فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال هشتم/ شماره بیست‌ونهم/ بهار ۱۳۹۸

تأثیر عوامل اقتصاد کلان و رویدادهای شرکتی بر شاخص ریسک سیستماتیک براساس رویکرد بتای پرشی

علی عسکری‌نژاد امیری
دانشجوی دکتری مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
Ali.Ask.Amiri@Gmail.com

محمداسماعیل فدایی‌نژاد
دانشیار مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
M-Fadaei@sbu.ac.ir

غلامحسین اسدی
دانشیار مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
H-Assadi@sbu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۶/۲۱

چکیده

در این تحقیق بتای پرشی و بتای پیوسته به عنوان دو شاخص برای ریسک سیستماتیک بنگاه‌ها در نظر گرفته شدند و تأثیر عوامل اقتصادکلان و نیز رویدادهای شرکتی بر شاخص‌های ریسک سیستماتیک بررسی شد. در نتیجه مشخص شد که تأثیرگذاری عوامل اقتصادکلان بر تغییرات بتای پیوسته بیشتر از تأثیرگذاری بر بتای پرشی است. درحالیکه نرخ تورم تأثیر محسوسی بر تغییرات بتای پرشی و پیوسته ندارد، افزایش نرخ رشد باعث افزایش هر دو نوع بتا شده و افزایش نرخ ارز موجب کاهش هر دو نوع بتا می‌شود. این کاهش در بتای پرشی تقریباً چهار برابر بتای پیوسته است. در نتیجه بررسی رویدادهای شرکتی مشاهده شد که دو یا سه هفته قبل از تصویب افزایش سرمایه، کاهش قابل ملاحظه‌ای در بتای پرشی ایجاد شده و یک هفته قبل از افزایش سرمایه افزایش محسوسی در بتای پیوسته روی می‌دهد. همچنین دریافتیم که اخبار مربوط به تعدیل مثبت زودتر از اخبار تعدیل منفی به بازار می‌رسد. اعلان سود به صورت تعدیل مثبت موجب اندکی افزایش در بتای پیوسته در هفته سوم یا چهارم قبل از رویداد شده و تعدیل منفی موجب کاهش قابل ملاحظه در بتای پیوسته حول زمان رویداد می‌شود. این درحالی است که اعلان سود تأثیر محسوسی بر بتای پرشی نمی‌گذارد.

واژه‌های کلیدی: ریسک سیستماتیک، بتای پرشی، داده‌های پرفراوانی، رویداد پژوهی، مدل قیمتگذاری.

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

مفهوم ریسک در طول زمان و با توسعه تئوری‌های مالی، بارها مورد بازنگری و بازسازی قرار گرفته است. مدل قیمتگذاری داراییهای سرمایه‌ای (CAPM) در بازآفرینی مفهوم ریسک و تفکیک آن به دو جزء سیستماتیک و غیرسیستماتیک جایگاه مهمی دارد. به طوریکه مدل CAPM راه را برای توسعه مفاهیم و ابزارسازی‌ها بوسیله مدلسازی‌هایی که به مدل‌های عاملی یا مدل‌های قیمتگذاری تعادلی موسوم شدند، باز نمود. کاربرد این مدل‌ها نیز با گذر زمان در حوزه های مختلف از قبیل محاسبه هزینه سرمایه، مدیریت پورتفوی، مدیریت ریسک، قیمتگذاری شرکتها و سایر داراییها و حتی قیمتگذاری خدمات، همواره در حال افزایش بوده است.

در این مقاله «مدل پرشی-پیوسته قیمتگذاری ریسک بازار» را که یکی از نسخه‌های توسعه یافته مدل CAPM است، به عنوان مبنای شناسایی مؤلفه‌های ریسک سیستماتیک مورد استفاده قرار داده‌ایم. در این مدل که اولین بار توسط تودوروف و بولرسلف (۲۰۱۰) ارائه شده است، عامل بازار به صورت دو جزء پرشی و پیوسته در نظر گرفته می‌شود. ریشه تفکیک عامل بازار در این مدل به ماهیت فرایند تغییرات قیمت بازمی‌گردد که در آن فرض شده است که فرایند حرکت قیمت پیرو الگوی حرکت براونی است. قبل‌تر نیز الگوی حرکت براونی در تئوری‌های مختلف علوم مالی مانند مدل قیمتگذاری اختیارمعامله بلک-شولز (بلک و شولز، ۱۹۷۳) و مدل انتشار پرش مرتون (۱۹۷۶) به عنوان مفروض اصلی مدلسازی مورد استفاده بوده است. با فرض حرکت براونی، فرایند حرکت قیمت به عنوان ترکیبی از دو جزء حرکت پیوسته و حرکت پرشی در نظر گرفته می‌شود که با مطالعات اندرسن و همکاران(۲۰۰۷)، دانگی و همکاران (۲۰۰۹)، آیتساهالیا و جاکود(۲۰۱۲) نیز سازگاری دارد.

مدل پرشی-پیوسته قیمتگذاری ریسک بازار بعد از آنکه توسط تودوروف و بولرسلف (۲۰۱۰) با در نظر گرفتن مفروضات و قضایا به صورت ریاضی اثبات شد، توسط تحقیقات دیگری نیز مورد بررسی تجربی و شبیه-سازی قرار گرفت که از آن جمله می‌توان به (پاتون و واردو، ۲۰۱۲)، (آلکسیو و همکاران، ۲۰۱۷)، (بولرسلف و همکاران، ۲۰۱۶) اشاره نمود.

علاوه بر تحقیقات فوق که این مدل را در بازارهای مالی بزرگ دنیا بررسی تجربی نموده‌اند، این مدل در بازارهای مالی نوظهور: چین (لیائو و همکاران،۲۰۱۰؛ ژو و ژو، ۲۰۱۲)، اروپای‌شرقی (هانوسک و نووتنی، ۲۰۱۲) و هند (ساید و همکاران، ۲۰۱۵) نیز مورد مطالعه تجربی قرار گرفته است. کارایی این مدل توسط (امیری و فدایی‌نژاد، ۲۰۱۷) در بازار سرمایه ایران نیز مورد بررسی قرار گرفته است و سطح بالایی از کارایی و توضیح-دهندگی را نشان داده است.

در این تحقیق تأثیرگذاری ۱-متغیرهای اقتصاد کلان؛ و ۲-رویدادهای شرکتی؛ را بر بتای پرشی و بتای پیوسته به عنوان شاخص‌های ریسک سیستماتیک شرکت‌ها بررسی می‌نماییم. داده‌های مورد استفاده در تحقیق ما به سه دسته تقسیم می شوند: ۱- داده‌های اقتصاد کلان که پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذ شده‌اند؛ ۲- اطلاعات مربوط به ویژگی‌ها و رویدادهای شرکت‌ها که منابع اطلاعاتی تحت نظارت سازمان بورس اخذ شده است؛ ۳- بخش اصلی و متفاوت اطلاعات این تحقیق که موضوع بهره‌برداری از داده‌های

Archive of SID

www.SID.ir

پرفروانی[1] می‌باشد، مربوط می‌شود به کل داده‌های معاملاتی بورس تهران و فرابورس ایران که به صورت فایل-های پشتیبان MS SQL Server 2012 مستقیماً از شرکت فناوری بورس تهران گرفته شده است. این داده‌ها مشتمل بر تعداد قریب به هفتاد میلیون معامله (۶۹،۹۴۸،۹۲۷ رکورد) مربوط به سالهای ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ می-باشد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص ریسک سیستماتیک

