فصلنامـه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گـذاری
سال ششم/ شماره بیست‌ودوم/ تابستان ۱۳۹۶

بررسی ریسک غیرسیستماتیک و اصطکاک بازار در فرآیند سرمایه‌گذاری

مهدی قلی‌پور خانقاه
دکتری مدیریت مالی دانشگاه تهران، تهران، ایران

رضا عیوض‌لو
استادیار دانشگاه تهران، تهران، ایران

سعید محمودزاده
دانشجوی کارشناسی ارشد حقوق مالی دانشگاه تهران، تهران، ایران
Mahmoodzadeh.saeid@yahoo.com

مهدی رامشگ
دانشجوی کارشناسی ارشد حقوق مالی دانشگاه تهران، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۷/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۰/۲۷

چکیده

مرتـون (۱۹۸۷) اعتقـاد دارد در صـورت وجـود اصـطکاکات بـازار، جـایی‌کـه سـرمایه‌گـذاران دسترسـی محدودی بـه اطلاعـات دارنـد، سـهام بـا نوسـان غیرسیسـتماتیک بـالا بـازده‌هـای مـورد انتظـار بـالایی دارنـد زیرا سرمایه‌گذاران قادر نیسـتند تـا بـه‌طـور کامـل ریسـک مخـتص شـرکت را از طریـق تنـوع‌بخشـی کـاهش دهند.

در دیـدگاه کلاسـیک فـرض بـر اینسـت کـه سـرمایه‌گـذاران تنهـا در معـرض ریسـک سیسـتماتیک هسـتند و بـدین ترتیـب فقـط ریسـک سیسـتماتیک قیمـت‌گـذاری مـی‌شـود. بـه‌زعـم ایـن دیـدگاه، ریسـک غیرسیستماتیک از طریق تنوع‌بخشـی بـه‌طـور کامـل مـدیریت مـی‌شـود حـال آنکـه در عمـل سـرمایه‌گـذاران به‌دلیـل هزینـه اطلاعـات و هزینـه مبادلـه، تعـداد محـدودی از سـهام در پرتفـوی خـود نگهـداری مـی‌کننـد. ایـن پـژوهش بـر اسـاس رابطـه یکنـواختی بـه مطالعـه ریسـک غیرسیسـتماتیک و بـازدهی در بـورس اوراق بهـادار تهـران مـی‌پـردازد. نتـایج پـژوهش حاضـر نشـان مـی‌دهـد رابطـه یکنـواختی بـین ریسـک غیرسیسـتماتیک و بـازدهی مـورد انتظـار تأییـد نمـی‌شـود. ایـن در حـالی‌اسـت کـه بـر اسـاس یافتـه‌هـای پـژوهش، اخـتلاف بـین متوسـط بـازدهی ماهانـه پرتفـوی بـا ریسـک غیرسیسـتماتیک بـالا و پـایین معـادل ۰/۱۵ درصد بوده و به‌طور معنی‌داری مثبت است.

واژه‌های کلیدی: ریسک غیرسیستماتیک، نوسانات غیرسیستماتیک، اصطکاک بازار و رابطه یکنواختی.

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

طبق نظریه کلاسیک مالی یک رابطه‌ی مثبت بین ریسک و بازده مورد انتظار وجود دارد. نوسانات بازدهی معمولاً به عنوان ریسک یک ورقه‌ی بهادار مورد استفاده قرار می گیرد. از دو بیانیه فوق این نکته برداشت می شود که یک رابطه‌ی مثبت بین نوسانات و بازدهی مورد انتظار وجود دارد. این رابطه همواره مدنظر مدیران سرمایه‌گذاری بوده است، به‌گونه‌ای که توجه به یکی بدون درنظر داشتن دیگری ممکن نیست. نوسانات شامل دو جز عمده می‌شوند: نوسانات سیستماتیک و نوسانات غیر سیستماتیک. ریسک غیرسیستماتیک، به نوسانات غیرسیستماتیک اطلاق می‌شود که توسط نوسانات کلی بازار توضیح داده نمی‌شود. این پژوهش به بررسی رابطه‌ی بین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی مورد انتظار می‌پردازد تا به این سوال پاسخ دهد که آیا رابطه‌ی مثبت یا منفی بین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی آتی (موردانتظار) در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. در نهایت بررسی‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران ریسک غیرسیستماتیک رابطه‌ی مثبت معناداری با بازدهی مورد انتظار ندارد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

- **اصطکاک بازار**

از ایده‌های اساسی در تئوری‌های انتظارات عقلایی حاکمیت مکانیزم عرضه و تقاضا و رسیدن سریع به نقطه تعادل در نتیجه مکانیزم یاد شده می‌باشد. به گونه‌ای که اگر در قسمتی از بازار اضافه عرضه (یا تقاضا) وجود داشته باشد بازار خود این اضافه عرضه (یا تقاضا) را برطرف می‌کند، یا اگر قیمت سهامی بیش از قیمت ذاتی باشد به سرعت عموم متوجه شده و باعث رسیدن به ارزش ذاتی آن می‌شوند و بازار به گونه‌ای کارا عمل می‌کند. اما با وقوع بحران‌ها و فزونی عرضه بر تقاضا و نرسیدن اقتصاد به یک نقطه تعادل و یا ایجاد وقفه‌هایی در رسیدن به تعادل، نظریه انتظارات عقلایی با چالش مواجه شده که زمینه را برای مطالعه هرچه بیش‌تر پیرامون موضوع فراهم کرد. محققان بسیاری در این زمینه مطالعه کرده‌اند که از برجسته‌ترین آن‌ها می توان به مارکوس برونرمیئر (۲۰۱۲) اشاره کرد. وی به اصطکاک اقتصاد اشاره کرده و به بررسی آثار آن در بازارهای مالی پرداخته و اشاره می‌کند که اصطکاک بازار منجر به عدم نقدشوندگی و اثرات غیرخطی در بازار می‌باشد. همچنین او مطرح می‌کند که مراجع قانون‌گذاری، ریسک نقدشوندگی و بررسی ریسک غیرسیستماتیک بازار از عواملی هستند که موجب فراهم آوردن اصطکاک در بازار مالی می‌شوند. بحث ریسک غیرسیستماتیک و عدم نقد شوندگی بازار و به دنبال آن بدتر شدن اهرم‌ها در موسسات دلیلی بر تشدید اصطکاک و عدم رسیدن اقتصاد به نقطه تعادل می‌باشند.

