کنیم تا در هر زمان، بارهای عاملی بر روی بتاهای شرکت را برآورد کنیم و چنین ضریب برآورده شده‌ای، نماینده قیمت ریسک (بتا) می‌باشد که صرف ریسک مورد انتظار بازار را حمل می‌کند. بنابراین، با استفاده از اطلاعاتی موجود در نسبت PEG در مدل‌های قیمت‌گذاری سنتی همچون مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، می‌توان قدرت توضیح‌دهندگی آن اطلاعات را مورد آزمون قرار داد. در این زمینه، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) نتیجه‌گیری می‌کنند که مدل CAPM در دوره پس از ۱۹۶۳ نمی‌تواند صرف ارزش را توضیح دهد. فاما و فرنچ یافتند اگرچه مدل سه عاملی الگوهای بازدهی مربوط به صرف اندازه و صرف ارزش را در سال‌های پس از ۱۹۶۲، بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) توضیح می‌دهد، اما توضیح الگوهای بازدهی مدل سه عاملی از حالت کامل بسیار فاصله داشت. در تحقیق جدیدی که فاما و فرنچ (۲۰۱۲) در چهار منطقه جغرافیایی (آمریکای شمالی، اروپا، ژاپن، و آسیا) انجام دادند، صرف ارزش در میانگین بازدهی گزارش شد که به استثای ژاپن، صرف ارزش با افزایش اندازه، کاهش می‌یافت. همچنین، آن‌ها یافتند که میانگین بازدهی سهام شرکت‌های کوچک در مقایسه با سهام شرکت‌های بزرگ، بزرگ‌تر است. آزمون آن‌ها از مدل‌های قیمت‌گذاری، نشان داد مدل‌های قیمت‌گذاری، اثر ارزش و اثر مومنتوم در میانگین بازده‌های کشورهای بین المللی را به طور قابل قبولی توضیح می‌دهد. در هر حال، نتایج آزمون این محققان نشان داد مدل‌های قیمت‌گذاری میانگین بازدهی پرتفوی‌های تشکیل شده بر مبنای اندازه-B/M را به طور معناداری توضیح می‌دهد، اما بازدهی پرتفوی‌های تشکیل شده بر مبنای اندازه-مومنتوم را توضیح نمی‌دهد (Fama and French, 2012). در بازار سرمایه ایران، خانی و ابراهیم زاده (۱۳۹۰) مدل CAPM چند عاملی را آزمون کرده و نتیجه گیری کردند که بتا می‌تواند بازده سهام را توضیح دهد، اما رابطه بتا و بازده در شرایط صعودی و نزولی متفاوت است. همچنین، رحمانی و سعیدی (۱۳۸۷) نیز با استفاده از نسبت‌های مالی (حسابداری)، شواهدی از توانایی اقلام صورت‌های مالی (از جمله رشد سود خالص به فروش) برای پیش‌بینی بازده سهام ارائه کردند. یعقوب‌نژاد و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از اهرم مالی به عنوان عامل تبیین کننده بازدهی سهام، نتیجه‌گیری کردند که هر چه اهرم مالی بازار افزایش یابد، بازدهی نیز افزایش می‌یابد و لذا مدل آن‌ها صرف ریسک سهام را بهتر توضیح می‌داد. بیدگلی و همکاران (۱۳۸۷) شش مدل ارزش‌گذاری (گوردن، تنزیل سود تقسیمی دو مرحله ای، تنزیل جریانات نقد آزاد قابل پرداخت به سهامداران، ارزش فعلی تعدیل شده، نسبت قیمت بـه عایـدات و عایـدات پـسماند) را از نظر تشابه با قیمت‌های بازار مورد مقایسه قرار دادند. آن‌ها نتیجه‌گیری کردند مدل نسبت قیمت به عایدات صحیح‌ترین تخمین‌ها را از قیمـت بازار ارائه می‌دهد، در حالی‌که مدل‌های عایدات پسماند و تنزیل جریانات نقد دارای کمترین دقـت می‌باشند. در هر حال، از این لحاظ که این محققان قیمت‌های بازار را به‌عنوان مبنا برای سنجش دقت مدل‌های قیمت‌گذاری در نظر گرفتند، نمی‌توان به نتیجه‌گیری آن‌ها اتکاء کرد. بدری و رجبی (۱۳۹۲) نیز با مقایسه مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل چهار عاملی که عامل چهارم آن نوسان‌پذیری بود، نشان دادند که اولاً شرکت‌های بزرگ در مقایسه

Archive of SID

www.SID.ir

با شرکت‌های کوچک و نیز شرکت‌های رشدی در مقایسه با شرکت‌های ارزشی، بازدهی بالاتری دارند (مغایرت با یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بود). ثانیاً مدل چهار عاملی ارائه شده توسط آن‌ها که در آن عامل انحراف معیار عامل اضافه شده به مدل سه عاملی بود، قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری داشت. به‌طور خلاصه می‌توان پیشینه تحقیقات مرتبط را به صورت جدول (۱) ارائه کرد.

جدول (۱): خلاصه تحقیقات پیشین

محققان	موضوع	نتایج
کلی و پرویت (2013)	تدوین مدل عاملی پویا	نسبت‌های ارزش‌گذاری مقطعی حاوی اطلاعات سودمندی درباره انتظارات سرمایه‌گذار می‌باشد.
فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	مدل سه عاملی	مدل CAPM در دوره پس از ۱۹۶۳ نمی‌تواند صرف ارزش را توضیح دهد. فاما و فرنچ یافتند اگرچه مدل سه عاملی الگوهای بازدهی مربوط به صرف اندازه و صرف ارزش را در سال‌های پس از ۱۹۶۲، بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) توضیح می‌دهد، اما توضیح الگوهای بازدهی مدل سه عاملی از حالت کامل بسیار فاصله داشت.
ژانگ و کانگ (۲۰۱۲)	نسبت PEG و صرف سهام	نسبت PEG حاوی اطلاعات سودمند درباره قیمت سهام است و عامل ریسک محاسبه شده، توانایی پیش‌بینی صرف سهام را دارد.
خانی و ابراهیم زاده (۱۳۹۰)	آزمون مدل شرطی چند عاملی CAPM	مدل CAPM چند عاملی را آزمون کرده و نتیجه گیری کردند که بتا می‌تواند بازده سهام را توضیح دهد، اما رابطه بتا و بازده در شرایط صعودی و نزولی متفاوت است.
رحمانی و سعیدی (۱۳۸۷)	ارزیابی عملکرد مدل‌های لاجیت در پیش بینی بازده سهام	با استفاده از نسبت‌های مالی (حسابداری)، شواهدی از توانایی اقلام صورت‌های مالی (از جمله رشد سود خالص به فروش) برای پیش‌بینی بازده سهام ارائه کردند.
بدری و رجبی (۱۳۹۲)	مقایسه مدل سه عاملی و مدل چهار عاملی	شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک و نیز شرکت‌های رشدی در مقایسه با شرکت‌های ارزشی، بازدهی بالاتری دارند

در هر حال، در این تحقیق با استفاده از مبانی نظری نهفته در مدل CAPM، مدل CAPM مبتنی بر نسبتPEG توسعه داده می‌شود. همچنین، مدل سه عاملی فاما و فرنچ که همزمان از بینش تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و مدل‌های عاملی بهره می‌برد، برآورد شده و قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های قیمت‌گذاری مورد بحث در این تحقیق با یکدیگر مقایسه می‌شود. به طور خلاصه، مزایا و معایب این مدل‌های قیمت‌گذاری در جدول (۲-۲) ارائه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۲): مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی

مدل قیمت‌گذاری	مزایا	معایب
مدل CAPM	بیانی صریح از رابطهٔ بازده مورد انتظار- بتا برای همهٔ دارایی‌ها ارائه می‌دهد.	مفروضات محدود کننده زیادی در مدل وجود دارد، به طور خاص: برمبنای سبد غیرقابل‌مشاهده بازار استوار است. بر کارایی میانگین-واریانس سبد بازار استوار است. همه سرمایه‌گذاران عقلایی بوده و بهینه‌ساز میانگین بازدهی-واریانس هستند. سرمایه‌گذاران انتظارات همگنی از بازدهی و ریسک دارند. مالیات و هزینه معاملات وجود ندارد. امکان فروش استقراضی و وام‌گیری با نرخ بهره بدون ریسک وجود دارد.
مدل APT	صرفاً بر این فرض استوار است که تعادل منطقی در بازارهای سرمایه مانع از ایجاد فرصت‌های آربیتراژ می‌شود. تئوری APTبه‌مفروضات محدودکنندهٔ مدل CAPMو سبد سرمایه‌گذاری غیر قابل‌مشاهده بازار نیاز ندارد. فرض تعادل بازار وجود ندارد.	رابطه بازده مورد انتظار- بتا برای تعداد کمی از اوراق بهادار برقرار است. به‌عبارتی تئوری APT رابطه بازدهی با بتا را برای همهٔ اوراق بهادار و در همهٔ زمان‌ها تضمین نمی‌کند. بر شرایط بدون آربیتراژ تمرکز می‌کند، درنتیجه، این تئوری بدون مفروضات اضافی از مدل بازار یا شاخص نمی‌تواند از انحراف رابطهٔ بازده مورد انتظار- بتا برای هر دارایی خاص جلوگیری کند. عوامل ریسک که بازده سهام را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و تعداد آن‌ها را مشخص نمی‌کند.
مدل سه عاملی	بیانی صریح از رابطهٔ بازده مورد انتظار- بتا برای همهٔ دارایی‌ها ارائه می‌دهد. عوامل ریسک (اندازه، نسبتB/M و بازار) که بازده سهام را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد را مشخص می‌کند. فرض تعادل بازار وجود ندارد.	عوامل ریسک بنیادی را شناسایی نمی‌کند. به عبارتی، فرض می‌شود که عوامل اندازه و ارزشی(رشدی) نماینده‌ای برای ریسک‌های بنیادی ناشناخته می‌باشد.
مدل ترکیبی	تقریباً مفروضات محدود کننده مدل CAPM نظیر سبد بازار و کارایی میانگین-واریانس آن وجود ندارد. می‌تواند از بینش مدل‌های تئوریک نظیر مدل CAPM، تئوری APT و مدل سه عاملی بهره برد.	چنانچه از بینش مدلCAPM استفاده شود و با روش‌شناسی فاما و مکبث (Fama and Macbeth, 1973) اجرا شود، به‌نظر می‌رسد محدودیتی نخواهد داشت.

Archive of SID

www.SID.ir

۳- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه (۱): مدل ترکیبی PEG توانایی پیش‌بینی صرف ریسک بازار را دارد.

فرضیه (۲): مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، می‌تواند صرف ریسک را توضیح دهد.

فرضیه (۳): مدل چهار عاملی، قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری نسبت‌به مدل سه عاملی دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از لحاظ هدف، از نوع تحقیقات کاربردی بوده و از لحاظ ماهیت و روش از نوع مطالعات پس رویدادی[۶] (بر مبنای تجزیه‌تحلیل اطلاعات مشاهده شده) است. پژوهش حاضر می‌کوشد با استفاده از داده‌های سری زمانی، و مقطعی بازده سهام و نسبت PEG، به آزمون فرضیه‌های تحقیق بپردازد.

مدل‌های تجربی تحقیق

با توجه به رابطه شهودی بین مدل CAPM و نسبت PEG که قسمت قبل (معادله ۱۱) ارائه شد، در این بخش به معرفی مدل‌های تجربی که مورد آزمون قرار خواهد گرفت، پرداخته می شود. بنابراین، ابتدا بتای هر شرکت در پایان هر ماه از طریق رگرسیون سری زمانی ذیل برآورد می‌شود:

$$\bar{r}_{i,t} - r_{f,t} = a_i + \beta_{i,t}(\bar{r}_{m,t} - r_f) \qquad (۱۲)$$

که $\bar{r}_i$ بازده سهام شرکت iاُم، $\bar{r}_m$ بازده شاخص کل بورس، r_f نرخ سود ماهانه اوراق مشارکت به عنوان نرخ بازده بدون ریسک، β_i بتای برآورد شده شرکت iاُم و a_i ضریب عرض از مبدأ برآورد شده است. در مرحله دوم، در هر ماه رگرسیون مقطعی زیر برآورد می‌شود:

$$-Log(PEG_i) = \alpha + \lambda_{PEG}(\beta_i) \qquad (۱۳)$$

که PEG_i نسبت P/E تقسیم بر رشد درآمد فروش شرکت iاُم است، و β_i بتای برآورد شده شرکت iاُم از طریق معادله (۱۲) می‌باشد. در مرحله آخر، مدل رگرسیون سری زمانی ذیل برآورد می‌شود:

$$r_m(t) - r_f(t) = \alpha + \gamma\lambda_{PEG}(t) \qquad (۱۴)$$

که $r_m(t)$ نرخ بازده ماهانه شاخص کل بورس، $r_f(t)$ نرخ بازده ماهانه اوراق مشارکت دولتی، و $\lambda_{PEG}(t)$ ضرایب برآورده شده از طریق مدل (۱۳) است. در پایان، عامل برآورد شده $\lambda_{PEG}(t)$ به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۱) اضافه می‌شود:

Archive of SID

www.SID.ir

$$R_i(t) - R_f(t) = a_i + \beta_i[R_M(t) - R_f(t)] + s_i SMB(t) + h_i HML(t) + \lambda_{PEG}(t) + e_i(t) \quad (۱۵)$$

برای برآورد مدل سه عاملی تعدیل شده با عامل PEG، ابتدا در پایان هر سال، سهام بر اساس ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (عامل اندازه) به دو گروه شرکت‌های کوچک و بزرگ طبقه‌بندی می‌شود و سپس شرکت‌های موجود در هر دو طبقه بر مبنای نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (B/M) به سه گروه شرکت‌های ارزشی، شرکت‌های معمولی و شرکت‌های رشدی طبقه‌بندی می‌شود و با استفاده از رویکردی مشابه با رویه فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، بر مبنای اندازه-نسبتB/M تعداد ۶پرتفوی ایجاد می‌شود تا به عنوان دارایی‌های سمت چپ در مدل‌های رگرسیونی قیمت‌گذاری مورد استفاده قرار بگیرد (جدول ۳).

سهام شرکت‌های بزرگ، سهام قرار گرفته در بین شرکت‌های موجود در طبقه بالاتر از ۸۰٪، و سهام شرکت‌های کوچک سهام موجود درطبقه پایین‌تر از ۲۰٪ از نظر ارزش بازار است. نقاط دهک‌بندی بر اساس نسبت B/Mدر ماتریس ۲×۳، صدک ۳۰اُم و صدک ۷۰اُم نسبت B/Mبرای سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک است که ارزش دفتری سهام در پایان سال مالی دوره قبل (t-1) و ارزش بازار سهام در پایان هر ماه مورد استفاده قرار می‌گیرد.

جدول (۳). ماتریس اندازه-ارزشی

نسبت B/M / اندازه	ارزشی (طبقه بالای ۷۰٪ از نظر B/M)	معمولی (طبقه بین ۳۰٪ و ۴۰٪ از نظر B/M)	رشدی (طبقه پایین ۳۰٪ از نظر B/M)
کوچک (طبقه پایین‌تر از ۲۰٪ از نظر ارزش بازار)	پرتفوی کوچک ارزشی (SV)	پرتفوی کوچک طبیعی (SN)	پرتفوی کوچک رشدی (SG)
بزرگ (طبقه بالاتر از ۸۰٪ از نظر ارزش بازار)	پرتفوی بزرگ ارزشی (BV)	پرتفوی بزرگ طبیعی (BN)	پرتفوی بزرگ رشدی (BG)