استفاده از بتا، مشخصاً بتای مدل بازار یا CAPM، به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک در بسیاری از تحقیقات متداول است به طوری که در مقاله (آبل و کروگر، ۱۹۸۹) از بتا به عنوان شاخص سنتی[2] ریسک سیستماتیک یاد شده است و در آن مدلی برای پیش‌بینی مقادیر بتا تحت تأثیر متغیرهای اقتصادکلان ارائه شده است. مقاله (شان و آلس، ۲۰۰۰) نشان داده است که بتای اکثر صنعت‌ها حداقل به یک عامل اقتصادکلان یا بیشتر وابستگی دارند به طوریکه نرخ ارز به عنوان تأثیرگذارترین عامل و عواملی مانند تراز تجاری، نرخ بهره، تراز جاری پرداختها و نرخ بیکاری به عنوان سایر عوامل مؤثر بر بتا در برخی صنعت‌ها شناخته شدند. اما در تحقیق (گرونولد و فریزر، ۱۹۹۷) روابط تأثیرگذاری چندانی یافت نشد. تحقیق (یائو، ۲۰۱۲) بتا را به دو جزء ثابت و متغیر تفکیک نمود و نشان داد که تغییرات نرخ بهره به عنوان مهمترین عامل تأثیرگذار بر تغییرات بتای متغیر بوده است. تحقیق اندرسن و همکاران (۲۰۰۵) همانند تحقیق ما از برآوردگرهای مبتنی بر تغییرپذیری محقق-شده[3] استفاده کرده و مطابق مشاهدات آن تغییرات بتا تحت تأثیر شاخص‌های اقتصاد کلان مانند شاخص رشد تولیدات صنعتی قرار دارد. مقالات متعددی نیز صرفاً بر یک صنعت مشخص متمرکز شدند برای مثال مقاله (سادورسکی، ۲۰۱۲) بر صنعت انرژی‌های نو متمرکز شده و تأثیر برخی عوامل اقتصاد کلان مانند قیمت نفت را بر بتای شرکت‌های این صنعت بررسی نموده است.

در ایران نیز تحقیقات متعددی به موضوع تأثیرگذاری تغییرات متغیرهای اقتصاد کلان بر تغییرات بتا به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک پرداخته‌اند که از آن جمله می‌توان به تحقیقات (ستایش, گل‌محمدی و قربانی, ۱۳۹۰)، (رحمانی, پیکارجو و عزیزی, ۱۳۹۳)، (شاه‌آبادی, نظیری و حواج, ۱۳۹۲) و (شاه‌آبادی, نظیری و حواج, ۱۳۹۱) اشاره نمود. با وجود تحقیقات متعددی که به موضوع تأثیر عوامل اقتصاد کلان بر شاخص ریسک سیستماتیک (بتا) پرداخته‌اند، تحقیق حاضر به لحاظ تمرکز بر تأثیر این عوامل بر بتای پرشی و بتای پیوسته، به عنوان شاخص‌هایی جدید برای ریسک سیستماتیک، تحقیقی بدیع محسوب می‌شود.

۲-۲- تأثیر رویدادهای شرکتی بر شاخص ریسک سیستماتیک

بر مبنای فرضیه بازار کارا رویدادهای شرکتی نباید تأثیری بر روی قیمتها داشته باشند و از آنجایی که بازدهی تابعی تفاضلی از قیمتها بوده و بتا نیز تابعی از بازدهی‌ها است، رویدادهای شرکتی نباید تأثیری بر بتا داشته باشند. اما نیک می‌دانیم که کارایی بازار امری است «لازم»، «غیرممکن»، «پارادوکسیکال» و «غیرقابل

Archive of SID

www.SID.ir

اثبات» (صادقی شریف و عسکری نژاد امیری, ۱۳۹۵). لذا وقوع آنومالی‌ها و موارد نقض کارایی بازار را محتمل می‌دانیم.

در مورد رابطه میان بتای عامل بازار و اعلان سود، تحقیقاتی انجام شده است که از آن جمله می‌توان به (ساوور و ویلسون، ۲۰۱۶) اشاره نمود. در تحقیق (چاترجی و لوباتکین، ۱۹۹۰) به رویدادهایی غیر از رویداد اعلان سود یعنی رویدادهای ادغام، تملک و تغییرات عمده ترکیب سهامداران بر شاخص ریسک سیستماتیک پرداخته شده است. تحقیقی که به طور کاملاً مشخص بر موضوع تأثیر اعلان سود بر بتای پرشی تمرکز نموده است مقاله پاتون و وراردو(۲۰۱۲) است که در آن براساس تحقیق تجربی به الگوی مشخصی از تأثیرگذاری اعلان سود بر بتای پرشی دست یافته است.

۳-۲- مدل پرشی-پیوسته قیمتگذاری ریسک بازار

بتای یک دارایی، یک ویژگی برای آن دارایی محسوب می‌شود که البته به صورت مستقیم قابل مشاهده نیست و باید برآورد شود. در سال‌های اخیر، به جای روش سنتی برآورد بتاها که بر رگرسیون نمونه‌های غلتان تکیه داشتند، با اتکای بر داده‌های پرفراوانی، گزینه‌های دیگری برای نحوه محاسبه بتاها فراهم شده است که از آن جمله می‌توان به تحقیقات (اندرسن و همکاران، ۲۰۰۶)، (بولرسف و همکاران، ۲۰۰۸) و (بارندورف-نیلسون و شپارد، ۲۰۰۴) اشاره نمود که در آن‌ها از روشی تحت عنوان «اندازه‌گیری تغییرات محقق شده[۴]» استفاده می‌شود. در این روش صرفاً از داده‌های درون هر دوره برای محاسبه بتای آن دوره استفاده می‌شود. این داده‌ها معمولاً از بازه‌های بسیار کوتاه درون روزهای کاری[۵] (مثلاً بازه‌های چند دقیقه‌ای) استخراج می‌شوند. مطالعات فوق نشان داده‌اند که کیفیت بتای محاسبه شده بر اساس داده‌های پرفراوانی برتری‌هایی را نسبت به بتاهایی که از روش‌های کلاسیک محاسبه می‌شوند دارد.

موضوع گسستگی‌ها یا پرش‌ها در قیمت‌ها نیز در سال‌های اخیر در ادبیات مالی مطرح شده است که از آن جمله می‌توان به (بارندورف-نیلسون و شپارد، ۲۰۰۴)، (بارندورف-نیلسون و شپارد، ۲۰۰۶)، (هانگ و تاچن، ۲۰۰۵)، (ماسینی، ۲۰۰۹)، (لی و میکلند، ۲۰۰۸) و (آیتساهالیا و جاکود، ۲۰۰۹) اشاره نمود. در نتیجه این تحقیقات مشاهده شد که پاداش بازار به حرکت شدید قیمت متفاوت از پاداش بازار به حرکات ملایم قیمت است. به عبارت دیگر دو نوع صرف ریسک بازار برای دو نوع حرکت قیمت‌ها وجود دارد. این درحالی است که مدل‌های عاملی متداول عمدتاً این احتمال را در نظر نمی‌گیرند. مدل پرشی-پیوسته قیمتگذاری ریسک بازار از مدلسازی ایده‌های فوق توسط تودوروف و بولرسلف(۲۰۱۰) حاصل شده است که به شکل معادله ذیل می‌باشد:

$$r_i = \alpha_i + \beta_i^c r_{\mathrm{m}}^c + \beta_i^d r_{\mathrm{m}}^d + \epsilon_i \quad , \quad i = 1, \dots, N$$

که در آن r_{m}^c و r_{m}^d دو بخش از بازدهی عامل ریسک هستند که به ترتیب مربوط به حرکت پیوسته و حرکت پرشی قیمت می‌شوند و مطابق تعریف $r_{\mathrm{m}} = r_{\mathrm{m}}^c + r_{\mathrm{m}}^d$ است. بنابراین کل ریسک سیستماتیک را می توان به دو جزء منسوب به این دو عامل تجزیه نمود. حال اگر حالت $\beta_i^c = \beta_i^d$ را در نظر بگیریم، مدل پرشی-پیوسته به