- **ریسک غیرسیستماتیک**

آنگ و همکاران (۲۰۰۶ب) به این نتیجه رسیدند که اوراق بهادار با ریسک غیرسیستماتیک بالا بازدهی پایینی کسب می‌کند و بالعکس. اگرچه مطالعه آنگ و همکاران (۲۰۰۶ب) به بازار آمریکا محدود شده است، اما

Archive of SID

www.SID.ir

آنگ و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهش دیگری شواهد بیشتری ارائه می‌دهد، اینکه این یک پدیده جهانی است. علی‌رغم شواهد مزبور، تحقیقات دیگری نیز وجود دارد که به لحاظ تجربی به بررسی رابطه‌ی بین بازدهی مورد انتظار و ریسک غیرسیستماتیک پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که این رابطه به صورت خلاف جهت یکدیگر هستند. از طرفی نگاه تئوری مالکیل و زو (۲۰۰۶) همانند جونز و رودز کریف (۲۰۰۳) نشان می‌دهند که اگر سرمایه‌گذاران قادر به تنوع‌بخشی نباشند، آنگاه صرف بیشتری را برای نگهداری اوراق بهادار با ریسک غیرسیستماتیک بالاتر تقاضا می‌کنند.

مرتون (۱۹۸۷) در بخش‌بندی اطلاعاتی بازار بیان می‌کند، شرکت‌هایی با نوسانات ویژه‌ی شرکتی بالا، نیازمند بازدهی بالایی برای جبران نگهداری یک پرتفوی غیربهینه هستند. البته برخی از مدل‌های رفتاری، مثل باربریس و هوانگ (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که سهام دارای ریسک غیرسیستماتیک بالا باید بازدهی مورد انتظار بیشتری داشته باشد. یک استثنا در مقاله اخیر باربریس و زونگ (۲۰۱۰) وجود دارد. آنها به مدل ساز و کار متضاد بر مبنای اصل درک مطلوبیت[1] دست یافتند. به عنوان مثل تصور کنید یک سرمایه‌گذار سهامی را می‌خرد و چند ماه بعد آن را می‌فروشد در لحظه فروش این سهام، سهام در یک شوک مطلوبیتی دریافت می‌کند که به اصطلاح به آن درک مطلوبیت می‌گویند.

برخی از محققان اعتقاد دارند که توجه مطالعات تجربی به بررسی ارتباط ریسک غیر سیستماتیک، به مطالعه فاما و مکبث (۱۹۷۳) برمی‌گردد، مطالعه‌ای که ایشان به آزمون تجربی مدل CAPM می‌پردازد. لنهام (۱۹۹۰) به بررسی معناداری پسماندهای ریسک در چارچوب تست‌های آماری پرداخت و ضریب مثبت معنادار آماری از ریسک را دوره‌ی کامل زمانی به دست آورد. مقالات دیگری نیز به این رابطه‌ی مثبت دست یافتند، گویان و سنتاکلارا (۲۰۰۳) به یک رابطه‌ی مثبت معنادار بین میانگین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی بازار دست یافتند. اما بالی و همکاران (۲۰۰۴) نشان دادند که این پدیده در بازه‌های زمانی طولانی‌تر ناپدید خواهد شد. مالکیل و زو (۲۰۰۶)، اشپیگل و ونگ (۲۰۰۵) و فو (۲۰۰۹) شواهدی بدون ابهام در مورد پرتفوی‌هایی با ریسک غیرسیستماتیک بالاتر همراه با میانگین بازدهی بالاتر ارائه کردند. آنگ و همکاران (۲۰۰۶ب) در ابتدا برای محاسبه‌ی ریسک غیرسیستماتیک از داده‌های روزانه ماه قبل استفاده کردند ولی درتحقیقات بعدی آنها از داده های ماهیانه برای محاسبه‌ی ریسک غیرسیستماتیک استفاده کردند. علاوه بر آن مقالات اخیر هوانگ و همکاران (۲۰۱۰) به این نتیجه رسیدند که یک رابطه‌ی معکوس بین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی ماهیانه بازگشتی[2] وجود دارد که این پدیده با افزایش بازدهی‌های روزانه از بین می‌رود. بالی و کاکیچی (۲۰۰۸) پس از مرتب‌سازی سهام بر اساس ریسک غیرسیستماتیک در مجموعه‌ای از پرتفوی‌ها، دریافتند که رابطه‌ی منفی در پرتفوی‌های هم وزن وجود ندارد. جیانگ و همکاران (۲۰۰۹) نشان دادند ارتباط معکوسی بین ریسک غیرسیستماتیک و سودآوری آینده شرکت وجود دارد. بوور و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از چولگی مورد انتظار بازدهی‌ها به این نتیجه رسیدند که رابطه‌ی معکوسی بین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی وجود دارد.

در پژوهش حاضر ابتدا یک ساختار برای به دست آوردن ریسک غیرسیستماتیک ارائه می شود. سپس رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی مورد انتظار تحت بررسی قرار می‌گیرد. در این پژوهش ابتدا سهام

Archive of SID

www.SID.ir

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس ریسک غیرسیستماتیک در چندین پرتفوی مرتب شدند و اختلاف میانگین بازدهی پرتفوی بالا و پایین در نظر گرفته شده‌اند. به‌منظور ارزیابی مسئله پـژوهش، بـه بررسی وجود رابطه‌ی یکنواختی[۳] بین بازده مورد انتظار و ریسک غیرسیستماتیک پرداخته مـی‌شـود. مـا آزمـون رابطه ی یکنواختی که اخیرا توسط پتن و تیمرمن (۲۰۱۰) ارائه شده است را پیاده سازی کردیم و عـلاوه بـر آن اختلاف پرتفوی‌های بالا و پایین ریسک غیرسیستماتیک را محاسبه کردیم.

