Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 157-178

Research Paper

Measuring Industry Beta Using a Combination of Black-Scholes model and Grey Theory[1]

Amin Babaei Falah[2], Maryam Khalili Araghi[3], Hashem Nikoomaram[4]

Received: 2021/01/01 Accepted: 2021/09/23

Abstract

Most analysts use a discount rate derives from the CAPM model to investigate projects and companies for investment purposes. The calculated beta of this model is usually a representation of the risks and opportunities of the relative industry that drives almost without considering the firm's and the project's risk and opportunity. This ignorance of risk measurement could make a poor discount rate which would lead to incorrect evaluation and reduction of Equity value. Most of the time, beta's correction for risks and opportunities makes a big difference in the results. The goal of this paper is to provide a more accurate measurement of the systematic risk of investment projects by considering their relative risks and opportunities. In this study, the adjusted beta from the model of Bernardo and others was calculated using monthly data of 10 years of the return of all companies listed in the Tehran Stock Exchange and Iran Farabourse. Then by mixing Grey Theory with the model, we tried to improve the mentioned model. The grey beta of growth opportunities and a grey beta of existing assets were calculated for all firms. Finally, variables' robustness was checked by performing Durbin and Wu-Housman tests. The results show better performance of the Grey BCG model. The calculated beta could be used to improve the risk measurement of industries and firms. It also could help discount rate calculation and valuation of companies, projects, and startups.

Keywords: Risk Measurement, Growth Beta, Existing Assets Beta, Grey Beta, CAPM

JEL Classification: C36 ،G12 ،G32 ،O43

---

1 . DOI: 10.22051/JFM.2020.28736.2238

2. Ph.D. Student, Department of Financial Management, Research Sciences Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:amin.babaeifalah@gmail.com.
3. Assistant Professor, Department of Business Management, Research Sciences Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email:M.khaliliaraghi@gmail.com.
4. Professor, Department of Accounting, Research Sciences Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:Nikoomaram@srbiau.ac.ir.

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۱۷۸-۱۵۷

مقاله پژوهشی

برآورد بتای صنایع با استفاده از ترکیب مدل بلک شولز و تئوری خاکستری[۱]

امین بابائی فلاح[۲]، مریم خلیلی عراقی[۳]، هاشم نیکومرام[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۱/۱۳

چکیده

بیشتر تحلیل‌گران در بررسی طرح‌ها و شرکت‌ها از نرخ تنزیلی استفاده می‌کنند که برگرفته از مدل CAPM است. بتای این مدل عموما نماینده ریسک‌ها و فرصت‌های آن صنعت است که تقریبا بدون هیچ توجهی به ریسک‌ها و فرصت‌های موجود در طرح یا شرکت مورد بررسی بدست آمده است. این بی‌توجهی به اندازه‌گیری صحیح ریسک موجب اندازه‌گیری اشتباه نرخ تنزیل و در نهایت ارزیابی نادرست و کاهش ارزش صاحبان سرمایه می‌گردد. در بسیاری از مواقع با اصلاح اثر فرصت‌ها و ریسک‌ها در بتای مورد استفاده، نتایج ارزیابی تفاوت چشم‌گیری خواهد داشت. هدف پژوهش حاضر، سنجش دقیق‌تر ریسک سیستماتیک طرح‌ها و شرکت‌ها با در نظر گرفتن ریسک و فرصت رشد آنها است.

در این پژوهش با بکارگیری بازده ماهانه ۱۰ ساله تمامی شرکت‌ها و صنایع بورسی و فرابورسی، بتای تعدیل شده مدل برناردو و همکاران برای تمامی صنایع محاسبه و به طور مجزا برای هر صنعت بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود تخمین زده شد. سپس با ترکیب تئوری خاکستری، امکان بهبود مدل فوق بررسی گردید و بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود خاکستری شده برای تمامی صنایع ارائه شد. در نهایت استواری متغیرهای مورد استفاده با آزمون‌های وو-هاوسمن و دوربین و قدرت متغیرها با استفاده از آزمون والد مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیق نشانگر عملکرد بهتر مدل خاکستری شده برناردو و همکاران نسبت به مدل اصلی است. بتای محاسبه شده می‌تواند در سنجش دقیق‌تر ریسک شرکت‌ها و صنایع، محاسبه نرخ تنزیل شرکت‌ها، کمک نوآورها و پروژه‌ها و در نهایت ارزش‌گذاری آنها بکار گرفته شود.

واژگان کلیدی: اندازه‌گیری ریسک، بتای رشدی، بتای دارایی‌های موجود، بتای خاکستری شده، CAPM
طبقه‌بندی موضوعی: *C36، G12، G32، O43*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.28736.2238
۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email:amin.babaeifalah@gmail.com
۳. استادیار، گروه مدیریت بازرگانی، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email: M.khaliliaraghi@gmail.com
۴. استاد، گروه حسابداری، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email:Nikoomaram@srbiau.ac.ir

مقدمه

با وجود مباحث تئوریکی و عملی مطرح شده، مدل تک دوره‌ای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) محبوب‌ترین متد برای تعیین هزینه سرمایه در پروژه‌های سرمایه‌گذاری، باقی‌مانده است. مدل‌های جایگزین بر اساس فاکتورهای جدید برای تعیین هزینه سرمایه مشکل‌زا هستند (برای نمونه مدل فاما-فرنچ[1]، ۱۹۹۲) چرا که فاکتورها در طول زمان تغییر می‌کنند و همچنین در بین نخبگان توافق نظر در خصوص این موضوع که آیا فاکتورها گویای ریسک هستند یا خیر، وجود ندارد. دیگر جایگزین‌ها عموما نیازمند ورودی‌هایی هستند که رهگیری و تعیین آنها دشوار است. در نقطه مقابل، CAPM تنها نیازمند تخمین نرخ بازده بدون ریسک، صرف ریسک و بتا است.

اما در خصوص مدل CAPM با وجود این که روش محاسبه بتای صنایع مختلف موضوع شفاف و بدون ابهامی است، در بسیاری از مواقع بر سر میزان بتا در هر صنعت در بازه‌های زمانی مختلف و دوره‌های زمانی محاسبه بازده صنعت و شاخص، تفاهم وجود ندارد. این موضوع می‌تواند منجر به تفاوت در برآورد بازده مورد انتظار صاحبان سهام گردد. حتی تفاوت ۰,۱ در بتا می‌تواند منجر به تفاوت ۱ درصدی در نرخ بازده مورد انتظار گردد (با فرض صرف ریسک ۱۰ درصدی).

این موضوع در برآورد ارزش ذاتی شرکت‌ها، اوراق، سرمایه‌ها و پروژه‌ها بیشتر خود را نشان می‌دهد. تحلیلگران با برآورد بتاهای متفاوت و بکارگیری مدل CAPM به نرخ‌های تنزیل متفاوتی جهت برآورد ارزش ذاتی دست می‌یابند و این موضوع سبب ایجاد تفاوت قابل توجه در ارزش ذاتی شرکت‌ها می‌گردد. با توجه به این که ارزیابی‌ها و ارزش‌گذاری‌های مزبور بعضاً پایه معاملات بزرگ قرار می‌گیرد، لذا تعیین هرچه دقیق‌تر بتا از ضرورت بالایی برخوردار است.

مشکل دیگر برآورد بتا با روش رایج، در محاسبه بتای پروژه‌ها و شرکت‌های دارای طرح توسعه است. اکثر کتب مالی در این موضوع پیشنهاد می‌کنند در صورتی که شرکت یا پروژه مشابه دارای معاملات سهام مناسب وجود نداشته باشد، بتای میانگین صنعت مورد استفاده قرار گیرد. اما محاسبه بتای میانگین صنعت، ریسک فرصت رشد پروژه یا شرکت مورد بررسی را در بر نمی‌گیرد.

در سال ۲۰۰۷ برناردو و همکاران[2] (از این نقطه به بعد جهت سهولت به این مدل با نام BCG رجوع می‌شود) با استفاده از همین استدلال و ارائه مدلی، اقدام به تجزیه بتای شرکت به دو جزء بتای دارایی و بتای فرصت‌های رشد نمودند. آنها با پیاده‌سازی این مدل در بازه زمانی ۱۹۷۷ تا ۲۰۰۴ و برای ۳۴ صنعت مختلف نشان دادند که تفاوت میان بتای رشدی و بتای دارایی می‌تواند قابل توجه باشد. آنها نشان دادند که در اکثریت صنایع، بتای رشدی بزرگتر از بتای دارایی‌های موجود می‌باشد.

رویکرد BCG به بتا رویکرد نوین و خلاقانه‌ای محسوب می‌شد. نقطه قوت این تحقیق، پرداختن به فرصت رشد شرکت‌ها و تاثیر این فرصت‌های رشد بر روی بتای شرکت است. لیکن در مواردی که تعداد

1. Fama & French
2. Bernardo et al

شرکت‌های صنعت محدود بوده و یا به علت عدم کارایی بازار، اثرات مومنتوم، اطلاعات ناقص و ... قیمت سهام شرکت با تاخیر اصلاح می‌شود، مدل BCG می‌تواند خطای قابل ملاحظه داشته باشد.

نوآوری پژوهش حاضر شامل طراحی مدلی خاکستری جهت شکست بتا به دو بخش بتای رشدی و بتای دارایی‌های موجود خاکستری شده برای نخستین بار است. بدین منظور در این پژوهش با بکارگیری بازده ماهانه ۱۰ ساله تمامی شرکت‌ها و صنایع بورسی و فرابورسی و سایر اطلاعات مورد نیاز از آخرین صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها، بتای مدل BCG برای تمامی صنایع محاسبه شد. همانند بتای غیر اهرمی در مدل CAPM، در بتای مدل BCG نیز اثرات اهرم مالی شرکت‌ها و فرصت رشدآنها در تمامی صنایع خنثی شده و بتای هر صنعت به طور مجزا بین بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود تفکیک شده است. پس از آن با اضافه کردن تئوری خاکستری به مدل BCG، بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود خاکستری شده برای تمامی صنایع ارائه شد. در مرحله بعد استواری متغیرهای مورد استفاده با آزمون‌های وو-هاوسمن و توربین بررسی و تعدیلات لازم را اعمال گردید. در نهایت عملکرد مدل BCG و مدل خاکستری شده آن در قالب آزمون های استواری مقایسه شد.

در ادامه، ابتدا تحقیقات صورت گرفته در خصوص بتا در داخل و خارج از کشورمان مرور شده است. در بخش بعد به بررسی بتای استاندارد، بتای BCG و بتای خاکستری پرداخته شده است. در نهایت بتا با هر دو روش محاسبه و نتایج تفسیر گردیده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مدل CAPM کماکان پرکاربردترین مدل جهت برآورد ارزش سهام شرکت‌ها و پروژه‌ها قلمداد می‌گردد. بررسی‌های زیادی روی مدل CAPM و بتا انجام گرفته است. برای مثال محمدی و همکاران (۱۳۸۶) روش‌های مختلف تخمین بتا با دوره‌های بازده، مدل‌های تخمین و روش‌های مختلف اقتصادسنجی شامل حداقل مربعات معمولی، حداکثر درست‌نمایی، گشتاورهای تعمیم‌یافته، حداقل قدر مطلق خطاها و رگرسیون ناپارامتری را برای تخمین بتا بررسی و نشان دادند تفاوت نسبتا زیادی در نتایج به‌دست آمده با روش‌های مختلف تخمین بتا وجود دارد.