تقاطع سطرها و ستون‌ها در ماتریس ۲×۳ که بر مبنای اندازه و نسبت B/M مرتب شده است، شش پرتفوی ایجاد می‌کند: SG، SN، SV، BG، BN و BV، که S و B نشان‌دهنده کوچک و بزرگ است، و G، N و V به ترتیب نشان‌دهنده رشدی بودن (۳۰٪پایین)، معمولی بودن (۴۰٪ میانه)، و ارزشی بودن (۳۰٪ بالا) است. برای هر پرتفوی، بازده ماهانه از ابتدای فروردین سال t تا پایان اسفند سال t+1 محاسبه می‌شود. عامل اندازه یعنی عامل SMB در ماتریس ۲×۳ مرتب شده بر اساس اندازه-نسبت B/M، میانگین هم‌وزن بازده‌های سه پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های کوچک منهای میانگین بازده‌های سه پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ است، به عبارت دیگر:

$$SMB = \frac{SG + SN + SV}{3} - \frac{BG + BN + BV}{3} \quad (۱۶)$$

Archive of SID

www.SID.ir

همچنین، بازده‌های ارزشی-رشدی برای سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ به صورت HML_S=SV-SG و HML_B=BV-BG ایجاد می‌شود و معیارHML میانگین هم‌وزن HML_S و HML_B است. یا به عبارت دیگر، معیار HML را می‌توان با معادله زیر به‌دست آورد:

$$HML = \frac{SV + BV}{2} - \frac{SG + BG}{2} \quad (۱۷)$$

نمونه پژوهش

نمونه تحقیق شامل ۲۷۰ شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ابتدای ۱۳۸۵ تا پایان ۱۳۹۳ است، اما به دلیل الزام داشتن نسبت PEG مثبت برای شرکت‌ها، موارد فیلترینگ ذیل اعمال شده است:

۱) حذف برخی شرکت‌ها به دلیل داشتن نسبت P/E منفی در برخی سال‌ها.

۲) حذف برخی شرکت‌ها به دلیل داشتن نرخ رشد درآمد فروش منفی در برخی سال‌ها.

بنابراین، در برخی سال‌ها تعداد شرکت‌های نمونه به کمتر از ۲۷۰ شرکت می‌رسد.

با توجه قلمرو زمانی ۹ساله تحقیق، از داده‌های ماهانه متغیرها [نرخ بازده ماهانه، نرخ بازده ماهانه اوراق مشارکت دولتی، قیمت پایانی سهام، نرخ بازده شاخص کل قیمتی و نقدی (TEDPIX) بورس اوراق بهادار تهران (به عنوان نرخ بازده سبد بازار)، نسبت P/E سهام شرکت‌ها، نرخ رشد درآمد فروش، و لگاریتم PEG] در برآورد مدل‌ها استفاده می‌شود. منبع گردآوری داده‌های تحقیق، پایگاه داده کدال و پایگاه داده شرکت فناوری بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

۵- یافته‌های پژوهش

جدول (۴) آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مدل‌های تحقیق را نشان می‌دهد. آماره جارک-برا[۷] نشان می‌دهد که همه متغیرهای تحقیق در سطح داده‌های تلفیقی[۸] غیر نرمال می‌باشد. نرخ بازده شاخص کل نیز که به شکل سری زمانی ارائه شده است، در سطح ۱٪ نرمال می‌باشد. نرمال نبودن داده‌های متغیرها در سطح شرکت‌ها، به دلیل تفاوت شرکت‌ها از نظر عوامل قیمت، سود و رشد می‌باشد. آماره t نشان می‌دهد که تمامی متغیرها (به استثنای صرف ریسک شاخص کل) به طور معنادار از صفر متفاوت می‌باشد.

جدول (۵) آمار توصیفی متغیرهای به‌دست آمده از مدل‌های تحقیق را خلاصه کرده است. این جدول نشان می‌دهد که با توجه به آماره جارک-برا، ضرایب برآورد شده با استفاده از مدل‌های تحقیق (به استثنای عامل HML) از نرمالیتی معناداری برخوردار هستند. عامل λ_{PEG} که انتظار می‌رود نماینده‌ای برای صرف ریسک بازار باشد، میانگینی معادل ۰,۱۶ دارد که تفاوت آن با صرف ریسک شاخص کل در جدول (۴)، به لحاظ اقتصادی معنادار است. این تفاوت به‌طور ضمنی فرضیه (۱) تحقیق را رد می‌کند، اما برای آزمون دقیق باید مدل (۱۴) تحقیق برآورد شود. همچنین، عامل SMB نشان می‌دهد که صرف اندازه ماهانه معادل ۰,۰۱۱- وجود دارد

Archive of SID

www.SID.ir

که به لحاظ آماری از صفر متفاوت نمی‌باشد، اما به لحاظ اقتصادی معنادار است. عامل HML نیز نشان می‌دهد که صرف ارزش معکوس ماهانه معادل ۰,۰۲۱- وجود دارد.

جدول (۴) متغیرهای مورد استفاده در مدل‌های تحقیق

متغیر / آماره	تعداد مشاهدات	میانگین	آمارهt	انحراف معیار	آماره جارک-برا	وضعیت
نرخ بازده شاخص کل	۱۰۸ (ماه)	۰,۰۱۹	۳,۴۲*	۰,۰۵۸	۴,۷۶*	نرمال
صرف ریسک شاخص کل	۱۰۸ (ماه)	۰,۰۰۴	۰,۸۰	۰,۰۵۸	۴,۶۹*	نرمال
نرخ بازده سهام	۱۴،۰۵۲(ماه‌شرکت)	۰,۰۲	۱۴,۸۱*	۰,۱۸	۲۴۰۲۱۱	غیرنرمال
P/E	۱۴،۰۵۲(ماه‌شرکت)	۸,۹۳	۹۱,۶*	۱۱,۵۶	۱۲۲۵۵۵	غیرنرمال
PEG	۱۴،۰۵۲(ماه‌شرکت)	۱۵۲,۶	۲۳,۷۵*	۶۶,۷۲	۸,۰۶***	نرمال
Log(PEG)	۱۴،۰۵۲(ماه‌شرکت)	۲,۱۳	۱۱۰,۴۱*	۰,۲۰	۱۰,۲	تقریباً نرمال

نرخ بازده شاخص کل برابر است با:

$$r_m(t) = \ln(\frac{I_t}{I_{t-1}})$$

که I_t مقدار شاخص در روز tاُم و I_{t-1} مقدار شاخص در روز t-1اُم است.

صرف ریسک شاخص کل برابر است با:

$$\text{صرف‌ریسک‌شاخص} = r_m - r_f$$

نرخ بازده سهام برابر است با:

$$r_i(t) = \ln(\frac{p_i(t)}{p_i(t-1)})$$

که p_t قیمت پایانی تعدیل شده (افزایش سرمایه و سود نقدی) سهم iاُم در روز tاُم و $p_i(t-1)$ قیمت پایانی تعدیل شده سهام در روز قبل است.

نسبت P/E برابر است با قیمت پایانی تقسیم بر سود هر سهم و نسبت PEG برابر است با نسبت P/E سهام تقسیم بر نرخ رشد مبلغ فروش.

آماره t آزمون می‌کند که آیا متغیرها به طور معنادار از صفر متفاوت می‌باشد یا خیر.

*، **، *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪.

جدول (۶) میانگین صرف ریسک ماهانه۶ پرتفوی تشکیل شده بر مبنای اندازه-نسبتB/M را گزارش کرده است. میانگین صرف ریسک این پرتفوی‌ها به عنوان متغیر سمت چپ در مدل سه عاملی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که سازگار با نتایج جدول (۵)، به‌طور میانگین اثر اندازه معکوس و اثر ارزش معکوس وجود دارد. به عبارتی، با حرکت از سمت راست به چپ در ماتریس اندازه-نسبتB/M، به‌طور متوسط میانگین بازده‌های مازاد افزایش می‌یابد و با حرکت از سمت بالا به سمت پایین ماتریس، به‌طور متوسط میانگین صرف ریسک افزایش می‌یابد. به‌طور کلی، این نتیجه را می‌توان با مقایسه صرف ریسک پرتفوی بزرگ منهای

Archive of SID

www.SID.ir

صرف ریسک پرتفوی ارزشی (معادل ۰,۰۰۸۵-) و صرف ریسک پرتفوی کوچک منهای صرف ریسک پرتفوی رشدی (۰,۰۰۰۱) نشان داد. خلاصه نتایج در جدول (۶) گزارش شده است. در کل، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که اثر اندازه معکوس و اثر ارزش معکوس به طور سازگار و معنادار وجود دارد. این یافته‌ها با نتایج محققانی نظیر بنز (۱۹۸۱) که صرف اندازه گزارش کرد مغایر است و با یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۲) که به‌طور متوسط بازده بالاتری برای سهام شرکت‌های کوچک و سهام ارزشی گزارش کردند، مغایر است.