۳- روش شناسی پژوهش

اگر چه در مدل هایی مثل مرتون (۱۹۸۷) تعریف دقیق از ریسک غیرسیستماتیک وجود دارد، اما راهی برای به دست آوردن آن پیشنهاد نمی‌شود. از لحاظ مفاهیم تئوریک این ریسک برابر اسـت بـا انحـراف معیـار مقـادیر بازدهی اضافی مورد انتظار سرمایه‌گذران در یک بازه‌ی زمانی معین. این مـدل‌هـا حتـی راه حـل تجربـی بـرای چگونگی به دست آوردن انتظارت بازار در اختیار نمی‌گذارند.

به‌منظور حل این مساله، ما در این پژوهش از مدل مالکیل و زو (۲۰۰۶) استفاده می‌کنیم که فرض کرده اند بازار از مدل CAPM استفاده می‌کند. بر ایـن اسـاس، ریسـک غیرسیسـتماتیک را انحـراف معیـار پسـماندهـای رگرسیون زیر در نظر گرفته‌ایم:

$$r_{i,t,d} - r_{f,t,d} = \alpha_{i,t} + \beta^{m}_{i,t}(r_{m,t,d} - r_{f,t,d}) + \varepsilon_{i,t,d} \qquad \text{(رابطه ۱)}$$

در رابطه فوق، $r_{i,t,d}$ بازدهی سهام i، $r_{f,t,d}$ نرخ بازدهی بدون ریسک، $r_{m,t,d}$ بازدهی بازار، $\beta^{m}_{i,t}$ ضریب ریسـک بازار برای سهم i و $\varepsilon_{i,t,d}$ عبارت خطای رگرسیون سهام i در ماه t و روز d می‌باشد. در هـر مـاه معادلـه فـوق بـا استفاده از داده‌های روزانه تخمین زده می‌شود.

مـا بـر اسـاس روش مـورد اسـتفاده در آنـگ و همکـاران (۲۰۰۶ب)، ریسـک غیرسیسـتماتیک را برابـر بـا $\sigma_{i,t} = \sqrt{T} \times \sqrt{var(\varepsilon_{i,t-1,d})}$ در نظر می‌گیریم که T برابر با تعداد پسماندها در یک ماه قبل t ام می‌باشد. شایان ذکر است در انتهای هر ماه پرتفوی‌ها پس از مرتب‌سازی سهام بر پایه این ریسک تشکیل شده‌اند.

آزمون رابطه‌ی یکنواختی

در این پژوهش از آزمون رابطه یکنواختی جهت بررسی رابطه‌ی بین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی مورد انتظار استفاده می‌شود تا به این سوال پاسخ داده شود که آیا ریسک غیرسیستماتیک در بازار قیمت گذاری شده است یا خیر. برای آزمون تجربی قیمت‌گذاری، پس از مرتب سـازی سـهام بـر اسـاس ریسـک غیرسیسـتماتیک، پرتفوی‌ها تشکیل می‌شود و اختلاف بازدهی میانگین بین پرتفوی‌های با ریسک غیرسیستماتیک بـالا و پـایین را محاسبه می شود. متعاقباً یک آزمون تست t برای ارزیابی این که میانگین اختلاف بازدهی برابر با صـفر اسـت یـا خیر، انجام می‌شود. اگر میانگین اختلاف بازدهی معنادار باشد، نشان گر این مطلب است که صرف ریسک وجـود

Archive of SID

www.SID.ir

دارد. اگرچه، این روش برای آزمون رابطه ی یکنواختی بین بازدهی مورد انتظار و ریسک غیرسیستماتیک که پرتفوی‌ها بر پایه آن تشکیل شده اند، یک راه مناسب ارائه نمی کند، ما علاوه بر آزمون t، تست رابطه‌ی یکنواختی (MR) که توسط پتن و تیمرمن (۲۰۱۰) ارائه شده است را پیاده سازی می کنیم، این تست به صورت زیر است:

$$H_0 : \mu_1 \le \mu_2 \le .... \le \mu_N$$
$$H_1 : \mu_1 > \mu_2 > .... > \mu_N$$

در رابطه فوق، μ_i میانگین بازدهی مورد انتظار پرتفوی iام که این پرتفوی‌ها بر اساس ریسک غیرسیستماتیک رتبه‌بندی شده اند و i= ۱,..., N می‌باشد. حال فرض کنید که می‌خواهیم فرض صفر را بررسی کنیم که هیچ اختلافی بین میانگین بازدهی‌ها یا رابطه ی کاهشی اختلافی بین میانگین بازدهی های پرتفوی‌ها وجود دارد و فرض دیگر این است که میانگین بازدهی مورد انتظار وقتی که از پرتفوی با ریسک غیرسیستماتیک پایین به سمت بالا حرکت می کنیم افزایش می‌یابد.
فرض صفر به این صورت نوشته میشود:

$$H_0 : \Delta \le 0$$

و فرض دیگر به صورت زیر خواهد بود:

$$H_1 : \Delta > 0$$

برای آزمون فرض صفر، اختلاف بازدهی پرتفوی‌های مجاور به صورت زیر خواهد بود.

$$\hat{\Delta}_i = \hat{\mu}_i - \hat{\mu}_{i-1} \qquad \text{(رابطه ۲)}$$

آماره آزمون MR به صورت زیر به دست می‌آید:

$$J_t = \min_{i=1,...,N} \hat{\Delta}_i \qquad \text{(رابطه ۳)}$$

روش گام تصادفی برای آزمون MR

در شرایط استاندارد پارامترهای برآورد شده‌ی بردار $\hat{\Delta} = [\hat{\Delta}_1, ..., \hat{\Delta}_N]'$ مجانباً یک توزیع نرمال می‌باشد به عنوان مثل در یک نمونه ی بسیار بزرگ $(T \to \infty)$:

$$\sqrt{T}([\hat{\Delta}_1, ..., \hat{\Delta}_N]' - [\Delta_1, ..., \Delta_N]') \overset{a}{\sim} \mathcal{N}(0, \Omega) \qquad \text{(رابطه ۴)}$$

برای محاسبه معادله فوق به تخمین تمامی N(N+1)/2 پارامتر های ماتریس کوواریانس نیاز داریم. این پارامترها بر روی توزیع تست آماری تاثیر گذارند، اگر چه نیازی به تخمین آنها نیست. به علاوه زمانی که تعداد دارایی‌های مورد استفاده در مدل افزایش می‌یابد در نتیجه تعداد پارامترهای ماتریس کوواریانس به‌طور چشم‌گیری افزایش پیدا می‌کند و این مساله سبب می‌شود که نتوان این پارامترها را به طور دقیق محاسبه کرد.