Archive of SID

www.SID.ir

مدل تک عاملی بازار تقلیل پیدا می‌کند. به عبارت دیگر این نوع مدلسازی یک محدودیت (که همان فرض مساوی بودن واکنش بازار به حرکات پیوسته و گسسته است) را حذف می‌نماید و اجازه می‌دهد که بتاهای مجزای پیوسته و پرشی در صورت وجود، فرصت ظهور پیدا نمایند. همچنین برخلاف بتاهایی که در مدلهای چندعاملی دیگری مانند مدل فاما-فرنچ وجود دارند، بتای پرشی و بتای پیوسته هم‌مقیاس بوده و مقادیر آنها با یکدیگر قابل مقایسه‌اند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- روش برآورد بتای پرشی و پیوسته

در این تحقیق همانند تحقیقات (هنکل و همکاران، ۲۰۱۱)، (چیارلا و همکاران، ۲۰۱۳) و (ریوس و وو، ۲۰۱۳)، فرض محدودکننده ثبات بتا را حذف نموده و بتای سهام را به صورت متغیر در طول زمان در نظر می-گیریم. همچنین همانند تحقیقاتی چون (نورلدین و همکاران، ۲۰۱۲)، (تودوروف و بولرسلف، ۲۰۱۰) و (پاتون و وراردو، ۲۰۱۲) از داده‌های پرفراوانی استفاده می‌نماییم. بازدهی سهم i در هر بازه بازدهی(Δ) به صورت $r_{i,j} = p_{i,j\Delta} - p_{i,(j-1)\Delta}$ محاسبه شده و به صورت علامتگذاری برداری $r_j = (r_{0.j}. r_{1.j}. \dots. r_{N.j})'$ نشان داده می‌شود. مطابق آنچه تودوروف و بولرسلف(۲۰۱۰) نشان داده ، برآوردکننده های مناسب برای β_i^c و β_i^d به صورت زیر ساخته شده است. آستانه برشی[۶] به صورت $\theta = (a_0\Delta^{\omega}. a_1\Delta^{\omega}. \dots. a_N\Delta^{\omega})'$ تعیین شده که $\omega \in \left(0.\frac{1}{2}\right)$ ، $a_i \geq 0$ و $i = 0. \dots. N$ می باشد و با تغییر و کنترل a_i می‌توانیم برای داراییهای مختلف آستانه برشی‌های مختلفی داشته باشیم. حرکت پیوسته قیمتی، حرکتی است که در آن $|r_j| \leq \theta$ باشد. برآوردکننده بتای پیوسته ($\hat{\beta}_i^c$) با استفاده از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\hat{\beta}_i^c = \frac{\sum_{j=1}^{[T/\Delta]} r_{i.j} r_{\mathrm{m}.j} \mathbb{1}_{(|r_j| \leq \theta)}}{\sum_{j=1}^{[T/\Delta]} r_{\mathrm{m}.j}^2 \mathbb{1}_{(|r_j| \leq \theta)}} \quad . \quad for\ i = 1. \dots. N$$

که در آن تابع $\mathbb{1}$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mathbb{1}_{(|r_j| \leq \theta)} = \begin{cases} 1 & if \quad |r_j| \leq \theta \\ 0 & if\ otherwise \end{cases}$$

برآورد کننده بتای پرشی در شرایط زمانی گسسته ($\hat{\beta}_i^d$):

$$\hat{\beta}_i^d = sign\left\{\sum_{j=1}^{[T/\Delta]} sign\{r_{i.j} r_{\mathrm{m}.j}\} |r_{i.j} r_{0.j}|^{\tau}\right\} \times \left\{\frac{\sum_{j=1}^{[T/\Delta]} sign\{r_{i.j} r_{\mathrm{m}.j}\} |r_{i.j} r_{\mathrm{m}.j}|^{\tau}}{\sum_{j=1}^{[T/\Delta]} r_{\mathrm{m}.j}^{2\tau}}\right\}^{\frac{1}{\tau}}$$

توان τ در معادله فوق با محدودیت $\tau \geq 2$ مواجه است که موجب می‌شود حرکات پیوسته قیمتی تقریباً بی‌اهمیت باشد. این موضوع در تودوروف و بولرسلف مفصلاً توضیح داده شده است. لازم به ذکر است که در مقاله

Archive of SID

www.SID.ir

فوق‌الذکر به روش ریاضی اثبات شده است که تخمین‌زننده‌های فوق، برآوردکننده‌های قابل قبولی هستند. همچنین در آلکسیو و همکاران(۲۰۱۷) با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو نشان داده شد که این فرمول‌ها برآورد کننده‌های خوبی برای β^d و β^c هستند.

برای شناسایی پرش‌ها از آماره $\hat{\jmath}$ ارائه شده در (بارندورف-نیلسون و شپارد، ۲۰۰۶) استفاده می‌شود که به صورت ذیل می‌باشد.

$$\hat{J} = \frac{1}{\sqrt{\Delta}} \cdot \frac{1}{\sqrt{\psi . \max(1/T . DV_{\mathrm{m}}/BV_{\mathrm{m}}^2)}} \left(\frac{\mu_1^{-2} . BV_{\mathrm{m}} - RV_{\mathrm{m}}}{RV_{\mathrm{m}}} \right) \xrightarrow{L} \mathcal{N}(0.1)$$

برای مشاهده روش محاسبه مقادیر RV_{m} ، BV_{m} و DV_{m} و نیز مقادیر پارامترهای ψ، μ_1، ω، a_i و τ می‌توانید به مقاله (امیری و فدایی‌نژاد، ۲۰۱۷) یا (تودوروف و بولرسلف، ۲۰۱۰) مراجعه فرمایید.

۲-۳- روش تحقیق تأثیرگذاری متغیرهای اقتصاد کلان

برای تحقیق این رابطه تأثیرگذاری از روش اقتصادسنجی مبتنی بر داده‌های ترکیبی[۷] استفاده نموده‌ایم. باید توجه داشته باشیم که داده‌های ترکیبی ما از نوع نامتعادل[۸] محسوب می‌شود که خود محدودیت‌هایی را ایجاد می‌نماید. همچنین برای انتخاب یکی از سه حالت: تجمیعی، مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی در هریک از ابعاد زمانی(فصل‌ها) و مقطعی(سهم‌ها)، آزمون مدل اثرات ثابت و آزمون مدل اثرات تصادفی (آزمون هاسمن) را اجرا نمودیم.

$$\beta_{it} = \alpha + \gamma_1 Inf_t + \gamma_2 Grth_t + \gamma_1 ExR_t + Control\,Variables$$

معادله فوق شکل کلی رگرسیون‌های مورد بررسی ما می باشد که به جای β_{it} ، بتای پرشی (β_{it}^d) و بتای پیوسته (β_{it}^c) لحاظ می‌شود و به جای متغیرهای کنترلی نیز متغیر اندازه(با نمایندگی لگاریتم ارزش بازاری[۹]) ، بازدهی (با نمایندگی RoA)، اهرم مالی (با نمایندگی نسبت بدهی به حقوق مالکانه) قرار داده می‌شود. این رگرسیون‌ها برای کل شرکتها و به تفکیک برای ۱۸ صنعت، استفاده شده است.

تعداد ۳۴۳ شرکت طی ۳۰ فصل (سه ماهه) تحقیق در نظر گرفته شدند. فرکانس نمونه‌گیری (Δ)۳۰ دقیقه‌ای (یعنی ۷ بازه بازدهی[۱۰] در هر روز معاملاتی) بوده و پنجره برآورد بتا[۱۱] نیز سه‌ماهه در نظر گرفته شده است. برای تعداد ۸۴۵۳ فصل-سهم با استفاده از روش توضیح داده شده در بخش قبلی، بتای پرشی و بتای پیوسته محاسبه شده و۳ متغیر ویژگیهای شرکتی (یعنی اندازه، RoA و نسبت بدهی به حقوق مالکانه) و متغیرهای اقتصاد کلان (نرخ تورم، نرخ رشد و نرخ ارز) استخراج گردید.