جدول (۵). متغیرهای به‌دست آمده از مدل‌های تحقیق

متغیر / آماره	تعداد مشاهدات	میانگین	آماره t	انحراف معیار	آماره جارک- برا	وضعیت
بتای سهام (β_i)	۱۴,۰۵۲ (ماه‌شرکت)	۰,۳۸	۹۵,۵۶*	۰,۴۸	۵,۶۱**	نرمال
عامل λ_{PEG}	۱۰۸ (ماه)	۰,۱۶	۱۳,۰۳*	۰,۱۳	۱,۳۱*	نرمال
عامل SMB	۱۰۸ (ماه)	۰,۰۱۱-	۱,۶۷-***	۰,۰۷	۱۰,۱۶	تقریباً نرمال
عامل HML	۱۰۸ (ماه)	۰,۰۲۱-	۲,۳۶-**	۰,۰۹۴	۲۴۳,۱	غیر نرمال

- بتای هر سهم از طریق مدل رگرسیون سری زمانی زیر به‌دست می‌آید:
$$\bar{r}_{i,t} - r_{f,t} = a_i + \beta_{i,t}(\bar{r}_{m,t} - r_f)$$
- عامل λ_{PEG}، ضریب به‌دست آمده از رگرسیون مقطعی زیر است:
$$-Log(\ PEG_i) = \alpha + \lambda_{PEG}(\beta_i)$$
- عامل SMB برابر با بازده سهام شرکت‌های کوچک منهای بازده سهام شرکت‌های بزرگ است.
- عامل HML برابر با بازده سهام شرکت‌های با نسبت B/M بالا منهای بازده سهام شرکت‌های با نسبت B/M پایین است. برای جزئیات بیشتر به بخش روش‌شناسی تحقیق مراجعه شود.
- آماره t آزمون می‌کند که آیا متغیرها به طور معنادار از صفر متفاوت می‌باشد یا خیر.
*، **، *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪.

جدول (۶). خلاصه آماره‌های مربوط به صرف ریسک ۶پرتفوی ایجاد شده بر مبنای اندازه- نسبت B/M. ابتدای سال ۱۳۸۵ تا پایان سال ۱۳۹۳.

	میانگین صرف ریسک		
نسبت B/M / اندازه	ارزشی (V)	معمولی (N)	رشدی (G)
کوچک(S)	۰,۰۱۶-	۰,۰۰۶-	۰,۰۰۰۱
بزرگ(B)	۰,۰۰۸۵-	۰,۰۰۲۶	۰,۰۱۸

در هر حال، با توجه به ارائه آمار توصیفی مربوط متغیرها و عوامل ریسک تحقیق، می‌توان فرضیه‌های تحقیق را از طریق برآورد مدل PEG ترکیبی و مدل سه عاملی تعدیل شده، آزمون کرد.

برای آزمون فرضیه اول تحقیق، مدل ترکیبی PEG مورد آزمون قرار گرفته و نتایج آن در جدول (۷) گزارش شده است. مشاهده می‌شود هم ضریب عرض از مبدأ (۰,۰۰۶) و هم ضریب عامل PEG (λ_{PEG}) (۰,۰۱۱-) با

www.SID.ir

توجه به آماره t آن‌ها (به ترتیب برابر با ۰,۷۱ و ۰,۲۷-) معنادار نمی‌باشد. این نتایج حاکی از عدم توانایی متغیر ساخته شده PEG در پیش‌بینی صرف ریسک سهام است. علاوه بر این، آماره F مدل برآوردی نیز معناداری مدل را تأیید نمی‌کند، لذا مدل برآورد شده مدل مناسبی برای پیش‌بینی صرف ریسک بازار نمی‌باشد و در نتیجه فرضیه (۱) تحقیق مبنی بر توانایی مدل PEG ترکیبی در پیش‌بینی صرف ریسک رد می‌شود. این یافته با نتایج ژانگ و کانگ (Jiang and Kang, 2012) که شواهدی از توانایی نسبت‌های PEG در پیش‌بینی صرف ریسک بازار ارائه کرده بودند، مغایر است.

جدول (۷). نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل PEG ترکیبی

	ضریب	آماره t	سطح معناداری	ضریب R^2	آماره F	سطح معناداری
عرض از مبدأ (a)	۰,۰۰۶	۰,۷۱	۰,۴۷	۰,۰۰۰۷	۰,۰۷	۰,۷۸
λ_{PEG}	-۰,۰۱۱	-۰,۲۷	۰,۷۸			
نتایج به‌دست آمده از مدل PEG ترکیبی: $r_M(t) - r_f(t) = a + \gamma\lambda_{PEG}(t)$ که $r_M(t)$ نرخ بازده ماهانه شاخص کل بورس، $r_f(t)$ نرخ بازده ماهانه اوراق مشارکت دولتی، و $\lambda_{PEG}(t)$ ضرایب برآورده شده از طریق مدل زیر است: $-Log(PEG_i) = a + \lambda_{PEG}(\beta_i)$ که PEG_i نسبت P/E تقسیم بر رشد درآمد فروش شرکت iأم است و β_i، بتای شرکت iأم می‌باشد. *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.						

در هر حال، به منظور اطمینان از سازگاری نتایج فوق، عامل PEG به عنوان عامل چهارم به مدل سه عاملی اضافه می‌شود و نتایج برای شش پرتفوی ساخته شده بر مبنای اندازه-نسبتB/M گزارش می‌شود. در جدول (۸)، نتایج حاصل از برازش مدل سه عاملی افزوده شده با عامل PEG ارائه شده است. مشاهده می‌شود که اولاً ضریب تعیین تمامی مدل‌ها در سطح ۱٪ معنادار و به‌طور قابل ملاحظه‌ای بزرگتر از ضرایب تعیین به‌دست آمده از مدل ترکیبی PEG است. ثانیاً ضرایب عاملی مربوط به عاملSMB، و عامل HML برای اکثر پرتفوی‌ها (به استثنای پرتفویBN) معنادار است. همچنین، ضریب عاملی برآورد شده برای عامل PEG (γ) به استثنای پرتفوی کوچگ ارزشی (SV)، برای هیچ‌کدام از پرتفوی‌ها معنادار نمی‌باشد و لذا مجدداً توانایی متغیر PEG در توضیح صرف ریسک رد می‌شود.[۹] ثالثاً، با توجه صرف اندازه معکوس معادل ۰,۰۱۱- (عامل SMB منفی) که در جدول (۵) گزارش شد، ضرایب عامل SMB برای پرتفوی‌های کوچک (SV، SN و SG) مثبت برآورد شده است و برای پرتفوی‌های بزرگ (BV، BN و BG) منفی برآورد شده است، این یافته صرف اندازه معکوس را سازگار با جدول (۵) و جدول (۶) تأیید می‌کند. همچنین، با توجه به صرف ارزش معکوس معادل ۰,۰۲۱- (جدول ۵)، ضرایب عامل HML برای پرتفوی‌های ارزشی (SV و BV) مثبت و برای پرتفوی‌های رشدی (SG و BG) منفی گزارش شده که این یافته مشابه با یافته‌های جدول (۵) و جدول (۶) صرف ارزش معکوس را رد نمی‌کند. این یافته‌ها با

Archive of SID
www.SID.ir

یافته‌های بنز (۱۹۸۱) که صرف اندازه گزارش کرد و با یافته‌های فاما و فرنچ (۲۰۱۲) که صرف اندازه و صرف ارزش گزارش کردند، مغایر است. رابعاً، عرض از مبدأ برآوردی برای تمامی پرتفوی‌ها به‌طور معنادار از صفر متفاوت نمی‌باشد که این موضوع نشان‌دهنده قدرت قابل ملاحظه مدل سه عاملی افزوده شده با عامل PEG در توضیح صرف ریسک می‌باشد. بنابراین، فرضیه (۲) تحقیق مبنی بر قدرت بالاتر مدل سه عاملی در توضیح صرف ریسک، رد نمی‌شود. این یافته با نتایج فاما و فرنچ (۲۰۱۲) که شواهدی از قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی گزارش کردند، سازگار است. آن‌ها نشان دادند مدل سه عاملی می‌تواند صرف ریسک پرتفوی‌های تشکیل شده بر مبنای اندازه و نسبتB/M را توضیح دهد.