Archive of SID

www.SID.ir

همان‌طور که در معادله شماره‌ی ۳ نشان داده شده ما بـه دنبـال پیـدا کـردن کمتـرین مقـدار بـردار چنـد متغیره‌ی پارامترهای پیش‌بینی شده هستیم که به صورت مجانبی توزیع شده اند. هیچ جدولی از مقادیر بحرانـی این مینیمم ها وجود ندارد، این مشکل مربوط به بدست آوردن ماتریس کوواریانس Ω است. علاوه بر این توزیع مجانبی، ممکن است راهنمای قابل اتکایی به رفتار نتیجه‌ی آزمون نمونه محدود، ارائه نکند.

برای حل مشکل مشخص نبودن پارامترهای مـاتریس کوواریـانس و مقـادیر بحرانـی آمـاره‌ی آزمـون، مثـل تحقیقات مالی اخیر سری های زمانی مالی سـولیوین، تیمـرمن و وایـت (۱۹۹۹) و کوزسـکی، تیمـرمن، ورمـرزو (۲۰۰۶) از روش گام تصادفی استفاده می کنیم. همچنان که در وایت (۲۰۰۰) اشاره شده است، یکـی از مزایـای بزرگ این روش آنست که نیاز به تخمین مستقیم Ω نداریم. به علاوه این روش ما را از دانستن توزیـع داده‌هـا بی نیاز می‌کند.

برای اینکه بدانیم این روش چطور کار می کند، اگر $\{r_{it}, t=1,...,T; i=0,1,...,\mathrm{N}\}$ داده هـای مـا روی N+۱ دارایی در بازه‌ی زمانی T باشد، ابتدا با استفاده از روش گام تصادفی ایستا[۴] پلیتیس و رمانو (۱۹۹۴) با انتخـــاب تصـــادفی (همـــراه بـــا جایگـــذاری) یـــک نمونـــه جدیـــد از بـــازدهی‌هـــا $\{r^{(b)}_{i\tau(t)}, \tau(1),...,\tau(T); i=0,1,...,\mathrm{N}\}$ که $\tau(t)$ یک شاخص زمانی جدید برای نمونه ی جدیـد از روی بازدهی‌های اصلی می باشد. این شاخص‌های زمانی تصادفی $\tau(t)$ از بین تمامی پرتفـوی‌هـا انتخـاب می‌شود که هرگونه وابستگی‌های مقطعی را حذف می‌کند. در نهایت b یک نشانگر به تعداد گام‌هـای تصـادفی از b=۱ تا b=B می‌باشد. تعداد تکرار گام‌های تصادفی، B، باید به اندازه‌ی کافی بزرگ باشـد کـه نتـایج بـه خطـای مونت کارلو بستگی نداشته باشد. داده های سری زمانی به وسیله‌ی داده های بازدهی سهام که نقطه ی شـروع و پایان آنها بطور تصادفی انتخاب شده اند به دست می‌آیند. طول بلوک[۵] از توزیع هندسی همراه با یک پارامتر کـه طول میانگین هر بلوک را کنترل می کند، بدست می‌آید.

برای پیاده سازی آزمون MR، نیاز به بدست آوردن توزیع گام تصادفی پارامتر های تخمین $\hat{\Delta}$ تحـت فـرض صفر داریم. فرض صفر از تفاضل پارامترهای محاسبه شده $\hat{\Delta}$ از پارامترهای به دست آماده از سری بازدهی‌هـای گام تصادفی $\hat{\Delta}^{(b)}$ بدست می‌آید. سپس تعداد دفعاتی که یک مقدار نامساعد (مثل حداقل به اندازه‌ی مقدار J_t) بر خلاف فرض صفر مشاهده شده را شمارش می‌کنیم. زمانی که این عدد را بـه تعـداد گـام‌هـای تصـادفی، B، تقسیم کنیم نتیجه مقدار P-Value برای این تست بدست می‌آید که به این صورت است:

$$J_T^{(b)} = \min_{i=1,...,\mathrm{N}} (\hat{\Delta}_i^{(b)} - \hat{\Delta}_i), \mathrm{b}=1,2,...,\mathrm{B} \qquad \text{(رابطه ۵)}$$

و

$$\hat{p} = \frac{1}{B}\sum_{b=1}^{B} 1\{J_T^{(b)} > J_T\} \qquad \text{(رابطه ۶)}$$

Archive of SID

www.SID.ir

زمانی که مقدار P-Value گام تصادفی کمتر از ۰/۰۵ باشد می توان نتیجه گرفت که شواهد کافی بر خلاف فرض صفر و اثبات رابطه‌ی یکنواختی وجود دارد. یک روش استیودنت شده[۶] از گام تصادفی که توسط هنسن (۲۰۰۵) و رومانو و ولف (۲۰۰۵) ارائه شده است، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این کار باعث می شود که اثرات ناهمسانی واریانس سهامی که بازدهی بیشتری کسب می کنند، حذف شود.

برای به دست آوردن نتایج آماری، ابتدا فرض می‌کنیم که اختلاف‌های به دست آمده در پرتفوی‌ها به طور مستقل و نرمال توزیع شده اند. $\Delta\hat{\mu}_i \sim \mathcal{N}\left(\Delta\mu_i,(1/T)\sigma_i^2\right); i=2,...,N$ برای همه $Corr\left[\Delta\hat{\mu}_i,\Delta\hat{\mu}_j\right]=0$.

با این کار می توان آزمون t را به طور تحلیلی به دست آورد. به این صورت که آزمون t بر پای اختلاف میانگین بازدهی پرتفوی‌های N ام و پرتفوی‌های اول به صورت زیر می‌باشد:

$$\hat{\mu}_N-\hat{\mu}_1=\sum_{i=2}^{N}\Delta\hat{\mu}_i \sim \mathcal{N}\left(\sum_{i=2}^{N}\Delta\mu_i,\frac{1}{T}\sum_{i=2}^{N}\sigma_i^2\right) \quad \text{(رابطه ۷)}$$

اگر فرض کنیم که واریانس‌های مدل مشخص هستند آماره ی t برابر است با:

$$tstat=\frac{\sqrt{T}(\hat{\mu}_N-\hat{\mu}_1)}{\sqrt{\sum_{i=2}^{N}\sigma_i^2}} \sim \mathcal{N}\left(\sqrt{T}\frac{\mu_N-\mu_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^{N}\sigma_i^2}},1\right) \quad \text{(رابطه ۸)}$$

تحت فرض صفر داریم $\mu_N=\mu_1$، بنابراین آماره ی t دارای توزیع $\mathcal{N}(0,1)$ می‌باشد. تحت فرض دیگر داریم $\mu_N>\mu_1$.

