مدلسازی ریسک و مهندسی مالی
Journal of Risk Modeling and Financial Engineering
دانشگاه خاتم
دورهٔ ۲، شمارهٔ ۲
تابستان ۱۳۹۶
ص. ۱۷۹- ۱۹۶

بررسی بی‌قاعدگی‌ها در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای بر اساس رویکرد سلسله‌مراتبی بیز

سید جلال طباطبائی[۱]

چکیده: در این پژوهش تلاش شده وجود بی‌قاعدگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور نمونه‌ای مشتمل بر ۱۱۲ شرکت در طی سال‌های۱۳۸۴-۱۳۹۴ انتخاب شده است. ویژگی‌های شرکتی مورد بررسی به عنوان بی‌قاعدگی شامل اندازهٔ شرکت، ارزش‌دفتری به ارزش‌بازار، شتاب، حاشیهٔ سود خالص، نرخ رشد دارایی‌ها و انتشار سهام است. در پژوهش حاضر رویکرد سلسله مراتبی بیز برای مدل‌سازی آلفای شرطی در سطح شرکتی به عنوان تابعی از ویژگی‌های شرکتی ارائه شده است. نتایج پژوهش در بررسی مجزای ویژگی‌های مؤثر بر آلفا نشان می‌دهد، بی‌قاعدگی‌ها در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای وجود دارد. اما در تحلیل همزمان ویژگی‌های یاد شده، این اثر کاهش می‌یابد. بازدهی سهام با چهار متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار، شتاب، حاشیهٔ سود خالص و انتشار سهام رابطهٔ مستقیم دارد و با دو متغیر اندازهٔ شرکت و نرخ رشد دارایی‌ها رابطهٔ معکوس دارد.

واژه‌های کلیدی: بی‌قاعدگی، رویکرد سلسله مراتبی بیز، قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای.

JEL: G10, G12, G14

---

۱. مربی گروه مدیریت، دانشگاه پیام‌نور، یزد، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۱۶ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۲/۰۶**

نویسندهٔ مسئول: سیدجلال‌طباطبائی **E-mail: j_tabatabaei@alumni.ut.ac.ir**

نحوه استناد به این مقاله : طباطبائی، س. ج. (۱۳۹۶). بررسی بی‌قاعدگی‌ها در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای بر اساس رویکرد سلسله مراتبی بیز. فصلنامهٔ مدلسازی ریسک و مهندسی مالی، ۲(۲)، ۱۷۹-۱۹۶.

مقدمه

بی‌قاعدگی قیمتی بر وجود الگوهایی در متوسط بازدهی سهام دلالت داشته و این الگوها با نظریه‌هایی که رفتار قیمتی سهام را مدل‌سازی می‌کند، ناسازگار است. اکثر پژوهش‌های سه دههٔ گذشته دربارهٔ وجود بی‌قاعدگی‌ها در بازدهی سهام بر ناتوانی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در توصیف تغییرات مقطعی بازدهی سهام دلالت دارد. برای مثال می‌توان به پژوهش کامپل و هیشلر(۲۰۰۸) و فاما و فرنچ (۱۹۹۲) اشاره کرد. در پژوهش‌های یاد شده با استفاده از روش ایجاد پورتفوی، مدل‌های قیمت‌گذاری و بی‌قاعدگی‌ها بررسی و آزمون شده است. اما در پیشینهٔ متأخر در حوزهٔ مالی انتقادهای قابل توجهی به این شیوه از بررسی وارد شده است. فاما و فرنچ (۲۰۰۸) نشان دادند، چگونه الگوهای موجود در قیمت‌گذاری به روش بررسی در سطوح شرکتی می‌تواند در شیوهٔ بررسی پورتفوی نادیده گرفته شود. آنگ، لیو و شوارتز (۲۰۱۰) به عدم کارآیی شیوهٔ بررسی بی‌قاعدگی در آزمون پورتفوی نسبت به آزمون در سطوح شرکتی اشاره کردند. لیولن، ناجل و شانکن (۲۰۱۰) نشان دادند آزمون‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها به شیوهٔ انتخاب آزمون پورتفوی بستگی دارد. آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای درسطوح شرکتی به جای استفاده از روش آزمون پرتفوی، از چالش‌های خاصی برخوردار است. در این شیوه پژوهشگر باید ویژگی‌های شرکتی را با بازدهی غیرعادی که به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، مرتبط سازد.

بنابراین پژوهشگر باید ریسک بازار را برای هر شرکت مدل‌سازی و تخمین زند. فاما و فرنچ (۲۰۰۸) با این فرض که ویژگی‌های شرکتی با بتای بازار غیرمرتبط است، ارتباط مستقیم مقطعی بازدهی و ویژگی‌های شرکتی را بررسی کردند. آواراموف و چوردیا (۲۰۰۶) در مدل خود با کنترل ریسک بازار فرض کردند بتای شرکتی تابعی خطی از ویژگی‌های شرکتی و متغیرهای کلان اقتصادی است. هر دو رویکرد یاد شده ایراد دارد. زیرا در صورت وجود ارتباط بتا با ویژگی‌های شرکتی و عدم توجه به رابطهٔ یاد شده در تعیین ویژگی‌های مدل، منجر به تخمین ناصحیح نظام‌مند بتا شده و در نتیجه رابطهٔ بین ویژگی‌های شرکتی و آلفای ناصحیح برآوردشده، بیش از حد تخمین زده می‌شود.

نوآوری این پژوهش استفاده نوین از رویکرد سلسله مراتبی بیز در ارائهٔ مدلی برای بررسی بی‌قاعدگی‌ها در سطح شرکتی است. به طور مشخص در تخمین مدل، تمام پارامترهای مدل همزمان تخمین زده شده و تخمین یاد شده نیاز به تعیین شرط اطلاعاتی ندارد. به عنوان مثال در تخمین بتا هیچ فرض محدودکننده، برای تغییرات بتا در طی زمان لحاظ نشده است. همچنین ارتباط تقاطعی بین آلفای شرطی و ویژگی‌های شرکتی در هر دوره تخمین زده شده و ارتباط نظام‌مند بین آلفا و ویژگی‌های شرکتی برای کل دوره تخمین زده شده است. بیشتر پژوهش‌های

انجام شده در بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها طبق رویکرد بیزی شامل بررسی نظریه آربیتراژ و بهینه‌سازی پورتفوی است.

در حوزهٔ بررسی مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی می‌توان به پژوهش آنگ و چن (۲۰۰۷) و بیانچی (۲۰۱۵) اشاره کرد که رابطهٔ بتای شرطی با بازدهی مدل‌سازی شده است. اما تعیین رابطهٔ آلفا با ویژگی‌های شرکتی به طور مستقیم مورد بررسی قرار نگرفته است. تمرکز بر آلفا به جای بازدهی این امکان را می‌دهد که ابعاد مختلف بی‌قاعدگی‌ها در مجموعهٔ کوچکتری از شرکت‌ها با ویژگی‌های خاص بررسی شود. بر این اساس می‌توان مشخص کرد، هرکدام از ویژگی‌های شرکتی به طور مستقل چه اطلاعاتی راجع به بازدهی غیرنرمال شرکت ارائه می‌کند. هدف این پژوهش بررسی ویژگی‌های مختص شرکت‌ها بر بازدهی غیرعادی سهام آن‌ها با به‌کارگیری الگوریتم سلسله مراتبی بیز به عنوان یک شیوهٔ منعطف در بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی در سطوح شرکتی است.