همچنین رهنمای رودپشتی و همکاران (۱۳۸۶) به مقایسه قدرت بتا در توضیح عایدی سهام در مدل CAPM و متغیرهای مدل فاما و فرنچ پرداختند. آنها نشان دادند گرچه ابعاد شرکت، نسبت دارایی به حقوق صاحبان سهام و نسبت سود نقدی به قیمت، قدرت زیادی در توضیح سود شرکت‌ها دارند، بدون بتا، قدرت سایر متغیرها قابل توجه نخواهد بود. در پژوهشی دیگر رهنمای رودپشتی و هوشمند نقابی[1] (۲۰۱۶) مطالعه تطبیقی بین مدل‌های CAPM و X-CAPM در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ انجام دادند. آنها دریافتند مدل X-CAPM فاقد توانایی لازم در مقایسه با مدل‌های CAPM است.

لیکن همان‌طور که در بخش قبل عنوان گردید، مدل CAPM فاقد توانایی لازم در تنظیم بتا با توجه به فرصت‌های رشد شرکت یا طرح است. می‌دانیم شرکت‌هایی که فرصت‌های رشدی بیشتری دارند، باید بتای بزرگتری نیز داشته باشند (برناردو و همکاران، ۲۰۰۷).

1. Rahnamay Roodposhti & Houshmand Neghabi

اول این که فرصت‌های رشد، گزینه‌های بیشتری در اختیار شرکت می‌گذارند که این آپشن‌ها شامل توسعه، رها کردن یا تأخیر در یک پروژه می‌شود. این تصمیمات به جریانات نقدی ایجاد شده توسط پروژه بستگی دارند که خود از اجزای ریسک سیستماتیک است. از آنجا که این آپشن‌های اضافی، نقش اهرم را دارند، ریسک سیستماتیک فرصت‌های رشد باید بالاتر از دارایی‌های مستقر باشد. یافته‌های برک و همکاران[1] (۲۰۰۴) و کارلسون و همکاران[2] (۲۰۰۶) نیز این موضوع را تأیید می‌کند.

دوم این که در سال ۱۹۹۳، کمپبل و می[3] به صورت عملی توضیح دادند که بتا با تغییرات عمومی در بازده مورد انتظار رابطه مستقیم دارد. از آنجایی که شرکت‌های با فرصت‌های رشدی بیشتر جریانات نقدی با دیرش بالاتری در اختیار دارند، ارزش آنها حساسیت بیشتری به تغییرات نرخ بهره دارد و بنابراین باید بتای بالاتری داشته باشند.

نکته‌ای که باید به آن توجه شود این که ارزش هر شرکت حاصل جمع ارزش دارایی‌های موجود و ارزش آپشن‌ها یا فرصت‌های آتی است. مک دونالد و سیگل[4] (۱۹۸۵) و برگ و همکاران[5] (۱۹۹۹) این موضوع را به‌طور شفاف نشان دادند که ارزش شرکت هر دوی پروژه‌های فعلی و فرصت آتی پروژه‌های جدید را نیز در بر می‌گیرد.

برناردو و همکاران (۲۰۰۷) دریافتند بازده سرمایه‌ای یک شرکت با ریسک‌های ناشی از پروژه‌های فعلی و فرصت‌های رشد محاط شده است. آنها با ارائه مدل BCG بتای شرکت را به دو بخش بتای دارایی مستقر و بتای فرصت رشد تقسیم نمودند و با پیاده‌سازی این مدل در بازه زمانی ۱۹۷۷ تا ۲۰۰۴ و برای ۳۴ صنعت مختلف نشان دادند که تفاوت میان بتای رشدی و بتای دارایی می‌تواند قابل توجه باشد. آنها نشان دادند که در اکثریت صنایع، بتای رشدی بزرگتر از بتای دارایی‌های موجود می‌باشد. آنها نشان دادند که محاسبه نرخ تنزیل با استفاده از متد عمومی مدل CAPM می‌تواند نرخ سرمایه پروژه را تا حدود ۲-۳ درصد اضافه نشان دهد. همچنین این تیم در سال ۲۰۱۲ نشان داد که متدهای رایج بودجه‌بندی سرمایه‌ای ریسک پروژه‌ها را بیش از واقع و در نتیجه ارزش پروژه‌ها را کمتر از واقعیت نشان می‌دهد. این تیم تحقیقاتی نشان داد که به ویژه در صنایع سلامت، داروسازی، ارتباطات، سرگرمی و تجهیزات پزشکی این احتمال بیشتر است که به واسطه استفاده از روش‌های استاندارد اندازه‌گیری ریسک پروژه، سرمایه‌گذاری بر روی کسب و کار صورت نپذیرد. آنها همچنین نشان دادند که سایر روش‌های ارزش‌گذاری بر مبنای آپشن از تخمین‌های نوسانی استفاده می‌کنند که برای ارزش‌گذاری ارزش فرصت رشد بسیار زیاد است. این موضوع نشان دهنده کارایی پایین‌تر این دسته از روش‌ها است (برناردو و همکاران[6]، ۲۰۱۲).

1. Berk et al
2. Carlson et al
3. Campbell & Mei
4. McDonald & Siegel
5. Berk et al
6. Bernardo et al

پس از انتشار مقاله برناردو و همکاران، مدل آنها به‌تدریج مورد توجه قرار گرفت. گانچارو و همکاران[1] در سال ۲۰۱۴ با بررسی داده‌ها و صورت‌های مالی ۴۱۳ شرکت دارویی بین‌المللی در دوره زمانی ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۲ و به‌کارگیری مدل‌های مختلف از جمله مدل BCG، نشان دادند سودآوری شرکت‌های دارویی به‌واسطه به‌کارگیری استانداردهای حسابداری بیش از اندازه واقعی است. آنها دریافتند حسابداری شرکت‌های داروسازی جهت‌دار است و اثرات این جهت‌دهی توسط قوانین و استانداردهای حسابداری و شدت انجام پروژه‌های R&D شکل پیدا کرده است. آنها دریافتند پس از انجام اصلاحات این قوانین و استانداردهای حسابداری، نسبت ROE شرکت‌های دارویی با این نسبت در سایر صنایع قابل مقایسه می‌شود.

در تحقیقی دیگر بوخوالو[2] (۲۰۱۶) با این استدلال که ارزش شرکت باید بیشتر به اقدامات مدیریت وابسته باشد تا به میانگین صنعت، با بهره‌گیری از مدلی برگرفته از مدل BCG به تجزیه جریانات نقد شرکت‌های ایتالیایی و اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک از این طریق پرداخت. او از این طریق به مدل جدیدی در برآورد ریسک سیستماتیک دست یافت که اعمال مدیران را نیز در مدل خود در نظر می‌گیرد.

دا و همکاران[3] (۲۰۱۲) روشی برای تخمین بتای پروژه‌های فعلی و بازدهی آنها طراحی کرده‌اند. آنها دریافتند که یک رابطه خطی بین این دو وجود دارد و استفاده از CAPM در کنار روش‌های ارزش فرصت‌های واقعی (ROV) همچنان کاراست. جیا و یان[4] (۲۰۱۷) در تحقیقی دیگر با بررسی رابطه سودآوری با بازده مورد انتظار سهام نشان دادند چولگی سودآوری به‌طور مثبت با فرصت‌های رشد شرکت رابطه دارد. همچنین، جعفری‌زاده و براتلود[5] (۲۰۱۹) با ترکیب روش‌های BCG و دا و همکاران (۲۰۱۲) و به‌کارگیری اصول تحلیل تصمیم (DAP) به ارزش‌گذاری شرکت‌های نفتی در بازار ایالات متحده پرداختند.

عسکری‌نژاد امیر و فدایی نژاد (۲۰۱۸) به بررسی بتای پرشی و بتای پیوسته تحت عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، شاخص تصمیم‌گیری در بانک ها و شاخص سرمایه‌گذاری پرداختند. آنها نتیجه گرفتند ارزش بتای پرشی بیش از بتای پیوسته است.

از سایر مدل‌ها در ارزیابی سهام و آپشن‌ها و همچنین سنجش ریسک استفاده شده است. برای مثال، محمدی و آسیما (۱۳۹۸) از مدل پنج عامله فاما-فرنچ در قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک و ابوالی و همکاران (۱۳۹۸) از معادله بلک-شولز در تحلیل قیمت‌گذاری اختیار معامله استفاده کرده‌اند.

1. Goncharov et al
2. Bukhvalov
3. Da et al
4. Jia & Yan
5. Jafarizadeh & Bratvold

اما درباره نظریه خاکستری و کاربرد آن در تخمین بتا، تحقیق خاصی انجام نشده است. تئوری سیستم خاکستری در اصل در سال ۱۹۸۲ توسط دنگ به‌عنوان روش بسیار موثر حل مسائل با داده‌های گسسته و اطلاعات ناتمام توسعه داده شد (لیو و لین[1]، ۲۰۰۶). در سال‌های اخیر این تئوری در کاربردهای بسیار متنوع از پیش‌بینی، سیستم کنترل، تصمیم‌گیری و گرافیک کامپیوتری استفاده شده است. در ادامه به چند نمونه از این موارد اشاره شده است.

تونگ و لی[2] (۲۰۱۰) با ترکیب مزایای تئوری خاکستری آنالیز عاملی و استفاده از ماتریس درجه مطلق شیوع خاکستری به جای ماتریس همبستگی، یک مدل برای ارزیابی عملکرد شرکت‌های بیوتکنولوژی پذیرفته شده در بورس تایوان طراحی کرده‌اند. تکور و انباناندام[3] (۲۰۱۵) از تئوری خاکستری برای انتخاب تأمین‌کننده مناسب با اطلاعات نامشخص و ناقص استفاده کرده‌اند. ارزش‌های خاکستری به جهت ارائه رتبه‌بندی و وزن‌دهی به شاخص‌های فراوان برای ارزیابی تأمین‌کننده‌های مختلف استفاده شد و در نهایت رتبه احتمال خاکستری محاسبه و رتبه‌بندی انجام شد. در این پژوهش یک مدل MADM بر اساس تئوری خاکستری مورد استفاده قرار گرفت.

ونگ و گلیه[4] (۲۰۱۷) با به‌کارگیری مدل GM (1,1) یک مدل مصرف قهوه در داخل اندونزی دست یافتند. آنها با به‌کارگیری داده‌های مصرف قهوه در بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ و مدل مطرح خاکستری، به مدلی دست یافتند که خطای آن حدود ۵ درصد بود و پیش‌بینی نمودند که مصرف طی سال‌های آتی رشد نماید. چن و همکاران[5] (۲۰۱۷) با به‌کارگیری مدل تحلیل رابطه خاکستری (GRA) و تصمیم‌گیری خاکستری (GDM) در رابطه با وضعیت مالی شرکت‌ها و اوراق مشتقه به پیش‌بینی زمان صحیح استفاده از اوراق مشتقه جهت توسعه بهتر شرکت‌ها پرداختند.

در داخل کشور نیز پژوهش‌های زیادی در این خصوص صورت گرفته است. برای نمونه میرغفوری، و همکاران (۱۳۹۱) به ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌های مخابراتی استانی با بکارگیری رویکرد تحلیل رابطه خاکستری پرداختند. همچنین خلیلی عراقی و بابایی (۱۳۹۳) با بکارگیری تحلیل عامل خاکستری (GFA) و تئوری خاکستری به تشخیص تمایل بازار در خصوص نسبت‌های مختلف و همچنین تحلیل عملکرد و رتبه‌بندی شرکت‌های صنعت فلزات اساسی پرداختند. لیکن هیچ‌یک از این تحقیقات به کاربرد تئوری خاکستری در محاسبه بتا نپرداخته‌اند.

محاسبه بتای عادی، بتای مدل BCG و بتای خاکستری شده مدل BCG

بتای استاندارد مدل CAPM

مدل CAPM یا مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای اولین بار در سال ۱۹۵۲ توسط هری مارکویتز توسعه پیدا کرد و یک دهه بعد توسط افراد دیگری ازجمله ویلیام شارپ بهبود داده شد. این مدل

1. Liu & Lin
2. Tung & Lee
3. Thakur & Anbanandam
4. Wang & Ghalih
5. Chen et al

درواقع مدلی برای برآورد بازده مورد انتظار صاحبان سهام است. در طی سال‌های گذشته، این مدل به عنوان محبوب‌ترین روش برآورد نرخ بازده مورد انتظار استفاده شده است.

فرمول رایج بتا از تقسیم کوواریانس بازده سهام و بازده بازار به واریانس بازده بازار به دست می‌آید:

رابطه (۱)
$$\beta_i = \frac{COV(R_i, R_m)}{Var(R_m)}$$

بتای به دست آمده از فرمول فوق، اهرمی است که رایج‌ترین روش برای غیر اهرمی کردن آن متد هامادا است:

رابطه (۲)
$$\beta_L = \beta_u(1 + (1 - t)(D/E))$$

رابرت هامادا در سال ۱۹۷۲ این معادله را برای اولین بار توسعه داد که پس از آن با تعدیلاتی به شکل کنونی آن تبدیل گردید.

برای محاسبه بتای صنایع، عموما پس از محاسبه بتای غیر اهرمی شرکت‌های هر صنعت، میانگین موزون شده با وزن ارزش شرکت‌ها محاسبه می‌شود.

بتای BCG

شرکتی را با دارایی‌های موجود A_t در زمان t در نظر بگیرید. بنابراین داریم:

رابطه (۳)
$$dA_t/A_t = \mu dt + \sigma dz_t$$

که μ نرخ رشد مورد انتظار بازده دارایی‌های موجود است و σ نوسان بازدهی و z_t یک پروسه وینر استاندارد است. همچنین شرکت فرصت رشدی در اختیار دارد که می‌تواند با سرمایه‌گذاری I منجر به دو برابر شدن جریانات نقد منتسب به دارایی‌های موجود شود. به بیان دیگر، شرکت دارای یک حق انتخاب در مقابل دارایی‌های موجود است. فرض کنیم G_t معادل ارزش فرصت رشد شرکت در زمان t باشد. با فرض این که فرصت سرمایه‌گذاری می‌تواند در زمان $t+T$ انجام‌شده و ریسک دارایی‌های موجود شرکت توسط بازدهی دارایی‌های قابل معامله گسترده شده است، ارزش فرصت رشد شرکت با مدل بلک- شولز به شرح زیر است:

رابطه (۴)
$$G_{i,t}=N(d_1)A_t - N(d_2)\mathrm{Ie}^{-rT}$$

رابطه (۵)
$$d_1=\frac{\ln\left(A_t/\mathrm{Ie}^{-rT}\right) + (\mathrm{r} + \frac{\sigma^2}{2})T}{\sigma\sqrt{T}}$$

رابطه (۶)
$$d_2=d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

که $N(.)$ تابع توزیع تجمعی برای یک توزیع نرمال استاندارد می‌باشد.

برای تخمین اثر فرصت رشد شرکت بر بتای شرکت ابتدا ارزش شرکت بین ارزش فرصت رشد $G_{i,t}$ و ارزش دارایی‌های شرکت $A_{i,t}$ به شرح زیر تقسیم می‌شود (برناردو و همکاران، ۲۰۰۷):

رابطه (۷) $$V_{i,t} = A_{i,t} + G_{i,t}$$

طبق روش BCG، بتا قابل تقسیم به میانگین وزنی بتای دارایی و بتای فرصت رشد و بشرح فرمول زیر است:

رابطه (۸) $$\beta_{i,t} = \frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}\beta_{i,t}^{A} + (1 - \frac{A_{i,t}}{V_{i,t}})\beta_{i,t}^{G}$$

برای عملیاتی کردن این تجزیه، با توجه به عدم امکان محاسبه دقیق نسبت دارایی موجود به کل ارزش شرکت $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$، فرض شده که نسبت $\frac{D+E_B}{D+E_M}$، «ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت به‌اضافه ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام تقسیم‌بر ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت به‌اضافه ارزش بازار حقوق صاحبان سهام» تخمین مناسبی از نسبت $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$ است. همچنین در این مدل فرض شده که بتای فرصت رشد و بتای دارایی موجود در هر صنعت یکسان است. با این مفروضات رابطه زیر برای تمام شرکت‌های صنعت برقرار است:

رابطه (۹) $$\beta_{i,t} = \beta_t^G - (\beta_t^G - \beta_t^A)\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$$

$\beta_{i,t}$ بتای غیر اهرمی است که با محاسبه بتای اهرمی شرکت‌ها بر اساس فرمول (۱) و سپس غیر اهرمی کردن آن بر اساس فرمول (۲) بدست می‌آید. سپس با توجه به رگرسیون مقطعی زیر، میزان β_t^G و β_t^A هر صنعت قابل تخمین است:

رابطه (۱۰) $$\beta_{i,t} = \beta_t^G - (\beta_t^G - \beta_t^A)\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}} + \varepsilon_{i,t}$$

که $\varepsilon_{i,t}$ میزان خطای تخمین است (برناردو و همکاران، ۲۰۰۷).

بتای خاکستری

بتای رشدی و دارایی محاسبه شده در روش BCG دارای دو ایراد است. اول این که نسبت $\frac{D+E_B}{D+E_M}$ که جهت تخمین $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$ استفاده شده، یک تخمین دقیق نیست و می‌تواند در موارد متعددی با واقعیت فاصله داشته باشد. دوم این که در صنایعی که تعداد شرکت‌های موجود در آن کم باشد، تخمین رگرسیون برای بتای رشدی و دارایی، چندان قابل اتکا نخواهد بود.

در مواقعی که با داده‌های ناقص سر و کار داریم و یا حجم داده‌ها برای بکار گیری روش‌های رایج آماری کافی نباشد، تئوری خاکستری و ریاضیات خاکستری می‌تواند نتایج بهتری را ارائه نماید (لین و لیو، ۲۰۰۶).

برای تخمین بتای رشدی و بتای دارایی های موجود، از مدل GM(0,N) و ریاضیات آن استفاده می‌کنیم. مدل GM(0,N) شامل هیچ مشتقی نمی‌شود و بنابراین مدلی استاتیک است. این مدل با مدل رگرسیون خطی شباهت دارد. از تفاوت‌های مدل GM و مدل رگرسیون خطی می توان به ان نکته اشاره کرد که مدل رگرسیون خطی بر اساس سری داده های اصلی ساخته می‌شود در حالی که پایه مدل MG(0,N) بر اساس سری داده های 1-AGO داده‌های اصلی اجرا می‌گردد.

تعریف۱: (لین و لیو، ۲۰۰۶) فرض کنیم که

$$X^{(0)} = (x^{(0)}(1), x^{(0)}(2), \dots, x^{(0)}(n))$$ رابطه (۱۱)

یک سری داده غیر منفی است که $X^{(0)}(k) \geq 0, k = 1,2, \dots, n$ است. سریی 1-AGO داده‌های $X^{(0)}$ برابر است با:

$$X^{(1)} = (x^{(1)}(1), x^{(1)}(2), \dots, x^{(1)}(n))$$ رابطه (۱۲)

به طوری که:

$$x^{(1)}(k) = \sum_{i=1}^{k} x^{(0)}(i)$$ رابطه (۱۳)

تعریف۲: (لین و لیو، ۲۰۰۶) فرض کنیم که $X_1^{(0)}$ یک سری داده از ویژگی های یک سیستم باشد و $X_i^{(0)}, i = 2,3, \dots, N,$ سری داده های با فاکتور مرتبط باشند و $X_i^{(1)}$ سری 1-AGO داده های $1,2, \dots, n$ باشند. بنابراین:

$$X_1^{(1)} = (b_2 x_2^{(1)}, b_3 x_3^{(1)}, \dots, b_N x_N^{(1)} + a)$$ رابطه (۱۴)

مدل GM(0,N) نامیده می‌شود.

تئوری: (لین و لیو، ۲۰۰۶) با توجه به تعاریف ۱ و ۲، در خصوص $X_i^{(0)}$ و $X_i^{(1)}$، و تعریف ماتریس‌های B و Y به شرح زیر:

$$B = \begin{bmatrix} X_2^{(1)}(2) & X_3^{(1)}(2) & \cdots & X_N^{(1)}(2) & 1 \\ X_2^{(1)}(3) & X_3^{(1)}(3) & \cdots & X_N^{(1)}(3) & 1 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ X_2^{(1)}(n) & X_3^{(1)}(n) & \cdots & X_N^{(1)}(n) & 1 \end{bmatrix}$$ رابطه (۱۵)

$$Y = \begin{bmatrix} X_1^{(1)}(2) \\ X_1^{(1)}(3) \\ \vdots \\ X_1^{(1)}(n) \end{bmatrix}$$ رابطه (۱۶)

تخمین حداقل مربعات سری داده ها به صورت زیر است:

$$\hat{\mathrm{b}} = [B^T \quad B]^{-1} B^T Y$$ رابطه (۱۷)

حال با توجه به این که هدف ما شکستن بتا به دو جزء می باشد، از مدل GM(0,2) بشرح زیر استفاده می‌نماییم:

تعریف۳: فرض کنیم که

$$X_1^{(0)} = (x_1^{(0)}(1), x_1^{(0)}(2), \dots, x_1^{(0)}(n))$$ رابطه (۱۸)

$$X_2^{(0)} = (x_2^{(0)}(1), x_2^{(0)}(2), \dots, x_2^{(0)}(n))$$ رابطه (۱۹)

دو سری داده باشند و سری تجمعی داده‌های فوق بشرح زیر محاسبه شوند:

$$X_1^{(1)} = (x_1^{(1)}(1), x_1^{(1)}(2), \dots, x_1^{(1)}(n))$$ رابطه (۲۰)

$$X_2^{(1)} = (x_2^{(1)}(1), x_2^{(1)}(2), \dots, x_2^{(1)}(n))$$ رابطه (۲۱)

که هر داده سری جدید (۲۱ و ۲۲) به شرح زیر محاسبه شده است:

$$x^{(1)}(k) = \sum_{i=1}^{k} x^{(0)}(i)$$ رابطه (۲۲)

$$k = 1,2, \dots, n$$

بنابراین با محاسبه ماتریس‌های Y و B (مطابق ۱۶ و ۱۷) می‌توانیم ماتریس $\hat{\mathrm{b}}$ را به صورت زیر تعریف کنیم (لین و لیو، ۲۰۰۶):

$$\hat{\mathrm{b}} = [b \quad a]^T = [B^T \quad B]^{-1} B^T Y$$ رابطه (۲۳)

که b و a مقادیر مورد نیاز ما در هر صنعت جهت تخمین معادله زیر خواهند بود:

$$X_1^{(1)} = \mathrm{b} X_2^{(1)} + a$$ رابطه (۲۴)

سوال پژوهش

با توجه به مطالب عنوان شده، سوالات اصلی پژوهش به این قرار است:

۱. آیا شکست بتا به دو جزء بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود خاکستری شده، می‌تواند ریسک سیستماتیک هر صنعت را اندازه‌گیری نماید؟

۲. آیا عملکرد بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود خاکستری شده در اندازه ریسک سیستماتیک بهتر از مدل BCG است؟

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف از نوع کاربردی و از نظر روش پژوهش، از نوع همبستگی و پس رویدادی است. بازه زمانی پژوهش حاضر دوره ۱۰ ساله ۸۸/۱۲/۰۱ تا ۱۳۹۷/۱۱/۳۰ است. با توجه به بازه زمانی، بتای دو تا ۱۰ ساله برای تمامی شرکت‌های دارای شرایط زیر مورد محاسبه قرار گرفت:

۱. حداقل از سال ۹۶ در بازار سرمایه معامله شده باشند.
۲. معاملات آنها در تابلوی معاملاتی ج فرابورس انجام نشده باشد.
۳. حداقل ۶ شرکت در صنعت موجود باشد.
۴. جزو صنعت سرمایه‌گذاری، چند رشته‌ای، لیزینگ و بانکی نباشد.

داده‌های برخی از صنایع که در سال‌های اخیر به حداقل ۶ شرکت رسیده‌اند نیز از سال پایه (سال رسیدن به حداقل ۶ شرکت) به جامعه مورد پژوهش اضافه گردید. با توجه به شروط بالا، کل جامعه باقیمانده این پژوهش ۲۸۹ شرکت در ۱۹ صنعت هستند که تماماً پردازش شدند. دسته‌بندی صنایع مطابق دسته‌بندی سازمان بورس و اوراق بهادار انجام شده است. دوره مورد بررسی از ابتدای اسفند هر سال تا پایان بهمن دوره‌های دوساله تا ده‌ساله است. جهت انجام این پژوهش، بازده ماهانه ۲۸۹ شرکت برای بازه زمانی پژوهش و بازده شاخص کل برای دوره‌های متناظر با استفاده از نرم افزار ره‌آورد نوین استخراج شد.

پس از محاسبه بتای استاندارد، بتای رشدی و دارایی مدل BCG و بتای رشدی و دارایی خاکستری شده، با استفاده از نرم افزار استاتا آزمون‌های استواری[1] بر روی متغیرها انجام گردید. آزمون‌های استواری، عدم اطمینان مدل‌ها را به واسطه مقایسه نتایج مدل با متغیرهای احتمالی جایگزین اندازه‌گیری می‌کند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

محاسبات صورت گرفته برای برآورد بتا به شرح زیر است:

محاسبه بتا

با به‌کارگیری بازده ماهانه ۲۸۹ شرکت در ۱۹ صنعت برای ده سال گذشته و استفاده از رابطه (۱) بتای هر شرکت محاسبه گردید. سپس با استفاده از داده‌های آخرین صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها، نسبت بدهی‌های بهره‌دار به حقوق صاحبان سهام برای هر شرکت محاسبه، و بتای غیراهرمی با استفاده از رابطه (۲) برآورد گردید. درنهایت، میانگین وزنی بتای شرکت‌های هر صنعت (موزون شده با وزن ارزش روز شرکت) محاسبه و نتایج در جدول ۱ ارائه شده است.

1. Robustness Test

جدول ۱. بتای مدل CAPM صنایع برای دوره دو تا ۱۰ ساله

بتای صنایع	دوساله	سه‌ساله	چهارساله	پنج‌ساله	شش‌ساله	هفت‌ساله	هشت‌ساله	نه‌ساله	ده‌ساله
عرضه برق،گاز،بخار و آب گرم	۰.۸۶	۰.۸۸	۰.۹۷	۱.۱۱	۰	۰	۰	۰	۰
کاشی و سرامیک	۰.۴۰	۰.۴۲	۰.۳۹	۰.۴۲	۰.۶۷	۰.۶۵	۰.۵۸	۰.۶۲	۰.۵۴
محصولات فلزی	۰.۵۷	۰.۵۳	۰.۹۱	۰.۸۰	۰.۹۰	۰.۸۷	۰.۸۹	۰.۹۲	۰.۹۷
استخراج کانه‌های فلزی	۱.۲۸	۱.۳۴	۱.۲۷	۱.۲۹	۱.۲۲	۱.۲۹	۱.۲۸	۱.۱۸	۱.۱۲
لاستیک و پلاستیک	۰.۳۵	۰.۳۴	۰.۴۲	۰.۴۱	۰.۶۱	۰.۵۷	۰.۵۳	۰.۵۵	۰.۶۷
دستگاه‌های برقی	۰.۱۶	۰.۱۹	۰.۲۰	۰.۱۷	۰.۳۳	۰.۳۴	۰.۳۳	۰.۳۵	۰.۳۲
حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات	۰.۲۹	۰.۳۰	۰.۳۷	۰.۳۹	۰.۴۲	۰.۳۵	۰.۳۲	۰.۲۹	۰.۶۳
رایانه	۰.۲۱	۰.۲۰	۰.۴۵	۰.۴۴	۰.۳۹	۰.۳۸	۰.۴۴	۰.۵۳	۰.۵۴
ماشین‌آلات و تجهیزات	۰.۵۱	۰.۴۹	۰.۴۹	۰.۵۲	۰.۷۳	۰.۶۹	۰.۶۶	۰.۶۲	۰.۵۱
فرآورده‌های نفتی	۱.۴۴	۱.۴۹	۱.۶۶	۱.۶۵	۱.۴۹	۱.۴۴	۱.۳۱	۱.۲۶	۱.۱۷
کانی غیرفلزی	۰.۵۵	۰.۵۵	۰.۶۸	۰.۷۴	۱.۰۲	۰.۹۳	۰.۸۷	۰.۸۳	۰.۷۹
قند و شکر	۰.۰۸	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۳۰	۰.۳۲	۰.۳۰	۰.۱۸	۰.۲۲	۰.۲۵
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	۰.۲۹	۰.۳۰	۰.۴۵	۰.۵۰	۰.۶۴	۰.۶۰	۰.۴۹	۰.۴۷	۰.۴۷
خودرو و قطعات	۰.۱۲	۰.۱۶	۰.۴۰	۰.۴۲	۰.۴۳	۰.۴۰	۰.۴۲	۰.۴۸	۰.۳۷
فلزات اساسی	۱.۰۶	۱.۰۸	۱.۰۷	۱.۰۷	۰.۹۷	۱.۰۳	۱.۰۰	۱.۰۰	۱.۰۹
غذایی بجز قند و شکر	۰.۳۰	۰.۳۰	۰.۴۱	۰.۴۲	۰.۷۱	۰.۶۹	۰.۶۸	۰.۶۷	۰.۶۶
سیمان آهک گچ	۰.۴۱	۰.۴۳	۰.۴۸	۰.۴۸	۰.۶۵	۰.۶۱	۰.۵۹	۰.۵۸	۰.۶۱
شیمیایی	۰.۹۲	۰.۹۰	۰.۸۳	۰.۸۵	۰.۸۸	۰.۹۶	۰.۹۶	۰.۸۲	۰.۸۳
دارویی	۰.۳۰	۰.۲۴	۰.۲۶	۰.۲۶	۰.۳۹	۰.۳۵	۰.۳۵	۰.۳۴	۰.۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

محاسبه بتای BCG

۱. جهت تخمین نسبت $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$ در فرمول (۱۱)، نسبت $\frac{D+E_B}{D+E_M}$ از آخرین صورت‌های مالی حسابرسی شده تمامی ۲۸۹ شرکت استخراج شد.

۲. با توجه به بتاهای غیراهرمی محاسبه شده و نیز نسبت‌های مرحله قبل، تخمین رگرسیون هر صنعت برای بازه‌های زمانی دو تا ۱۰ سال صورت گرفت.

بتای BCG محاسبه شده برای هر صنعت در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. بتای رشدی و دارایی صنایع در روش BCG برای دوره دو تا ۱۰ ساله

بتای صنایع		دو ساله	سه ساله	چهار ساله	پنج ساله	شش ساله	هفت ساله	هشت ساله	نه ساله	ده ساله
عرضه برق،گاز،بخار و آب گرم	β^A	۰.۷۶	۰.۷۶	۱.۲۹	–	–	–	–	–	–
	β^G	۰.۷۲	۰.۷۷	۰.۷۰	–	–	–	–	–	–
کاشی و سرامیک	β^A	۱.۱۹	۱.۴۱	۱.۱۵	۱.۱۱	۱.۶۱	۱.۴۱	۱.۱۸	۱.۶۱	۱.۱۷
	β^G	−۰.۱۶	−۰.۲۶	−۰.۱۰	−۰.۰۳	۰.۰۵	۰.۱۲	۰.۱۷	۰.۰۴	۰.۱۷
محصولات فلزی	β^A	۰.۵۹	۰.۵۰	۰.۸۹	۰.۸۱	۰.۸۱	۰.۸۲	۰.۸۶	۰.۸۸	۰.۹۷
	β^G	۰.۱۰	۰.۱۰	۰.۰۸	۰.۱۳	۰.۴۵	۰.۳۵	۰.۳۳	۰.۳۵	۰.۳۲
استخراج کانه های فلزی	β^A	۲.۵۳	۲.۸۲	۳.۱۴	۳.۳۳	۳.۴۴	۳.۵۷	۴.۹۸	۵.۱۶	۵.۶۷
	β^G	۰.۶۰	۰.۴۵	۰.۳۱	۰.۲۴	۰.۱۵	۰.۱۵	−۰.۳۱	−۰.۴۰	−۰.۶۹
لاستیک و پلاستیک	β^A	۰.۹۵	۱.۰۶	۱.۳۷	۱.۳۰	۱.۰۶	۱.۰۵	۰.۹۲	۱.۱۷	۱.۳۵

بتای صنایع		دو ساله	سه ساله	چهار ساله	پنج ساله	شش ساله	هفت ساله	هشت ساله	نه ساله	ده ساله
	β^G	−۰.۱۹	−۰.۳۲	−۰.۳۴	−۰.۲۵	۰.۳۰	۰.۳۲	۰.۳۷	۰.۲۷	−۰.۱۵
دستگاههای برقی	β^A	−۰.۲۰	−۰.۲۹	−۰.۱۸	−۰.۲۲	−۰.۳۵	−۰.۳۱	−۰.۲۹	−۰.۳۷	−۰.۳۵
	β^G	۰.۷۱	۰.۷۶	۰.۷۱	۰.۷۵	۱.۱۴	۱.۰۲	۱.۰۰	۱.۰۹	۱.۰۴
حمل و نقل انبارداری و ارتباطات	β^A	−۰.۲۴	−۰.۲۸	−۰.۲۹	−۰.۱۶	۰.۲۹	−۱.۷۱	−۱.۰۲	−۱.۷۰	−۰.۳۳
	β^G	۱.۰۳	۱.۰۲	۱.۳۰	۱.۳۰	۱.۰۱	۳.۱۴	۲.۲۱	۲.۹۷	۱.۶۶
رایانه	β^A	۰.۲۸	۰.۳۲	۰.۷۴	۰.۸۴	۰.۸۱	۱.۰۳	۰.۹۴	۱.۳۳	۲.۱۶
	β^G	۰.۲۲	۰.۱۴	۰.۲۸	۰.۲۹	۰.۳۰	۰.۱۸	۰.۳۱	۰.۲۸	۰.۲۱
ماشین آلات و تجهیزات	β^A	۰.۶۹	۰.۷۴	۰.۷۴	۰.۷۲	۰.۸۸	۰.۸۲	۰.۸۱	۰.۷۳	۰.۶۷
	β^G	۰.۱۷	۰.۰۹	۰.۲۱	۰.۲۷	۰.۵۳	۰.۵۳	۰.۵۰	۰.۴۹	۰.۴۹
فرآورده های نفتی	β^A	۰.۲۳	۰.۰۰	−۰.۸۸	−۰.۸۶	−۰.۴۳	−۰.۸۱	۰.۷۱	۰.۲۲	۵.۶۵
	β^G	۱.۷۰	۱.۸۲	۲.۳۰	۲.۲۵	۱.۹۹	۲.۰۲	۱.۲۴	۱.۳۷	−۱.۲۱
کانی غیر فلزی	β^A	۰.۵۴	۰.۴۲	۰.۴۲	۰.۲۹	۰.۴۱	۰.۴۰	۰.۳۹	۰.۳۶	۰.۳۲
	β^G	۰.۳۷	۰.۴۲	۰.۵۷	۰.۷۴	۱.۰۱	۰.۸۹	۰.۸۴	۰.۷۷	۰.۷۷
قند و شکر	β^A	−۴.۴۱	−۲.۹۶	−۲.۹۱	−۰.۷۲	−۰.۵۳	−۰.۲۲	−۱.۰۰	−۰.۸۵	−۰.۵۳
	β^G	۱.۹۶	۱.۴۲	۱.۳۵	۰.۶۶	۰.۶۲	۰.۴۸	۰.۶۰	۰.۶۳	۰.۵۵
انبوه سازی املاک و مستغلات	β^A	۰.۳۵	۰.۳۵	۰.۴۶	۰.۴۷	۰.۵۷	۰.۵۳	۰.۵۲	۰.۴۹	۰.۴۹
	β^G	−۰.۰۳	−۰.۰۵	۰.۳۰	۰.۴۵	۰.۷۱	۰.۶۵	۰.۱۹	۰.۱۰	۰.۱۱
خودرو و قطعات	β^A	۰.۲۵	۰.۳۱	۰.۷۱	۰.۷۵	۰.۷۹	۰.۷۴	۰.۷۷	۰.۸۲	۰.۸۵
	β^G	۰.۰۸	۰.۱۰	۰.۳۲	۰.۳۲	۰.۳۰	۰.۲۲	۰.۲۳	۰.۲۹	−۰.۰۱
فلزات اساسی	β^A	۰.۷۱	۰.۸۸	۰.۷۸	۰.۷۸	۰.۵۵	۰.۵۷	۰.۷۵	۰.۵۲	۰.۷۴
	β^G	۰.۹۴	۰.۷۷	۰.۸۵	۰.۸۷	۱.۰۰	۱.۰۱	۰.۷۷	۰.۹۱	۰.۷۹
غذایی بجز قند وشکر	β^A	۰.۱۱	۰.۰۹	۰.۲۶	۰.۲۵	۰.۵۶	۰.۶۶	۰.۶۷	۰.۶۲	۰.۷۳
	β^G	۰.۳۲	۰.۳۲	۰.۲۹	۰.۲۹	۰.۵۰	۰.۷۶	۰.۷۳	۰.۷۵	۰.۶۳
سیمان آهک گچ	β^A	۰.۳۹	۰.۴۰	۰.۴۹	۰.۵۲	۰.۷۱	۰.۶۶	۰.۶۵	۰.۶۲	۰.۶۴
	β^G	۰.۳۳	۰.۳۱	۰.۲۵	۰.۱۷	۰.۳۲	۰.۳۰	۰.۲۸	۰.۲۷	۰.۳۶
شیمیایی	β^A	۰.۹۲	۰.۹۳	۰.۹۵	۰.۹۷	۱.۰۴	۱.۰۷	۱.۰۴	۰.۸۹	۰.۸۵
	β^G	۰.۵۴	۰.۴۹	۰.۵۵	۰.۵۹	۰.۶۸	۰.۶۸	۰.۶۸	۰.۶۳	۰.۶۴
دارویی	β^A	۰.۱۹	۰.۲۴	۰.۲۵	۰.۲۶	۰.۴۳	۰.۴۸	۰.۴۸	۰.۴۵	۰.۴۳
	β^G	۰.۴۲	۰.۲۳	۰.۳۳	۰.۳۲	۰.۴۲	۰.۳۰	۰.۲۹	۰.۳۰	۰.۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

محاسبه بتای خاکستری

۱. ابتدا بتاهای غیر اهرمی هر صنعت به عنوان طیفی از داده‌های تجمعی متناظر با فرمول‌های ۲۱ و ۲۲ درنظر گرفته شد. مطابق مطالب عنوان شده در بخش‌های قبل، در ریاضیات خاکستری مدل GM(0,2) بر اساس سری 1-AGO داده‌های اصلی ساخته می‌گردد. لذا داده‌های خاکستری خام معادل اختلاف هر جمله با جمله قبل از خود است:

رابطه (۲۵) $x^{(0)}(k) = x^{(1)}(k) - x^{(1)}(k-1)$
$k = 1,2, \dots, n$

۲. سپس مطابق فرمول‌های (۱۶ و ۱۷)، ماتریس‌های Y و B تعریف شد.

۳. مطابق فرمول (۲۴) ماتریس $\hat{b}$ و مقادیر a و b محاسبه و در معادله (۲۵) جایگذاری گردید.

۴. در نهایت از معادلات $\beta_t^G = a$ و $b = -(\beta_t^G - \beta_t^A)$ مقادیر بتای رشدی و بتای دارایی‌های موجود استخراج شد.

پس از انجام موارد فوق، بتای رشدی و دارایی خاکستری به دست آمد. جدول ۳ بتای رشدی و دارایی محاسبه شده در این روش را نشان می‌دهد.

جدول ۳. بتای دارایی و رشدی خاکستری صنایع برای دوره دو تا ۱۰ ساله

بتای صنایع		یک ساله	دوساله	سه‌ساله	چهارساله	پنج‌ساله	شش‌ساله	هفت‌ساله	هشت‌ساله	نه‌ساله	ده‌ساله
عرضه برق،گاز،بخار و آب گرم	β^A	۱.۲۱	۱.۲۱	۱.۷۶	۱.۱۸	–	–	–	–	–	–
	β^G	۰.۵۴	۰.۵۹	۰.۴۹	۱.۱۰	–	–	–	–	–	–
کاشی و سرامیک	β^A	۱.۲۸	−۰.۷۸	−۰.۴۸	−۰.۱۸	−۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۱۹	۰.۱۲	۰.۸۳	–
	β^G	−۰.۰۲	۱.۲۲	۱.۰۶	۰.۸۲	۰.۷۷	۱.۱۴	۰.۹۷	۰.۹۲	۰.۵۵	–
محصولات فلزی	β^A	۰.۳۲	۰.۳۵	۰.۳۴	۰.۸۰	۰.۷۳	۱.۶۲	۰.۷۵	۰.۸۲	۰.۸۸	۰.۹۴
	β^G	۰.۵۸	۰.۵۸	۰.۴۶	۰.۳۰	۰.۳۱	۰.۰۷	۰.۵۰	۰.۴۲	۰.۳۵	۰.۴۲
استخراج کانه‌های فلزی	β^A	۱.۴۴	۱.۹۸	۲.۴۰	۲.۸۴	۲.۴۷	۲.۳۸	۲.۲۶	۳.۵۸	۳.۰۲	۶.۹۰
	β^G	۱.۱۵	۱.۰۳	۰.۷۷	۰.۵۴	۰.۶۵	۰.۶۶	۰.۷۸	۰.۲۵	۰.۳۸	−۱.۱۵
لاستیک و پلاستیک	β^A	۰.۵۲	۰.۴۷	۰.۵۰	۰.۷۶	۰.۷۸	۰.۷۶	۰.۵۸	۰.۴۴	۰.۷۴	–
	β^G	۰.۲۵	۰.۳۴	۰.۳۱	۰.۳۴	۰.۳۲	۰.۶۶	۰.۸۶	۰.۹۴	۰.۷۸	–
دستگاه‌های برقی	β^A	−۰.۲۲	−۰.۳۴	−۰.۴۰	−۰.۲۹	−۰.۳۵	−۰.۳۹	−۰.۴۵	−۰.۴۶	−۰.۶۰	−۰.۵۹
	β^G	۰.۸۲	۰.۹۱	۰.۹۳	۰.۸۷	۰.۹۶	۱.۱۷	۱.۱۲	۱.۱۳	۱.۲۶	۱.۲۱
حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات	β^A	−۰.۱۸	−۰.۱۹	−۰.۲۲	−۰.۱۲	۰.۰۸	۰.۶۱	۰.۰۵	۰.۲۳	–	–
	β^G	۰.۹۱	۱.۰۱	۱.۰۳	۱.۲۳	۱.۲۰	۰.۸۷	۱.۴۰	۰.۹۸	–	–
رایانه	β^A	۰.۱۰	۰.۰۷	۰.۰۸	۱.۱۲	۱.۲۷	۱.۲۵	۱.۰۲	۱.۴۳	۱.۸۲	–
	β^G	۰.۴۷	۰.۴۵	۰.۴۱	۰.۱۲	۰.۱۱	۰.۱۲	۰.۱۹	۰.۱۷	۰.۲۶	–
ماشین‌آلات و تجهیزات	β^A	۰.۵۷	۰.۶۰	۰.۶۹	۰.۸۲	۰.۸۰	۰.۹۷	۰.۹۰	۰.۸۹	۰.۸۱	۰.۷۴
	β^G	۰.۲۶	۰.۲۸	۰.۱۵	۰.۲۱	۰.۲۷	۰.۵۵	۰.۵۵	۰.۵۲	۰.۵۱	۰.۵۲
فرآورده‌های نفتی	β^A	۰.۱۳	۰.۰۴	−۰.۲۰	−۱.۱۰	−۱.۰۹	−۰.۶۳	−۰.۷۷	−۰.۰۴	−۰.۴۶	۵.۱۹
	β^G	۱.۸۲	۱.۸۹	۲.۰۲	۲.۵۲	۲.۴۸	۲.۱۹	۲.۱۳	۱.۷۱	۱.۷۹	−۰.۹۱
کانی غیرفلزی	β^A	۰.۱۸	۰.۲۳	۰.۱۷	۰.۰۸	−۰.۱۶	−۰.۲۰	−۰.۱۸	−۰.۱۵	−۰.۱۴	−۰.۲۱
	β^G	۰.۵۶	۰.۶۱	۰.۶۲	۰.۸۴	۱.۱۰	۱.۵۰	۱.۳۶	۱.۲۸	۱.۱۹	۱.۱۸
قند و شکر	β^A	−۰.۶۰	−۰.۸۳	−۰.۷۱	−۰.۸۸	−۰.۴۲	−۰.۴۷	−۰.۱۷	−۰.۹۳	−۰.۵۴	−۰.۶۴
	β^G	۰.۵۲	۰.۵۹	۰.۵۵	۰.۵۷	۰.۵۶	۰.۶۳	۰.۴۹	۰.۶۶	۰.۵۴	۰.۶۴
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	β^A	۰.۳۳	۰.۳۵	۰.۳۵	۰.۴۶	۰.۴۷	۰.۵۷	۰.۵۳	۰.۵۲	۰.۵۰	۰.۵۰
	β^G	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۴۵	۰.۶۵	۱.۰۰	۰.۹۲	۰.۴۷	۰.۳۴	۰.۳۸
خودرو و قطعات	β^A	۰.۲۳	۰.۲۷	۰.۳۳	۰.۷۱	۰.۷۴	۰.۷۹	۰.۷۳	۰.۷۶	۰.۸۲	۰.۸۴
	β^G	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۱۵	۰.۳۶	۰.۳۶	۰.۳۷	۰.۲۸	۰.۲۸	۰.۳۴	۰.۰۴
فلزات اساسی	β^A	۰.۴۲	۰.۴۶	۰.۶۲	۰.۵۵	۰.۵۶	۰.۷۲	۰.۷۵	۰.۹۳	۰.۹۹	۱.۴۴
	β^G	۱.۱۸	۱.۱۹	۱.۰۱	۱.۰۷	۱.۰۸	۰.۹۵	۰.۹۶	۰.۷۲	۰.۷۵	۰.۴۱
غذایی بجز قند و شکر	β^A	۰.۱۱	۰.۱۴	۰.۱۲	۰.۳۰	۰.۳۴	۰.۶۴	۰.۷۷	۰.۷۸	۰.۷۲	۰.۸۶
	β^G	۰.۳۰	۰.۳۲	۰.۳۲	۰.۲۹	۰.۲۵	۰.۴۹	۰.۷۵	۰.۷۱	۰.۷۴	۰.۶۱
سیمان آهک گچ	β^A	۰.۳۶	۰.۳۷	۰.۴۱	۰.۴۹	۰.۵۰	۰.۶۹	۰.۶۴	۰.۶۳	۰.۵۹	۰.۶۵
	β^G	۰.۳۸	۰.۴۱	۰.۳۶	۰.۳۱	۰.۲۵	۰.۴۳	۰.۴۰	۰.۳۸	۰.۳۷	۰.۴۱
شیمیایی	β^A	۰.۹۶	۰.۹۵	۰.۹۰	۰.۹۱	۰.۹۳	۱.۰۷	۱.۱۱	۱.۰۸	۰.۹۴	۰.۹۰
	β^G	۰.۵۱	۰.۵۶	۰.۵۵	۰.۶۱	۰.۶۶	۰.۷۰	۰.۷۰	۰.۷۱	۰.۶۶	۰.۶۸
دارویی	β^A	۰.۲۲	۰.۲۰	۰.۲۵	۰.۲۷	۰.۲۹	۰.۴۷	۰.۵۴	۰.۵۴	۰.۵۰	۰.۴۸
	β^G	۰.۳۸	۰.۴۲	۰.۲۴	۰.۳۳	۰.۳۲	۰.۴۲	۰.۲۹	۰.۲۸	۰.۲۸	۰.۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

در نهایت با انجام آزمون‌های استواری، تخمین زن $\frac{D+E_B}{D+E_M}$ مورد بررسی قرار گرفت.

آزمون استواری

این احتمال نیز درنظر گرفته شده که ممکن است ارزش دارایی‌های موجود از ارزش کل شرکت بیشتر باشد که این موضوع ارزش فرصت‌های رشد آتی را منفی خواهد کرد. این مهم در شرکت‌هایی که انتظار افت جریانات نقد عملیاتی در سال‌های آتی می‌رود، امکان پذیر است. از سوی دیگر این موضوع ممکن است ناشی از نویز تخمین زن باشد.

همان‌طور که قبلاً ذکر شد، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار یک تخمین زن نویزدار یا غیردقیق از نسبت $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$ است. ما می‌توانیم برای تعیین ارزش دارایی‌های موجود از تخمین زن های دیگر استفاده کنیم. یک راه این است که از نسب جریانات نقدی به نرخ تنزیل شرکت استفاده کنیم ($A_{i,t} = \frac{C_{i,t}}{r_i}$). اما با توجه به این که ۶۳٪ از شرکت‌ها دارای جریانات نقدی مثبت نبودند، نمی‌توان روی این تخمین زن حساب کرد. روش دیگر جهت محاسبه ارزش دارایی‌های موجود استفاده از سود است. اما نزدیک به ۲۸٪ کل شرکت‌ها سود مثبت نداشتند و بنابراین تخمین چندان مناسبی نخواهد بود.

می‌توانستیم محاسبات خود را با تشکیل دو، چهار و هشت پرتفولیو در هر صنعت تکرار کنیم و نتایج را مقایسه و بررسی کنیم که آیا ضریب شیب رگرسیون زمانی که تخمین زن از هم گسسته‌تر است، کوچک‌تر می‌شود یا خیر. اما به علت محدودیت شدید در تعداد شرکت‌های هر صنعت در بازار سرمایه کشورمان، امکان ایجاد پرتفولیوهایی با تنوع کافی در اکثر صنایع وجود ندارد.

برای بررسی این که آیا نویز موجود در تخمین زن باعث انحراف رو به پایین ضریب شیب رگرسیون شده است یا خیر، دو آزمون استواری انجام گرفت:

به‌عنوان آزمون، از رگرسیون متغیرهای ابزاری[1] استفاده شد که یک روش استاندارد جهت مواجهه با خطای اندازه‌گیری است. چالش اصلی این آزمون پیدا کردن متغیری با اندازه خطای غیروابسته با تخمین‌زن این پژوهش (ارزش دفتری به ارزش بازار) باشد. برای این منظور سه ابزار (متغیر) انتخاب می‌کنیم: نسبت سود به قیمت(E/P)، نسبت جریانات نقدی به قیمت (CF/P) و نسبت سود تقسیمی به قیمت (D/P). برناردو و همکاران نیز جهت آزمون مدل خود از این سه متغیر استفاده کرده و با بکارگیری آزمون وو-هاوسمن استواری متغیر (ارزش دفتری به ارزش بازار) را آزمون نمود. در این پژوهش علاوه بر آزمون وو-هاوسمن[2]، آزمون دوربین[3] نیز انجام گرفت. این دو آزمون در ۱۹ صنعت دارای حداقل ۶ شرکت و در بازه زمانی ۲ تا ۱۰ سال انجام شد (با توجه به این که در بازه زمانی طولانی تر تعداد شرکت‌های هر صنعت کاهش می‌یابد، درمجموع ۱۳۹ آزمون وو-هاوسمن

1. IV Regression
2. Wu-Hausman test
3. Durbin test

و آزمون دوربین انجام گرفته است). لذا فرضیه صفر بدین قرار است: خطای رگرسیون مستقل از رگرسور است. به زبان دیگر، متغیر مورد نظر برون‌زا است.

آزمون هاوسمن (با سطح اهمیت ۱۰٪) در تقریبا ۲۲٪ از موارد فرضیه صفر را رد می‌کند. در همان سطح اهمیت، آزمون دوربین نیز در ۳۱٪ موارد فرض صفر را رد می‌کند.

هردو آزمون در ارتباط با بتای حاصل از تئوری خاکستری نیز صورت گرفت: در این حالت (همچنان در سطح اهمیت ۱۰٪)، آزمون‌های هاوسمن و دوربین به ترتیب در ۱۹٪ و ۲۷٪ از موارد فرض صفر را رد می‌کنند. جدول ۴، خلاصه نتایج آزمون‌های صورت گرفته را نشان می‌دهد.

جدول ۴. خلاصه نتایج آزمون استواری در سطح معنی‌داری ۱۰٪- تعداد موارد رد شدن فرضیه صفر

مقایسه نتایج آزمون استواری در سطح معنی‌داری ۱۰٪	تعداد آزمون		E/P		D/P		CF/P		میانگین	
	Durbin	Wu-Hausman	Durbin	Wu-Hausman	Durbin	Wu-Hausman	Durbin	Wu-Hausman	Durbin	Wu-Hausman
بتای خاکستری شده	۱۳۹	۱۳۹	۳۳.۶٪	۱۰.۴٪	۴۳.۶٪	۴۳.۶٪	۳.۸٪	۳.۸٪	۲۷٪	۱۹٪
بتای حاصل از مدل BCG	۱۳۹	۱۳۹	۳۱.۵٪	۱۰.۴٪	۴۴.۶٪	۴۴.۶٪	۱۵.۹٪	۱۲.۵٪	۳۱٪	۲۲٪

منبع: یافته‌های پژوهش

در جداول ۶ و ۷، نتایج هر دو آزمون صورت گرفته (دوربین و وو-هاوسمن) در تمامی صنایع منتخب ارائه شده است. در مواردی که فرض صفر در هر دو آزمون رد شده است، می‌بایست از رگرسیون ابزاری بهره برده و در بقیه موارد همچنان از رگرسیون حداقل مجموع مربعات[1] استفاده کنیم. در این موارد، جهت بررسی قدرت ارتباط متغیرهای ابزاری با متغیر وابسته این تحقیق، با استفاده از نرم‌افزار استاتا قدرت متغیرهای ابزاری را در رگرسیون ابزاری با استفاده از آزمون والد[2] بررسی نمودیم. فرض صفر بدین قرار است: متغیرهای ابزاری ضعیف هستند.

مقایسه آماره F و اندازه اسمی آزمون والد در سطح معنی‌داری ۵٪، ۱۰٪، ۲۰٪ و ۲۵٪ و همچنین میزان آماره R-sq بخشی[3] نشان‌دهنده ضعیف بودن تمامی ابزارها است. در تمامی موارد فرض قدرتمند بودن متغیرهای ابزاری (H_1) رد می‌شود که جهت رعایت اختصار از ارائه این نتایج خودداری می‌گردد.

1. OLS Regression
2. Wald test
3. Partial R-Squared

جدول ۵. خلاصه نتایج آزمون استواری مدل BCG در سطح ۱۰٪

آزمون استواری مدل BCG	CF to P				D to P				E to P			
	Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman	
	Score	p	F	P	Score	p	F	P	Score	p	F	P
عرضه برق، گاز، بخار و آب گرم	۰.۷۱۴	۰.۳۹۸	۰.۴۰۵	۰.۵۷۰	۰.۹۶۴	۰.۳۲۶	۰.۵۷۴	۰.۵۰۴	۰.۸۹۰	۰.۳۴۵	۰.۵۲۳	۰.۵۲۲
کاشی و سرامیک	۰.۳۰۹	۰.۵۷۸	۰.۱۶۳	۰.۷۱۴	۰.۲۲۹	۰.۶۳۲	۰.۱۱۹	۰.۷۵۳	۰.۰۰۱	۰.۹۸۰	۰.۰۰۰	۰.۹۸۷
محصولات فلزی	۱.۲۹۷	۰.۲۵۵	۰.۸۲۷	۰.۴۳۰	۲.۱۳۵	۰.۱۴۴	۱.۶۵۷	۰.۲۸۸	۳.۹۶۷	۰.۰۴۶	۵.۸۵۵	۰.۰۹۴
استخراج کانه‌های فلزی	۱.۲۸۹	۰.۲۵۶	۰.۹۰۲	۰.۳۹۶	۱.۶۹۹	۰.۱۹۳	۱.۲۸۲	۰.۳۲۱	۱.۵۷۹	۰.۲۰۹	۱.۱۶۵	۰.۳۴۱
لاستیک و پلاستیک	۰.۱۶۳	۰.۶۸۷	۰.۰۹۵	۰.۷۷۳	۰.۳۲۹	۰.۵۶۶	۰.۱۹۷	۰.۶۸۰	۰.۶۴۱	۰.۴۲۳	۰.۴۰۳	۰.۵۶۰
دستگاه‌های برقی	۱.۲۲۶	۰.۲۶۸	۰.۹۰۵	۰.۳۸۵	۱.۳۵۰	۰.۲۴۵	۱.۰۱۵	۰.۳۶۰	۳.۵۰۸	۰.۰۶۱	۳.۹۰۵	۰.۱۰۵
حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات	۲.۹۰۱	۰.۰۸۹	۲.۸۵۴	۰.۱۴۲	۰.۲۰۳	۰.۶۵۲	۰.۱۳۹	۰.۷۲۳	۰.۲۱۲	۰.۶۴۵	۰.۱۴۵	۰.۷۱۷
رایانه	۰.۹۶۰	۰.۳۲۷	۰.۷۱۷	۰.۴۳۰	۳.۹۱۲	۰.۰۴۸	۴.۶۱۴	۰.۰۷۵	۰.۹۱۸	۰.۳۳۸	۰.۶۸۱	۰.۴۴۱
ماشین‌آلات و تجهیزات	۰.۰۲۸	۰.۸۶۸	۰.۰۲۰	۰.۸۹۳	۱.۱۸۳	۰.۲۷۷	۰.۹۴۰	۰.۳۶۵	۲.۲۲۲	۰.۱۳۶	۱.۹۹۹	۰.۲۰۰
فرآورده‌های نفتی	۴.۷۵۷	۰.۰۲۹	۶.۰۹۵	۰.۰۳۹	۵.۳۶۷	۰.۰۲۱	۷.۶۲۳	۰.۰۲۵	۱.۶۶۹	۰.۱۹۶	۱.۴۳۱	۰.۲۶۶
کانی غیرفلزی	۰.۶۴۱	۰.۴۲۳	۰.۵۰۸	۰.۴۹۴	۴.۶۲۳	۰.۰۳۲	۵.۶۴۰	۰.۰۴۲	۰.۲۲۸	۰.۶۳۳	۰.۱۷۴	۰.۶۸۶
قند و شکر	۲.۴۵۱	۰.۱۱۷	۲.۳۲۴	۰.۱۵۸	۴.۴۸۰	۰.۰۳۴	۵.۲۵۸	۰.۰۴۵	۰.۱۴۹	۰.۷۰۰	۰.۱۱۶	۰.۷۴۱
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	۰.۰۱۱	۰.۹۱۵	۰.۰۰۹	۰.۹۲۴	۰.۵۳۸	۰.۴۶۳	۰.۴۵۷	۰.۵۱۰	۰.۰۱۵	۰.۹۰۴	۰.۰۱۲	۰.۹۱۴
خودرو و قطعات	۱.۹۸۰	۰.۱۵۹	۱.۸۸۸	۰.۱۸۴	۰.۰۳۸	۰.۸۴۵	۰.۰۳۴	۰.۸۵۶	۰.۰۳۲	۰.۸۵۷	۰.۰۲۸	۰.۸۶۸
فلزات اساسی	۲.۹۹۸	۰.۰۸۳	۲.۹۹۸	۰.۰۹۸	۴.۱۸۱	۰.۰۴۱	۴.۴۳۰	۰.۰۴۸	۲.۹۱۸	۰.۰۸۸	۲.۹۰۷	۰.۱۰۳
غذایی بجز قند و شکر	۰.۰۹۶	۰.۷۵۶	۰.۰۸۵	۰.۷۷۳	۰.۴۳۴	۰.۵۱۰	۰.۳۹۱	۰.۵۳۸	۰.۳۲۶	۰.۵۶۸	۰.۲۹۲	۰.۵۹۴
سیمان آهک گچ	۰.۲۸۲	۰.۵۹۵	۰.۲۵۴	۰.۶۱۸	۵.۶۷۷	۰.۰۱۷	۶.۳۵۸	۰.۰۱۸	۲.۸۰۱	۰.۰۹۴	۲.۷۷۹	۰.۱۰۸
شیمیایی	۰.۶۲۶	۰.۴۲۹	۰.۵۷۶	۰.۴۵۵	۱۲.۹۵۷	۰.۰۰۰	۲۰.۵۲۶	۰.۰۰۰	۷.۱۹۸	۰.۰۰۷	۸.۵۸۵	۰.۰۰۷
دارویی	۱.۶۸۷	۰.۱۹۴	۱.۶۱۴	۰.۲۱۴	۱.۰۹۲	۰.۲۹۶	۱.۰۲۵	۰.۳۲۰	۲.۴۶۸	۰.۱۱۶	۲.۴۲۲	۰.۱۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶. خلاصه نتایج آزمون استواری بتای رشدی و دارایی خاکستری شده در سطح ۱۰٪

آزمون استواری مدل خاکستری شده بتای رشدی و دارایی	CF to P				D to P				E to P			
	Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman	
	Score	p	F	P	Score	p	F	P	Score	p	F	P
عرضه برق، گاز، بخار و آب گرم	۰.۵۷۰	۰.۴۵۰	۰.۲۵۸	۰.۶۶۲	۰.۸۶۶	۰.۳۵۲	۰.۴۱۹	۰.۵۸۴	۳.۷۸۹	۰.۰۵۲	۶.۲۵۸	۰.۱۳۰
کاشی و سرامیک	۰.۳۰۹	۰.۵۷۸	۰.۱۶۳	۰.۷۱۴	۰.۲۲۹	۰.۶۳۲	۰.۱۱۹	۰.۷۵۳	۰.۰۰۱	۰.۹۸۰	۰.۰۰۰	۰.۹۸۷
محصولات فلزی	۰.۸۱۱	۰.۳۶۸	۰.۴۶۹	۰.۵۴۳	۰.۲۸۱	۰.۵۹۶	۰.۱۴۷	۰.۷۲۷	۰.۰۰۷	۰.۹۳۶	۰.۰۰۳	۰.۹۵۸
استخراج کانه‌های فلزی	۱.۲۸۹	۰.۲۵۶	۰.۹۰۲	۰.۳۹۶	۱.۶۹۹	۰.۱۹۳	۱.۲۸۲	۰.۳۲۱	۱.۵۷۹	۰.۲۰۹	۱.۱۶۵	۰.۳۴۱
لاستیک و پلاستیک	۰.۱۶۳	۰.۶۸۷	۰.۰۹۵	۰.۷۷۳	۰.۳۲۹	۰.۵۶۶	۰.۱۹۷	۰.۶۸۰	۰.۶۴۱	۰.۴۲۳	۰.۴۰۳	۰.۵۶۰
دستگاه‌های برقی	۱.۱۸۵	۰.۲۷۶	۰.۸۷۰	۰.۳۹۴	۱.۳۸۲	۰.۲۴۰	۱.۰۴۴	۰.۳۵۴	۳.۵۷۸	۰.۰۵۹	۴.۰۴۷	۰.۱۰۰
حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات	۰.۹۹۱	۰.۳۲۰	۰.۷۴۲	۰.۴۲۲	۰.۴۶۶	۰.۴۹۵	۰.۳۲۷	۰.۵۸۸	۰.۲۲۸	۰.۶۳۳	۰.۱۵۶	۰.۷۰۶
رایانه	۰.۳۷۵	۰.۵۴۰	۰.۲۶۱	۰.۶۲۸	۰.۵۹۳	۰.۴۴۱	۰.۴۲۳	۰.۵۴۰	۰.۹۳۲	۰.۳۳۴	۰.۶۹۳	۰.۴۳۷

آزمون استواری مدل خاکستری شده بتای رشدی و دارایی	CF to P				D to P				E to P			
	Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman	
	Score	p	F	P	Score	p	F	P	Score	p	F	P
ماشین‌آلات و تجهیزات	۰.۰۲۸	۰.۸۶۸	۰.۰۲۰	۰.۸۹۳	۱.۱۸۳	۰.۲۷۷	۰.۹۴۰	۰.۳۶۵	۲.۲۲۲	۰.۱۳۶	۱.۹۹۹	۰.۲۰۰
فرآورده‌های نفتی	۴.۷۸۲	۰.۰۲۹	۶.۱۵۲	۰.۰۳۸	۵.۳۷۱	۰.۰۲۱	۷.۶۳۲	۰.۰۲۵	۱.۶۷۶	۰.۱۹۶	۱.۴۳۸	۰.۲۶۵
کانی غیرفلزی	۰.۶۴۱	۰.۴۲۳	۰.۵۰۸	۰.۴۹۴	۴.۶۲۳	۰.۰۳۲	۵.۶۴۰	۰.۰۴۲	۰.۲۲۸	۰.۶۳۳	۰.۱۷۴	۰.۶۸۶
قند و شکر	۲.۴۰۹	۰.۱۲۱	۲.۲۷۵	۰.۱۶۲	۴.۵۳۰	۰.۰۳۳	۵.۳۴۹	۰.۰۴۳	۰.۱۴۱	۰.۷۰۸	۰.۱۰۹	۰.۷۴۸
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	۰.۰۱۵	۰.۹۰۳	۰.۰۱۲	۰.۹۱۴	۰.۵۱۶	۰.۴۷۳	۰.۴۳۸	۰.۵۱۹	۰.۰۱۱	۰.۹۱۶	۰.۰۰۹	۰.۹۲۵
خودرو و قطعات	۱.۹۸۱	۰.۱۵۹	۱.۸۸۹	۰.۱۸۴	۰.۰۴۰	۰.۸۴۱	۰.۰۳۵	۰.۸۵۳	۰.۰۲۰	۰.۸۸۷	۰.۰۱۸	۰.۸۹۵
فلزات اساسی	۰.۲۲۴	۰.۶۳۶	۰.۱۹۸	۰.۶۶۱	۱.۶۶۳	۰.۱۹۷	۱.۵۶۴	۰.۲۲۵	۲.۹۱۸	۰.۰۸۸	۲.۹۰۷	۰.۱۰۳
غذایی بجز قند و شکر	۰.۱۳۱	۰.۷۱۷	۰.۱۱۷	۰.۷۳۶	۰.۰۸۲	۰.۷۷۴	۰.۰۷۳	۰.۷۸۹	۰.۳۱۴	۰.۵۷۶	۰.۲۸۱	۰.۶۰۱
سیمان آهک گچ	۰.۲۶۴	۰.۶۰۷	۰.۲۳۸	۰.۶۳۰	۵.۷۰۰	۰.۰۱۷	۶.۳۹۱	۰.۰۱۸	۲.۸۰۲	۰.۰۹۴	۲.۷۸۰	۰.۱۰۸
شیمیایی	۰.۶۳۰	۰.۴۲۷	۰.۵۷۸	۰.۴۵۴	۱۲.۵۰۷	۰.۰۰۰	۱۹.۷۱۶	۰.۰۰۰	۷.۱۹۸	۰.۰۰۷	۸.۵۸۵	۰.۰۰۷
دارویی	۱.۵۹۶	۰.۲۰۶	۱.۵۲۰	۰.۲۲۸	۳.۸۷۴	۰.۰۴۹	۳.۹۹۹	۰.۰۵۵	۲.۴۴۸	۰.۱۱۸	۲.۴۰۱	۰.۱۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

در این مقاله پس از ارائه روش محاسبه بتای رشدی و بتای دارایی‌های موجود با بکارگیری مدل BCG و بتای رایج، به تعریف بتای خاکستری شده و محاسبه آن پرداخته شد. در ارتباط با سوالات مطرح شده پژوهش حاضر، پاسخ های زیر به دست آمد:

۱. بتای فرصت رشد و بتای دارایی های موجود خاکستری شده می‌تواند ریسک سیستماتیک هر صنعت را اندازه گیری نماید.

۲. درمجموع مقایسه میانگین یافته‌های آزمون‌های صورت گرفته در جدول ۴ نشان دهنده عملکرد بهتر ۳ درصد (آزمون وو-هاوسمن) و ۴ درصدی (آزمون دوربین) بتای خاکستری شده در قیاس با بتای حاصل از مدل BCG می‌باشد. لیکن در معدود مواردی که در هر دو آزمون دوربین و وو-هاوسمن فرض صفر رد می‌شود، هیچ‌کدام از متغیرهای ابزاری مورد بررسی جهت تخمین و توضیح نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، قدرتمند نیستند.

مقایسه نتایج مقاله BCG و نتایج حاصل از این پژوهش، نشان می‌دهد که در هر دو پژوهش هزینه سرمایه پروژه‌های سرمایه‌گذاری با فرصت رشد بیشتر، می‌بایست بالاتر از پروژه‌های سرمایه‌گذاری با فرصت رشد کمتر باشد. لذا در زمان تعیین شرکت‌های مشابه جهت تخمین بتای شرکت یا پروژه، باید شرکت‌هایی با فرصت‌های رشد مشابه انتخاب گردند.

مطابق یافته‌های پژوهش برناردو و همکاران، بتای رشدی در قریب به‌اتفاق صنایع بیش از بتای دارایی‌های مستقر است. لیکن در این پژوهش بتای رشدی این مدل، تنها در ۷ صنعت از ۱۹ صنعت

(دستگاه‌های برقی، حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات، فرآورده‌های نفتی، کانی غیرفلزی، قند و شکر، فلزات اساسی، غذایی بجز قند و شکر) بالاتر از بتای دارایی قرار داشت. این تعداد در خصوص بتای خاکستری ۸ صنعت بود (کاشی و سرامیک، محصولات فلزی، دستگاه‌های برقی، حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات، فرآورده‌های نفتی، کانی غیرفلزی، قند و شکر، فلزات اساسی). در این خصوص یافته‌های برناردو و همکاران در بازار سرمایه کشورمان تائید نشد.

علت این امر می‌تواند شرایط خاص حاکم بر اقتصاد کلان کشور، عمق محدود بازار نسبت به بازارهای سایر کشورها، استفاده از نسبت $\frac{D+E_v}{D+E_M}$ جهت تخمین $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$ و یا دلایل دیگری باشد. یکی از علل نویز نسبت $\frac{D+E_v}{D+E_M}$ وجود تفاوت بزرگ بین ارزش روز دارایی‌های موجود و ارزش دفتری آن است. به دلایلی از جمله کاهش نرخ ارز کشورمان در مقابل ارزهای بین‌المللی، تورم همه ساله و مشکلات مالیاتی ناشی از تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت (عدم معافیت مالیاتی جهت افزایش سرمایه از این محل)، اکثریت شرکت‌ها اختلاف زیادی بین ارزش دفتری و ارزش بازار دارایی‌های موجود خود دارند.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد در برخی صنایع در سال‌هایی که بتا با تغییرات بزرگ همراه شده است (به علت ورود شرکت‌های جدید به صنعت، تغییر چرخه صنعت، تغییر تکنولوژی و از این دست) در هر دو مدل تغییرات بتای رشدی و دارایی مشهود است. برای مثال برای مثال در سه سال اخیر، صنعت رایانه شامل حداقل ۹ شرکت بوده است. در مدل BCG بتای رشدی یک ساله تا سه‌ساله این صنعت بین ۰,۱۴ تا ۰,۲۶ و بتای دارایی موجود بین ۰,۲۸ تا ۰,۳۲ محاسبه شده است. در صورتی که در محاسبه بتای چهارساله تا ۹ ساله، با توجه به کاهش تعداد شرکت‌های صنعت، بتای رشدی بین ۰,۱۸ تا ۰,۳۰ و بتای دارایی بین ۰,۷۴ تا ۲,۱۶ نوسان داشته است. در مدل ارائه شده در این پژوهش نیز بتای رشدی یک تا سه ساله این صنعت بین ۰,۴۱ تا ۰,۴۷ و بتای دارایی بین ۰,۰۷ تا ۰,۱ است. لیکن در خصوص بتای ۴ تا ۹ ساله، بتای رشدی بین ۰,۱۱ تا ۰,۲۶ و بتای دارایی بین ۱,۰۲ تا ۱,۸۲ محاسبه شده است.

جداول ۳ و ۴ نشان می‌دهد که در صنایع با فراوانی شرکت بالاتر، تفاوت بین روش BCG و بتای خاکستری بسیار کمرنگ می‌گردد (برای مثال صنعت دارو) لیکن در زمانی که تعداد شرکت‌های صنعت کاهش می‌یابد، بتای رشدی خاکستری بیش از بتای رشد تخمینی BCG است و بتای دارایی BCG بالاتر از بتای دارایی خاکستری است. همچنین در مورد صنایع با فراوانی شرکت پایین‌تر، تخمین خاکستری بتای رشدی و دارایی می‌تواند برآورد بهتری نسبت به بتای همسان خود در روش BCG ارائه نماید.

طبق بررسی‌های صورت گرفته، در صنایعی که حداقل ۶ شرکت را شامل می‌شوند، بتای رشدی خاکستری در ۷۵ درصد مواقع بالاتر از بتای رشدی BCG است. لیکن این موضوع در خصوص بتای دارایی‌های موجود برعکس است. (در ۶۶ درصد مواقع، بتای دارایی خاکستری کمتر از بتای دارایی BCG بوده است).

مقایسه دیگر، محاسبه میانگین بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود در مدل BCG و مدل بتای رشد و دارایی خاکستری شده است. تفاوت بین میانگین بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود در مدل BCG منفی ۱۳٪ (میانگین بتای رشدی: ۵۴٪، میانگین بتای دارایی‌ها ۶۷٪) است. این در حالی

است که این اختلاف در میانگین صنایع مورد مطالعه در بتای رشد و دارایی خاکستری شده، مثبت ۱۰٪ (میانگین بتای رشدی خاکستری شده: ۶۶٪، میانگین بتای دارایی‌های خاکستری شده: ۵۶٪) می‌باشد.

کاربرد دیگر بتای محاسبه شده، تخمین بتا و نرخ تنزیل برای استارت آپ ها است. اگر به یک استارت آپ به چشم شرکتی فاقد دارایی (یا میزان کم دارایی) و فرصت‌های رشد نگاه کنیم، می‌توانیم با استفاده از بتای مدل BCG و یا بتای رشدی خاکستری شده، نرخ تنزیل مناسب را محاسبه کنیم.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

ابوالی، مهدی.، خلیلی عراقی، مریم.، حسن‌آبادی، حسن و یعقوب‌نژاد، احمد. (۱۳۹۸). قیمت‌گذاری اختیار معامله با روش تحلیلی جدید برای معادله بلک شولز. *راهبردی مدیریت مالی*، ۷(۳)، ۱۴۳-۱۲۱.

خلیلی عراقی، مریم و بابایی فلاح، امین. (۱۳۹۳). بررسی عملکرد شرکت‌های صنعت فلزات اساسی با به‌کارگیری مدل آنالیز رابطه خاکستری. *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۷(۲)، ۳۰-۵.

رهنمای رودپشتی، فریدون.، نیکومرام، هاشم و علی مردانی، علی. (۱۳۸۶). بررسی و مقایسه قدرت بتا در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه CAPM و متغیرهای مطرح شده در مدل فاما و فرنچ جهت تبیین بازده سهام، *دانش و پژوهش حسابداری*، ۳(۹)، ۱۱-۶.

محمدی، شاپور و مهدی آسیما. (۱۳۹۸). قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک از طریق تبیین ریسک آربیتراژ. *راهبرد مدیریت مالی*، ۷(۳)، ۲۵-۱.

محمدی، شاپور.، عباسی‌نژاد، حسین و میر صانعی، سیدروح‌اله. (۱۳۸۶). بررسی روش‌های مختلف تخمین بتا در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۴(۴۷)، ۳۸-۳.

میرغفوری، سیدحبیب‌اله.، شفیعی رودپشتی، میثم و ندافی، غزاله. (۱۳۹۱). ارزیابی عملکرد مالی با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها (مورد: شرکت‌های مخابراتی استانی). *پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۱۶(۴)، ۲۰۶-۱۸۹.

Abvali, M., Khalili Araghi, M. Hasanabadi, H. & Yaghoobnezhad, A. (2019). Optional trading pricing with a new analytic method for the Black Scholes equation. *Journal of Financial Management Strategy*, 7(3), 121-143. (In Persian)

Askarinejad Amir, A. & Fadaeinejad, M. E. (2018). Determinants of systematic risk in the Iranian financial sector. *Iranian Journal of Finance*, 2(1), 59-79.

Babaei Falah, A. & Khalili Araghi, M. (2014). Performance evaluation of listed basic metals corporations using grey factor analysis. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 7(2), 5-30. (In Persian)

Berk, J., Green, R. & Naik, V. (1999). Optimal investment, growth options and security returns. *Journal of Finance*, 54(5), 1553-1608.

Berk, J., Green, R. & Naik, V. (2004). Valuation and return dynamics of new ventures. *Review of Financial Studies*, 17(1), 1-35.

Bernardo, A. E., Chowdhry, B. & Goyal, A. (2007). Growth options, Beta, and the cost of capital. *Financial Management*, 36(2), 5-17.

Bernardo, A. E., Chowdhry, B. & Goyal, A. (2012). Assessing project risk. *Journal of Applied Corporate Finance*, 24(3), 94-100.

Bukhvalov, A. (2016). Managerial theory of firm: Towards a synthesis of finance and strategic management. *Russian Management Journal*, 14(4), 105-126.

Campbell, J. & J. Mei. (1993). Where do betas come from? Asset price dynamics and the sources of systematic risk. *Review of Financial Studies*, 6, 567-592.

Carlson, M., Fisher, A. & Giammarino, R. (2006). Corporate investment and asset price dynamics: Implications for SEO event studies and long-run performance. *Journal of Finance*, 61, 1009-1034.

Chen, J. H., Hsu, S. C., Wang, R. & Chou, H. A. (2017). Improving hedgin decisions for financial risks of construction material suppliers using grey system theory. *Journal of Management in Engineering*, 33(4), 101-134.

Da, Z., Guo, R. J. & Jagannathan, R. (2012). CAPM for estimating the cost of equity capital: Interpreting the empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 103, 204-220.

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

Goncharov, I., Mahlich, J. & Yurtoglu, B. B. (2014). R&D investments, intangible capital and profitability in the pharmaceutical industry. *Value Health*, 7(17), 401-419.

Jafarizadeh, B. & Bratvold, R. B. (2019). Exploration economics: Taking opportunities and the risk of double-counting risk. *Mineral Economics*, 1-13.

Jia, Y. & Yan, S. (2017). Profitability skewness and stock return. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3019690.

McDonald, R. & Siegel, D. (1985). Investment and the valuation of firms when there is an option to shut down. *International Economic Review*, 26, 331-349.

Mirghafoori, S. H., Shafiei Roodposhti, M. & Nadafi, G. (2012). Evaluation of financial performance using DEA approach (Case: provincial telecommunications companies). *Management Research in Iran*, 16(4), 189-205. (In Persian)

Moamadi, S., Abasinejad, H. & Mirsanei, R. (2007). Investigating different beta estimation methods in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Reviews*, 47, 3-38. (In Persian)

Mohammadi, S. & Asima, M. (2019). Idiosyncratic volatility pricing by explaining arbitrage risk. *Journal of Financial Management Strategy*, 7(3), 1-25. (In Persian)

Rahnamay Roodposhti, F. & Houshmand Neghabi, Z. (2016). Comparative study of capital assets pricing models (CAPM) with extrapolating capital assets pricing models (X-CAPM) in Tehran Exchange Market. *Internatioinal Journal of Finance and Managerial Accounting*, 4(1), 21-39.

Rahnamay Roodposhti, F., Nikoomaram, H. & Alimardani, A. (2007). Reviewing and comparing the power of beta in capital asset pricing model and the variables presented in the Fama and French model for explaining stock returns. *Journal of Knowledge and Research of Accounting*, 9, 6-11. (In Persian)

Thakur, V. & Anbanandam, R. (2015). Supplier selection using grey theory: a case study from Indian banking industry. *Journal of Enterprise Information Management*, 28(6), 769-787.

Tung, C. T. & Lee, Y. J. (2010). The innovative performance evaluation model of grey factor analysis: A case study of listed biotechnology corporations in Taiwan. *Expert Systems with Applications*, 37, 7844-7851.

Wang, T. C. & Ghalih, M. (2017). Evaluation of grey forecasting method in total Indonesian production crude oil and condensate. *International Journal of Business and Economics Research*, 6(4), 67-72.

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.