جدول (۸). نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل سه عاملی افزوده شده با عامل ریسک PEG

	پرتفوی SV	پرتفوی SN	پرتفوی SG	پرتفویBV	پرتفویBN	پرتفوی BG
عرض از مبدأ (a)	-۰,۰۰۶ (-۰,۶۸)	۰,۰۱۲ (۱,۰۳)	-۰,۰۱۶ (-۱,۵۱)	-۰,۰۰۷ (-۰,۷۲)	-۰,۰۰۶ (-۰,۵۶)	۰,۰۰۲ (۰,۳۰)
ضریب (β)	۰,۷۲ (۷,۰۱*)	۰,۸۴ (۶,۵۷)	۱,۰۱۱ (۸,۳۶*)	۰,۹۷ (۸,۴۱*)	۰,۹۲ (۷,۶۰*)	۰,۶۸ (۷,۲۰*)
s	۰,۶۰ (۷,۰۰۵*)	۰,۶۲ (۵,۸۳*)	۰,۷۳ (۷,۲۷*)	-۰,۳۷ (-۳,۸۸*)	-۰,۱۵ (-۱,۴۷)	-۰,۵۱ (-۶,۳۲*)
h	۰,۵۳ (۸,۵*)	۰,۱۶ (۲,۱۳**)	-۰,۴۵ (-۶,۲۵*)	۰,۶۳ (۹,۰۷*)	-۰,۰۱۲ (-۰,۱۷)	-۰,۳۸ (-۶,۶۱*)
γ	۰,۰۳۳ (۰,۷۸*)	۰,۰۶۷ (۱,۲۷)	۰,۰۶۶ (۱,۳۳)	۰,۰۲۴ (۰,۵۰)	۰,۰۱۶ (۰,۳۳)	-۰,۰۰۸ (-۰,۲۲)
R^2	۰,۵۴	۰,۳۵	۰,۶۱	۰,۷۰	۰,۴۴	۰,۶۴
آماره F	۳۱,۰۵*	۱۴,۰۵*	۴۱,۳۶*	۶۰,۵۶*	۲۶,۶۰*	۴۷,۲۳*

صرف ریسک ماهانه شش پرتفوی تشکیل شده بر مبنای اندازه-B/M به‌عنوان متغیر سمت چپ، و عامل بازار (صرف ریسک شاخص کل)، عامل SMB، عامل HML، و λ_{PEG} به‌عنوان متغیرهای سمت راست. دوره زمانی تحقیق از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا پایان سال ۱۳۹۳ را شامل می‌شود و تعداد مشاهدات برای هر عامل ۱۰۸مشاهده است. بنابراین، مدل سه عاملی تعدیل شده زیر برای هر پرتفوی برآورد شده است:

$$R_i(t) - R_f(t) = a_i + \beta_i[R_M(t) - R_f(t)] + s_i SMB(t) + h_i HML(t) + \gamma\lambda_{PEG}(t) + e_i(t)$$

$R_i(t)$ بازده پرتفوی iأم، $R_f(t)$ نرخ بازده ماهانه اوراق مشارکت دولتی، $R_M(t)$ نرخ بازده ماهانه شاخص کل بورس، a_iضریب عرض از مبدأ، β_i ضریب بتای هر پرتفوی، s_i ضریب عامل SMB، h_i ضریب عامل HML، و λ_{PEG} ضرایب برآورد شده از طریق مدل زیر است:

$$-Log(PEG_i) = a + \lambda_{PEG}(\beta_i)$$

که PEG_i نسبت P/E تقسیم بر رشد درآمد فروش شرکت iأم است و β_i، بتای شرکت iأم می‌باشد. $e_i(t)$ جزء پسماند هر مدل می‌باشد. ضرایب برآورد شده و آمارهt مربوطه در پرانتز گزارش شده و R^2 ضریب تعیین مدل‌های رگرسیون می‌باشد؛ S و B به‌ترتیب نشان‌دهنده کوچک و بزرگ، و V، N و G به ترتیب نشان‌دهنده ارزشی، طبیعی و رشدی است. آماره t (اعداد داخل پرانتز) آزمون می‌کند که آیا ضرایب برآورد شده به طور معنادار متفاوت از صفر می‌باشد یا خیر.

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

Archive of SID

www.SID.ir

تجزیه و تحلیل حساسیت یافته‌ها

در بخش قبل مشاهده شد که اطلاعات استخراج شده از متغیر PEG، نمی‌تواند صرف ریسک سهام را توضیح دهد. در این بخش، به منظور تجزیه و تحلیل حساسیت نتایج، از رویکرد پرتفوی‌پژوهی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) (ساخت پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و نسبتB/M) برای استخراج اطلاعات استفاده می‌شود. بنابراین، در این روش‌شناسی برای استخراج اطلاعات از نسبت PEG، نسبت PEG با نسبت B/M در ماتریس فاما و فرنچ (۱۹۹۳) جایگزین می‌شود. لذا بر مبنای اندازه-نسبتPEG (جدول ۹) تعداد ۶پرتفوی ایجاد می‌شود تا بازده آن‌ها به عنوان دارایی‌های سمت چپ در مدل‌های رگرسیونی قیمت‌گذاری مورد استفاده قرار بگیرد.

سهام شرکت‌های بزرگ، سهام قرار گرفته در بین شرکت‌های موجود در طبقه بالاتر از ۸۰٪، و سهام شرکت‌های کوچک سهام موجود درطبقه پایین‌تر از ۲۰٪ از نظر ارزش بازار است. نقاط دهک‌بندی بر اساس نسبت PEG در ماتریس ۲×۳، صدک ۳۰اُم و صدک ۷۰اُم نسبت PEG برای سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک است.

جدول (۹). ماتریس اندازه-نسبت PEG

نسبتPEG / اندازه	پرتفوی H_{PEG}: طبقه بالای ۷۰٪ از نظر نسبت PEG	پرتفوی N_{PEG}: طبقه بین ۳۰٪ و ۴۰٪ از نظر نسبت PEG	پرتفوی L_{PEG}: طبقه پایین ۳۰٪ از نظر نسبت PEG
کوچک (طبقه پایین‌تر از ۲۰٪ از نظر ارزش بازار)	پرتفوی کوچک با نسبت PEG بالا ($S_{PEG}H$)	پرتفوی کوچک طبیعی (SN)	پرتفوی کوچک با نسبت PEG پایین ($S_{PEG}L$)
بزرگ (طبقه بالاتر از ۸۰٪ از نظر ارزش بازار)	پرتفوی بزرگ با نسبت PEG بالا ($B_{PEG}H$)	پرتفوی بزرگ طبیعی (BN)	پرتفوی بزرگ با نسبت PEG پایین ($B_{PEG}L$)

تقاطع سطرها و ستون‌ها در ماتریس ۲×۳ که بر مبنای ارزش بازار و نسبت PEG مرتب شده است، شش پرتفوی ایجاد می‌کند: $S_{PEG}H$، SN، $S_{PEG}L$، $B_{PEG}H$، BN و $B_{PEG}L$. برای هر پرتفوی، بازده ماهانه از ابتدای فروردین سال t تا پایان اسفند سال t+1 محاسبه می‌شود. عامل اندازه یعنی عامل SMB در ماتریس ۲×۳ مرتب شده بر اساس اندازه-نسبت B/M، میانگین (با وزن مساوی) بازده‌های سه پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های کوچک منهای میانگین بازده‌های سه پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ است، به عبارت دیگر:

$$SMB = \frac{S_{PEG}L + SN + S_{PEG}H}{3} - \frac{B_{PEG}L + BN + B_{PEG}H}{3} \qquad (۱۸)$$

همچنین، بازده پرتفوی‌های با نسبت PEG بالا منهای بازده پرتفوی‌های با نسبت PEG پایین، را می‌توان با معادله زیر به‌دست آورد:

Archive of SID

www.SID.ir

$$HML_{PEG} = \frac{S_{PEG}H + B_{PEG}H}{2} - \frac{S_{PEG}L + B_{PEG}L}{2} \quad (۱۹)$$

تفسیر مورد انتظار از عامل به‌دست آمده این است که آیا پس از کنترل رشد شرکت‌ها از طریق نسبت PEG و از بین بردن اثر رشد شرکت‌ها که قبلاً در عامل HML مدل سه عاملی منعکس می‌شد، عامل ریسک دیگری وجود خواهد داشت. به عبارت دیگر، فرضیه ضمنی این است که آیا به غیر از عامل بازار (R_m-R_f)، عامل اندازه (SMB) و عامل ارزشی/رشدی (HML) مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، عامل ریسک دیگری (در اینجا عامل HML_{PEG}) نیز می‌تواند بازدهی و صرف ریسک را توضیح دهد یا خیر.