ساختار مقاله بدین صورت است که پس از مقدمه، در قسمت دوم پیشینهٔ پژوهش، در قسمت سوم روش‌شناسی پژوهش همراه با معرفی داده‌ها و الگوریتم مورد استفاده بیان شده، در قسمت چهارم یافته‌های پژوهش و در قسمت پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

پیشینهٔ پژوهش

رهنمای رودپشتی و امیرحسینی (۱۳۸۹) مدل نوینی از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای به نام مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تجدید نظر شده را بررسی کردند. در مدل یاد شده ابتدا درجهٔ اهرم اقتصادی، یعنی درصد تغییرات فروش شرکت ها بر درصد تغییرات اختلالات اقتصادی که شامل پنج متغیرکلان اقتصادی نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بیکاری، صادرات و هزینهٔ مالی است، اندازه‌گیری و از این طریق ضریب حساسیت بتا در مدل تجدید نظر شده محاسبه شده و به دنبال آن با دستیابی به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تجدید نظر شده، بازدهٔ مورد انتظار به صورت واقعی محاسبه شد. نتیجهٔ پژوهش بیانگر آن است که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تجدید نظر شده با توجه به شرایط حاکم بر جامعه در مقایسه با سایر روش‌های قیمت‌گذاری در پیش‌بینی ریسک و بازده دارای توان تبیین بالاتری است.

مجتهدزاده و قدرتی (۱۳۹۱) اثر بی‌قاعدگی اقلام تعهدی بر قیمت‌گذاری سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. با استفاده از رگرسیون چندعامله و روش پورتفوی، نتایج پژوهش یاد شده نشان داد که اقلام تعهدی سود بر بازدهی

سهام و در نتیجه قیمت شرکت‌ها اثر گذار بوده و رابطهٔ منفی معنادار بین اقلام تعهدی سود و بازدهٔ سهام وجود دارد.

آسیما و عباس‌زاده اصل (۱۳۹۵) قدرت پیش‌بینی مدل‌های CAPM غیرخطی و مدل CAPM استاندارد را در بورس اوراق بهادار تهران آزمون کردند. برای تخمین مدل غیرخطی از روش نیمه پارامتریک و مدل رگرسیون کرنل منطقه‌ای استفاده شد. بدین منظور بازدهٔ مورد انتظار بر اساس دو مدل موجود در این پژوهش برآورد شده و نتایج با بازدهٔ تحقق یافته مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج نشان داد، در نظرگرفتن غیرخطی بودن رابطهٔ بازدهٔ سهام و بازدهٔ بازار باعث افزایش قدرت پیش‌بینی بازدهٔ تحقق یافته با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای می‌شود.

اکثر پژوهش‌های داخلی نسخه‌های متفاوت ارائه شده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را مقایسه و بررسی کردند. بی‌قاعدگی‌ها و اثر آن بر بازدهی غیرنرمال شرکت در پژوهش‌های کمی بررسی شده و شیوهٔ مورد استفاده نیز از روش پورتفوی و غیرمستقیم است.

فاما و فرنچ (۲۰۰۸) به طور مستقیم رابطهٔ بین ویژگی‌های شرکتی و بازدهی مقطعی را بررسی کردند. در مدل آن‌ها عدم ارتباط ویژگی‌های شرکتی با بتای شرکت‌ها مفروض بود. در بررسی، شرکت‌ها به سه گروه کوچک، متوسط و بزرگ دسته‌بندی شدند. نتایج پژوهش نشان داد که عامل شتاب و انتشار سهام جزء عوامل موثر اثرگذار بر بازدهی غیرنرمال در هر سه گروه است. عامل رشد دارایی‌ها در گروه شرکت‌های متوسط و کوچک بر بازدهی غیر نرمال اثرگذار است. اما در شرکت‌های بزرگ چنین رابطه‌ای مشخص نشد. در بررسی عامل سودآوری شرکتی اگرچه نتایج نشان از وجود رابطهٔ معنادار با بازدهٔ غیرنرمال دارد، اما شواهدی بر وجود بازدهی پایین در شرکت‌های غیرسودآور یافت نشد.

آوارموف و چوردیا (۲۰۰۶) در بررسی عوامل اثرگذار بر بازدهی غیر نرمال شرکتی، با ارائهٔ مدلی که در آن بتای سهام رابطهٔ خطی با اندازهٔ شرکت و نسبت ارزش دفتری به حقوق صاحبان سهام و متغیرهای کلان اقتصادی دارد، ریسک بازار را کنترل کردند. نتایج نشان داد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در ارائهٔ رابطهٔ تعادلی بازدهی سهام شرکت‌ها بر اساس ریسک بازار ناتوان است. متغیرهای ارزش بازار و انتشارسهام به عنوان مهم‌ترین متغیرهایی که بازدهی غیرنرمال را توضیح می‌دهند، تعیین شدند.

دانیل و تیتمن(۲۰۱۵) پژوهش‌های مرتبط با بی‌قاعدگی‌های مرتبط با اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار در توضیح مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند آزمون‌های استفاده شده قادر به بررسی ویژگی‌های خاص شرکتی نیستند. زیرا مبنای استفاده از این آزمون‌ها دسته‌بندی شرکت‌ها در پورتفوهایی با ویژگی‌های مشابه بود. این امر

باعث شده تا ویژگی‌های خاص‌شرکتی در هر پورتفوی تغییرات زیادی نداشته باشد. آن‌ها آزمون‌های متناسب برای رویکرد پورتفوی‌محور برای بررسی مدل قیمت‌گذاری‌دارایی‌سرمایه‌ای را ارائه کردند. هو، چن و ژانگ(۲۰۱۶) مدل کیو فاکتور(چندین عاملی) متشکل از عوامل بازار، اندازه، سرمایه‌گذاری و سودآوری بر متوسط بازدهی سهام شرکت را ارائه کردند و ۸۰ عامل بی‌قاعدگی را مورد بررسی قرار دادند. نیمی از این عوامل اثر معنادار بر بازدهی تقاطعی شرکت‌ها نداشت. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد مدل چندین عاملی از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و چهارعاملی کارهارت در توصیف بی‌قاعدگی‌ها، موفق‌تر است.

هو، چن، ژانگ(۲۰۱۷) مدل سه‌عاملی و پنج‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، با طیف گسترده‌ای از ویژگی‌های شرکتی را به عنوان بی‌قاعدگی بررسی کردند. در پژوهش یاد شده علاوه بر آزمون مدل‌ها بر اساس روش پورتفوی، فاصلهٔ بازدهی طبق استراتژی بلندمدت و کوتاه‌مدت در مورد هر بی‌قاعدگی بررسی شد. نتایج نشان داد، در مدل‌های سه‌عاملی و پنج‌عاملی تعداد بی‌قاعدگی‌ها پس از تعدیل ریسک کاهش یافته و بررسی‌ها برای یافتن مدل مناسب‌تر برای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای باید ادامه یابد.

روش‌شناسی پژوهش

در تبیین روش پژوهش ابتدا به تبیین نحوهٔ شکل‌گیری مدل و سپس روش مورد استفاده برای تخمین مدل پرداخته شده است.

مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

صرف ریسک بازار با تغییرات در شرایط اقتصادی و تغییر در تحمل ریسک سرمایه‌گذاران در طی زمان تغییر می‌کند. از این‌رو نسخهٔ شرطی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای طبق تعریف ژاگاناتهان و ونگ (۱۹۹۶) را می‌توان طبق رابطهٔ ۱، تعیین کرد.

$$E_{t-1}[r_{i,t}] = \beta_{i,t}E_{t-1}[r_{m,t}]$$ رابطهٔ ۱)

تفاوت بین بازدهی موردانتظار سهام $E_{t-1}[r_{i,t}]$ و صرف ریسک بازار $E_{t-1}[r_{m,t}]$ در رابطهٔ ۱، آلفای شرطی مورد انتظار تعریف شده و طبق مدل شرطی قیمت‌گذاری‌دارایی‌سرمایه‌ای، آلفای شرطی مورد انتظار برای همهٔ سهام‌ها باید صفر باشد (ژاگانتهان و ونگ، ۱۹۹۶). از این رو، برای تبیین آلفای شرطی مورد انتظار، رابطهٔ ۲ تعریف شده است.

$$E_{t-1}[\alpha_{i,t}] = E_{t-1}[r_{i,t}] - \beta_{i,t}E_{t-1}[r_{m,t}]$$ رابطهٔ ۲)

روش متداول بررسی رابطهٔ ۲، استفاده از رویکرد پورتفوی‌محور است. اما استفاده از این روش به علت فرآیند شکل‌گیری پورتفوی سبب حذف اطلاعات با ارزش می‌شود. لیولن، ناجل و شانکن

(۲۰۱۰) آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطوح شرکتی را جایگزین مناسبی مطرح کردند. از این‌رو برای آزمون عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطوح شرکتی رابطهٔ تقاطعی ۳، باید آزمون شود. در رابطهٔ ۳، $x_{i,t}$ ویژگی‌های شرکتی قابل مشاهده در ابتدای دورهٔ t است.

رابطهٔ ۳) $$\alpha_{i,t} = \delta_{t,0} + \delta_{t,1}x_{i,t} + \eta_{i,t}$$

آزمون رابطهٔ ۳، با چالش‌هایی مواجه است. زیرا $\alpha_{i,t}$ یک متغیر پنهان است. بنابراین نیاز به مدلی است، که بتوان رابطهٔ ۳، را آزمون کرد. با توجه به ایرادات روش پورتفوی محور و بر اساس الگوی آنگ و چن (۲۰۰۷)، سیستم معادلاتی متشکل از رابطه‌های ۴، ۵ و۶ ارائه شده است. در این سیستم معادلات به‌طور همزمان آلفای شرطی در رابطهٔ قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مدل‌سازی شده و رابطهٔ مقطعی بین آلفای‌شرکتی و ویژگی‌های شرکت‌ها، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

رابطهٔ ۴) $$r_{i,t,y} = \alpha_{i,y} + \beta_{i,y}r_{m,t,y} + \epsilon_{i,t,y}.\ \ \epsilon_{i,t,y} \sim N(0, \sigma^2_{i,y})$$

رابطهٔ ۵) $$\alpha_{i,y} = X_{i,y}\delta_y + \eta_{i,y}.\ \ \eta_{i,y} \sim N(0, \sigma^2_{\alpha,y})$$

رابطهٔ ۶) $$\delta_y = \bar{\delta} + \upsilon_y.\ \ \upsilon_y \sim MVN(0, V)$$

برای بررسی رابطه‌های یاد شده لازم است تا کل دورهٔ مورد بررسی به دوره‌های سالیانه و زیر دوره‌های ماهیانه تقسیم شود. در رابطهٔ ۴، $r_{i,t,y}$ بیانگر بازدهٔ اضافی سهام در ماه t از سال y است. $r_{m,t,y}$ بازدهٔ اضافی بازار و $\alpha_{i,y}$ و δ_y متغیرهای پنهان هستند. $X_{i,y}$ بردار ویژگی‌های قابل مشاهدهٔ شرکتی در ابتدای هر سال است. رابطهٔ ۴، بیانگر یک رگرسیون سری زمانی برای هر سهم است. در رابطهٔ ۵، δ_y رابطهٔ سالیانه بین آلفا و ویژگی‌های شرکتی را با به‌کارگیری رگرسیون مقطعی اندازه‌گیری می‌کند. رابطهٔ ۶، ارتباط نظام‌مند بین ویژگی‌های شرکتی و آلفا در طول دورهٔ مورد پژوهش را بررسی می‌کند. در رابطهٔ ۶، فرض می‌شود بردار پارامترهای $\{\delta_y\}_{y=1}^{Y}$ از توزیع نرمال چندمتغیره با مرکزیت $\bar{\delta}$ برخوردار است. اجزای اخلال رابطه‌های ۴، ۵ و ۶ از توزیع نرمال و مستقل برخوردار است.

تخمین مدل

تخمین همزمان رابطه‌های ۴، ۵ و ۶ با مسائلی چالشی مواجه است. زیرا متغیرهای پنهان $\alpha_{i,y}$ وδ_y در دو معادلهٔ سیستم وجود دارند. از این رو تخمین به روش حداکثر درست‌نمایی با مشکل مواجه است. فرسون و فارستر(۱۹۹۴) نشان دادند، تخمین به روش گشتاور تعمیم یافته نیز با توجه به تخمین پارامترهای مختص شرکتی برای هر سال از ضعف‌های آزمونی برخوردار است. با سلسه مراتبی کردن ساختار مدل می‌توان به چالش‌های تخمین فائق آمد. بدین صورت که طبق

رویکرد، رابطهٔ ۶ در سلسله مراتب برای δ_y، مقدم بر رابطهٔ ۵ و رابطهٔ ۵ در سلسله مراتب برای $\alpha_{i,y}$، مقدم بر رابطهٔ ۴ است.

برای اجرای الگوریتم طبق رویکرد سلسله‌مراتبی بیز ابتدا توزیع پیشین برای پارامترها و ابرپارامترهای مدل تعیین شده است. در تعیین توزیع پیشین از مقادیر سره و ناآگاهی بخش استفاده شده است.

توزیع پیشین $\bar{\delta}$ به صورت رابطهٔ ۷، تعریف شده است.

$$\bar{\delta} \sim MVN(0,100I) \quad \text{رابطهٔ ۷)}$$

I ماتریس همانی است. میانگین صفر نشان می‌دهد انتظار نمی‌رود آلفا در سطح شرکتی با ویژگی‌های شرکتی مرتبط باشد. تعیین مقدار بالای صد برای واریانس بیانگر آن است که اطلاعات پیشین کمی در مورد $\bar{\delta}$ وجود دارد.

توزیع پیشین $\alpha_{i,y}$ به صورت رابطهٔ ۸، تعریف شده است.

$$\alpha_{i.y} \sim N(X_{i,y}\delta_y, \sigma^2_{\alpha,y}) \quad \text{رابطهٔ ۸)}$$

میانگین پیشین $\alpha_{i,y}$ به ویژگی‌های شرکتی وابسته است.

توزیع پیشین بتا در سطح شرکتی به صورت رابطهٔ ۹، تعیین شده است.

$$\beta_{i,y} \sim N(1,10) \quad \text{رابطهٔ ۹)}$$

ازآنجا که میانگین بتای بازار برابر با مقدار ۱ است، میانگین توزیع پیشین مقدار ۱ تعیین شده است. علت تعیین مقدار پیشین مقدار ۱۰ برای واریانس آن است که میانگین پیشین اثر کمی بر توزیع پسین بتای شرکتی داشته باشد.

واریانس پیشین پارامترهای مدل $(\sigma^2_{i,y}, \sigma^2_{\alpha,y})$ از واریانس حاصل از تخمین داده‌های نمونه به‌دست می‌آید. به طور مشخص $\sigma^2_{i,y}$ طبق واریانس بازدهی تخمینی هر سهم در هر سال محاسبه شده و $\sigma^2_{i,y}$ از واریانس آلفای تخمین زده شده به روش حداقل مربعات معمولی تقاطعی درهر سال به‌دست آمده است. واریانس پارامترها در مدل دارای توزیع پیشین مزدوج است و از توزیع‌های معکوس‌گاما[1] برای ماتریس اسکالر(عددی) و معکوس ویشارت[2] برای ماتریس‌ها استفاده شده است.