۳-۳- روش تحقیق تأثیرگذاری رویدادهای شرکتی

در بخش قبل، از بتاهایی استفاده نمودیم که بر مبنای بازه بازدهی ۳۰ دقیقه‌ای و پنجره برآورد سه ماهه محاسبه شده بودند. بدیهی است که برای بررسی تأثیر رویدادهای شرکتی به پنجره برآورد و بازه بازدهی

Archive of SID

www.SID.ir

کوچکتری نیاز داشته و بالتبع به داده های پرتراکم تر نیازمندیم. بدین منظور دوره تحقیق را در این بخش به سال ۱۳۹۲ محدود نمودیم. سال ۱۳۹۲ پرمعامله ترین سال تاریخ بورس ایران بوده و با تحقق تعداد ۲۱،۸۲۱،۷۶۰ معامله ۳۱,۲٪ از کل معاملات بازه زمانی هفت سال و نیم را به خود اختصاص داده است. براساس دو معیار تعداد روزهای معاملاتی و تعداد معامله در روز، ۱۰۰ شرکت از میان ۴۹۷ شرکت انتخاب گردید که در نتیجه واجد میانگین حدود ۵۰۰ معامله روزانه برای هر سهم بوده است. بازده بازدهی مورد استفاده ما در این بخش تحقیق ۵ دقیقه و پنجره برآورده بتا یک هفته می‌باشد.

روش تحقیق مورد استفاده نوعی رویدادپژوهی است که از روش‌شناسی مقاله پاتون و واردو(۲۰۱۲) اخذ شده است. در این روش پنجره رویداد ما ۹ هفته می‌باشد که شامل هفته رویداد، چهار هفته قبل از آن و چهار هفته بعد از آن است. پیاده‌سازی پنجره رویداد بوسیله ۹ متغیر مجازی ($I_{i.t-4}$ تا $I_{i.t+4}$ به عنوان رگرسور) انجام می‌شود. به عبارت دیگر برای اجرای این روش ابتدا باید دو جدول ذیل ساخته شود.

جدول رویدادها					جدول بتاها				
i / t	1	2	.....	N	i / t	1	2	.....	N
1	*0*	*1*	.....	*0*	1				
2	*1*	*0*	.....	*0*	2				
.	*0*	*0*	.....	*0*	.				
.					.		$R\beta_{it}$		
.					.				
T	$I_{i.t} = \begin{cases} 1 & if \quad Event \\ 0 & if \ not \ Event \end{cases}$				T				

سپس با استفاده از داده‌های دو جدول فوق می‌توان رگرسیون پانلی زیر را اجرا نمود.

$$\beta_{it} = \delta_4 I_{i.t+4} + \cdots + \delta_0 I_{i.t} + \cdots + \delta_{-4} I_{i.t-4}$$

این رگرسیون پانلی به دلایل تئوریک (در کنار اجرای آزمون اثرات ثابت) به صورت مدل اثرات ثابت هم در مقطع و هم در زمان اجرا می‌شود. زیرا طبیعتاً هر سهم (مقطع) بتای متفاوت خود را داشته و نیز هر بازه زمانی، تحت تأثیر عوامل اقتصاد کلان یا سایر عوامل محیطی، اثرات خاص خود را دارند که با استفاده از مدل اثرات ثابت در هر دو بعد، این‌دو تأثیر جذب می‌شوند. در نتیجه این رگرسیون ضرایب δ_{-4} و ... و δ_0 و ... و δ_{+4} به دست می‌آیند که در واقع تأثیر رویداد بر بتا در پنجره ۹ هفته‌ای هستند. جدول‌سازی فوق و اجرای رگرسیون برای انواع مختلف رویدادهای اعلان سود و رویداد افزایش سرمایه و برای بتای پرشی و بتای پیوسته تکرار می‌گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

۴- یافته های پژوهش

۴-۱- تأثیرگذاری عوامل اقتصاد کلان بر بتای پرشی و پیوسته

در تحلیل نتایج این تحقیق علاوه بر معناداری آماری، معناداری اقتصادی را هم در نظر می‌گیریم. بدان معنی که علیرغم معناداری آماری، آیا اندازه یک رابطه یا تأثیرگذاری به مقداری هست که به لحاظ عملی و کاربردی قابل استفاده باشد. در ادامه این مقاله در کلیه جداول علائم *، ** و *** به ترتیب به مفهوم معناداری آماری در سطح اهمیت ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است. در جدول۱ نتایج تأثیر عوامل اقتصاد کلان بر بتای پرشی و پیوسته در کل ۳۴۳ شرکت در طول ۳۰ ماه مورد مطالعه گزارش شده است.

جدول۱: تأثیر عوامل اقتصاد کلان بر بتای پرشی و بتای پیوسته

توضیح شونده		β^c	β^d
r^2		0.15	0.08
F		4.19***	1.95***
جزء ثابت		-2.88***	-2.55**
عوامل اقتصاد کلان	تورم	-0.005***	0.009**
	نرخ رشد	3.26***	2.99**
	نرخ ارز	-1.18***	-4.57***
متغیرهای کنترلی	اندازه	0.18***	0.21***
	بازده داراییها	-0.0006	-0.003
	اهرم مالی	0.00005	0.0001

همانطور که در جدول۱ مشاهده می‌شود، کیفیت رگرسیون توضیح دهنده بتای پیوسته بالاتر است. یعنی عوامل اقتصاد کلان بر روی بتای پیوسته تأثیر قوی‌تری دارند. در میان متغیرهای کنترل صرفاً عامل اندازه شرکت بر بتاها تأثیرگذار بوده‌اند. تأثیر نرخ تورم بر بتای پرشی و بتای پیوسته گرچه به لحاظ آماری معنادار است ولی به خاطر اندک بودن میزان تأثیر به لحاظ اقتصادی ناچیز و قابل اغماض است. نرخ رشد، تأثیر مستقیم بر بتای پرشی و پیوسته دارد. این تأثیرگذاری علاوه بر لحاظ آماری، به لحاظ اقتصادی نیز معنادار است و به نظر می‌رسد که میزان تأثیر آن بر هر دو بتا مشابه است. تأثیر نرخ ارز به لحاظ آماری و اقتصادی معنادار است. نکته قابل توجه این است که تأثیرگذاری نرخ ارز (بر خلاف تأثیر نرخ رشد) بر بتای پرشی تقریباً چهار برابر بتای پیوسته است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۲: تأثیر عوامل اقتصاد کلان بر بتای پیوسته در صنعت های مختلف

صنعت	r^2	F	جزء ثابت	عوامل اقتصاد کلان			متغیرهای کنترلی		
				تورم	نرخ‌رشد	نرخ ارز	اندازه	RoA	اهرم مالی
بانکداری	0.15	2.83***	-4.77***	-0.008**	5.37***	-0.46	0.25***	-0.02	0.01*
بیمه	0.31	4.67***	-1.46	-0.01**	6.27***	-0.98	0.13	-0.02	-0.02**
حمل و نقل	0.12	1.55*	-5.09**	-0.01	1.27	-1.53*	0.31***	-0.003	0.01
خودرو	0.28	8.99***	-4.91***	-0.02***	5.68***	0.45	0.29***	-0.002	0.0001
دارویی	0.12	2.75***	-3.09**	0.006	2.98**	-2.67***	0.19***	-0.008*	0.05**
ساختمان	0.20	4.32***	-3.59***	-0.002	3.81***	-0.14	0.21***	0.003	0.005
سرمایه‌گذاری	0.19	4.66***	-3.19**	-0.01***	4.25***	-0.62*	0.20***	-0.003	-0.20***
سیمان	0.09	1.95***	-1.79	0.02***	2.11	-2.25***	0.11	0.0007	0.03
شیمیایی	0.14	2.95***	-2.51***	0.0006	1.94**	-0.48	0.15***	-0.003	0.01
فلزات	0.28	7.76***	0.21	-0.004	3.70***	-2.06***	0.05	0.005	0.0006**
فاوا	0.20	3.46***	-4.57**	-0.007	7.06***	-2.33***	0.27***	-0.006	0.05
قندوشکر	0.20	4.66***	-8.26***	-0.01	-3.02	-4.99***	0.52***	0.009**	-0.003
لا(پلا)ستیک	0.15	2.67***	0.77	-0.02**	7.35**	0.90	-0.005	0.008	0.002
ماشین‌آلات	0.17	4.71***	-3.31***	-0.008**	2.35**	-0.44	0.21***	-0.0003	0.0004*
کانی	0.15	3.78***	-2.35***	-0.004	2.28*	-0.62	0.16***	0.004	0.0002
معدن	0.20	3.88***	2.46	0.001	4.30	-3.59***	-0.03	-0.0007	-0.003
موادغذایی	0.06	1.28	-0.13	0.006	4.10*	-0.62	0.03	0.0004	-0.0008
نفت	0.17	2.34***	0.50	-0.0009	3.87	-0.67	0.02	-0.0001	0.002