جدول (۱۰) میانگین صرف ریسک ماهانه شش پرتفوی تشکیل شده بر مبنای اندازه-نسبتPEG را گزارش کرده است. میانگین صرف ریسک این پرتفوی‌ها به عنوان متغیر سمت چپ در مدل سه عاملی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که اولاً سازگار با جدول (۵)، بازده سهام شرکت‌های کوچک منهای شرکت‌های بزرگ (SMB) برابر با ۰,۰۱۶۸- است که در سطح ۱٪ از صفر متفاوت است و نشان‌دهنده اثر اندازه معکوس است. ثانیاً، بازده سهام با نسبت PEG بالا منهای بازده سهام با نسبت PEG پایین (HML_{PEG}) برابر با ۰,۰۱۱ است که اگرچه به لحاظ آماری معنادار نیست، اما به لحاظ اقتصادی معنادار است. لذا برای اطمینان از معنادار بودن عامل PEG (HML_{PEG}) در توضیح صرف ریسک، این عامل به مدل سه عاملی افزوده می‌شود و نتایج تجزیه و تحلیل می‌شود.

جدول (۱۰). صرف ریسک (بازده منهای نرخ بازده بدون ریسک) ماهانه ۶پرتفوی ایجاد شده بر مبنای اندازه-نسبت PEG. و عوامل SML و HMLPEG ابتدای سال ۱۳۸۵ تا پایان سال ۱۳۹۳.

	میانگین صرف ریسک ماهانه			
اندازه / نسبتPEG	پرتفوی H_{PEG}: طبقه بالای ۷۰٪ از نظر نسبت PEG	پرتفوی N_{PEG}: طبقه بین ۳۰٪ و ۴۰٪ از نظر نسبت PEG	پرتفوی L_{PEG}: طبقه پایین ۳۰٪ از نظر نسبت PEG	SMB
کوچک (S)	-۰,۰۰۷ (-۰,۹۷)	-۰,۰۰۲۳ (-۰,۲۷)	-۰,۰۱۷ (-۱,۹۲***)	-۰,۰۱۶۸ (-۲,۳۹*)
بزرگ (B)	۰,۰۱۷ (۱,۲۱)	۰,۰۰۲۲ (۰,۲۷)	۰,۰۰۴۸ (۰,۵۸)	
HML_{PEG}	۰,۰۱۱ (۱,۲۸)			
آماره t (اعداد داخل پرانتز) آزمون می‌کند که آیا عامل برآورد شده به معنادار از صفر متفاوت است یا خیر. *، **، *** به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.				

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۱۱) نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل چهار عاملی جدید را گزارش کرده است. همچنین، برای مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی مدل چهار عاملی با مدل سه عاملی، ضریب تعیین (R^2) تعدیلی مدل سه عاملی نیز گزارش شده است.

نتایج نشان می‌دهد اولاً ضرایب عرض از مبدأ مدل‌های برآورد شده به‌طور سازگار برای همه پرتفوی‌ها از صفر متفاوت نمی‌باشد و لذا مشابه با نتیجه‌گیری بخش قبل، مدل‌ها می‌تواند به‌طور کامل صرف ریسک را توضیح دهد. ثانیاً، سازگار با یافته‌های بخش قبل، ضرایب برآورد شده عامل SMB و HML نشان‌دهنده اثر اندازه معکوس و اثر ارزش معکوس است. ثالثاً، با توجه به مثبت بودن عامل HML_{PEG} (جدول ۱۰)، ضرایب برآورده شده عامل HML_{PEG} برای پرتفوی‌های با نسبت PEG بالا (پرتفوی$B_{PEG}H$ و پرتفوی$S_{PEG}H$) مثبت (به ترتیب برابر با ۰,۲۱ و ۱,۰۸) و برای پرتفوی‌های با نسبت PEG پایین (پرتفوی$B_{PEG}L$ و پرتفوی$S_{PEG}L$) منفی (به ترتیب برابر با ۰,۴۰- و ۰,۲۹-) و در سطح ۱٪ معنادار است. این یافته‌ها نشان‌دهنده اثر PEG می‌باشد. رابعاً، ضریب تعیین (R^2) تعدیلی مدل چهار عاملی برای همه پرتفوی‌ها (به استثنای پرتفوی $S_{PEG}N$) به لحاظ آماری و اقتصادی بزرگتر از ضریب تعیین (R^2) تعدیلی مدل سه عاملی است. لذا این نتایج نشان می‌دهد چنانچه رویه استخراج اطلاعات از نسبت PEG تغییر داده شود، متغیر PEG می‌تواند صرف ریسک سهام را توضیح دهد. بنابراین، فرضیه سوم تحقیق مبنی بر قدرت توضیح‌دهندگی بالاتر مدل چهار عاملی توسعه داده شده در این تحقیق، رد نمی‌شود.

جدول (۱۱). نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل سه عاملی افزوده شده با عامل ریسک PEG

	پرتفوی $S_{PEG}H$	پرتفوی $S_{PEG}N$	پرتفوی $S_{PEG}L$	پرتفوی $B_{PEG}H$	پرتفوی $B_{PEG}N$	پرتفوی $B_{PEG}L$
عرض از مبدأ (a)	-۰,۰۰۱۵ (-۰,۲۶)	-۰,۰۰۰۹ (۰,۰۰۹)	-۰,۰۰۵ (-۰,۸۱)	-۰,۰۰۰۲ (-۰,۰۳)	-۰,۰۰۲۵ (-۰,۴۳)	۰,۰۰۳ (۰,۶۴)
ضریب (β)	۰,۶۸ (۶,۶۳*)	۰,۷۲ (۴,۹۷*)	۰,۹۲ (۷,۴۶*)	۰,۹۶ (۶,۸۱*)	۰,۸۵ (۸,۲۴*)	۰,۷۲ (۶,۸۸*)
s	۰,۵۷ (۶,۷۳*)	۰,۳۲ (۲,۶۲۵*)	۰,۵۸ (۵,۷۳*)	-۰,۳۴ (-۲,۹۰*)	-۰,۲۶ (-۳,۰۹)	-۰,۳۵ (-۴,۰۳*)
h	۰,۱۹ (۳,۲۹*)	۰,۰۹ (۱,۰۹)	۰,۱۹ (۲,۷۵*)	۰,۱۴ (۱,۶۷***)	-۰,۰۵ (-۰,۸۶)	۰,۱۳۸ (۲,۲۳**)
h_{PEG}	۰,۲۱ (۳,۵۴*)	۰,۱۶ (۰,۱۹)	-۰,۴۰ (-۵,۴۶*)	۱,۰۸ (۱۲,۷۸*)	۰,۰۹ (۱,۵۴)	-۰,۲۹ (-۴,۷۴*)
R^2تعدیلی	۰,۴۱	۰,۱۶	۰,۴۵	۰,۷۱	۰,۵۱۷	۰,۵۴
آماره F	۱۹,۹۴*	۶,۴۰*	۲۳,۴۳*	۶۸,۵۲*	۲۹,۷۰*	۳۲,۴۲*
R^2تعدیلی مدل	۰,۳۴۹	۰,۱۷	۰,۳۰	۰,۲۷	۰,۵۱۱	۰,۴۴

Archive of SID

www.SID.ir

	پرتفوی $S_{PEG}H$	پرتفوی $S_{PEG}N$	پرتفوی $S_{PEG}L$	پرتفوی $B_{PEG}H$	پرتفوی $B_{PEG}N$	پرتفوی $B_{PEG}L$
سه عاملی						

صرف ریسک ماهانه شش پرتفوی تشکیل شده بر مبنای اندازه-PEG به‌عنوان متغیر سمت چپ، و عامل بازار (صرف ریسک شاخص کل)، عامل SMB، عامل HML، و HML_{PEG} به‌عنوان متغیرهای سمت راست. دوره زمانی تحقیق از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا پایان سال ۱۳۹۳ را شامل می‌شود و تعداد مشاهدات برای هر عامل ۱۰۸مشاهده است.