تخمین مدل ارائه شده با استفاده از الگوریتم استاندارد چرخهٔ مارکوفی مونت کارلو[3] طی شش چرخهٔ تکرار شونده انجام شده است. برای انطباق الگوریتم یاد شده با مدل مورد بررسی از

1. Inverse Gamma
2. Inverse Wishart
3. Standard Markov Chain Monte Carlo (MCMC)

پژوهش آنگ و چن (۲۰۰۷) به عنوان الگو و همچنین از مبانی مدل سلسله مراتبی بیزی که توسط روسی، آلن بای و مک کولاچ (۲۰۰۶) ارائه شده، استفاده شده است. از آنجا که توزیع‌های پسین در مدل سلسله مراتبی بیز به صورت تحلیلی قابل حصول نیستند. از این‌رو از روش نمونه‌گیری‌گیبس[1] برای استنباط پارامترها استفاده شده است. این روش به سرعت به سمت همگرایی حرکت می‌کند. این الگوریتم پنج هزار مرتبه تکرار شده و نصف تکرار ابتدایی آن به عنوان دورهٔ تولید (داغیدن) حذف می‌شود.

برای تشریح مراحل الگوریتم دو ماتریس Z_y و X_y تعریف شده است. درماتریس Z_y ستون اول عدد یک و ستون دوم بازدهٔ اضافی بازار است. ماتریس X_y یک مقدار ثابت و ویژگی‌های سالانهٔ شرکتی است.

مراحل شش گانهٔ چرخهٔ مارکوفی به شرح زیر است:

۱. استنتاج $\alpha_{i,y},\beta_{i,y}|\sigma_{i,y}^2,\delta_y,\sigma_{\alpha,y}^2$ برای سهام i در سال y طبق رابطهٔ ۱۰، محاسبه شده است.

$$\begin{bmatrix}\alpha_{i,y}\\ \beta_{i,y}\end{bmatrix}\sim N(\bar{\lambda_\iota},\left(\sigma_{i,y}^{-2}Z_y'Z_y+V_\lambda^{-1}\right)^{-1}) \quad \text{رابطهٔ ۱۰)}$$

مقادیر $\bar{\lambda_\iota}$، $\hat{\lambda_\iota}$، V_λ و $\overline{\overline{\lambda_{\iota,y}}}$ طبق رابطه‌های ۱۱، ۱۲ و ۱۳ به‌دست می‌آید.

$$\bar{\lambda_\iota}=\left(\sigma_{i,y}^{-2}Z_y'Z_y+V_\lambda^{-1}\right)^{-1}\left(\sigma_{i,y}^{-2}Z_y'Z_y\hat{\lambda_\iota}+V_\lambda^{-1}\overline{\overline{\lambda_{\iota,y}}}\right) \quad \text{رابطهٔ ۱۱)}$$

$$\hat{\lambda_\iota}=(Z_y'Z_y)^{-1}Z_y'r_{i,y} \quad \text{رابطهٔ ۱۲)}$$

$$V_\lambda=\begin{bmatrix}\sigma_{\alpha,y}^2 & 0\\ 0 & 10\end{bmatrix},\ \overline{\overline{\lambda_{\iota,y}}}=\begin{bmatrix}X_{i,y}\delta_y\\ 1\end{bmatrix} \quad \text{رابطهٔ ۱۳)}$$

۲. استنتاج $\sigma_{i,y}^2|\alpha_{i,y},\beta_{i,y}$ برای سهام i در سال y طبق رابطهٔ ۱۴، محاسبه شده است.

$$\sigma_{i,y}^2\sim Inverse\ Gamma(\frac{\upsilon_1 s_{1,i,y}^2}{2},\frac{\upsilon_1}{2}) \quad \text{رابطهٔ ۱۴)}$$

مقادیر υ_1 و $s_{1,i,y}^2$ طبق رابطه‌های ۱۵ و ۱۶ به‌دست می‌آید.

$$\upsilon_1=\upsilon_0+T \quad \text{رابطهٔ ۱۵)}$$

$$s_{1,i,y}^2=\frac{\upsilon_0 s_{0,i,y}^2+s_{i,y}^2}{\upsilon_0+T} \quad \text{رابطهٔ ۱۶)}$$

در رابطهٔ ۱۶، $s_{i,y}^2$ جمع مجذور خطاهای نمونه برای شرکت i در دورهٔ y است. مقادیر پیشین υ_0 و $s_{0,i,y}^2$ به ترتیب برابر با ۳ و واریانس ماهیانهٔ بازدهی سهام i در سال y تعیین شده است.

۳. استنتاج $\delta_y|\{\alpha_{i,y}\}\sigma_{\alpha,y}^2,\bar{\delta},V$ برای سال y طبق رابطهٔ ۱۷، تعیین شده است.

$$\delta_y\sim N(\overline{\overline{\delta_y}},(\sigma_{\alpha,y}^{-2}X_y'X_y+V^{-1})^{-1}) \quad \text{رابطهٔ ۱۷)}$$

---

1. Gibbs Sampler

مقادیر $\overline{\overline{\delta_y}}$ و $\widehat{\delta_y}$ طبق رابطه‌های ۱۸ و ۱۹ به‌دست می‌آید.

رابطهٔ ۱۸) $$\overline{\overline{\delta_y}} = (\delta_{\alpha,y}^{-2} X_y' X_y + V^{-1})^{-1} (\sigma_{\alpha,y}^{-2} X_y' X_y \widehat{\delta_y} + V^{-1} \bar{\delta})$$

رابطهٔ ۱۹) $$\widehat{\delta_y} = (X_y' X_y)^{-1} X_y' \alpha_y$$

۴. استنتاج $\sigma_{\alpha,y}^2 | \{\alpha_{i,y}\}, \delta_y$ برای سال y طبق رابطهٔ ۲۰، تعیین شده است.

رابطهٔ ۲۰) $$\sigma_{\alpha,y}^2 \sim Inverse\ Gamma(\frac{\upsilon_1 s_{1.y}^2}{2}, \frac{\upsilon_1}{2})$$

مقدار $s_{1,y}^2$ طبق رابطهٔ ۲۱، محاسبه شده است.

رابطهٔ ۲۱) $$s_{1,y}^2 = \frac{\upsilon_0 s_{0,y}^2 + s_y^2}{\upsilon_0 + N}\ ,\ \upsilon_1 = \upsilon_0 + N$$

s_y^2 مجموع مجذور خطای نمونه و N تعداد مشاهدات در هر دوره y است. مقدار پیشین υ_0 عدد ۳ تعیین شده است. مقدار پیشین $s_{0,y}^2$ برابر با واریانس $\hat{\alpha}$ کل شرکت‌ها در سال y است. $\hat{\alpha}$ از تخمین رگرسیونی معادلهٔ ۴، برای هرشرکت در هرسال به‌دست آمده است.

۵. استنتاج $V | \{\delta_y\}$ طبق رابطهٔ ۱۹، تعیین شده است.

رابطهٔ ۱۹) $$V \sim Inverse\ Wishart(\upsilon_0, V_0 + S)$$

مقدار S طبق رابطهٔ ۲۰، محاسبه شده است.

رابطهٔ ۲۰) $$S = (\delta - H\tilde{\Gamma})'(\delta - H\tilde{\Gamma}) + (\tilde{\Gamma} - \bar{\Gamma})' A (\tilde{\Gamma} - \bar{\Gamma})$$

مقادیر $\hat{\Gamma}$ و$\tilde{\Gamma}$ طبق رابطه‌های ۲۱ و ۲۲، محاسبه شده است.