برای مقدار T محدود احتمال فرض صفر با استفاده از آزمون یک طرف با مقدار بحرانی ۰/۰۵داریم:

$$\Pr[tsat>1.645]=\Phi\left(\sqrt{T}\frac{\mu_N-\mu_1}{\sqrt{\sum_{i=2}^{N}\sigma_i^2}}-1.645\right) \quad \text{(رابطه ۹)}$$

که در آن Φ یک تابع توزیع تجمعی از توزیع نرمال استاندارد شده می‌باشد.

جامعه‌ی آماری

جامعه‌ی آماری استفاده شده در این پژوهش تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران (به‌جز شرکت‌های سرمایه‌گذاری و شرکت هایی که ارزش دفتری منفی داشتند) از سال ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۳ می‌باشد. شایان ذکر است شرکت‌هایی که نماد آنها برای مدت بیش از یک سال بسته بوده است از

Archive of SID

www.SID.ir

نمونه‌ی مورد آزمون خارج شده‌اند و روزهایی که نماد هر شرکت بسته بوده است از روش شبیه سـازی تـاریخی[۷] (مونت کارلو) برای تخمین بازدهی روز مورد نظر استفاده شده است.

۴- نتایج پژوهش

یافته های پژوهش در دو قالب نمودار و جداول تحلیل آماری، نتایج حاصل از بررسی رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را ارائه می‌کند.

در جدول شماره‌ی ۱ بازدهی‌ها و انحراف معیار پرتفوی‌های مرتب شده بر حسب ریسک غیرسیستماتیک مشاهده می‌شود. برای مقایسه‌ی بهتر، پرتفوی‌های دیگری نیز بر اساس ریسک کل تشکیل داده شده است (ستون سمت چپ). در این قسمت قصد داشتیم که نتایج بالی و کاکیچی (۲۰۰۸) عدم وجود رابطه‌ی منفی در پرتفوی‌های هم وزن را منعکس کنیم.

همانطور که مشاهده می شود طبق جدول شماره‌ی ۱ و شکل شماره‌ی ۱ در پرتفوی شماره‌ی ۲ با افزایش ریسک غیرسیستماتیک، بازدهی مورد انتظار کاهش پیدا می‌کند. همچنین مطابق جدول شماره‌ی ۱، پرتفوی با کمترین ریسک غیرسیستماتیک کمترین بازدهی برابر ۰/۰۰۴- درصد را دارد. همچنین اختلاف بازدهی پرتفوی‌های بالا و پایین به طور میانگین عدد مثبتی برابر ۰/۱۵ درصد به ازای هر ماه را نشان می دهد که با t- P_value برابر صفر درصد در سطح اطمینان ۵ درصد معنادار است.

طبق روش‌های تجربی رایج به این نتیجه می‌رسیم که پاداشی در ازای این صرف ریسک غیرسیستماتیک وجود دارد. بدان معنی که، طی ۱۰ سال اخیر سهام داری با استراتژی فروش سهام با ریسک غیرسیستماتیک پایین و خرید سهام با ریسک غیرسیستماتیک بالا، ماهیانه به طور میانگین بازدهی برابر ۰/۱۵ درصد را بدون در نظر گرفتن کارمزد کسب می‌کند. در نتیجه پرتفوی‌های با ریسک بالاتر بازدهی بیشتری نسبت به پرتفوی‌های با ریسک پایین داشته‌اند. همچنین در جدول شماره ۱، زمانی‌که ریسک غیرسیستماتیک از پرتفوی ۱ الی ۵ افزایش پیدا می کند، انحراف معیار بازدهی پرتفوها افزایش می‌یابد و این مسئله پذیرفتنی است که ریسک غیرسیستماتیک نقش قابل توجهی را در ریسک کل دارد.

علاوه بر آن ما پرتفوی‌های دیگری بر اساس ریسک کل ماه قبل تشکیل دادیم. به منظور اینکه شباهت آن را با ریسک غیرسیستماتیک نشان دهیم نتایج تا حد زیادی شباهت به نتایج ریسک غیر سیستماتیک دارد. در اینجا باز هم پرتفوی‌های با ریسک بالاتر نسبت به پرتفوی‌های با ریسک پایین‌تر عملکرد بهتری دارد و اختلاف بازدهی پرتفوی بالا و پایین ۰/۱۵ درصد در سطح اطمینان ۵ درصد به‌طور معنی‌داری مثبت می‌باشد. نتایج پژوهش حاضر در این بخش همانند نتایج گویال و سنت کلارا (۲۰۰۳) می‌باشد که نشان دادند سهامی که به‌طور میانگین واریانس بیشتری دارند معمولاً ریسک غیرسیستماتیک بالاتری دارند.

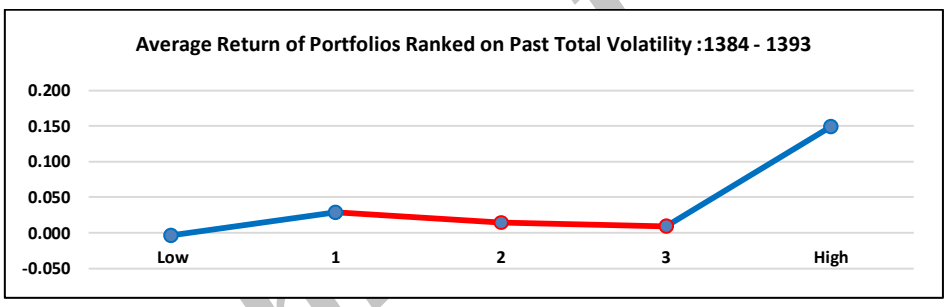
البته این نکته نیز قابل مشاهده است که مقادیر میانگین بازدهی های ماهیانه‌ی پرتفوی های مرتب شده برحسب ریسک غیرسیستماتیک و ریسک کل تقریباً باهم برابرند و رفتار یکسانی از خود نشان می‌دهند. این مساله گویای این است که تشکیل پرتفوی بر روی ریسک غیرسیستماتیک و ریسک کل تفاوت چندانی نمی‌کند.

Archive of SID

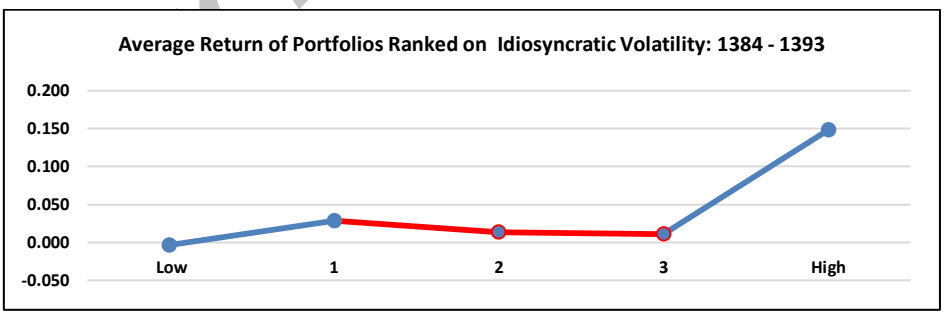
www.SID.ir

جدول ۱: نتایج پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس ریسک غیرسیستماتیک و ریسک کل

پرتفوی	مرتب شده مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک		مرتب شده مبتنی بر ریسک کل	
	میانگین درصد بازدهی ماهیانه	انحراف معیار بازدهی ماهیانه	میانگین درصد بازدهی ماهیانه	انحراف معیار بازدهی ماهیانه
پایین	-0.004	0.059	-0.004	0.058
1	0.029	0.083	0.029	0.083
2	0.014	0.077	0.014	0.076
3	0.011	0.078	0.009	0.079
بالا	0.148	0.249	0.149	0.253
بالا-پایین	0.15		0.15	
t-stat	3.81		3.79	
t-pval	0.00		0.00	
MR-pval	0.91		0.84	



شکل ۱: رابطه بین ریسک کل و بازدهی مورد انتظار پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس ریسک کل



شکل ۲: رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی مورد انتظار پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس ریسک غیرسیستماتیک

www.SID.ir

همانطورکه در جدول شماره‌ی ۱ مشاهده می‌شود مقدار MR-Pvalue برای پرتفوی مرتب‌شده بر اساس ریسک غیرسیستماتیک برابر ۰/۹۱ می‌باشد. از آنجایی که این مقدار بیشتر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین نمی‌توان فرضیه‌ی مخالف صفر که بر اثبات وجود رابطه‌ی یکنواختی می‌باشد را پذیرفت. شکل ۱ کاملاً گویای این موضوع است، در پرتفوی‌های ۲ و ۳، علی‌رغم افزایش ریسک غیرسیستماتیک، روند کاهشی بازدهی مورد انتظار ملاحظه می‌شود که این امر خلاف وجود رابطه‌ی یکنواختی می‌باشد.

در ادامه و به‌منظور انجام بررسی‌های بیشتر، دوره‌ی ۱۰ ساله به دو دوره‌ی ۵ ساله تقسیم شد که یک دوره از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا پایان سال ۱۳۸۸ و دیگری از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا پایان سال ۱۳۹۳ در نظر گرفته شد. نتایج در جدول شماره‌ی ۲ و شکل های ۳ الی ۶ آمده است.

همانطورکه در جدول شماره‌ی ۲ ملاحظه می‌شود، برای پرتفوی های مرتب شده مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک در دوره‌ی اول از ابتدای سال ۸۳ تا انتهای سال ۸۸ اختلاف بازدهی پرتفوی‌های بالا و پایین به طور میانگین ماهیانه برابر ۰/۳۰۱ درصد می‌باشد و در سطح اطمینان ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. اما در مقابل، در دوره‌ی دوم که از ابتدای سال ۸۸ تا انتهای سال ۹۳ می‌باشد اختلاف بازدهی پرتفوی های بالا و پایین برابر ۰/۰۰۲ درصد می‌باشد، که این اختلاف معنادار نمی‌باشد. همچنین رابطه‌ی یکنواختی در هیچ یک از دو دوره وجود ندارد و مقدار MR P-Value این آزمون در هر دوره عددی بزرگتر از ۵ درصد می‌باشد که به عدم اثبات وجود این رابطه منجر می‌شود.

علاوه بر طبقه‌بندی بر اساس ریسک غیرسیستماتیک، پرتفوی‌های دیگری نیز بر اساس ریسک کل طبقه‌بندی شده و به صورت مشابه به دو زیر دوره تقسیم بندی شده‌اند که به‌طور مقایسه‌ای در کنار طبقه‌بندی ریسک غیرسیستماتیک قرار می گیرد.

نتایج به دست آمده از پرتفوی‌های متشکل بر روی ریسک کل که در جدول شماره ۳ آمده است نشان می‌دهد که در دوره‌ی اول از ابتدای سال ۸۴ تا انتهای سال ۸۸ اختلاف بازدهی پرتفوی‌های بالا و پایین به طور میانگین ماهیانه برابر ۰/۳۰۲ درصد می‌باشد. این متغیر در سطح اطمینان ۵ درصد معنی دار می‌باشد، همچنین مقدار MR P_value آزمون رابطه‌ی یکنواختی در این دوره بیشتر از ۵ درصد می‌باشد و منجر به رد وجود اثر یکنواختی می‌شود. همانطور که در شکل شماره‌ی ۵ مشاهده می‌شود با افزایش ریسک پرتفوی، بازدهی مورد انتظار در پرتفوی ۲ و ۳ کاهش پیدا می‌کند، همچنین در دوره‌ی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۳ رابطه‌ی یکنواختی رد می‌شود که در دو شکل ۵ و ۶ قابل مشاهده می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲: نتایج پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس ریسک غیرسیستماتیک از سال ۱۳۸۴ الی ۱۳۸۸ و سال ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۳

مرتب شده مبتنی بر ریسک غیر سیستماتیک				
پرتفوی	1384:01-1388:12		1389:01-1393:12	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
پایین	0.007	0.052	-0.014	0.064
1	0.068	0.070	-0.011	0.075
2	0.036	0.060	-0.009	0.085
3	0.027	0.078	-0.004	0.075
بالا	0.308	0.250	-0.012	0.103
بالا - پایین	0.301		0.002	
t-stat	6.557		0.202	
t-pval	0.000		0.420	
MR-pval	0.999		0.331	

جدول ۳: نتایج پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس ریسک کل از سال ۱۳۸۴ الی ۱۳۸۸ و سال ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۳

مرتب شده مبتنی بر ریسک کل				
پرتفوی	1384:01-1388:12		1389:01-1393:12	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
پایین	0.007	0.052	-0.014	0.063
1	0.066	0.070	-0.008	0.078
2	0.038	0.058	-0.009	0.084
3	0.025	0.079	-0.006	0.077
بالا	0.309	0.257	-0.011	0.103
بالا - پایین	0.302		0.003	
t-stat	6.403		0.275	
t-pval	0.000		0.392	
MR-pval	0.989		0.214	

Archive of SID

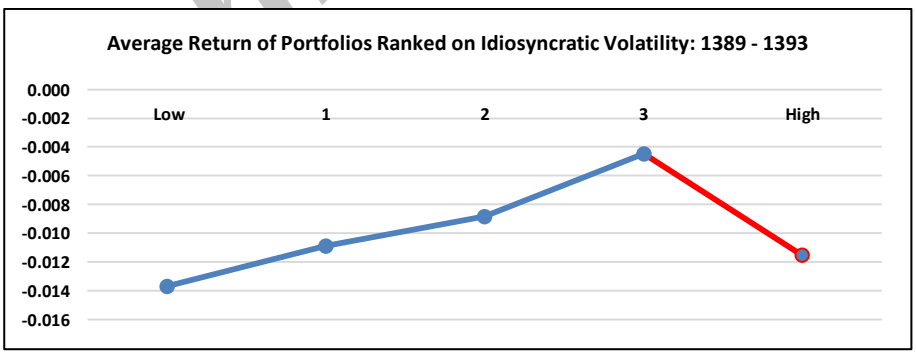
www.SID.ir

جدول ۴: نتایج ارزش دفتری و ارزش بازار و نحوه‌ی توزیع بازدهی‌ها در پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس ریسک غیرسیستماتیک

پرتفوی	ارزش بازار	ارزش دفتری	چولگی بازدهی ماهیانه	کشیدگی بازدهی ماهیانه
پایین	28.42	7.68	-0.37	5.39
1	27.55	7.62	-0.25	2.98
2	27.78	7.64	-0.83	4.92
3	27.92	7.62	0.80	8.30
بالا	27.60	7.67	1.01	3.45
بالا-پایین	-0.82			
t-stat	-8.58			
t-pval	1.00			

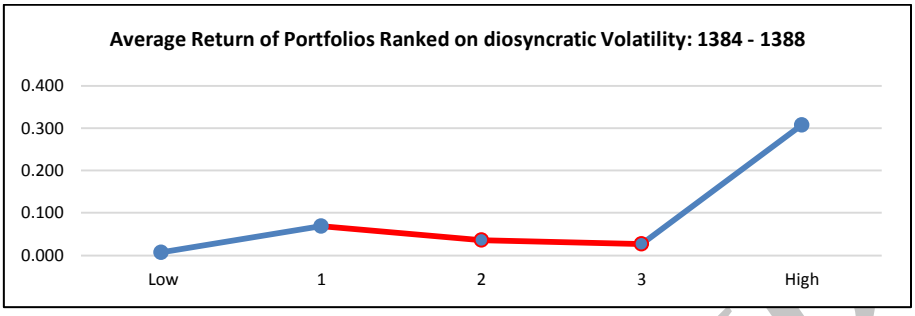
در جدول شماره‌ی ۴ نگاهی عمیق‌تر به پرتفوی‌های متشکل بر روی ریسک غیرسیستماتیک در دوره‌ی ۱۰ ساله شده‌است. (ارزش بازار و ارزش دفتری بر اساس لگاریتم نپری)

همانطور که مشاهده می‌شود سهام با ریسک غیرسیستماتیک پایین متعلق به شرکت‌هایی با اندازه‌ی بزرگتر و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری بالاتر می‌باشند.

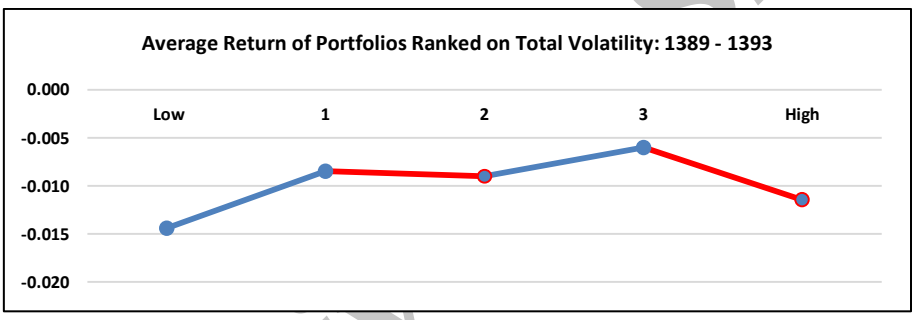


شکل ۳ : رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی مورد انتظار پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس ریسک غیرسیستماتیک از سال ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۳

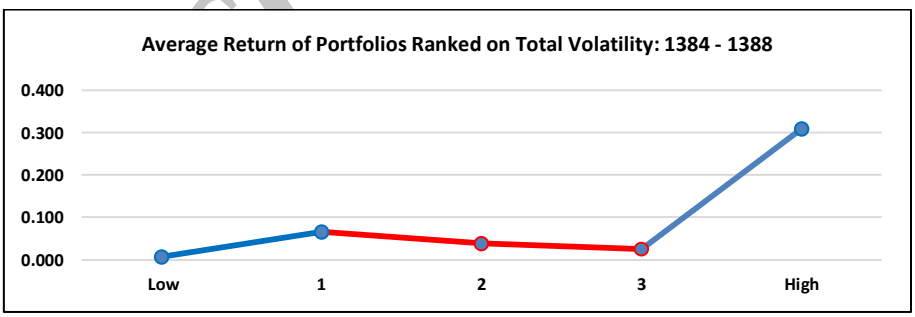
www.SID.ir



شکل ۴: رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازدهی مورد انتظار پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس ریسک غیرسیستماتیک از سال ۱۳۸۴ الی ۱۳۸۸