در جدول۲ همان رگرسیون را با توضیح شوندگی β^c هر بار برای فصل-سهم‌های مربوط به یکی از صنعت‌ها انجام داده و نتیجه آن برای ۱۸ صنعت را گزارش نمودیم. آماره F در ۱۷ مورد از ۱۸ رگرسیون (۱۸ صنعت مورد مطالعه) معنادار است که نشان می‌دهد این رگرسیون ها پوچ نبوده و حداقل در برخی از متغیرهای توضیح دهنده، حرفی برای گفتن دارند. در مورد تأثیر متغیرهای کنترلی، مشاهده می‌کنیم که ویژگیهای شرکتی در صنعت‌های مختلف بعضاً تأثیرهای متفاوتی بر اندازه بتای پیوسته دارند که البته خارج از محدوده بررسی تحقیق حاضر است. تأثیر تورم بر بتای پیوسته، علیرغم وجود معناداری آماری در بعضی موارد، به علت کوچک بودن ضرایب، فاقد معناداری اقتصادی هستند. تأثیر مستقیم (رابطه مثبت) نرخ رشد بر بتای پیوسته در ۱۳ صنعت از ۱۸ صنعت دارای معناداری آماری و اقتصادی است. تأثیر نرخ ارز بر بتای پیوسته، رابطه‌ای معکوس (منفی) است که در ۸ صنعت از ۱۸ واجد معناداری است و رابطه‌ای ضعیف‌تر محسوب می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۳: تأثیر عوامل اقتصاد کلان بر بتای پرشی در صنعت های مختلف

صنعت	r^2	F	جزء ثابت	عوامل اقتصاد کلان			متغیرهای کنترلی		
				تورم	نرخ رشد	نرخ ارز	اندازه	RoA	اهرم مالی
بانکداری	0.06	1.03	-4.60	0.0009	4.50*	-2.20***	0.26**	-002	0.01
بیمه	0.19	2.43***	-5.95	-0.006	8.82**	-3.02**	0.36*	0.04	-0.02
حمل و نقل	0.12	1.55*	-13.60*	0.02	-2.14	-9.23***	0.76**	0.03	0.18
خودرو	0.09	2.32***	-5.36***	-0.01*	5.49**	-1.19	0.34***	-0.006	0.001
دارویی	0.08	1.73***	-7.50*	0.03*	0.60	-7.88***	0.47**	-0.03*	0.10
ساختمان	0.07	1.37	-5.05	0.01	3.96	-2.03*	0.29*	0.02*	0.006
سرمایه‌گذاری	0.08	1.75*	-5.78**	-0.008	1.64	-2.19***	0.34***	-0.003	-0.25**
سیمان	0.09	2.08***	0.06	0.06***	0.59	-8.84***	0.07	0.01	0.16
شیمیایی	0.06	1.24	-4.19*	0.01	-1.85	-2.30**	0.25**	-0.006	0.08
فلزات	0.14	3.08***	5.30	0.01	8.49	-5.40***	-0.14	0.004	0.0009
فاوا	0.15	2.38***	-11.64**	0.01	12.06**	-6.15***	0.61**	-0.003	0.33***
قندوشکر	0.10	2.03***	-21.69***	-0.03	-10.87	-0.0002***	1.44***	-0.006	-0.01
لا(پلا)ستیک	0.08	1.37	15.41	-0.07	20.86	4.63	-0.73	0.08*	-0.002
ماشین‌آلات	0.07	1.59**	-3.64	-0.006	2.14	-2.62**	0.26*	-0.002	0.0008
کانی	0.07	1.61**	0.41	0,02	5.04	-3.38*	0.04	0.002	0.00007
معدن	0.16	2.95***	21.03**	0.04	7.96	-8.88**	-0.81*	-0.02	-0.28
موادغذایی	0.07	1.45*	5.29	0.05**	7.11	-5.10*	-0.21	-0.0001	-0.007
نفت	0.10	1.32	-5.26	-0.01	4.12	-3.37	0.34	-0.009	-0.004

در جدول۳ همان رگرسیون‌ها را با توضیح‌شوندگی β^d تکرار نمودیم که در نتیجه عدم معناداری تأثیر نرخ تورم بر بتای پرشی دیده می‌شود. تأثیرگذاری نرخ رشد بر بتای پرشی در چهار صنعت (از ۱۸ صنعت) معنادار است و تأثیرگذاری نرخ ارز بر بتای پرشی در ۱۵ صنعت معنادار است. نرخ رشد تأثیر مستقیم (مثبت) و نرخ ارز تأثیر معکوس (منفی) بر بتای پرشی دارند. با مقایسه نتایج ارائه شده در جداول ۲ و ۳ (بتای پیوسته و بتای پرشی) مشاهده می‌کنیم که شاخصهای r^2 وF در جدول ۳ ضعیف‌تر هستند؛ یعنی در مجموع تأثیرگذاری عوامل مورد بررسی بر بتای پرشی ضعیف‌تر از بتای پیوسته است. همچنین می‌بینیم که عامل تورم تأثیر قابل توجهی به هیچ کدام از دو نوع بتا ندارد. همچنین تأثیر نرخ رشد بر بتای پیوسته بیشتر از تأثیر آن بر بتای پرشی بوده است و در مقابل تأثیر نرخ ارز بر بتای پرشی بیشتر از تأثیر آن بر بتای پیوسته بوده است.

مقایسه نتایج در صنعت های مختلف جداول ۲ و ۳ نیز می‌تواند نکات مهمی را آشکار سازد. برای مثال در صنعتهای مالی یعنی صنعت بیمه، بانکداری و سرمایه گذاری، نرخ ارز بر بتای پرشی تأثیرگذار است ولی بر بتای

Archive of SID

www.SID.ir

پیوسته تأثیری ندارد. وضعیت‌های دیگری نیز مانند وضعیت فوق در صنعت‌های مختلف به چشم می‌خورد که نیازمند تحلیل تخصصی برای آن صنعت‌ها هستند.

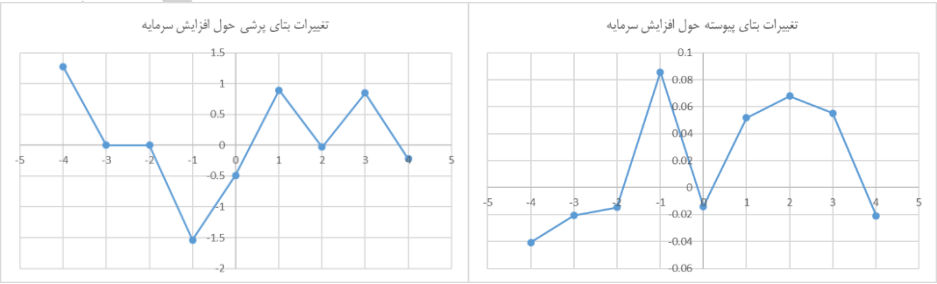
۴-۲- تأثیرگذاری رویداد افزایش سرمایه بر بتای پرشی و پیوسته

در جدول۴ نتایج رگرسیون روش رویدادپژوهی توضیح داده شده، مشاهده می‌گردد. با احتساب معناداری آماری برای ضرایب مربوط به ۹ هفته پنجره رویداد که در جدول۴ گزارش شده‌اند، مشاهده می‌کنیم که در هفته دوم و سوم قبل از هفته رویداد، کاهش قابل توجهی در بتای پرشی اتفاق می‌افتد. همچنین در هفته قبل از هفته رویداد افزایش محسوسی در بتای پیوسته اتفاق می‌افتد.