رابطهٔ ۲۱) $$\hat{\Gamma} = (H'H)^{-1}(H'\delta)$$

رابطهٔ ۲۲) $$\tilde{\Gamma} = ((H'H + A)^{-1}(H'H\hat{\Gamma} + A\bar{\Gamma}))$$

$A^{-1} = 100I$ تعیین شده و$\bar{\Gamma}$ ماتریس $l \times k$ مقادیر صفر است. l بیانگر تعداد ستون‌های H است. مقدار پیشین V_0 برابر با ماتریس واریانس–کواریانس سری زمانی δ_y که طبق فرآیند دو مرحله ای تخمین زده شده است.

۶. استنتاج $\gamma | \{\delta_y\}, V$ طبق رابطهٔ ۲۳، تعریف شده است.

رابطهٔ ۲۳) $$\gamma \sim N(\bar{\gamma}, V \otimes (H'H + A)^{-1})$$

H ماتریس تغییر همزمان در متغیرها با تغییر تدریجی بردار پارامترهای δ_y در طی زمان است. در پژوهش حاضر H بردار ستونی اعداد یک است. با فرض یاد شده $\bar{\gamma} = \gamma$ است.

جامعه و نمونهٔ آماری پژوهش

جامعهٔ آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۴ است که امکان دسترسی به اطلاعات آن‌ها وجود داشته و سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه است. به منظور فراگیر بودن پژوهش تلاش شده است شرکت‌هایی از جامعه انتخاب شوند که دارای شرایط لازم باشند. بنابراین، برای انتخاب اعضای نمونه از روش حذفی استفاده شده است. شرکت‌هایی که در گروه واسطه‌گری مالی قرار داشته و داده‌های مورد نیاز در ارتباط با صورت‌های مالی در طی دورهٔ مطالعه وجود نداشته و شرکت‌های با ارزش دفتری منفی و شرکت‌هایی که بیش از سه ماه متوالی در هر سال متوقف بوده‌اند، حذف شدند. از این‌رو تعداد ۱۱۲ شرکت به عنوان نمونهٔ آماری انتخاب شد که در کل دورهٔ مورد پژوهش ثابت هستند. این شرکت‌ها در ۲۵ نوع صنعت متمایز مشغول فعالیت بودند.

معرفی متغیر وابسته، متغیرهای توضیح دهنده و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها

متغیر بازدهی شرکت‌ها ($r_{i.t.y}$) از حاصل تقسیم تغییرات ارزش بازار سهام شرکت در هر ماه به ابتدای هرماه محاسبه شده است.

$$r_{i.t.y} = \frac{MV_{i.ty} - MV_{i.t-1.y}}{MV_{i.t-1.y}}$$ رابطهٔ ۲۴)

متغیر بازدهی بازار($r_{m.t.y}$) از حاصل تقسیم تغییرات مقدار شاخص کل قیمت و بازدهٔ نقدی در هر ماه به ابتدای هرماه محاسبه شده است.

$$r_{m.t.y} = \frac{I_{i.t.y} - I_{i.t-1.y}}{I_{i.t-1.y}}$$ رابطهٔ ۲۵)

بازدهی اضافهٔ سهام و بازار از تفاوت رابطه‌های ۱۲ و ۱۳ با بازدهٔ بدون ریسک ($r_{f.t.y}$) به‌دست آمده است. نرخ بازدهٔ بدون ریسک، معادل نرخ سود سپردهٔ کوتاه‌مدت سه‌ماههٔ بانک‌ها در نظرگرفته شده است. داده‌های مربوط به آن بر اساس اطلاعات منتشر شدهٔ بانک مرکزی استخراج شده است. به منظور تبدیل نرخ بازدهٔ بدون ریسک سالانه به ماهانه، از میانگین هندسی استفاده شده است.

متغیرهای بی‌قاعدگی در تخمین بسیار گسترده و متعدد است. شش متغیر اصلی که در اکثر پژوهش‌های انجام شده به عنوان ویژگی‌های خاص مؤثر شرکتی مورد بررسی قرار گرفته به عنوان متغیرهای بی‌قاعدگی انتخاب شده است (هاروی، لیو و ژو، ۲۰۱۴؛ مک لین و پونتیف، ۲۰۱۳ وکوگان و تیان، ۲۰۱۳). نحوهٔ محاسبهٔ متغیرهای یاد شده، در جدول ۱، ارائه شده است بیناچی(۲۰۱۵).

جدول۱. متغیرهای ویژگی شرکتی

نام ویژگی	تعریف
اندازهٔ شرکت (SIZE)	لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت درابتدای سال y
ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M)	لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار سهام
شتاب (Mometum)	نرخ بازدهی مرکب پیوستهٔ سهام در شش ماه قبل از سال y
نسبت سودآوری (ROE)	نسبت سود خالص به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام
نرخ رشد دارایی (Asset Growth)	نرخ رشد خالص ارزش دفتری دارایی‌های ثابت در انتهای سال y-1
انتشار سهام (Stock Issue)	نسبت لگاریتم طبیعی خالص ارزش سهام منتشر شده در سال y-1 به خالص ارزش سهام منتشر شده در سال y-2

آمار توصیفی متغیرهای جدول ۱، در جدول ۲، ارائه شده است. برای حذف داده‌های غیر معمول از روش وینزوری استفاده می‌شود. ۵ درصد بالا و پایین توزیع داده‌ها براساس روش وینزوری اصلاح شده است. استفاده از روش فوق باعث می‌شود داده‌ها به توزیع نرمال نزدیکتر شده و از توزیع با دنبالهٔ پهن اجتناب شود.

جدول۲.آمار توصیفی ویژگی شرکتی

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
اندازهٔ شرکت (SIZE)	۱۳/۲۵	۱/۴۵	۱۸/۵۲	۹/۳۵
ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M)	۰/۶۵	۰/۶۵	۱/۳۵	۰/۲۱
شتاب (Mometum)	۱۷/۲۰	۰/۲۰	/۴۳	(۰/۱۳)
نسبت سودآوری (ROE)	۱/۴۸	۰/۷۸	۶/۰۵	۰/۲۶
نرخ رشد دارایی (Asset Growth)	۰/۳۳	۰/۴۹	۳/۲۵	(۰/۳۸)
انتشار سهام (Stock Issue)	۰/۷۸	۰/۲۱	۱/۳۵	۰

یافته‌های پژوهش

در این بخش، نتایج آزمون‌های آماری انجام شده به شرح زیر ارائه می‌شود. آماده‌سازی متغیرها، آزمون‌های آماری و فرآیند تخمین پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای آماری اکسل و آر[1] انجام شده است. در جدول ۳، رابطهٔ آلفای شرطی و هر کدام از ویژگی‌های شرکتی به طور مجزا آزمون شده است. در این جدول توزیع پسین $\bar{\delta}$ طبق رابطهٔ ۶، ارتباط نظام‌مند آلفا و ویژگی‌های شرکتی را طی دوره اندازه‌گیری می‌کند.

1. R

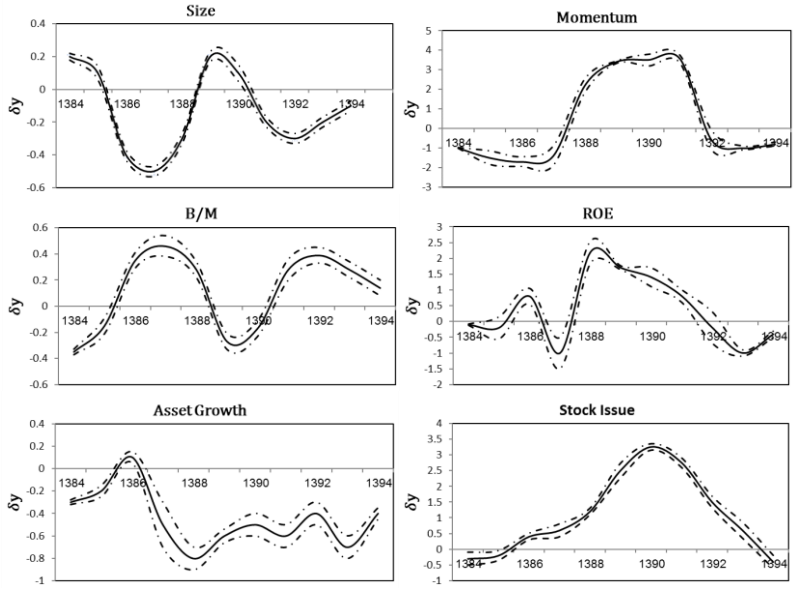
جدول۳. نتایج تخمین حاصل از مدل سه معادله‌ای با فرض مجزا بودن هرکدام از ویژگی‌های شرکتی

اندازهٔ شرکت	ارزش دفتری به ارزش بازار	شتاب	نسبت سودآوری	نرخ رشد دارایی	انتشار سهام
الف. میانگین پسین پارامترهای $\bar{\delta}$ در سطح کل شرکت‌ها					
(۰/۱۳۳)*** (۰/۰۳۱)	۰/۱۱*** (۰/۰۶)	۰/۴۲*** (۰/۲۴)	۰/۳۶*** (۰/۱۲)	(۰/۴۵)** (۰/۲۵)	۱/۱۵** (۰/۲)
ب. متوسط تقاطعی انحراف معیار ویژگی‌های شرکتی					
۱/۸	۰/۷	۰/۳۵	۰/۸	۰/۶	۰/۳

***** و ** به ترتیب نشان‌دهندهٔ سطح معناداری پارامترها در ۹۹ درصد و ۹۵ درصد هستند.**

نتایج نشان می‌دهد همهٔ ویژگی‌های شرکتی با آلفای شرطی شرکتی رابطهٔ معنادار دارند. آلفا رابطهٔ مثبت با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، شتاب و سودآوری و رابطهٔ منفی با اندازهٔ شرکت، نرخ رشد دارایی‌ها و انتشار سهام دارد، برای مثال تغییر به میزان یک انحراف استاندارد در شتاب باعث تغییر ۰/۱۴۷ درصد آلفا در هر ماه و ۰/۷۲ درصد در هر ماه برای رشد دارایی‌ها می‌شود.

شکل ۱، رفتار سری زمانی میانگین پسین δ_y و فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد را برای $\{\delta_y\}_{y=1}^{Y}$ طبق معادلهٔ ۵، نشان می‌دهد. خطوط ممتد میانگین به‌دست آمده از توزیع پسین δ_y و خطوط غیرممتد نشان دهندهٔ فواصل اطمینان در سطح ۹۵ درصد هستند.



شکل۱. نمودار سری زمانی ارتباط زمانی آلفای شرطی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و ویژگی‌های شرکتی در طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۴

می‌توان انتظار داشت، در طی سال‌های خاصی مقدار δ_y تفاوت معنادار از صفر داشته و با ویژگی‌های شرکت همسو باشد. برای مثال δ_y در سال‌هایی که شرکت‌های بزرگ عملکرد مناسبی داشته‌اند، طبق اندازهٔ شرکت مثبت و معنادار است. نتایج نشان می‌دهد توزیع پسین سالیانه بر اساس اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و شتاب از دقت بالاتری نسبت به توزیع پسین حاصل از سایر ویژگی‌های شرکتی برخوردار است. این اثر منعکس کنندهٔ همسویی قوی سهام شرکتی با ویژگی‌های یاد شده است.

از دیدگاه اقتصادی مهم است بررسی شود آیا وجود الگوهای بی‌قاعدگی در بازدهی سهام مرتبط با کل شرکت‌های بازار است یا فقط مربوط به شرکت‌های با ارزش بازار کم است؟ از این رو برای بررسی سطح گستردگی بی‌قاعدگی‌ها طبق ارزش بازار، سهام‌های مورد بررسی به سه گروه کوچک، متوسط و بزرگ تقسیم شده و تغییرات $\bar{\delta}$ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مورد نظر در جدول ۴ و شکل ۲، برای هر ویژگی شرکتی ارائه شده است. ویژگی شرکتی با آلفای شرطی در شرکت‌های کوچک رابطهٔ معنادار درسطح بالای ۹۹ درصد داشته و ویژگی شرکتی با بازدهی غیر عادی در شرکت‌های بزرگ ارتباط معنادار ضعیف‌تری دارد. میزان رابطه از جنبهٔ آماری در شرکت‌های بزرگ به شدت کاهش یافته است.

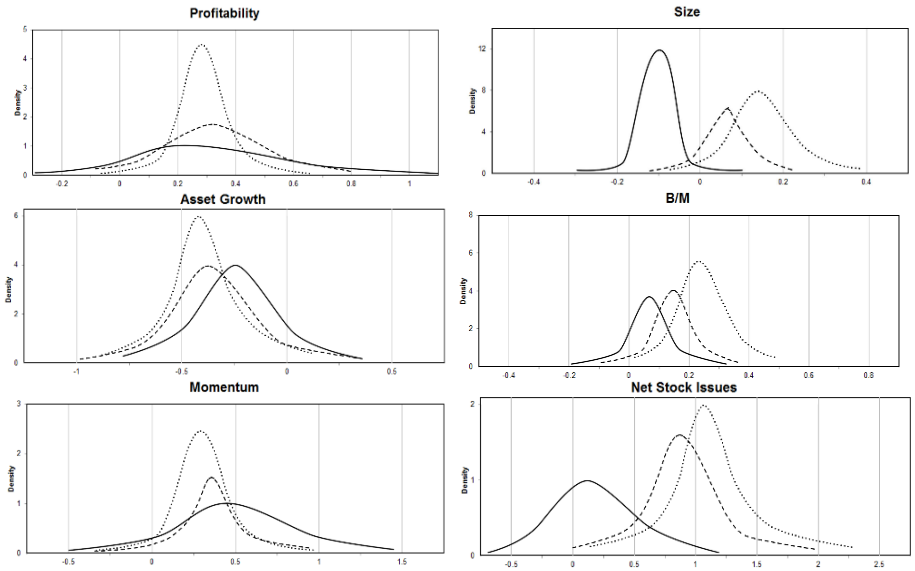
جدول۴. نتایج تخمین حاصل از مدل سه معادله‌ای باگروه‌بندی طبق ارزش بازار

گروه بندی شرکت‌ها	اندازهٔ شرکت	ارزش دفتری به ارزش بازار	شتاب	نسبت سودآوری	نرخ رشد دارایی	انتشار سهام
	الف: میانگین پسین $\bar{\delta}$ در سطح کل شرکت‌ها					
کوچک	۰/۱۳*** (۰/۰۳)	۰/۲۲*** (۰/۰۴)	۰/۲۸*** (۰/۱۷)	۰/۳۲*** (۰/۱۰)	(۰/۴۹)*** (۰/۰۹)	۱/۱*** (۰/۳)
متوسط	۰/۰۷* (۰/۰۵)	۰/۱۵*** (۰/۰۶)	۰/۳۲* (۰/۲۲)	۰/۳۱** (۰/۱۵)	(۰/۳۲)*** (/۱۱)	۰/۸۵*** (۰/۳۵)
بزرگ	(۰/۱۰)* (۰/۰۶)	۰/۰۶* (۰/۰۷)	۰/۴۰ (۰/۳۰)	۰/۲۲ (۰/۳۳)	(۰/۲۵)** (۰/۱۲)	۰/۱۵* (۰/۱۲)
	ب: متوسط تقاطعی انحراف معیار ویژگی‌های شرکتی					
کوچک	۰/۹۸	۰/۸۵	۰/۳۸	۰/۴۵	۰/۵۵	۰/۱۸
متوسط	۰/۳۵	۰/۶۵	۰/۳۰	۰/۲۶	۰/۴۵	۰/۱۵
بزرگ	۱/۱	۰/۸۸	۰/۱۸	۰/۲۵	۰/۴۰	۰/۱۲

***** ، ** و * به ترتیب نشان‌دهندهٔ سطح معناداری پارامترها در ۹۹ درصد، ۹۵ درصد و ۹۰ درصد هستند.**

طبق نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۴، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در شرکت‌های بزرگ عملکرد بهتری را نشان می‌دهد. در شکل ۲، برای هر ویژگی شرکتی سه منحنی ترسیم

شده است. منحنی نقطه چین مربوط به شرکت‌های کوچک، منحنی خط فاصله مربوط به شرکت‌های متوسط و منحنی خطوط ممتد مربوط به شرکت‌های بزرگ است.



شکل۲: مقایسهٔ رابطهٔ آلفای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و ویژگی‌های شرکتی بر اساس اندازهٔ شرکت‌ها

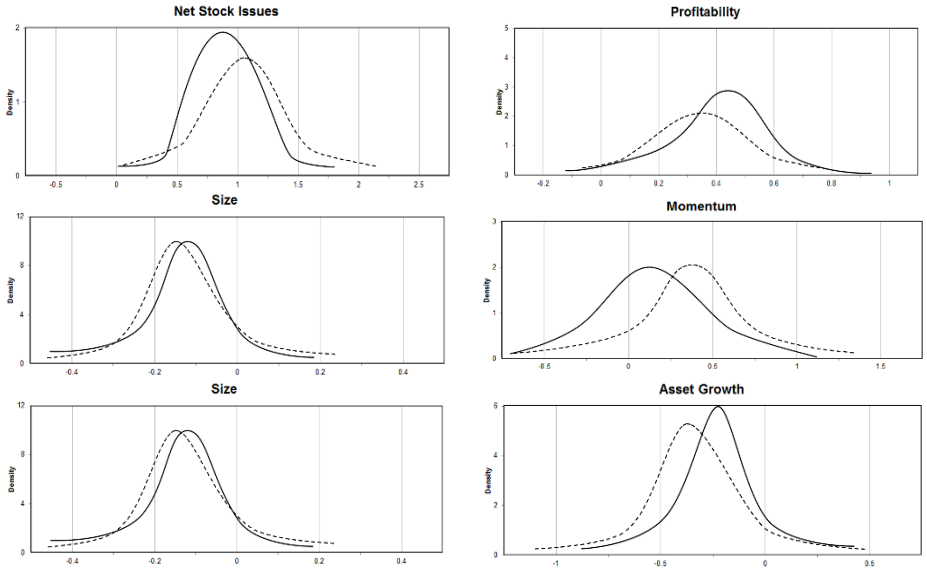
اگر ویژگی‌های شرکتی با همدیگر وابستگی داشته باشند، مطالعهٔ مجزای آن‌ها عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را بیش از حد نامطلوب نشان می‌دهد. بدین منظور همهٔ ویژگی‌های شرکتی در مدل وارد شده و سپس رابطه‌های ۴، ۵ و۶ تخمین زده می‌شوند. نتایج در جدول ۵ و شکل ۳، نشان داده شده است.

جدول۵. بررسی همزمان ویژگی‌های شرکتی و آلفا

اندازهٔ شرکت	ارزش دفتری به ارزش بازار	شتاب	نسبت سودآوری	نرخ رشد دارایی	انتشار سهام
الف. میانگین پسین $\bar{\delta}$ در سطح کل شرکت‌ها					
(۰/۱۲۱)**	۰/۱۰**	۰/۱۲	۰/۴۵**	(۰/۲۲)**	۰/۸۵**
(۰/۰۲۱)	(۰/۰۵)	(۰/۱۹)	(۰/۱۳)	(۰/۱۵)	(۰/۱۸)
ب. متوسط تقاطعی انحراف معیار ویژگی‌های شرکتی					
۱/۷	۰/۸	۰/۲۹	۰/۷	۰/۴	۰/۱

***** و ** به ترتیب نشان‌دهندهٔ سطح معناداری پارامترها در ۹۹ درصد و ۹۵ درصد هستند.**

در شکل ۳، نمودار توزیع پسین $\bar{\delta}$ حاصل از تخمین مدل در شرایط مجزا بودن هر ویژگی به صورت نقطه‌چین، برای مقایسه با نتایج حاصل از تخمین مدل در شرایط مجموع ویژگی‌ها به صورت خط ممتد ترسیم شده است.



شکل۳. مقایسهٔ نتایج تخمین مدل با فرض همزمانی و مجزا بودن ویژگی‌های شرکتی

در تحلیل مجزای عوامل، عامل شتاب، عاملی اثرگذار و معنادار بر آلفا است. اما در تحلیل همزمان ویژگی‌های شرکتی عامل یاد شده اطلاعات اثرگذار و معنادار را اضافه نمی‌کند. همچنین میزان اثرگذاری مقادیر رشد دارایی‌ها و انتشار سهام به ترتیب ۶۵ درصد و ۲۶ درصد کاهش یافته و میزان اثرگذاری سودآوری ۲۵ درصد افزایش یافته است. عوامل اندازهٔ شرکت و ارزش دفتری به بازار نیز همچنان تأثیر معنادار با آلفا دارد. تحلیل مجموع ویژگی‌ها نشان می‌دهد، برخی از عوامل که در آزمون تک متغیره معنادار هستند در تحلیل کل، اطلاعات منحصر به فردی را در بر ندارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر با استفاده از مدل سلسله مراتبی بیز وجود و تأثیر بی‌قاعدگی‌ها در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در سطوح شرکت–سال را بررسی کرده است. شش ویژگی شرکتی شامل اندازهٔ شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار، شتاب، نسبت سودآوری، نرخ رشد دارایی‌ها و

انتشار سهام به عنوان عوامل اثرگذار در ایجاد بی‌قاعدگی مورد بررسی قرار گرفتند. در بررسی مجزای هر عامل، نتایج نشان داد عوامل ارزش دفتری به بازار، شتاب و نسبت سودآوری و انتشار سهام با آلفای شرطی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای رابطهٔ معنادار دارد و عوامل اندازهٔ شرکت و نرخ رشد دارایی‌ها با آلفای شرطی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای رابطهٔ منفی دارد.

نتایج پژوهش حاضر در سطح کلی مانند پژوهش‌های قبلی، مثل فاما و فرنچ (۲۰۰۸)، آوارموف و چوردیا (۲۰۰۶) و هو، چن و ژانگ (۲۰۱۶)، به ناتوانی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در ارائهٔ شرایط تعادلی بازار اذعان داشته و در بازار سرمایهٔ ایران به عنوان بازار نوظهور نیز صحیح و مورد تأیید است. اما در نوع علامت ویژگی‌های بررسی شده نتایج به‌دست آمده تفاوت‌هایی وجود دارد. به طوری که در بورس اوراق بهادار تهران رابطهٔ اندازهٔ شرکت و آلفای‌شرطی منفی است. در پژوهش فاما و فرنچ (۲۰۰۸) و هو، چن و ژانگ (۲۰۱۶) این رابطه مثبت است. در پژوهش بیناچی(۲۰۱۵) نیز رابطهٔ معنادار بین اندازهٔ شرکت و آلفای‌شرطی وجود ندارد. رابطهٔ انتشار سهام و آلفای‌شرطی در بورس اوراق بهادار تهران رابطهٔ مثبت و معناداری است.

با توجه به دورهٔ پژوهش اکثر شرکت‌هایی که اقدام به افزایش سرمایه داشتند، از بازدهی غیرنرمال برخوردار بودند. اما در پژوهش‌های انجام شده در بازار اوراق بهادار پیشرفتهٔ آمریکا همگی دلالت بر رابطهٔ منفی انتشار سهام و بازدهی غیرنرمال داشته، یکی از دلایل آن وجود عامل عدم تقارن اطلاعاتی است. با تقسیم شرکت‌های مورد پژوهش به سه گروه شرکت‌های بزرگ، متوسط و کوچک نتایج نشان داد میزان اثرگذاری بی‌قاعدگی‌ها در سطح شرکت‌های کوچک و متوسط بسیار بیشتر از شرکت‌های بزرگ است. از این‌رو در مطالعهٔ مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، بررسی شرکت‌ها در اندازه‌های مختلف، از استنتاج تورش‌دار نسبت به آزمون مدل‌ها می‌کاهد.

بررسی کل متغیرها در مدل به جای بررسی مجزای هر عامل نشان داد که بعضی از عوامل مانند شتاب، اطلاعات منحصر به‌فردی را در توصیف بازدهی غیرنرمال شرکت‌ها در بر ندارد. با توجه به جنبهٔ کاربردی ارزش‌گذاری سهام شرکت‌ها و اهمیت فوق‌العادهٔ پیش‌بینی قیمت سهام به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود که تأثیر اجزای سود و جریان‌های نقدی را نیز بر بازدهی غیرعادی سهام، مورد بررسی قرار دهند تا بتوان دربارهٔ محتوای اطلاعاتی نسبی و فزایندهٔ آن‌ها قضاوت کرد.

منابع

آسیما، م.، و عباس زاده اصل، ا. (۱۳۹۵). مقایسهٔ عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای خطی و غیرخطی در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامهٔ مدلسازی ریسک ومهندسی‌مالی، ۱(۱)، ۱۱۴–۱۲۸.

رهنمای رودپشتی، ف.، و امیرحسینی، ز. (۱۳۸۹). تبیین قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای: مقایسهٔ تطبیقی مدل‌ها. فصلنامهٔ بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۷(۶۲)، ۴۹–۶۸.

مجتهدزاده، و.، و قدرتی، م. (۱۳۹۱). اثر بی‌قاعدگی اقلام‌تعهدی بر قیمت‌گذاری شرکت‌ها. فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۳(۱۰)، ۱۱۹–۱۳۵.

References

Ang, A., & Chen, J. (2007). CAPM Over the Long Run: 1926–2001. *Journal of Empirical Finance,* 1(14), 1–40.

Ang, A., Liu, J., & Schwarz, K. (2010). Using Stocks or Portfolios in Tests of Factor Models. Working Paper, Columbia University.

Asima, M, & Abbaszadeh Asl, A. (2017). A Comparison between Performance of Linear and Nonlinear Capital Asset Pricing Models in TSE. Quarterly Journal of Risk Modeling and Financial Engineering, 1(1), 114–128. (In Persian).

Avramov, D., & Chordia, T. (2006). Asset Pricing Models and Financial Market Anomalies. Review of Financial Studies, 3(19), 1001–1040.

Binachi, D. (2015). A Dynamic Test of Conditional Asset Pricing Models, Working Paper, Warwick Business School.

Campbell, J., Hilscher, J. (2008), In Search of Distress Risk. Journal of Finance, 6(63), 2899-2939.

Daniel, K., & Titman, S.(2015). Market Reactions to Tangible and Intangible Information. Journal of Finance, 4(61), 1605-1643.

Fama, E., & French, K. (1992). The Cross-section of Expected Stock Returns, Journal of Finance, 2(47), 427-465.

Fama, E., & French, K. (2008). Dissecting Anomalies. Journal of Finance, 4(63), 1653–1678.

Ferson, W., & Foster, S. (1994). Finite Sample Properties of the Generalized Method of Moments in Tests of Conditional Asset Pricing Models. Journal of Financial Econometrics, 1(36), 29–56.

Harvey, C., Liu, Y., & Zhu, H. (2014). and the Cross-section of Expected Returns, Working paper, Duke University.

Hou, K., Chen, X., & Zhang, L. (2016). Digesting Anomalies: An Investment Approach. Review of Financial Studies, 28 (3), 650-705.

Hou, K., Chen., X, & Zhang. (2017). Replicating Anomalies. The 2017 Chicago Quantitative Alliance Academic Competition.

Jagannathan, R., & Wang, Z.(1996). The Conditional CAPM and the Cross-section of Expected Returns. Journal of Finance, 1(51), 3-53.

Kogan, L., & Tian, M. (2013). Firm Characteristics and Empirical Factor Models: A Data Mining Experiment. Working paper, MIT.

Lewellen, J., Nagel, S., & Shanken, J. (2010). A Skeptical Appraisal of Asset-pricing Tests. Journal of Financial Economics, 2(96), 175–194.

McLean, D., & Pontiff, J.(2013). Does Academic Research Destroy Stock Return Predictability?. Working Paper, University of Alberta.

Mojtahedzadeh, V., & Ghodrati, M. (2011). The Effect of Accruals Anomalies on Stock Price. Quarterly Journal of Financial Engineering and Securities Management, 3(10),119-135.(In Persian).

Rahnamay Roodposhti F., & Amirhosseini Z. (2010). Explanation of Capital Asset pricing: Comparison between Models, Quarterly journal of Accounting and Auditing Review. 17(62), 49-68. (in Persian).

Rossi, P., Allenby, G., & McCulloch, R. (2006). Bayesian Statistics and Marketing. West Sussex, England, John Wiley & Sons.

Risk Modeling and Financial Engineering Khatam University
Vol. 2, No. 2
Summer 2017

CAPM Anomalies Analysis in Respect of Hierarchical Bayesian Approach

***Seyed Jalal Tabatabaei*[1]**

Abstract: The purpose of investors gets rational returns for investing in firms' stocks. Stock price or changes in it is one of the criteria for decision-making about buying and selling stocks. This study has tried to access capital asset pricing anomalies in TSE. The sample consisted of112 selected companies during the years 1384-1394. Firm characteristics as of anomalies include firm size, book value to market value, momentum, net marginal profit, asset growth rate, and the share issue. The hierarchical Bayesian approach in modeling conditional alpha on the company as a function of the characteristics of the company has been introduced. The results of the study show the existence of anomalies in the capital asset pricing model in separate analysis of characteristics. But the effect at the simultaneous analysis of the characteristics is reduced. The results indicate that there is a direct relationship between stock returns and four variables named book value to market value, momentum, net marginal profit and share issue but the relations between stock returns, firm size and growth rate of assets, would be inverse.

Keywords: ***Anomalies, The hierarchical Bayesian, Capital asset pricing.***

JEL: G10, G12, G14

1. lecturer, Management Department, Payam noor University, Yazd, Iran

Submitted: 04 / February / 2017 **Accepted: 26 / April / 2017**
Corresponding Author: Seyed Jalal Tabatabaei **Email: j_tabatabaei@alumni.ut.ac.ir**
How to cite this paper: Tabatabaei, S. J (2017). CAPM Anomalies Analysis in Respect of Hierarchical Bayesian Approach. Quarterly Journal of Risk Modeling and Financial Engineering, 2(2), 179– 196. (In Persian)