شکل ۵: رابطه بین ریسک کل و بازدهی مورد انتظار پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس ریسک کل از سال ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۳



شکل ۶: رابطه بین ریسک کل و بازدهی مورد انتظار پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس ریسک کل از سال ۱۳۸۴ الی ۱۳۸۸

www.SID.ir

۵- نتیجه‌گیری و بحث

ریسک غیرسیستماتیک به نوسانات غیرسیستماتیک اشاره می‌شود که بیانگر ریسک‌های منحصر بفرد یک شرکت می‌باشد. این پژوهش به مطالعه ریسک غیرسیستماتیک و رابطه آن با بازده آتی پرداخته است. به‌منظور مطالعه رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار از روش رابطه یکنواختی (MR) استفاده شده است. شواهد این پژوهش نشان می‌دهد که اختلاف بازده بین پرتفوی با ریسک غیرسیستماتیک بالا و پایین به‌طور معنی‌دار مثبت است. بدین‌معنی که پرتفوی‌های با ریسک غیرسیستماتیک بالا به‌طور متوسط بازدهی بالاتری نسبت به پرتفوی‌های با ریسک غیرسیستماتیک پایین دارند. لیکن رابطه یکنواختی تأیید نشد، لذا نمی‌توان ادعا کرد که با افزایش ریسک غیرسیستماتیک، بازده مورد انتظار افزایش می‌یابد. از سوی دیگر مطالعه پرتفوی‌های مرتب‌شده براساس ریسک کل نشان می‌دهد که اختلاف بین بازده پرتفوی با ریسک کل بالا و پایین به‌طور معنی‌دار مثبت است، لیکن به‌طور مشابه رابطه یکنواختی یافت نشد.

در گام بعدی پژوهش بازه زمانی پژوهش به دو دوره مساوی تقسیم و مطالعات تکرار شدند. در این مرحله از پژوهش نیز رابطه یکنواختی بین بازده و ریسک غیرسیستماتیک پرتفوی وجود نداشت.

از سوی دیگر شرکت‌های کوچک‌تر ریسک غیرسیستماتیک بیشتری نسبت به شرکت‌های بزرگ‌تر داشتند لیکن اختلاف آنها معنی‌دار نبود.

همچنین این پژوهش نتیجه‌ای خلاف نتایج آنگ و همکاران (۲۰۰۶ب) و (۲۰۰۹) مبنی بر اینکه در پرتفوی های دارای ریسک غیرسیستماتیک بالا بازدهی کمتری کسب می کند. همچنین این پژوهش نتایج جونز و رودز کرپف (۲۰۰۳)، باربریس و هوانگ (۲۰۰۱)، مالکیل و زو (۲۰۰۶)، اشپیگل و ونگ (۲۰۰۵) و فو (۲۰۰۹) مبنی بر اینکه در پرتفوی های دارای ریسک غیرسیستماتیک بالا بازدهی بیشتری کسب می‌کند را تقویت می‌کند.

فهرست منابع

* Ang, A., J. Chen, and Y. Xing, Downside risk, Review of Financial Studies, 2006
* Ang, A., R.J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, The cross-section of volatility and expected returns, Journal of Finance, 2006
* Ang, A., R.J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence, Journal of Financial Economics, 2009
* Bali, T. G. and N. Cakici, Idiosyncratic volatility and the cross-section of expected returns, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008
* Bali, T. G. and N. Cakici, X. Yan, and Z. Zhang, Does idiosyncratic volatility really matter?, Journal of Finance, 2005
* Barberis, N. and M. Huang, Mental accounting, loss aversion, and individual stock returns, Journal of Finance, 2001
* Barberis, N. and W. Xiong, Realization utility, 2010.
* Fama, E. F. and J. D. MacBeth, Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, Journal of Political Economy, 1973
* Fu, F., Idiosyncratic risk and the cross-section of expected returns, Journal of Financial Economics, 2009
* Goyal, A. and P. Santa-Clara, Idiosyncratic risk matters!, Journal of Finance, 2003

Archive of SID

www.SID.ir

* Huang, W., Q. Liu, S.G. Rhe, and L. Zhang, Return reversals, idiosyncratic risk, and expected returns, Review of Financial Studies, 2010
* Jiang, G. J., D. Xu, and T. Yao, The information content of idiosyncratic volatility, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2009
* Jones, C.M. and M. Rhodes-Kropf, The price of diversifiable risk in venture capital and private equity," Working Paper, 2003
* Lehmann, B. N., Residual risk revisited, Journal of Econometrics, 1990
* Malkiel, B. G. and Y. Xu, Idiosyncratic risk and security returns, 2006
* Spiegel, M. I. and X. Wang, Cross-sectional variation in stock returns: Liquidity and idiosyncratic risk, 2005
* Merton, R. C., Presidential address: A simple model of capital market equilibrium with incomplete information, Journal of Finance, 1987
* Newey, W. K. and K. D. West, A simple, positive semi-definite heteroscedascticity and autocorrelation consistent covariance matrix, Econometrica, 1987
* Patton, A. J. and A. Timmermann, Monotonicity in asset returns: New tests with applications to the term structure, the CAPM and portfolio sorts, Forthcoming Journal of Financial Economics, 2010
* Politis, D. N. and J. P. Romano, The stationary bootstrap, Journal of the American Statistical Association, 1994
* White, H., Asymptotic Theory for Econometricians, San Diego: Academic Press, 1999
* Markus K. Brunnermeier, Thomas M. Eisenbach and Yuliy Sannikov, Macroeconomics with Financial Frictions:A Survey, 2012

یادداشت‌ها

[1]. Realization Utility
[2]. Monthly Reversal Return
[3]. Monotonic Relation
[4]. Stationary Bootstrap
[5]. Block length
[6]. Studentized Version
[7]. Historical Simulation

Archive of SID

www.SID.ir