جدول۴: تغییرات بتای پیوسته و پرشی پیرامون هفته رویداد افزایش سرمایه

هفته رویداد	بتای پیوسته (β^c)		بتای پرشی (β^d)	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
-4	-0.040731	-0.865672	0.417210	1.271295
-3	-0.020769	-0.441364	-0.955694	-2.911744***
-2	-0.014565	-0.313499	-1.079998	-3.332717***
-1	0.085737	1.795628*	-0.511648	-1.536322
0	-0.014033	-0.289686	-0.165625	-0.490198
+1	0.051668	1.097274	0.293063	0.892307
+2	0.067794	1.420377	-0.009380	-0.028177
+3	0.055124	1.186879	0.275511	0.850481
+4	-0.020848	-0.448951	-0.071113	-0.219553

سایر ضرایب شناسایی شده برای ۹ هفته پنجره رویداد، گرچه فاقد معناداری آماری هستند ولی به عنوان یک میانگین از مجموعه رفتارهای سهام مورد مطالعه قابل اعتنا می‌باشند و در شکل۱ منعکس شده است.



شکل۱: تغییرات بتای پرشی و پیوسته حول رویداد افزایش سرمایه

www.SID.ir

۳-۴- تأثیرگذاری رویداد اعلان سود بر بتای پرشی و پیوسته

رویدادهای اعلان سود به لحاظ ماهیت گزارشدهی، متفاوت می‌باشند که انواع آن در جدول۵ آمده است. میزان درصد تغییر در اعلان سود نسبت به آخرین پیش‌بینی (و در صورت عدم وجود، سود دوره قبلی) نیز یکی از مشخصه‌های مهم هر اعلان سود محسوب می‌شود. بر مبنای این مشخصه مهم می‌توانیم وضعیت‌های مطابقت یا تعدیل مثبت و تعدیل منفی های شدید و خفیف را شناسایی نماییم. در جدول ۶ دسته‌بندی اعلان‌سود های مورد مطالعه در این تحقیق، بر این مبنا، گزارش شده است.

جدول۵: اعلان سود به تفکیک قالب گزارشدهی

قالب اعلان سود	تعداد
گزارش پیش بینی	۱۴۵
گزارش ۳ ماهه	۸۶
گزارش ۶ ماهه	۱۰۱
گزارش ۹ ماهه	۸۶
گزارش ۱۲ ماهه	۸۱
سایر گزارشات	۵
مجموع:	**۵۰۴**

جدول ۶: اعلان سود به تفکیک انحراف/انطباق

وضعیت اعلان سود	تعداد
تعدیل مثبت (بیش از ۵۰٪+ درصد)	۵۵
تعدیل مثبت (بیش از ۲۰٪+ درصد)	۱۲۱
تعدیل مثبت (بیش از ۱۰٪+ درصد)	۱۷۶
تعدیل منفی (بیش از ۵۰٪- درصد)	۵۰
تعدیل منفی (بیش از ۲۰٪- درصد)	۹۹
تعدیل منفی (بیش از ۱۰٪- درصد)	۱۲۸
مطابقت کامل (دقیق)	۲
مطابقت تقریبی (بین ۵٪- تا ۵٪+)	۱۳۴
مطابقت تقریبی (بین ۱۰٪- تا ۱۰٪+)	۲۰۰
انحراف بین ۲۰٪- تا ۲۰٪+	۲۸۴
انحراف بین ۵۰٪- تا ۵۰٪+	۴۰۰
مجموع:	**۵۰۴**

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۷ وضعیت ضرایب تأثیرپذیری بتای پیوسته را که از نتیجه رگرسیون متغیرهای مجازی رویدادپژوهی حاصل شده است، گزارش می‌نماید. ده سطر این جدول وضعیت پنجره رویداد ۹ هفته‌ای را در ده حالت مختلف، شامل تعدیلات مثبت و منفی با میزان انحرافات مختلف، نشان می‌دهد. مشاهده می‌کنیم که با احتساب کل اعلان سودها (سطر آخر) فقط در هفته رویداد (هفته صفر) مقدار بتای پیوسته تأثیرپذیری قوی و قابل اعتنایی دارد.

جدول۷: تغییرات بتای پیوسته پیرامون هفته رویداد اعلان سود به تفکیک وضعیت انحراف/انطباق

هفته رویداد	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4
انحراف بیش از ۵۰٪-	-0.02 (-0.41)	-0.10** (-2.13)	-0.04 (-0.77)	-0.11** (-2.32)	-0.14*** (-2.92)	-0.06 (-1.42)	-0.09** (-1.98)	0.02 (0.47)	-0.05 (-1.19)
انحراف بیش از ۲۰٪-	0.01 (0.32)	-0.03 (-1.04)	-0.05 (-1.41)	-0.07* (-1.92)	-0.08** (-2.45)	-0.06* (-1.78)	-0.08*** (-2.58)	0.03 (0.92)	-0.03 (-0.90)
انحراف بیش از ۱۰٪-	0.03 (1.05)	-0.02 (-0.76)	-0.04 (-1.16)	-0.08** (-2.48)	-0.06** (-1.96)	-0.04 (-1.33)	-0.06** (-2.12)	0.01 (0.33)	-0.01 (-0.47)
انحراف بیش از ۵۰٪+	-0.01 (-0.25)	0.08* (1.85)	-0.004 (-0.09)	-0.01 (-0.22)	-0.05 (-1.18)	-0.02 (-0.40)	-0.05 (-1.34)	-0.02 (-0.53)	-0.04 (-0.53)
انحراف بیش از ۲۰٪+	0.05* (1.80)	0.07** (2.28)	0.03 (1.20)	-0.004 (-0.15)	-0.02 (-0.67)	0.006 (0.22)	0.01 (0.35)	-0.0002 (-0.008)	-0.006 (-0.20)
انحراف بیش از ۱۰٪+	0.05** (2.12)	0.04 (1.61)	0.006 (0.23)	-0.007 (-0.31)	-0.03 (-1.19)	0.002 (0.07)	0.002 (0.11)	0.02 (0.70)	0.0003 (0.70)
انحراف بین ۱۰٪- و ۱۰٪+	0.001 (0.06)	-0.03 (-1.49)	-0.01 (-0.51)	-0.003 (-1.14)	-0.03 (-1.56)	0.05** (2.10)	-0.02 (-1.00)	0.008 (0.35)	0.007 (0.34)
انحراف بین ۲۰٪- و ۲۰٪+	0.02 (0.99)	-0.03 (-1.40)	-0.02 (-1.05)	-0.02 (-0.75)	-0.03* (-1.72)	0.03* (1.89)	-0.02 (-0.88)	0.01 (0.58)	0.01 (0.75)
انحراف بین ۵۰٪- و ۵۰٪+	0.04 (2.29)	-0.005 (-0.31)	-0.01 (-0.64)	-0.01 (-0.79)	-0.02 (-1.49)	0.02 (1.52)	-0.009 (-0.51)	0.02 (1.05)	0.02 (0.99)
کل اعلان سودها	0.03* (1.85)	-0.006 (-0.35)	-0.01 (0.36)	-0.03* (-1.73)	-0.04*** (-2.87)	0.007 (0.43)	-0.02* (-1.67)	0.01 (0.71)	0.0007 (0.04)

در اعلان‌سودهای واجد ویژگی تعدیل منفی (سه سطر اول)، مشاهده می‌کنیم که از یک هفته قبل از هفته رویداد تا دو هفته بعد از هفته رویداد فرایند کاهش بتای پیوسته با معناداری آماری قابل قبول وجود دارد. معناداری اقتصادی این فرایند ۴ هفته‌ای نیز، که باید به صورت تجمعی دیده شود، قابل توجه است. در اعلان سودهای واجد ویژگی تعدیل مثبت (سطرهای ۴، ۵ و ۶) مشاهده می‌کنیم که در هفته‌های سوم و چهارم قبل از هفته رویداد افزایش معناداری در بتای پیوسته واقع می‌شود. مقایسه وضعیت تعدیل منفی و تعدیل مثبت دو تفاوت را نشان می‌دهد:

- اثر تعدیل مثبت اندکی افزایش در بتای پیوسته است ولی اثر تعدیل منفی کاهش قابل اعتنا در بتای پیوسته است.
- اثرگذاری معنادار تعدیل منفی حول هفته رویداد واقع می‌شود ولی تعدیل مثبت در هفته سوم یا چهارم قبل از هفته رویداد اثرگذاری مشخصی دارد. یعنی اینکه اخبار مربوط به تعدیل مثبت حدود سه هفته زودتر از اخبار مربوط به تعدیل منفی از شرکت به میان فعالان و تحلیلگران بازار نشت می‌نماید.

Archive of SID

www.SID.ir

اعلان سودهایی که حاوی انحراف کمی هستند(سطرهای ۷ و ۸)، که شاید بتوان آنها را مطابقت تقریبی نامید، علاوه بر معناداری آماری ضعیف‌تر، با مقادیر تقریباً مشابهی در هفته‌های پی در پی مثبت و منفی ظاهر شده‌اند. نتیجه می‌گیریم که عملاً در این دست اعلان سودها، تغییر محسوسی در بتای پیوسته ایجاد نمی‌شود.

جدول۸: تغییرات بتای پرشی پیرامون هفته رویداد اعلان سود به تفکیک وضعیت انحراف/انطباق

هفته رویداد	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4
انحراف بیش از ۵۰٪-	0.51 (1.47)	0.04 (0.12)	0.22 (0.65)	0.20 (0.61)	0.27 (0.81)	0.27 (0.85)	0.46 (1.49)	0.07 (0.24)	0.08 (0.28)
انحراف بیش از ۲۰٪-	0.15 (0.59)	0.42* (1.72)	0.16 (0.65)	0.28 (1.15)	0.15 (0.66)	0.08 (0.37)	0.15 (0.67)	0.07 (0.30)	0.04 (0.20)
انحراف بیش از ۱۰٪-	0.04 (0.17)	0.19 (0.90)	0.38* (1.74)	0.03 (0.12)	0.17 (0.81)	0.04 (-0.21)	0.26 (1.27)	0.05 (0.25)	0.01 (0.06)
انحراف بیش از ۵۰٪+	0.25 (0.82)	0.13 (0.44)	-0.92*** (-3.06)	0.59* (1.94)	0.57* (1.95)	0.74** (2.50)	-0.37 (-1.27)	-0.09 (-0.32)	0.42 (1.43)
انحراف بیش از ۲۰٪+	0.06 (0.30)	0.29 (1.45)	-0.20 (-0.97)	0.25 (1.21)	0.40** (1.99)	0.14 (0.73)	0.40** (2.03)	-0.08 (-0.41)	0.20 (1.00)
انحراف بیش از ۱۰٪+	0.14 (0.86)	0.21 (1.24)	-0.19 (-1.11)	0.37** (2.20)	0.08 (0.49)	0.07 (0.46)	0.38** (2.30)	0.02 (0.16)	0.11 (0.70)
انحراف بین ۱۰٪-و ۱۰٪+	-0.06 (-0.39)	0.19 (1.18)	-0.29* (-1.84)	-0.31* (-1.93)	0.17 (1.09)	-0.16 (-1.07)	0.18 (1.20)	0.03 (0.19)	-0.21 (-1.35)
انحراف بین ۲۰٪-و ۲۰٪+	-0.02 (-0.16)	0.08 (0.58)	-0.17 (-1.24)	-0.17 (-1.27)	0.005 (0.04)	-0.20 (-1.51)	0.25* (1.89)	0.06 (0.48)	-0.18 (-1.36)
انحراف بین ۵۰٪-و ۵۰٪+	-0.04 (-0.37)	0.25** (2.05)	-0.03 (-0.25)	-0.08 (-0.72)	0.04 (0.33)	-0.20* (-1.71)	0.35** (3.04)	0.06 (0.52)	-0.13 (-1.11)
کل اعلان سودها	0.05 (0.51)	0.22** (2.04)	-0.10 (-0.98)	0.03 (0.24)	0.16 (1.46)	-0.02 (-0.21)	0.32*** (2.98)	0.06 (0.58)	-0.03 (-0.34)

در جدول ۸ ، با همان روش و همان ترکیب، به بررسی تأثیرپذیری بتای پرشی از رویداد اعلان سود در پنجره رویداد ۹ هفته‌ای پرداخته‌ایم. مشاهده می‌کنیم که بتای پرشی تأثیرپذیری معناداری از تعدیل منفی ندارد. تعدیل مثبت نیز اگرچه موجب ایجاد شوک و نوسان موقتی در مقدار بتای پرشی می‌شود، ولی به نظر نمی‌رسد که اثر ماندگار مشخصی بر آن داشته باشد. و در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که اعلان سود (به طور کلی) تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر بتای پرشی نمی‌گذارد.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

پیش از این برای بررسی تأثیر عوامل اقتصاد کلان و نیز تأثیر رویدادهای شرکتی بر شاخص ریسک سیستماتیک بنگاه‌ها از شاخص بتای مدل بازار یا CAPM و گاهی از سایر مدل‌های عاملی استفاده می‌شده است. در این تحقیق از بتای پرشی و بتای پیوسته بهره بردیم که نشان دهنده حساسیت تغییرات بازدهی بنگاه نسبت به عامل ریسک در دو شرایط عادی (پیوستگی حرکت عامل ریسک) و غیرعادی (جهش در حرکت عامل ریسک) هستند.

بخشی از نتایج تحقیق حاضر، از آنجایی که استفاده از بتای پرشی، سابقه زیادی در مطالعات تجربی ندارد، قابلیت مقایسه با نتایج دیگر تحقیقات این حوزه ندارد مانند اینکه تأثیرگذاری عوامل اقتصاد کلان بر تغییرات

Archive of SID

www.SID.ir

بتای پیوسته بیشتر از تأثیرگذاری بر بتای پرشی است. عدم تأثیر نرخ تورم بر تغییرات بتاها با نتایج تحقیق (گرونولد و فریزر، ۱۹۹۷) و (شاه‌آبادی، نظیری و حواج، ۱۳۹۲) سازگاری داشته ولی با نتایج تحقیق (رحمانی، پیکارجو و عزیزی، ۱۳۹۳) و (ستایش، گل‌محمدی و قربانی، ۱۳۹۰) ناسازگار است. احتمالاً این ناسازگاری ناشی از احتساب معناداری اقتصادی در تحقیق حاضر است. تأثیر مستقیم نرخ رشد بر ریسک سیستماتیک علاوه بر اینکه با نتایج اکثر تحقیقات خارجی سازگاری دارد مؤید نتیجه مشابه تحقیق (رحمانی، پیکارجو و عزیزی، ۱۳۹۳) در بازار سرمایه ایران می باشد. تأثیر معکوس نرخ ارز بر بتاها نیز با نتیجه تحقیق (رحمانی، پیکارجو و عزیزی، ۱۳۹۳) در بازار سرمایه ایران و همچنین با نتیجه تحقیق (یائو، ۲۰۱۲) سازگاری دارد. با این حال تأثیر چهار برابری نرخ ارز بر بتای پرشی نسبت به بتای پیوسته با تحقیق دیگری قابل مقایسه نیست.

با توجه به بررسی مختصری که به تفکیک صنعت‌ها در این تحقیق انجام شد و برخی نتایج موردی حاصل از آن و با توجه به اهمیت ریسک سیستماتیک برای فعالان و تحلیلگران هر صنعت، تحقیقات اختصاصی برای هر صنعت ضروری به نظر می‌رسد. بدین صورت که برای هر صنعت تأثیر سه دسته عوامل: ۱- ویژگیهای شرکتی؛ ۲- متغیرهای اقتصاد کلان؛ ۳- رویدادهای شرکتی، با در نظر گرفتن متغیرهای مخصوص هر صنعت (در میان ویژگیهای شرکتی مورد مطالعه)، رویدادهای خاص هر صنعت (در میان رویدادهای مورد مطالعه) و همچنین متغیرهای کلانی که به طور خاص برای هر صنعت اهمیت دارد و نیزرویدادها و شاخص‌های مربوط به مقررات و رگولاتورهای هر صنعت، مورد تحقیق قرار گیرد.

فهرست منابع

* شاه آبادی، ا.، نظیری، م. و حواج، س. (۱۳۹۱). بررسی اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر ریسک سیستماتیک صنایع خودروسازی ، سیمان، دارویی و غذایی. فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۷، ۶۹-۸۸.
* شاه آبادی، ا.، نظیری، م.، و حواج، س. (۱۳۹۲). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، ۲۱(۶۷)، ۸۹ - ۱۰۴.
* رحمانی، ع.، پیکارجو، ک.، و عزیزی، م. (۱۳۹۳). رابطه بتای بازار سهام با متغیرهای کلان اقتصادی و اطلاعات حسابداری. فصلنامه دانش سرمایه¬گذاری، ۳(۱۰)، ۶۶-۴۷.
* ستایش، م.، گل محمدی، م.، و قربانی، ا. (۱۳۹۰). سودمندی متغیرهای کلان اقتصادی در پیش بینی ریسک شرکتها. پژوهش های تجربی حسابداری، ۱۲۳-۱۴۴.
* صادقی شریف، س. ج. ، و عسکری نژاد امیری، ع. (۱۳۹۵). کارایی بازار. راهبرد توسعه، ۴۷(پاییز)، ۷۱-۴۲.
* Abell, J. D., & Krueger, T. M. (1989). Macroeconomic influences on beta. Journal of Economics and Business, 41(2), 185-193 .
* Aït-Sahalia, Y., & Jacod, J. (2009). Testing for jumps in a discretely observed process. The Annals of Statistics, 184-222 .
* Aït-Sahalia, Y., & Jacod, J. (2012). Analyzing the spectrum of asset returns: Jump and volatility components in high frequency data. Journal of Economic Literature, 50(4), 1007-1050 .
* Alexeev, V., Dungey, M., & Yao, W. (2017). Time-varying continuous and jump betas: The role of firm characteristics and periods of stress. Journal of Empirical Finance, 40, 1-19 .

Archive of SID

www.SID.ir

* Amiri, A. A., & FadaeiNejad, M. E. (2017). Time-varying modelling of systematic risk: using high-frequency characterization of Tehran stock exchange. Accepted in International Journal of Finance and Managerial Accounting, under publication .
* Andersen, T. G., Bollerslev, T., & Diebold, F. X. (2007). Roughing it up: Including jump components in the measurement, modeling, and forecasting of return volatility. The Review of Economics and Statistics, 89(4), 701-720 .
* Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Wu, G. (2006). Realized beta: Persistence and predictability Econometric Analysis of Financial and Economic Time Series (pp. 1-39): Emerald Group Publishing Limited.
* Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Wu, J. G. (2005). A framework for exploring the macroeconomic determinants of systematic risk. Retrieved from
* Barndorff-Nielsen, O. E., & Shephard, N. (2006). Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation. Journal of financial Econometrics, 4(1), 1-30 .
* Barndorff-Nielsen, O. E., & Shephard, N. (2004). Econometric analysis of realized covariation: High frequency based covariance, regression, and correlation in financial economics. Econometrica, 72(3), 885-925 .
* Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. Journal of political Economy, 81(3), 637-654 .
* Bollerslev, T., Law, T. H., & Tauchen, G. (2008). Risk, jumps, and diversification. Journal of Econometrics, 144(1), 234-256 .
* Bollerslev, T., Li, S. Z., & Todorov, V. (2016). Roughing up beta: Continuous versus discontinuous betas and the cross section of expected stock returns. Journal of financial economics, 120(3), 464-490 .
* Chatterjee, S., & Lubatkin, M. (1990). Corporate mergers, stockholder diversification, and changes in systematic risk. Strategic Management Journal, 11(4), 255-268 .
* Chiarella, C., Dieci, R., & He, X.-Z. (2013). Time-varying beta: a boundedly rational equilibrium approach. Journal of Evolutionary Economics, 23(3), 609-639 .
* Dungey, M., McKenzie, M., & Smith, L. V. (2009). Empirical evidence on jumps in the term structure of the US Treasury market. Journal of Empirical Finance, 16(3), 430-445 .
* Groenewold, N., & Fraser, P. (1997). Time-varying Betas and Macroeconomic Influences: Department of Economics, University of Western Australia.
* Hanousek, J., & Novotný, J. (2012). Price jumps in Visegrad-country stock markets: An empirical analysis. Emerging Markets Review, 13(2), 184-201 .
* Henkel, S. J., Martin, J. S., & Nardari, F. (2011). Time-varying short-horizon predictability. Journal of financial economics, 99(3), 560-580 .
* Huang, X., & Tauchen, G. (2005). The relative contribution of jumps to total price variance. Journal of financial Econometrics, 3(4), 456-499 .
* Lee, S. S., & Mykland, P. A. (2008). Jumps in financial markets: A new nonparametric test and jump dynamics. Review of Financial Studies, 21(6), 2535-2563 .
* Mancini, C. (2009). Non-parametric Threshold Estimation for Models with Stochastic Diffusion Coefficient and Jumps. Scandinavian Journal of Statistics, 36(2), 270-296 .
* Merton, R. C. (1976). Option pricing when underlying stock returns are discontinuous. Journal of financial economics, 3(1-2), 125-144 .
* Noureldin, D., Shephard, N., & Sheppard, K. (2012). Multivariate high-frequency-based volatility (HEAVY) models. Journal of Applied Econometrics, 27(6), 907-933 .
* Patton, A. J., & Verardo, M. (2012). Does beta move with news? Firm-specific information flows and learning about profitability. Review of Financial Studies, 25(9), 2789-2839 .

Archive of SID

www.SID.ir

* Reeves, J. J., & Wu, H. (2013). Constant versus Time-Varying Beta Models: Further Forecast Evaluation. Journal of Forecasting, 32(3), 256-266 .
* Sadorsky, P. (2012). Modeling renewable energy company risk. Energy Policy, 40, 39-48 .
* Savor, P., & Wilson, M. (2016). Earnings announcements and systematic risk. The Journal of Finance, 71(1), 83-138 .
* Sayed, M., Dungey, M., & Yao, W. (2015). High frequency characterization of Indian banking stocks .
* Shan, W. C., & Alles, L. (2000). The Sensitivity of Australian Industry Betas to Macroeconomic Factors .
* Todorov, V., & Bollerslev, T. (2010). Jumps and betas: A new framework for disentangling and estimating systematic risks. 157(2), 220-235 .
* Yao, J. (2012). Semi-Parametric Examination of Industry Risk: The Australian Evidence. Australian Economic Papers, 51(4), 228-246 .

یادداشت‌ها

[1] High-frequency data
[2] Traditional
[3] Realized Variation
[4] Realized variation measures
[5] Intra-day
[6] Truncation threshold
[7] Panel data
[8] Unbalanced panel data
[9] Market Cap
[10] Return horizon
[11] beta estimation window

Archive of SID

www.SID.ir