بنابراین، مدل سه عاملی تعدیل شده زیر برای هر پرتفوی برآورد شده است:

$$R_i(t) - R_f(t) = a_i + \beta_i[R_M(t) - R_f(t)] + s_i SMB(t) + h_i HML(t) + h_{PEG} HML_{PEG}(t) + e_i(t)$$

$R_i(t)$ بازده پرتفوی iأم، $R_f(t)$ نرخ بازده ماهانه اوراق مشارکت دولتی، $R_M(t)$ نرخ بازده ماهانه شاخص کل بورس، a_iضریب عرض از مبدأ، β_i ضریب بتای هر پرتفوی، s_i ضریب عامل SMB، h_i ضریب عامل HML، و h_{PEG} ضریب عامل HML_{PEG} می‌باشد.

ضرایب برآورد شده و آمارهt مربوطه در پرانتز گزارش شده و R^2 ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌های رگرسیون می‌باشد؛ S و B به‌ترتیب نشان‌دهنده کوچک و بزرگ، و V، N و G به ترتیب نشان‌دهنده ارزشی، طبیعی و رشدی است. آماره t (اعداد داخل پرانتز) آزمون می‌کند که آیا ضرایب برآورد شده به طور معنادار متفاوت از صفر می‌باشد یا خیر.

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

در ادبیات موضوعی مالی، قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی از اهمیت بالایی برخوردار است. با توجه به نقش مدل CAPM در تئوری مالی و نیز نقش مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در عمل، تاکنون تحقیقات زیادی درباره اعتبار و کاربرد این مدل‌ها انجام شده است. در این تحقیق با استفاده از بینش‌های شهودی مدل CAPM و مدل سه عاملی، تلاش شد از اطلاعات موجود در برخی نسبت‌های مالی از جمله نسبت PEG استفاده شود و مدل قیمت‌گذاری جدید توسعه داده شود. در ابتدا با بهره‌گیری همزمان از مدل CAPM و نسبت PEG، مدل ترکیبی PEG توسعه داده شد که در آن از روش‌شناسی سه مرحله‌ای برای استخراج اطلاعات از نسبت‌های PEG استفاده می‌شد. سپس، به منظور آزمون و مقایسه عملکرد مدل ترکیبی، از مدل سه عاملی که در کاربردهای صنعت مالی نقش برجسته‌ای دارد، استفاده شد. با برآورد عامل‌های ریسک موجود در مدل ترکیبی PEG و مدل سه عاملی، یافته‌های اولیه گزارش شد. این یافته‌ها نشان می‌داد که عوامل ریسک به‌دست آمده معنادار است و برخی اثرات قیمت‌گذاری نظیر اثر اندازه معکوس، و اثر ارزش معکوس گزارش شد. در ادامه، با برآورد مدل‌ها نشان داده شد که مدل ترکیبی PEG قدرت بالایی در توضیح صرف ریسک ندارد، اما مدل سه عاملی افزوده شده با عامل ریسک PEG، قدرت بالایی در توضیح صرف ریسک دارد، اگرچه عامل چهارم یعنی عامل PEG، ضرایب برآورد شده معناداری حاصل نکرد. به منظور تجزیه و تحلیل بیشتر اطلاعات موجود در نسبت PEG، مجدداً از رویکرد پرتفوی‌پژوهی برای استخراج اطلاعات از نسبت‌های PEG استفاده شد. عامل ریسک به‌دست آمده جدید به عنوان عامل چهارم به مدل سه عاملی اضافه شد و نتایج برآوردها نشان داد که عامل ریسک PEG، مثبت و

Archive of SID

www.SID.ir

معنادار است و نیز مدل چهار عاملی به‌دست آمده قدرت توضیح‌دهندگی به مراتب بالاتری نسبت به مدل سه عاملی دارد.

نتایج این تحقیق و مقایسه آن با نتایج موجود در پیشینه تحقیق را می‌توان در دو بخش ارائه و مطابقت داد. اولاً، مطابق با نتایج تحقیق، شواهد معنادار از صرف اندازه معکوس و صرف ارزش معکوس گزارش شد، این شواهد با نتایج محققانی نظیر بنز (۱۹۸۱) که صرف اندازه گزارش کرد و با یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۲) که به‌طور متوسط بازده بالاتری برای سهام شرکت‌های کوچک و سهام ارزشی گزارش کردند، مغایر است. ثانیاً، نتایج این تحقیق نشان داد که مدل به‌دست آمده با استفاده از نسبت‌های مقطعی PEG و عامل ریسک برآورد شده در آن، توانایی پیش‌بینی صرف ریسک بازار را ندارد، این یافته با نتایج ژانگ و کانگ (۲۰۱۲) که شواهدی از توانایی نسبت‌های PEG مقطعی در پیش‌بینی صرف ریسک بازار ارائه کرده بودند، مغایر است. اما مدل سه عاملی و مدل چهار عاملی تعدیل شده با عامل ریسک PEG، می‌تواند به‌طور معناداری صرف ریسک سهام را توضیح دهد. این یافته با نتایج فاما و فرنچ (۲۰۱۲) سازگار است. آن‌ها نشان دادند مدل سه عاملی می‌تواند صرف ریسک پرتفوی‌های تشکیل شده بر مبنای اندازه و نسبتB/M را توضیح دهد. جدول (۱۲) به‌طور خلاصه نتایج تحقیق را با مطالعات پیشین ارائه کرده است.

جدول (۱۲): خلاصه تحقیقات پیشین و تطبیق با نتایج این تحقیق

محققان	موضوع	نتایج	تطبیق
کلی و پرویت (۲۰۱۳)	تدوین مدل عاملی پویا	نسبت‌های ارزش‌گذاری مقطعی حاوی اطلاعات سودمندی درباره انتظارات سرمایه‌گذار می‌باشد.	سازگار. نسبت PEG در سطح پرتفوی، حاوی اطلاعات سودمند در پیش‌بینی بازده می‌باشد.
فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۲)	مدل سه عاملی	مدل CAPM در دوره پس از ۱۹۶۳ نمی‌تواند صرف ارزش را توضیح دهد. فاما و فرنچ یافتند اگرچه مدل سه عاملی الگوهای بازدهی مربوط به صرف اندازه و صرف ارزش را در سال‌های پس از ۱۹۶۲، بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) توضیح می‌دهد، اما توضیح الگوهای بازدهی مدل سه عاملی از حالت کامل بسیار فاصله داشت.	ناسازگار. مدل سه عاملی و مدل چهار عاملی می‌تواند به طور کامل بازدهی را توضیح دهد.
ژانگ و کانگ (۲۰۱۲)	نسبت PEG و صرف سهام	نسبت PEG حاوی اطلاعات سودمند درباره قیمت سهام است و عامل ریسک محاسبه شده، توانایی پیش‌بینی صرف سهام را دارد.	سازگار. با استفاده از رویکرد پرتفوی‌پژوهی شواهدی از سودمندی نسبت PEG و عامل ریسک محاسبه شده گزارش شد، اما عامل ریسک محاسبه شده با روش‌شناسی مشابه با ژانگ و کانگ (Jiang and kang, 2012)، توانایی پیش‌بینی صرف سهام را نداشت.

Archive of SID

www.SID.ir

محققان	موضوع	نتایج	تطبیق
خانی و ابراهیم زاده (۱۳۹۰)	آزمون مدل شرطی چند عاملی CAPM	مدل CAPM چند عاملی را آزمون کرده و نتیجه گیری کردند که بتا می‌تواند بازده سهام را توضیح دهد، اما رابطه بتا و بازده در شرایط صعودی و نزولی متفاوت است.	ناسازگار. بتا و رابطه آن با نسبت PEG، نمی‌تواند نقشی در توضیح بازدهی داشته باشد.
رحمانی و سعیدی (۱۳۸۷)	ارزیابی عملکرد مدل‌های لاجیت در پیش بینی بازده سهام	با استفاده از نسبت‌های مالی (حسابداری)، شواهدی از توانایی اقلام صورت‌های مالی (از جمله رشد سود خالص به فروش) برای پیش‌بینی بازده سهام ارائه کردند.	سازگار. نسبت‌های مالی نظیر نسبت B/M، و نسبت PEG توانایی پیش‌بینی بازده سهام را دارد.
بدری و رجبی (۱۳۹۲)	مقایسه مدل سه عاملی و مدل چهار عاملی	شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک و نیز شرکت‌های رشدی در مقایسه با شرکت‌های ارزشی، بازدهی بالاتری دارند	سازگار. اثر اندازه معکوس و اثر ارزش معکوس وجود دارد.

یافته‌های این تحقیق از این نظر که عامل ریسک جدید و البته ناشناخته معرفی کرد، به غنی‌تر شدن مبانی نظری مالی کمک کرد و لذا تحقیقات بیشتر برای مشخص شدن دلیل و منبع ریسک موجود در نسبت‌های PEG پیشنهاد می‌گردد.

استفاده‌کنندگان نتایج این نوع تحقیقات، سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران حقیقی، سازمان های نظارتی نظیر سازمان بورس و اوراق بهادار و سازمان‌های اجرایی نظیر شرکت بورس اوراق تهران می‌باشند. همچنین، به سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی پیشنهاد می‌گردد از نتایج این تحقیق در تشکیل پرتفوی و مدیریت آن استفاده نمایند، زیرا نتایج نشان داد که لااقل در سطح پرتفوی، شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک، و نیز شرکت‌های رشدی در مقایسه با شرکت‌های ارزشی، بازدهی بالاتری ارائه می‌دهد. در هر حال، سرمایه‌گذاران باید به دلیل محدودیت‌های تحقیقی نظیر دوره کوتاه ۹ساله تحقیق و خطاهای آماری ناشی از نرمال نبودن برخی متغیرهای تحقیق، جوانب احتیاط را رعایت نمایند.

به فعالان دانشگاهی پیشنهاد می‌گردد مدل چهار عاملی توسعه داده در این تحقیق را با نمونه، دوره زمانی و روش‌شناسی متفاوت آزمون کنند و جهت شناسایی منابع ریسک اقدام نمایند. همچنین، پیشنهاد می‌گردد از عامل ریسک دیگری به غیر از بتا جهت استخراج اطلاعات نسبت‌های PEG استفاده شود، زیرا مطالعات مبتنی بر پرتفوی این تحقیق نشان داد که نسبت PEG حاوی اطلاعات سودمند است، در حالی که با استفاده از عامل ریسک محاسبه شده با استفاده از بتاها و نسبت‌های PEG، مشاهده شد که عامل ریسک محاسبه شده در توضیح صرف ریسک بازار ناتوان است.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع

* بدری، احمد، و رجبی، عظیم (۱۳۹۲) بررسی اثر فزاینده عامل نوسان‌پذیری بر قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله راهبرد مالی*، شماره ۳، ص ۸۹-۱۱۰.
* خانی، عبداله، ابراهیم زاده، آسو (۱۳۹۰). آزمون مدل شرطی چند عاملی CAPM در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران، شماره ۱۶،ص ۵۵-۳۱.
* رحمانی، علی، و سعیدی، فرشته (۱۳۸۷) ارزیابی عملکرد مدل‌های لاجیت در پیش بینی بازده سهام. فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران، شماره۲،ص ۸۵-۴۳.
* یعقوب‌نژاد، احمد، سعیدی، علی، و روضه‌ای، منصور (۱۳۸۹) برآورد صرف ریسک بازار با در نظرگرفتن اهرم بازار در بورس اوراق بهادار تهران. نشریه تحقیقات مالی، شماره ۲۸، ص ۱۰۵-۱۲۰.
* Banz, R.(1981) .The relationship between return and market value of common stocks .Journal of Financial Economics.۱۸-۳ ,۹ ,
* Barr, R., Reid, K & ,.Lanst, R .(۱۹۸۵) .Persuasive Evidence of Market Inefficiency .Journal of Portfolio Management.۱۷-۹ ,۱۱ ,
* Basu, S .(۱۹۸۳) .The Relationship between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence .Journal of Financial Economics.۱۵٦-۱۲۹ ,۱۲ ,
* Blanchard, O .(۱۹۹۳) .Movements in the equity premium .Brooking Papers on Economic Activity.۱۳۸-۷۵ ,۲ ,
* Bodie, Z., Kane, A & ,.Marcus, A .(۲۰۱۳) .Investments .McGraw-Hill/Irwin.
* Campbell, J & ,.Shiller, R۱۹۸۸) .a .(The dividend-price ratio and expectation of future dividends and discount factors .Review of Financial Studies.۲۲۸-۱۹۵ ,۱ ,
* Campbell, J & ,.Shiller, R۱۹۸۸) .b .(tock prices, earnings, and expected dividends .Journal of Finance.٦٧٦-٦٦١ ,(٤٣)٤٣ ,
* Cochrane, J .(۱۹۹٤) .Permanent and transitory components of GNP and stock prices .Quarterly Journal of Economics.٦٥-٢٤١ ,(١)١٠٩ ,
* Cochrane, J .(۲۰۰۱) .Asset Pricing .,Princeton University Press, Princeton, NJ.
* Fama, E .(۱۹۷۰) .Efficient capital markets: a review of theory and empirical work .The Journal of Finance.٤١٧-٣٨٣ ,(٢)٢٥ ,
* Fama, E & ,.French, K .(۱۹۸۸) .ividend yields and expected stock returns .Journal of Financial Economics.٢٥-٣ ,
* Fama, E & ,.French, K .(۱۹۹۳) .Common risk factors in the returns on stocks and bonds .Journal of Financial Economics.٥٦–٣ ,٣٣ ,
* Fama, E & ,.French, K .(۲۰۱۲) .Size, value, and momentum in international stock returns. , 105 ., Journal of Financial Economics.٤٧٢–٤٥٧ ,١٠٥ ,
* Goetzmann, W & ,.Jorion, P .(۱۹۹۳) .Testing the predictive power of dividend yields .Journal of Finance.٧٩-٦٦٣ ,(٢)٤٨ ,
* Gordon, M .(۱۹٦٢) .The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation .Homewood, IL: R. D. Irwin.
* Jiang, X & ,.Kang , Q .(۲۰۱۲) .Cross-Sectional PEG Ratios, Market Equity Premium, and Macroeconomic Activity۲۵ .th Australasian Finance and Banking Conference 2012 . Sydney.
* Jiang, X & ,.Lee, B .(۲۰۰۷) .Stock returns, dividend yield, and book-to-market ratio .Journal of Banking and Finance.٤٧٥-٤٥٥ ,٣١ ,
* Lakonishok, J., Shleifer, A & ,.Vishny, R .(۱۹۹٤) .Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk .Journal of Finance.١٥٧٨-١٥٤١ ,٤٩ ,

Archive of SID

www.SID.ir

* Nelson, C .(۱۹۹۹) .The aggregate change in shares and the level of stock prices .Federal Reserve Board Finance and Economic Discussion Series.۰۸-۱۹۹۹ ,
* Sharpe, W .(۱۹٦٤) .Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk . Journal of Finance.٤٤٢–٤٢٥ ,۱۹ ,
* Vuolteenaho, T .(۲۰۰۲) .What drives firm-level stock returns ?Journal of Finance.۲٦٤-۲۳۳ ,۵۷ ,

یادداشت‌ها

[۱] نسبت PEG به صورت زیر تعریف می‌شود: PEG=(P/E)/G
که P/E نسبت قیمت هر سهم به سود هر سهم است، و G نرخ رشد درآمد هر سهم یا متغیر بنیادی دیگر است.

[2]. Equity Premium
[3]. ex ante
[4]. cointegration model
[5]. heuristic
[6]. Ex post facto study
[7]. Jarque bera
[8]. Pooled

[۹] با حذف این عامل از مدل‌های رگرسیون شش پرتفوی، به طور سازگار ضرایب تعیین تعدیل شده برای تمامی پرتفوی‌ها به استثنای پرتفوی SV، افزایش می‌یابد. این موضوع نشان می‌دهد که عامل PEG نه تنها کمکی در توضیح صرف ریسک ندارد، بلکه قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها را نیز کاهش می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir