Archive of SID

چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۲۲ ـ تابستان ۱۳۹۷
ص‌ص ۹۶ ـ ۷۳

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با بازده فازی

لیلا وهابی*، افسانه سروش‌یار**

چکیده

در چند دهه اخیر مدل‌های مختلفی درخصوص پیش‌بینی بازده سهام ارائه شده است. دراین‌میان، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) موردتوجه بسیار قرار گرفت، اما انتقادهای بسیاری نیز به آن مطرح شد. یکی از انتقادهای واردشده بر این مدل نادیده‌گرفتن نوسان‌های درون‌دوره‌ای و طول دوره در محاسبات است. براین‌اساس، در پژوهش حاضر با به‌کارگیری رگرسیون فازی تلاش شده است تا نوسان‌های درون‌دوره‌ای در این مدل درنظر گرفته شود. همچنین به بررسی و مقایسه پایداری بتا و دقت پیش‌بینی بازده در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بااستفاده‌از مدل رگرسیون فازی (FLS)، مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته شده است. جامعه آماری عبارت است ازهمه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و نمونه پژوهش شامل ۳۱ شرکت است که در دوره ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳دارای بیشترین حجم معاملات بوده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که خطای پیش‌بینی بازده سهام در مدل فازی بیشتر از مدل حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است، اما خطای پیش‌بینی بازده سهام در دو مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی و گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاوت قابل‌ملاحظه‌ای با یکدیگر ندارند؛ بنابراین بتای کلاسیک همچنان بتای پایدارتری را نسبت به بتای فازی ارائه کرده و بدین‌ترتیب پیش‌بینی بهتری از بازده سهام ارائه می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای؛ رگرسیون فازی؛ بتا؛ بازده بازار؛ بازده سهام.

تاریخ دریافت مقاله:۱۳۹۶/۰۶/۰۶، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۳/۰۸.

* کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد نجف‌آباد.
** استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان) (نویسنده مسئول).
Email: a.soroushyar@khuisf.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

در بازار سرمایه به‌عنوان نبض اقتصاد هر کشور، سرمایه‌گذاران نهادی و یا فردی برای گرفتن تصمیم‌های اقتصادی و درنهایت سرمایه‌گذاری در یک پرتفوی[1] مناسب، نیازمند به‌کارگیری شاخصی مناسب هستند. ریسک و بازده دو مؤلفه مهمی هستند که در تصمیم‌گیری‌های مالی سرمایه‌گذاران تأثیر بسزایی دارند و مبادله این دو مؤلفه پرتفوهای گوناگون سرمایه‌گذاری را عرضه می‌کند. باتوجه‌به این دو مؤلفه، می‌توان گفت همواره به‌دست‌آوردن بالاترین بازده با حداقل ریسک، مدنظر سرمایه‌گذاران است. ازاین‌رو، محاسبه ریسک و به‌دنبال‌آن، پیش‌بینی بازده سهام برای سرمایه‌گذاران دارای اهمیت است. از دیرباز برای برآورد بازده موردانتظار، مدل‌ها و روش‌های مختلفی ارائه شده است. شارپ[2] (۱۹۶۴) و لینتنر[3] (۱۹۶۵) با ارائه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[4] (CAPM) برای اولین‌بار رویکردی کمی برای محاسبه ریسک در مباحث مالی ـ مقداری ارائه کردند [۲۹]. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بازده موردانتظار برای یک سهم را با بتای آن سهم مرتبط می‌سازد [۳۲]. باوجود ایرادهای بسیاری که متوجه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است، این مدل همچنان در کانون توجه اقتصادهای مالی است. پس از مطرح‌شدن برخی انتقادها به این مدل، بسیاری از پژوهشگران با تعدیل آن درصدد بهبود این ایرادها و مدل برآمدند.

برخی انتقادها درخصوص برآورد بتا عبارت‌اند از ثبات بتا در طول زمان [۲۰]، محدودیت‌های قرض‌گیری [۳]، اثر تغییرات ساختاری و رژیمی [۱۵]، افق زمانی سرمایه‌گذار [۲۵] و اثر فواصل بازده [۶ و ۷]. آنچه به میزان زیادی موردتوافق است، این است که بتاها تابع زمان هستند و برآوردشان به‌شدت تحت‌تأثیر فواصل متفاوت بازده و طول دوره تخمین است. اما برازش مدل بازار بااستفاده‌از بازده‌های ماهانه، تغییرات قیمت و شکست‌های ساختاری در طی ماه را نادیده می‌انگارد. همچنین در این مدل طول دوره تخمین موردتوجه قرار نمی‌گیرد [۲۹]. براین‌اساس، پژوهش حاضر بر آن است که به مطالعه تأثیر به‌کارگیری بازده‌های درون دوره‌ای بر تخمین بتا بپردازد. ازاین‌رو، ابتدا بازده‌های فازی بر مبنای قیمت‌های سهام و با درنظرگرفتن نوسان‌های روزانه آن اندازه‌گیری می‌شوند. سپس بازده‌ها برای تخمین بتا به روش حداقل مربعات فازی، مورداستفاده قرار می‌گیرند.

برای آزمون فرضیه پژوهش، مدل پژوهش به سه روش حداقل مربعات معمولی، گشتاورهای تعمیم‌یافته و حداقل مربعات فازی برازش می‌شود. درنهایت، به‌منظور مقایسه پایداری بتای فازی با بتای کلاسیک، خطای پیش‌بینی مدل رگرسیون فازی و مدل کلاسیک مقایسه می‌شود.

1. Portfolio
2. Sharpe
3. Lintner
4. Capital Asset Pricing Model

www.SID.ir

Archive of SID

به‌کارگیری رگرسیون فازی و استفاده از بازده‌های فازی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مهم‌ترین نوآوری پژوهش حاضر است. نتایج این پژوهش می‌تواند سرمایه‌گذاران را در پیش‌بینی بهتر بازده سهام شرکت‌ها و درنهایت تصمیم‌گیری صحیح‌تر اقتصادی یاری رساند. افزون‌براین، نتایج این تحقیق می‌تواند مورداستفاده تحلیل‌گران مالی نیز قرار گیرد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در پژوهش‌های مالی بسیار موردتوجه قرار گرفته است. در شکل ساده این مدل پیش‌بینی می‌شود که بازده مازاد بر بازده بدون ریسک نسبتی از صرف ریسک بازار است. این نسبت به‌عنوان ریسک سیستماتیک یا بتا شناخته می‌شود [۱۶]. معمولاً بتا بااستفاده‌از مدل بازار استاندارد که به روش حداقل مربعات معمولی به‌دست می‌آید، محاسبه می‌شود [۲۹]. در این مدل رابطه بازده سهام و بازده بازار کاملاً خطی و شیب خط (بتا) کاملاً ثابت در نظر گرفته می‌شود [۸]. در طول چند دهه اخیر، برآورد بتا به‌طور گسترده در بسیاری از پژوهش‌ها موردبحث بوده است؛ مانند بسیاری از مدل‌های علمی مهم، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که تابع نقدهای اساسی است. یکی از اولین انتقادها به این مدل، ناپایداری بتا در طول زمان است [۲۹]. بعضی از پژوهشگران مانند بلوم[1] (۱۹۷۵-۱۹۷۱) و فرسون و هاروی[2] (۱۹۹۱) دریافتند که بتاهای تخمین‌زده‌شده از نظر آماری تغییرات زمانی چشمگیری دارند، به‌همین‌دلیل، جایگزینی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ثابت با چند شکل مختلف از بتای تابع زمان و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شرطی را پیشنهاد کردند. درصورتی‌که پویایی بتا با موفقیت به اثبات برسد، این شیوه نتایج بهتری نسبت به بتای ثابت به دست می‌دهد؛ اما چنانچه توسط گایسلز[3] (۱۹۹۸) نیز نشان داده شد، اگر پویایی بتا به‌درستی موردتوجه قرار نگیرد، خطاهای قیمت‌گذاری بالقوه با فرض بتای ثابت بیشتر است.

مسئله دیگر درخصوص تخمین بتا، تأثیر فواصل زمانی بازده بر تخمین بتاست. مطالعات پیرامون اثر فواصل بازده بر برآورد بتا بر اهمیت بحث مقیاس زمان تأکید می‌کنند. بریلسفورد و جوزف[4] (۱۹۹۷) بیان کردند که استفاده از فواصل مختلف محاسبه بازده در برآورد بتا در یک دوره مشخص منجر به محاسبه بتاهای متفاوت می‌شود. درحالی‌که، فاما[5] (۱۹۹۰) نشان داد که با طولانی‌شدن افق زمانی، قدرت متغیرهای اقتصادی در تبیین قیمت سهام افزایش می‌یابد.

1. Blume
2. Ferson and Harvey
3. Ghysels
4. Brailsford and Josev
5. Fama

www.SID.ir

Archive of SID

لوهاری و لوی[1] (۱۹۷۷) دریافتند که اگر تحلیل‌گران در محاسبه بتا از افق زمانی کوتاه‌تری نسبت به فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار استفاده نمایند، بتای برآوردشده دارای سوگیری خواهد بود. همچنین هاندا و همکاران[2] (۱۹۹۳) به آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداختند و دریافتند به هنگام استفاده از بازده‌های ماهانه این مدل رد می‌شود، اما بااستفاده‌از بازده‌های سالانه این مدل تأیید می‌شود. کوهن و همکاران[3] (۱۹۸۶) شواهدی ارائه کردند که برآورد بتا نسبت به فواصل بازده حساس است. به‌همین‌دلیل، انتخاب افق زمانی مربوط در فرآیند تصمیم‌گیری به‌منظور اجتناب از سوگیری در برآورد بتا ضروری است. جنسی و همکاران[4] (۲۰۰۵) تحلیل موجک را به‌عنوان یک راه‌حل برای این مسئله پیشنهاد کردند. آن‌ها قبل از بررسی رفتار بتا در افق‌های زمانی مختلف، سری‌های زمانی با فراوانی بالا برحسب مقیاس‌های زمانی مختلف را تفکیک کردند. همچنین بتای برآورد شده ۳۰ سهم به روش حداقل مربعات معمولی[5] (OLS)، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[6] (GMM) و حداقل مربعات فازی که در پژوهش موسی و همکاران (۲۰۱۳) به دست آمد، اگرچه نزدیک به یکدیگر بود، اما نوسانات کمتر بتای برآورده شده از روش حداقل مربعات فازی در مقایسه با سایر روش‌ها را نشان می‌دهد.

قیمت‌های پایانی دارایی‌های مالی معمولاً به‌دلیل ناکارایی فرایند تجاری دارای اختلالاتی است. به اعتقاد آیت‌سهالیا و همکاران (۲۰۱۱) این ناکارایی‌ها به سه بخش تقسیم می‌شود: نخست، شکاف ذاتی فرایند تجاری شامل تفاوت حد بالا و پایین پیشنهاد خریدوفروش، رخدادن تجارت در بازارها و شبکه‌های مختلف و غیره است؛ دوم، مربوط به اثرات اطلاعاتی همچون تفاوت در اندازه معامله یا محتوای اطلاعاتی تغییرات قیمتی است؛ سومین بخش شامل خطاهای ثبت و اندازه‌گیری داده‌ها است. بنابراین بازده‌ها بر مبنای قیمت‌های سهام در پایان هر روز متغیرهایی هستند که با خطاهایی اندازه‌گیری می‌شوند. به دنبال آن کاربرد بازده‌ها بر پایه قیمت سهام پایان هر روز معمولاً منجر به ناسازگاری‌هایی در تخمین‌زننده‌های حداقل مربعات معمولی در خط بازار یا مدل‌های چندعاملی می‌شود [۲۹].

در این راستا، کرگ[7] (۱۹۹۴) بیان کرد که ضریب شیب به سمت صفر تمایل دارد و نتیجه‌گیری کرد در شرایطی که میانگین متغیر توضیحی مثبت باشد، خطای اندازه‌گیری باعث نوعی سوگیری در علامت عرض از مبدأ می‌شود. در این پژوهش شیوه جدیدی برای برآورد ریسک سیستماتیک به کار می‌رود که در آن تأثیر فواصل بازده و طول دوره در برآورد بتا لحاظ

1. Levhari and Levy
2. Handa et al.
3. Cohen et al.
4. Gencay et al.
5. Ordinary Least Square
6. Generalized Method of Moments
7. Cragg

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شود. بدین‌منظور، بازده سهام و بازده بازار به‌صورت متغیر تصادفی فازی در مدل بازار وارد می‌شود. انگیزه اصلی به‌کارگیری این رویکرد از دو هدف سرچشمه می‌گیرد: نخست، فواصل بازده مربوط در فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار مورداستفاده قرار گیرد و تعداد بیشتری داده در این فواصل در نظر گرفته شود. چراکه ازدست‌دادن داده‌ها در طول زمان باعث ایجاد گسستگی می‌شود؛ دوم، روش برآورد دیگری که به صورت بهتری بتواند اثر طول دوره برآورد را لحاظ کند، معرفی شود [۲۱]. فرض اساسی در این رویکرد، ارائه بازده دارایی‌های مالی بااستفاده‌از متغیر تصادفی فازی به‌منظور دستیابی به اطلاعات مربوط درخصوص توزیع احتمال بازده‌های درون‌دوره‌ای است. ارائه فازی بازده داده‌های مالی را می‌توان در مبانی نظری مورداستفاده به‌وسیله بسیاری از پژوهشگران مانند تاناکا و گیو[1] (۱۹۹۹)، اسمیمو و همکاران[2] (۲۰۰۸) و سادفوکامدم و همکاران[3] (۲۰۱۲) مشاهده کرد.

بر این اساس، در پژوهش حاضر روش فازی برای محاسبه بازده به کارگرفته شده و سپس خط بازار فازی به‌عنوان مدل رگرسیون خطی فازی برازش می‌شود. به نظر می‌رسد این مجموعه از بازده‌های فازی اثر نوسان‌های درون‌دوره‌ای و فواصل محاسبه بازده را درنظر گرفته‌اند، همچنین بتاهای برآورد شده حساسیت کمتری به‌اندازه نمونه دارند. برخی پژوهش‌های انجام‌شده در رابطه با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بتا در ادامه ارائه می‌شود.

مازولا و گراس[4] (۲۰۱۵) در پژوهشی به مقایسه عملکرد پرتفوی بهینه در بازار اوراق بهادار استرالیا با ایجاد دو پرتفوی نظری پرداختند. یکی با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که از بتای تک عاملی استفاده شده است و پرتفوی دیگر که اجازه می‌دهد پرتفوهای بهینه هر هفته با بتای تعدیل‌شده متوازن شوند. سپس عملکرد دو پرتفوی نظری برای تعیین مدل برتر مقایسه شدند. نتایج نشان داد که باتوجه‌به ایجاد توازن در پرتفوها، مدل دوره‌های چندگانه مدل بهتری است [۲۷].

نواک[5] (۲۰۱۵) در پژوهشی، دو تغییر روش‌شناختی در روش آزمون بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ایجاد کرد و نشان داد که این تغییر به میزان قابل‌توجهی بر برداشت‌های مربوط به ارتباط بین بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بازده سهام اثر می‌گذارد. این در حالی است که شاخص بتای معمولی تا حد زیادی نسبت به تحقق بخشیدن بازده‌های سهام نامربوط است. وی دریافت استفاده بهینه از بتا و حذف فرضیه‌های غیرواقعی درخصوص بازده موردانتظار بازار باعث معنی‌دار شدن بتا می‌شود. همچنین، عوامل تجربی مکملی مانند

1. Tanaka and Guo
2. Smimou et al.
3. Sadefo Kamdem et al.
4. Mazzola and Gerace
5. Novak

www.SID.ir

Archive of SID

اندازه و نسبت ارزش دفتری به حقوق صاحبان سهام در اغلب اوقات قادر است ناکارایی بتا را بهبود بخشد [۳۰].

آوازنام و همکاران[1] (۲۰۱۴) بازده سهام شرکت‌های بخش دولتی هند را بااستفاده‌از چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برآورد کرده و سپس بازده به‌دست‌آمده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را با بازده سالانه شرکت‌ها مقایسه کردند. در این پژوهش، آن‌ها با فرمول‌بندی مناسب هم‌زمان با آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر اساس بازده تحقق‌یافته به آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای براساس ارزش موردانتظار سهام پرداختند و آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را بر روی بازده سهام تحقق‌یافته انجام دادند. تجزیه‌وتحلیل‌ها نشان می‌دهد که بیشتر سهام شرکت‌های موردبررسی، برای سرمایه‌گذاران بازده مناسبی نداشته است [۲].

موسی و همکاران[2] (۲۰۱۳) در پژوهشی به ارائه و آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فازی پرداختند. در این پژوهش، تأثیر اندازه نمونه و نیز به‌کارگیری فواصل زمانی متفاوت بازده بر روی تخمین بتا بررسی شد. نتایج پژوهش نشانگر این است که برآوردهای بتا با درنظرگرفتن فواصل زمانی بازده و اندازه نمونه، باثبات‌تر از برآوردهایی است که به روش حداقل مربعات معمولی انجام شده است [۲۹].

کاپورال[3] (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی پایداری ضرایب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و انجام آزمون شکست ساختاری در بخش بانکی بازار سهام آمریکا پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که دو شکست ساختاری در دوره زمانی موردبررسی وجود دارد. براین‌اساس، آنان دریافتند ریسک سیستماتیک در این بازار بی‌ثبات و پویا است [۹].

جنسی و همکاران (۲۰۰۵) بااستفاده‌از روش موجک، رویکردی چندمعیاره برای برآورد بتا ارائه کرددند. در این رویکرد سری زمانی بازده برحسب بتاهای مختلف تفکیک و سپس رفتار بتا در افق‌های زمانی متفاوت بررسی شد. نتایج نشان داد که پیش‌بینی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در چارچوب چندمعیاره در مقایسه با افق‌های زمانی کوتاه دارای ارتباط بیشتری است [۱۶].

تقیان دینانی و فرید (۱۳۹۵) بررسی رابطه بین بازده اضافی ناشی از استراتژی مومنتوم و ریسک سیستماتیک پرداختند. در دوره شش ماهه بیشترین بازدهی اضافی ناشی از به‌کارگیری استراتژی مومنتوم ایجاد شده است که در این دوره رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازدهی بسیار قوی است [۳۸].

1. Avadhanam et al.
2. Moussa et al.
3. Caporale

www.SID.ir

Archive of SID

رستمی و همکاران (۱۳۹۵) به برآورد ریسک غیرسیستماتیک پرداخته و سپس رابطه بازده با ریسک را با استفاده از مدل رگرسیون چندک و رهیافت بیزی مورد بررسی قرار داده است. نتایج پژوهش حاکی از این است که رابطه در چندک‌های پایین ناهمسو، در چندک‌های بالا همسو بوده و در میانه توزیع رابطه‌ای مشاهده نمی شود [۳۴].

رمضانپور و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی پایداری ریسک سیستماتیک در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و وجود شکست‌های ساختاری در بازارهای آمریکای لاتین، جنوب شرق آسیا، بازار سهام استانبول و بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنان به وجود ناپایداری بتا و وجود شکست‌های ساختاری پی بردند [۳۳].

اسلامی‌بیدگلی و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشی با عنوان «بررسی زمان مقیاس مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق تبدیل موجک» بااستفاده‌از داده‌های ۵۰ شرکت برتر بورس، به بررسی عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در توصیف تغییرات بازده بازار و بازده سهام با استفاده از رویکرد تبدیل موجک پرداختند. آنان دریافتند که کارایی کاربرد زمان مقیاس‌های مختلف برای شاخص‌های مختلف یکسان نیست و بازارهای مختلف در زمان مقیاس‌های متفاوت کارایی بهتری دارند [۱۲].

قنبری و همکاران (۱۳۸۸) بااستفاده‌از نمونه‌ای شامل ۱۵ سهم فعال در بورس به تخمین ریسک سیستماتیک در مقیاس‌های زمانی مختلف بااستفاده‌از آنالیز موجک برای بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده نشانگر این است که رابطه بین بتای سهام و بازده آن در مقیاس کوتاه‌مدت و میان‌مدت قوی‌تر است [۱۷].

محمدی و همکاران (۱۳۸۶) بااستفاده‌از روش‌های حداقل مربعات معمولی، بیشترین درست‌نمایی، گشتاورهای تعمیم‌یافته، کمترین قدرمطلق خطاها و رگرسیون ناپارامتری به برآورد بتا پرداختند. نتایج حاصل از به‌کارگیری روش‌های مختلف برای برآورد بتا بسیار متفاوت بود [۲۸].

تهرانی و طباطبائی (۱۳۸۶) پایداری ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مطالعه کردند. دوره زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴ است که به پنج و ده زیر دوره تقسیم شده است. آنان دریافتند که از بین ۶۳ شرکت موردبررسی، ۱۱ شرکت در دوره یک‌ساله و ۱۷ شرکت در دوره شش‌ماهه بتای بی‌ثبات دارند. همچنین در سطح صنایع نیز ۴ صنعت در دوره یک‌ساله و ۸ صنعت در دوره شش‌ماهه از بی‌ثباتی بتا برخوردارند [۴۲].

تهرانی و چیت‌سازان (۱۳۸۳)، در پژوهشی به بررسی روند ریسک سیستماتیک و ثبات بتای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از این است که فرض ثبات و پایداری بتا برای سهام انفرادی و سبد سهام را نمی‌توان رد کرد [۴۱].

www.SID.ir

Archive of SID

۳. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت، توصیفی ـ همبستگی و از نظر هدف، پژوهشی کاربردی است، زیرا به بررسی روابط متغیرها در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته و در جهت تبیین روابط و ارائه پیشنهادهایی به‌منظور بهبود تصمیم‌گیری فعالان در بورس و کارایی بازار است. افزون‌براین، می‌توان این پژوهش را از نوع پس‌رویداد و با رویکردی قیاسی ـ استقرایی به‌شمار آورد. فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر تدوین شده است:

فرضیه اصلی: پایداری بتای فازی بیش از پایداری بتای کلاسیک است.

فرضیه فرعی ۱- پایداری بتای فازی بیش از پایداری بتای مدل حداقل مربعات معمولی است.

فرضیه فرعی ۲- پایداری بتای فازی بیش از پایداری بتای مدل روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است.

جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. محدوده زمانی پژوهش از ابتدای سال ۱۳۹۱ تا پایان شهریور سال ۱۳۹۴ است. در مدت انجام پژوهش، این دوره زمانی به دو بخش تقسیم می‌شود، بدین‌ترتیب که بااستفاده‌از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۱ تا پایان سال ۱۳۹۳ به برازش مدل و محاسبه پارامترهای پژوهش پرداخته شده و بااستفاده‌از داده‌های ۶ ماهه ابتدای سال ۹۴ پایداری پارامترهای بررسی‌شده و فرضیه‌های پژوهش آزمون می‌شود. نمونه آماری شامل ۳۱ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که به‌طور پیوسته بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳ دارای بالاترین حجم مبادلات سهام بوده‌اند.در این پژوهش به‌منظور برآورد بتای بازار از مدل بازار شارپ به شرح مدل ۱ استفاده می‌شود:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \text{مدل (۱)}$$

به‌طوری‌که مدل ۱ برای هر شرکت بااستفاده‌از داده‌های ماهانه برازش شده و بتا برای هر شرکت برآورد می‌شود. برای آزمون فرضیه پژوهش مدل بازار شارپ به سه روش حداقل مربعات معمولی و گشتاورهای تعمیم‌یافته و نیز به‌صورت خط بازار فازی برازش می‌شود؛ بنابراین پس از برازش خط بازار فازی و نیز برازش خط بازار به روش حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، ضریب بتا بااستفاده‌از سه رویکرد به‌دست می‌آید. تفاوت ضریب بتا در سه مدل رگرسیون این است که ضرایب به‌دست‌آمده در مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته اعداد قطعی و با تکنیک‌های آماری است، اما ضرایب حاصل‌شده در رگرسیون فازی اعدادی تقریبی تحت منطق فازی و با رویکرد امکانی است. لازم به ذکر است که استفاده از داده‌های ۳۶ ماه (از ابتدای سال ۹۱ تا پایان سال ۹۳) مدل رگرسیون به‌صورت

www.SID.ir

Archive of SID

سری زمانی برازش می‌شود. سپس به‌منظور بررسی و مقایسه پایداری ضریب بتا در سه مدل، ضرایب به‌دست‌آمده در مدل بازار جای‌گذاری شده و بااستفاده‌از داده‌های ۶ ماهه اول سال ۹۴ بازده سهام پیش‌بینی محاسبه می‌شود. درنهایت، بازده سهام پیش‌بینی با بازده واقعی سهام مقایسه شده و قدرمطلق درصد خطای پیش‌بینی برای هر شرکت بااستفاده‌از رابطه ۱ مقایسه می‌شود. همچنین برای مقایسه نهایی، میانگین خطاهای محاسبه‌شده در دوره ۶ ماهه یادشده برای هر شرکت و نیز در کل نمونه محاسبه و در مدل رگرسیون فازی، حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته مقایسه می‌شود.

$$AE = \left|(R_i - predicted \quad R_i) / R_i\right| \qquad \text{رابطه (۱)}$$

متغیرهای پژوهش. باتوجه‌به این‌که در پژوهش حاضر، مدل پژوهش یک‌بار به‌صورت رگرسیون فازی و دو بار دیگر بااستفاده‌از اعداد قطعی برازش می‌شود، بنابراین متغیرهای پژوهش به‌تفکیک ارقام قطعی و فازی به شرح زیر هستند.

متغیرهای قطعی در مدل‌های حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته:

۱. متغیر مستقل: بازده ماهانه پرتفوی بازار ($R_{m,t}$) که به‌صورت رابطه ۲ محاسبه می‌شود:

$$R_{m,t} = \frac{I_{t+1}}{I_t} \qquad \text{رابطه (۲)}$$

که در رابطه (۲) I_t شاخص کل بورس در ابتدای ماه و I_{t+1} شاخص بورس در پایان ماه است. ازآنجاکه هدف پژوهش، بررسی نوسان‌های درون‌دوره‌ای قیمت سهام است، ازاین‌رو در محاسبه بازده فقط قیمت سهام در نظر گرفته‌شده و از سایر اجزای بازده صرف‌نظر شده است.

۲. متغیر وابسته: بازده ماهانه سهام شرکت ($R_{i,t}$) که از رابطه ۳ به دست می‌آید:

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t+1}}{P_{i,t}} \qquad \text{رابطه (۳)}$$

در رابطه (۳) $P_{i,t}$ قیمت بازار سهام شرکت i در ابتدای ماه و $P_{i,t+1}$ قیمت بازار سهام شرکت i در پایان ماه است.

متغیرهای فازی در مدل رگرسیون فازی (FLS):

۱. متغیر مستقل: متغیر مستقل در پژوهش حاضر بازده فازی پرتفوی بازار ($\widetilde{R}_m$) است.

www.SID.ir

Archive of SID

۲. متغیر وابسته: متغیر وابسته در این پژوهش بازده‌های فازی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ($\widetilde{R}_i$) است.
در ادامه نحوه فازی‌کردن متغیرهای وابسته و مستقل ارائه می‌شود.

نحوه فازی کردن متغیرهای پژوهش. «متغیرهای تصادفی فازی[1]» توسط کواکارانک[2] (۱۹۷۸) و پوری و ریلیسکو[3] (۱۹۸۶) برای عضوهای تصادفی مجموعه مقادیر فازی تعریف شدند. از آن زمان تاکنون پژوهش‌های زیادی درزمینه تئوری احتمال جهت تجزیه‌وتحلیل ویژگی‌های این نوع جدید متغیرهای تصادفی انجام شده است [۲۹].

باوجود یک چارچوب تحلیل ریاضی کامل، به‌دلیل وجود دشواری‌هایی در زمینه مشاهده و اندازه‌گیری متغیرهای تصادفی فازی، کاربرد نتایج تئوریک مربوط به آن‌ها بسیار محدود شد. ازاین‌رو، ارائه روش‌هایی برای تبدیل مشاهدات قطعی به ارقام فازی ضروری به نظر می‌رسید. در این راستا، کوییس و شاپیرو[4] (۲۰۰۶) نشان دادند که یک داده قطعی می‌تواند با اضافه‌کردن عدد $\pm\Delta$ به هر یک از مقادیر فازی شود که دلتا در مقایسه با مقدار اصلی داده نسبتاً کوچک است. به پیروی از این شیوه، در این پژوهش بازده‌ها با اضافه‌کردن عدد $\pm\Delta$ به‌عنوان شاخص نوسان‌های درون‌دوره‌ای بازده به اعداد فازی تبدیل می‌شوند. ازاین‌رو می‌توان گفت، این نوسانات واقعی بازده سهام (که استفاده‌از سری‌های زمانی قیمت‌های گذشته محاسبه می‌شود) نه‌تنها شاخصی از میزان انحراف از بازده ماهانه است، بلکه به طول دوره‌ای که بازده در آن محاسبه می‌شود نیز بستگی دارد.

به‌منظور فازی کردن بازده‌ها، در ابتدا سری زمانی قیمت سهام به دوره‌های ماهانه تقسیم و بازده‌های ماهانه براساس قیمت‌های ابتدا و پایان ماه محاسبه می‌شود. سپس، در هر ماه بازده‌های روزانه نیز محاسبه می‌شود. سپس، توزیع بازده‌های روزانه به تفکیک هر ماه تشکیل می‌شود و میانگین و واریانس بازده‌های روزانه برای هر ماه تعیین می‌شود. بدین‌ترتیب بازده فازی برابر خواهد بود با بازده ماهانه به‌عنوان ارزش مرکزی به‌علاوه $\Delta= \sqrt{n}\hat{\sigma}_t$ به‌عنوان عنصری که بازده را فازی خواهد کرد [۲۹].

1. Fuzzy Random Variables
2. Kwakernaak
3. Puri and Ralescu
4. Koissi and Shapiro

www.SID.ir

Archive of SID

فرایند ارائه بازده در قالب عدد فازی LR را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد:
مرحله ۱: تقسیم کردن سری‌های زمانی قیمت به زیرگروه‌های $P_t = \{P_{t+i/n}, i = 0, \dots, n.\}$ با اندازه n+1 که هرکدام مربوط به یک دوره ماهانه t است و اندازه نمونه باید به‌اندازه کافی بزرگ باشد $(n + 1) \geq 2$.
مرحله ۲: محاسبه بازده ماهانه برای هر سهم براساس رابطه (۴):

$$R_t = \frac{P_{t+1}}{P_t}$$ رابطه (۴)

مرحله ۳: محاسبه بازده‌های روزانه برای هر سهم براساس رابطه (۵):

$$R_{t,i} = \frac{P_{t+(i+1)/n}}{P_{t+i/n}}, \quad i\epsilon\{0, \dots, n-1\}$$ رابطه (۵)

مرحله ۴: محاسبه واریانس بازده‌های روزانه به تفکیک هر ماه براساس رابطه (۶):

$$\hat{\sigma}_t^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n-1}\left(R_{t,i} - \hat{\mu}_t\right)^2$$ رابطه (۶)

$$\hat{\mu}_t = \frac{1}{n}\sum_{i=0}^{n-1} R_{t,i}$$ رابطه (۷)

مرحله ۵: اندازه‌گیری نوسانات درون‌دوره‌ای براساس رابطه (۸):

$$\Delta_t = \sqrt{n}\hat{\sigma}_t$$ رابطه (۸)

مرحله ۶: تشکیل تابع عضویت بازده فازی LR متقارن با مقدار اصلی R_t و پهنای Δ_t. جزء Δ در بازده فازی از طریق نوسانات واقعی بازده در دوره t محاسبه شده است؛ که این نوسانات از حاصل‌ضرب نوسانات واقعی بازده روزانه در ریشه دوم تعداد بازده‌های مشاهده‌شده در دوره یک‌ماهه به‌دست آمده است. این روش محاسبه، قانون ریشه دوم زمان نامیده می‌شود و به‌کارگیری آن نیازمند وجود این شرط است که بازده‌ها مستقل و دارای توزیع مشخص باشند. بازده فازی این امکان را فراهم می‌آورد که بازده‌های مبتنی بر قیمت پایانی را با برخی اطلاعات مربوط دیگر نسبت به توزیع احتمال آن‌ها مرتبط کرد [۲۹].

www.SID.ir

Archive of SID

خط بازار فازی (FML). پژوهش‌های بسیاری درخصوص برآورد بتا به روش حداقل مربعات معمولی انجام شده است. اما هدف این پژوهش، بررسی اثر بازده‌های فاصله‌ای بر برآورد بتا است. اثر طول دوره بااستفاده‌از فازی‌کردن بازده‌ها به کمک نوسان‌های واقعی بازده روزانه در طول دوره‌های ماهانه در برآورد بتا لحاظ می‌شود. در این پژوهش، مدل بازار تک‌عاملی که در آن بازده بازار و بازده سهام شرکت به‌صورت فازی درنظر گرفته شده‌اند، به‌عنوان مدل رگرسیون خطی فازی تعریف می‌شوند. شیب خط محاسبه‌شده در این مدل برآوردی از ریسک سیستماتیک در مدل بازار فازی است.

در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با بازده‌های فازی، فرضیه‌هایی که به‌طورمعمول در تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای وجود دارد، پذیرفته می‌شود. برای مثال، فرض انتظارات منطقی سرمایه‌گذاران، وجود بازار کامل،همچنین وجود یک دارایی بدون ریسک، n دارایی ریسکی در زمان t، برقراری امکان قرض‌دهی و قرض‌گیری همچنان در مدل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فازی نیز برقرار است. اما فرض توزیع نرمال بازده‌ها با فرض وجود بازده‌هایی که از نوع متغیرهای تصادفی فازی LR هستند، جایگزین می‌شود؛ به‌گونه‌ای که بازده تصادفی فازی LR برداری به‌صورت زیر است:

$$\widetilde{R} = \left(\widetilde{R}_1 , \dots , \widetilde{R}_n \right)$$

براین‌اساس، خط بازار فازی به‌صورت مدل (۲) تعریف می‌شود:

$$\widetilde{R}_{i,t} = \tilde{\alpha}_i \oplus \tilde{\beta}\widetilde{R}_{m,t} \oplus \tilde{\varepsilon}_i \qquad \text{مدل (۲)}$$

$\widetilde{R}_i$: بازده فازی سهام شرکت با تابع عضویت متقارن L شکل به‌صورت $\widetilde{R}_i = \langle R_i, \Delta_i \rangle_L$

$\widetilde{R}_m$: بازده فازی پرتفوی بازار با تابع عضویت متقارن L شکل به‌صورت $\widetilde{R}_m = \langle R_m, \Delta_m \rangle_L$

$\tilde{\beta}_i$: عددی فازی است و حساسیت بازده فازی هر سهم را نسبت به بازده فازی بازار نشان می‌دهد، که بیانگر ریسک سیستماتیک تحت مفروضات فازی است.

$\tilde{\alpha}_i$: متعلق به مجموعه اعداد فازی F(R)

$\tilde{\varepsilon}_i$: متغیر تصادفی فازی LR است.

خط بازار فازی (یعنی مدل ۲) بااستفاده‌از داده‌های سری زمانی و به تفکیک هر شرکت برازش می‌شود. افزون‌براین، خط بازار برای هر شرکت دوباره با استفاده از بازده‌های قطعی به روش حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (یعنی مدل ۱) نیز برازش شده و سپس پایداری بتا در دو روش مقایسه می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

به‌منظور برازش مدل رگرسیون فازی، تقسیم‌بندی‌های مختلفی باتوجه‌به به روش‌های برآورد پارامترها، دقیق و نادقیق بودن مشاهده‌های مربوط به متغیرهای مستقل و وابسته، همچنین فازی و دقیق بودن ضرایب رگرسیون وجود دارد. در این پژوهش ازآنجاکه ضرایب، متغیرهای وابسته و مستقل فازی هستند، از رهیافت تلفیق روش کم‌ترین مربعات خطا و روش امکانی به‌منظور برازش خط بازار فازی استفاده می‌شود. در این روش مجموع مربعات خطای فاصله علامت‌دار[1] یائو ـ ویو[2] و فاصله ژو[3] براساس محدودیت‌های امکانی کمینه می‌شوند. با این‌فرض‌که متغیرهای مستقل، ضرایب و متغیر وابسته به‌صورت اعداد فازی مثلثی متقارن $\tilde{x}_{ji} = (x_{ji}, t_{ji})_T$ ، $\tilde{A}_j = (a_j, s_j)_T$ و $\tilde{Y}_i = (y_i, r_i)_T$ و مدل رگرسیون به‌صورت رابطه (۹) باشد، خروجی برآورد شده به‌صورت رابطه ۱۰ خواهد بود [۳۹].

$$\tilde{Y}_i = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1\tilde{x}_{1i} + \tilde{A}_2\tilde{x}_{2i} + \ldots + \tilde{A}_k\tilde{x}_{ki}. \qquad i = 1,\ldots,n$$

رابطه (۹)

رابطه (۱۰)

$$\begin{aligned}\hat{\tilde{Y}}_i &= (a_0, s_0)_T + (a_1, s_1)_T (x_{1i}, t_{1i})_T + \ldots + (a_k, s_k)_T (x_{ki}, t_{ki})_T \\ &= (a_0 + \sum_{j=1}^{k} a_j x_{ji}, s_0 + \sum_{j=1}^{k} |a_j| t_{ji} + \sum_{j=1}^{k} s_j |x_{ji}|), \qquad i = 1,2,\ldots.n\end{aligned}$$

برای برازش مدل رگرسیونی، مسئله برنامه‌ریزی غیرخطی به صورت رابطه ۱۱ حل می‌شود:

رابطه (۱۱)

$$\min \quad SSE = \sum_{i=1}^{n}[(y_i - a_0 - \sum_{j=1}^{k} a_j x_{ji})^2 + \frac{1}{6}(r_i - s_0 - \sum_{j=1}^{k}|a_j| t_{ji} - \sum_{j=1}^{k} s_j x_{ji})^2]$$

$$s.t.$$

$$a_0 + \sum_{j=1}^{k} a_j x_{ji} + (1-H)(s_0 + \sum_{j=1}^{k} s_j x_{ji} + \sum_{j=1}^{k}|a_j| t_{ji}) \geq y_i + (1-H) r_i,$$

$$a_0 + \sum_{j=1}^{k} a_j x_{ji} - (1-H)(s_0 + \sum_{j=1}^{k} s_j x_{ji} + \sum_{j=1}^{k}|a_j| t_{ji}) \leq y_i - (1-H) r_i,$$

$$s_j \geq 0, \quad i = 1,\ldots,n, \quad j = 1,\ldots,k, \quad 0 \leq H \leq 1.$$

1. Signed Distance
2. Yao and Wu
3. Xu

www.SID.ir

Archive of SID

همچنین مجموع مربعات خطا بین متغیرهای وابسته مشاهده‌شده و برآورد شده براساس فاصله ژو به‌صورت رابطه ۱۲ محاسبه می‌شود [۳۹]:

رابطه (۱۲)

$$SSE = \sum_{i=1}^{n} d^2(\tilde{y}_i, \hat{\tilde{y}}_i)$$
$$= \sum_{i=1}^{n} d^2(\tilde{y}_i, \tilde{A}_0 \oplus (\tilde{A}_1 \otimes \tilde{x}_{i1}) \oplus \ldots \oplus (\tilde{A}_k \otimes \tilde{x}_{ik}))$$
$$= \sum_{i=1}^{n} [(y_i - a_0 - \sum_{j=1}^{k} a_j x_{ji})^2 + \frac{1}{6}(r_i - s_0 - \sum_{j=1}^{k} |a_j| t_{ji} - \sum_{j=1}^{k} s_j |x_{ji}|)^2]$$

٤. یافته‌های پژوهش

نتایج مربوط به آمار توصیفی بازده سهام شرکت‌ها و بازده بازار در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج آمار توصیفی

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار
بازده ماهانه سهام	۱/۰۰۵	۰/۹۹۴	۰/۱۴۳
بازده روزانه سهام	۱/۰۰۰۲	۱	۰/۰۲۷
بازده ماهانه بازار	۱/۰۲۲	۱/۰۱۵	۰/۰۷۶
بازده روزانه بازار	۱/۰۰۱	۱/۰۰۰۳	۰/۰۰۸

همان‌طورکه در جدول بالا ملاحظه می‌شود، میانگین بازده روزانه و ماهانه سهام بیش از یک است. ازاین‌رو، می‌توان گفت به‌طور متوسط قیمت سهام شرکت‌های نمونه روبه افزایش بوده است؛ همچنین بزرگ‌تر از یک بودن میانگین بازده روزانه و ماهانه بازار، نشان‌دهنده رشد نسبی شاخص بازار است.

نتایج برازش مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی. پیش از ارائه نتایج مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، به‌منظور اطمینان از مانایی متغیرهای پژوهش آزمون دیکی فولر و به‌منظور تشخیص وجود خودهمبستگی از آزمون دوربین ـ واتسون استفاده شده است. نتایج حاصل‌شده برای همه شرکت‌ها بیانگر مانایی و نبود خودهمبستگی است، اما به‌منظور رعایت اختصار نتایج آن ارائه نشده است.

نتایج حاصل از برازش مدل بازار به روش حداقل مربعات معمولی و بااستفاده‌از بازده‌های ماهانه در جدول ۲ ارائه شده است. نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که از مجموع ۳۱ شرکت نمونه، ضریب بتای ۲۵ شرکت در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. افزون‌براین، از کل شرکت‌های نمونه تعداد ۱۳ شرکت دارای ضریب

www.SID.ir

Archive of SID

بتای بیش از ۱ و معنی‌دار هستند، بدین‌معنا که واکنش قیمت سهام این شرکت‌ها نسبت به بازده بازار بیش‌تر است. تعداد ۱۲ شرکت نیز دارای بتای کم‌تر از ۱ و معنی‌دار هستند که نشان‌دهنده واکنش کم‌تر قیمت سهام این شرکت‌ها در مقایسه با بازده بازار است.

جدول ۲. نتایج برازش رگرسیون با بازده‌های قطعی به روش حداقل مربعات معمولی

نماد	ضریب بتا	آماره t	p-value	ضریب تعیین تعدیل‌شده
اخابر	۰/۵۹	۲/۵۷	۰/۰۱	۰/۱۳
بترانس	۰/۶۰	۱/۲۸	۰/۲۰	۰/۰۱
پارسان	۱/۰۹	۲/۶۷	۰/۰۱	۰/۱۴
ثشاهد	۰/۷۷	۲/۴۴	۰/۰۱	۰/۱۲
خاور	۰/۲۴	۱/۲۵	۰/۲۱	۰/۰۱
خبهمن	۰/۸۸	۲/۵۱	۰/۰۱	۰/۱۳
خزامیا	۱/۳۴	۳/۷۲	۰/۰۰	۰/۲۶
خساپا	۱/۰۰	۲/۶۴	۰/۰۱	۰/۱۴
خودرو	۱/۴۲	۴/۳۹	۰/۰۰	۰/۳۴
دی	۱/۰۸	۳/۶۳	۰/۰۰	۰/۲۵
ذوب	۰/۸۷	۲/۲۹	۰/۰۲	۰/۱۰
رمپنا	۰/۲۲	۱/۶۶	۰/۱۰	۰/۰۴
فاذر	۰/۸۲	۱/۵۸	۰/۱۲	۰/۰۴
فملی	۰/۸۶	۲/۵۴	۰/۰۱	۰/۱۳
فولاد	۱/۳۵	۵/۲۷	۰/۰۰	۰/۴۳
کروی	۱/۴۷	۵/۷۰	۰/۰۰	۰/۴۷
وامید	۰/۶۱	۲/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۸
وانصار	۰/۳۸	۱/۳۳	۰/۱۹	۰/۰۲
وبصادر	۰/۳۸	۱/۱۶	۰/۲۵	۰/۰۱
وبملت	۰/۶۰	۲/۲۲	۰/۰۳	۰/۱۰
وپارس	۰/۷۱	۴/۶۶	۰/۰۰	۰/۳۷
وپاسار	۰/۶۰	۲/۳۰	۰/۰۲	۰/۱۰
وپترو	۱/۵۴	۴/۰۹	۰/۰۰	۰/۳۱
وخارزم	۰/۸۸	۲/۹۹	۰/۰۰	۰/۱۸
وساپا	۱/۲۶	۳/۳۴	۰/۰۰	۰/۲۲
وسپه	۱/۳۴	۶/۳۴	۰/۰۰	۰/۵۲
وصندوق	۱/۸۴	۷/۱۶	۰/۰۰	۰/۵۸
وغدیر	۰/۹۱	۳/۲۷	۰/۰۰	۰/۲۱
وکار	۰/۷۷	۲/۷۵	۰/۰۰	۰/۱۵
ومعادن	۱/۷۵	۹/۴۳	۰/۰۰	۰/۷۱
وملت	۱/۴۵	۳/۸۷	۰/۰۰	۰/۲۸

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج برازش مدل رگرسیون به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته. نتایج حاصل از برازش مدل بازار به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به تفکیک هر شرکت در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج برازش رگرسیون با بازده‌های قطعی به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

نماد	ضریب بتا	آماره t	p-value	ضریب تعیین تعدیل‌شده
اخابر	۰/۴۸	۲/۱۶	۰/۰۳	۰/۱۵
بترانس	۱/۱۷	۰/۹۹	۰/۳۲	۰/۰۱
پارسان	۱/۰۴	۲/۳۶	۰/۰۲	۰/۲۲
ثشاهد	۰/۷۲	۱/۰۶	۰/۲۹	۰/۰۵
خاور	۰/۴۳	۰/۴۳	۰/۶۶	۰/۱۲
خبهمن	−۰/۳۹	−۰/۴۱	۰/۶۷	۰/۲۱
خزامیا	۲/۳۴	۲/۵۴	۰/۰۱	۰/۱۹
خساپا	۱/۱۷	۱/۴۸	۰/۱۴	۰/۱۹
خودرو	۲/۷۶	۱/۰۱	۰/۳۱	۰/۱۳
دی	۰/۳۵	۰/۷۱	۰/۴۷	۰/۱۶
ذوب	۰/۶۹	۰/۸۵	۰/۳۹	۰/۱۳
رمپنا	۱/۱۶	۲/۶۸	۰/۰۱	۰/۳۸
فاذر	۰/۵۷	۰/۱۲	۰/۸۹	۰/۰۶
فملی	۱/۰۴	۰/۵۹	۰/۵۵	۰/۱۷
فولاد	۰/۰۲	۰/۰۶	۰/۹۵	۰/۰۱
کروی	۰/۳۰	۰/۲۴	۰/۸۰	۰/۱۸
وامید	−۰/۷۰	−۲/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۷
وانصار	−۵/۲۳	−۱/۱۰	۰/۲۷	۰/۰۹
وبصادر	۰/۸۲	۰/۶۳	۰/۵۳	۰/۰۱
وبملت	۰/۷۴	۰/۸۸	۰/۳۸	۰/۱۳
وپارس	۰/۵۸	۲/۷۹	۰/۰۰	۰/۳۸
وپاسار	۰/۳۹	۰/۸۸	۰/۳۸	۰/۱۴
وپترو	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۹۳	۰/۰۲
وخارزم	۰/۴۵	۳/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۷
وساپا	۰/۸۰	۰/۹۷	۰/۳۳	۰/۲۱
وسپه	۰/۹۳	۴/۰۵	۰/۰۰	۰/۴۹
وصندوق	۱/۲۷	۴/۱۸	۰/۰۰	۰/۵۴
وغدیر	۰/۸۹	۱/۷۱	۰/۰۹	۰/۲۵
وکار	۰/۰۸	۰/۲۱	۰/۸۳	۰/۰۲
ومعادن	۱/۰۰	۲/۱۶	۰/۰۳	۰/۵۸
وملت	۱/۶۴	۷/۰۴	۰/۰۰	۰/۳۲

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طورکه در جدول ۳ ملاحظه می‌شود، از ۳۱ شرکت ضریب بتا برای ۱۱ شرکت معنی‌دار است و در مقایسه با نتایج روش حداقل مربعات معمولی ضعیف‌تر از این روش عمل کرده است. همچنین از بین کل شرکت‌های نمونه ضریب بتای ۱۸ شرکت کمتر از ۱، تعداد ۱۰ شرکت بیش از ۱ و برای تعداد ۳ شرکت منفی است.

نتایج برازش مدل رگرسیون فازی. یافته‌های حاصل از برازش مدل رگرسیون فازی به شرح جدول ۴ است. ازآنجاکه در این مدل ضرایب به‌صورت اعداد فازی است، ضرایب به‌دست‌آمده در مدل دارای یک عدد مرکزی و یک پهنا است که درمجموع یک دامنه را به‌دست می‌دهد و نه یک عدد کاملاً قطعی. همان‌طورکه اشاره شد، A_1 عدد مرکزی ضریب بتای فازی و S_1 پهنای آن است که درواقع همان بتای فازی را به‌دست می‌دهد. A_0 و S_0 نیز به ترتیب عدد مرکزی و پهنای عرض از مبدأ مدل است. سطح اعتبار درنظرگرفته‌شده برای مدل ۰/۵ است؛ زیرا h = ۰/۵ را می‌توان به‌عنوان سطح اعتباری معقول و متداول در نظر گرفت [۲۲].

جدول ۴. نتایج برازش رگرسیون با بازده‌ـهای فازی

نماد شرکت	S_1	S_0	A_1	A_0	سطح اعتبار در نظر گرفته‌شده (h)	ابهام کل مدل (z)	معادله رگرسیون فازی برازش شده
اخابر	۰/۱۷	۰/۳۲	۰/۸۰	۰/۱۲	۰/۵	۱/۷۲	$\widetilde{R}_i=(۰/۱۲ ،۰/۳۲)_T+(۰/۸۰ ،۰/۱۷)_T\widetilde{R}_m$
بترانس	۰/۰۰	۱/۰۳	−۰/۶۳	۱/۶۸	۰/۵	۶/۷۷	$\widetilde{R}_i=(۱/۶۸ ،۱/۰۳)_T+(−۰/۶۳ ،۰/۰۰)_T\widetilde{R}_m$
پارسان	۰/۰۰	۱/۰۱	۲	−۱/۳۲	۰/۵	۹/۲۶	$\widetilde{R}_i=(−۱/۳۲ ،۱/۰۱)_T+(۲/۰۰ ،۰/۰۰)_T\widetilde{R}_m$
تشاهد	۰/۶۹	۰/۰۰	۲/۲۰	−۱/۲۹	۰/۵	۳/۷۱	$\widetilde{R}_i=(−۱/۲۹ ،۰/۰۰)_T+(۲/۲۰ ،۰/۶۹)_T\widetilde{R}_m$
خاور	۰/۰۰	۰/۹۵	۰/۵۴	۰/۴۹	۰/۵	۶/۰۹	$\widetilde{R}_i=(۰/۴۹ ،۰/۹۵)_T+(۰/۵۴ ،۰/۰۰)_T\widetilde{R}_m$
خبهمن	۰/۱۴	۰/۵۸	۰/۸۰	۰/۲۲	۰/۵	۳/۲۸	$\widetilde{R}_i=(۰/۲۲ ،۰/۵۸)_T+(۰/۸۰ ،۰/۱۴)_T\widetilde{R}_m$
خزامیا	۰/۵۴	۰/۰۰	۱/۷۶	−/۷۷	۰/۵	۲/۱۹	$\widetilde{R}_i=(−۰/۷۷ ،۰/۰۰)_T+(۱/۷۶ ،۰/۵۴)_T\widetilde{R}_m$
خساپا	۰/۰۰	۱/۲۳	۰/۷۵	/۲۱	۰/۵	۸/۲۶	$\widetilde{R}_i=(۰/۲۱ ،۰/۷۵)_T+(۱/۲۳ ،۰/۰۰)_T\widetilde{R}_m$
خودرو	۰/۵۴	۰/۰۰	۲/۳۴	−۱/۳۸	۰/۵	۲/۳۳	$\widetilde{R}_i=(−۱/۳۸ ،۰/۰۰)_T+(۲/۳۲ ،۰/۵۴)_T\widetilde{R}_m$
دی	۰/۵۳	۰/۰۰	۲/۳۲	−۱/۳۰	۰/۵	۲/۵۰	$\widetilde{R}_i=(−۱/۳۰ ،۰/۰۰)_T+(۲/۳۲ ،۰/۵۳)_T\widetilde{R}_m$
ذوب	۰/۲۸	۰/۴۳	۱/۷۲	−/۶۴	۰/۵	۳/۹۲	$\widetilde{R}_i=(−۰/۶۴ ،۰/۴۳)_T+(۱/۷۲ ،۰/۲۸)_T\widetilde{R}_m$
رمپنا	۰/۶۶	۰/۵۹	۰/۴۳	۰/۶۷	۰/۵	۲/۹۹	$\widetilde{R}_i=(۰/۶۷ ،۰/۵۹)_T+(۰/۴۳ ،۰/۶۶)_T\widetilde{R}_m$
فاذر	۱/۳۱	۰/۰۰	−۰/۶۹	۱/۴۹	۰/۵	۱۲/۷۹	$\widetilde{R}_i=(−۱/۴۹ ،۰/۰۰)_T+(−۰/۶۹ ،۱/۳۱)_T\widetilde{R}_m$
فملی	۰/۷۸	۰/۰۰	−۱/۱۱	۲/۰۹	۰/۵	۴/۶۶	$\widetilde{R}_i=(۲/۰۹ ،۰/۰۰)_T+(−۱/۱۱ ،۰/۷۸)_T\widetilde{R}_m$

www.SID.ir

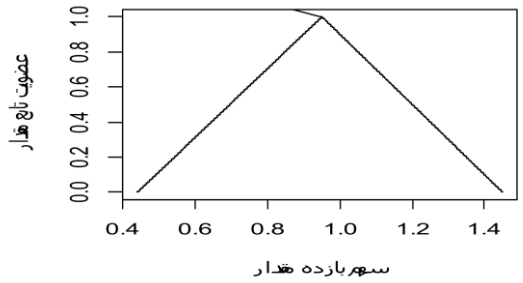
Archive of SID

فولاد	۰/۶۴	۰/۰۰	۱/۳۶	-/۴۹	۰/۵	۳/۰۴	$\tilde{R}_i$= (-۰/۴۹ ،۰/۰۰)$_T$ +(۱/۳۶ ،۰/۶۴)$_T\tilde{R}_m$
کروی	۰/۰۰	۰/۴۰	۲/۳۳	-۱/۳۹	۰/۵	۱/۳۰	$\tilde{R}_i$= (-۱/۳۹ ،۰/۴۰)$_T$ +(۲/۳۳ ،۰/۰۰)$_T\tilde{R}_m$
وامید	۰/۸۸	۰/۰۰	-۰/۵۲	۱/۳۹	۰/۵	۵/۵۹	$\tilde{R}_i$= (۱/۳۹ ،۰/۰۰)$_T$ +(-۰/۵۲ ،۰/۸۸)$_T\tilde{R}_m$
وانصار	۰/۰۰	۰/۶۲	-۰/۰۲	۱/۰۸	۰/۵	۲/۳۲	$\tilde{R}_i$= (۱/۰۸ ،۰/۶۲)$_T$ +(-۰/۰۲ ،۰/۰۰)$_T\tilde{R}_m$
وبصادر	۱/۰۴	۰/۰۰	-۰/۵۰	۱/۳۴	۰/۵	۷/۸۹	$\tilde{R}_i$= (۱/۳۴ ،۰/۰۰)$_T$ +(-۰/۵۰ ،۱/۰۴)$_T\tilde{R}_m$
وبملت	۰/۶۸	۰/۰۰	-۰/۶۸	۱/۶۵	۰/۵	۳/۱۹	$\tilde{R}_i$= (۱/۶۵ ،۰/۰۰)$_T$ +(-۰/۶۸ ،۰/۶۸)$_T\tilde{R}_m$
وپارس	۰/۳۷	۰/۰۰	۰/۶۵	۰/۳۷	۰/۵	۰/۸۹	$\tilde{R}_i$= (۰/۳۷ ،۰/۰۰)$_T$ +(۰/۶۵ ،۰/۳۷)$_T\tilde{R}_m$
وپاسار	۰/۰۰	۰/۶۴	۱/۹۰	-۱/۰۵	۰/۵	۳/۴۷	$\tilde{R}_i$= (-۱/۰۵ ،۰/۶۴)$_T$ +(۱/۹۰ ،۰/۰۰)$_T\tilde{R}_m$
وپترو	۰/۵۵	۰/۰۰	۰/۹۸	۰/۸۰	۰/۵	۲/۳۳	$\tilde{R}_i$= (۰/۸۰ ،۰/۰۰)$_T$ +(۰/۹۸ ،۰/۵۵)$_T\tilde{R}_m$
وخارزم	۰/۵۹	۰/۰۰	۲/۱۸	-۱/۳۳	۰/۵	۸/۲۱	$\tilde{R}_i$= (-۱/۳۳ ،۰/۰۰)$_T$ +(۲/۱۸ ،۰/۵۹)$_T\tilde{R}_m$
وساپا	۰/۹۲	۰/۰۰	۳/۴۸	-۲/۵۷	۰/۵	۶/۷۸	$\tilde{R}_i$= (-۲/۵۷ ،۰/۰۰)$_T$ +(۳/۴۸ ،۰/۹۲)$_T\tilde{R}_m$
وسپه	۰/۰۰	۰/۳۹	۱/۷۲	-۰/۷۹	۰/۵	۱/۰۷	$\tilde{R}_i$= (-۰/۷۹ ،۰/۳۹)$_T$ +(۱/۷۲ ،۰/۰۰)$_T\tilde{R}_m$
وصندوق	۰/۰۰	۰/۷۳	۳/۷۲	-۲/۹۱	۰/۵	۴/۹۰	$\tilde{R}_i$= (-۲/۹۱ ،۰/۷۳)$_T$ +(۳/۷۲ ،۰/۰۰)$_T\tilde{R}_m$
وغدیر	۰/۸۶	۰/۰۰	۰/۷۸	-۰/۲۳	۰/۵	۶/۱۱	$\tilde{R}_i$= (-۰/۲۳ ،۰/۰۰)$_T$ +(۰/۷۸ ،۰/۸۶)$_T\tilde{R}_m$
وکار	۰/۰۰	۰/۸۰	۲/۸۶	-۲/۰۳	۰/۵	۵/۶۰	$\tilde{R}_i$= (-۲/۰۳ ،۰/۸۰)$_T$ +(۲/۸۶ ،۰/۰۰)$_T\tilde{R}_m$
ومعادن	۰/۰۰	۰/۵۲	۱/۴۲	-۰/۴۲	۰/۵	۱/۶۱	$\tilde{R}_i$= (-۰/۴۲ ،۰/۵۲)$_T$ +(۱/۴۲ ،۰/۰۰)$_T\tilde{R}_m$
وملت	۰/۶۹	۰/۰۰	۲/۱۸	-۱/۲۱	۰/۵	۳/۵۴	$\tilde{R}_i$= (-۱/۲۱ ،۰/۰۰)$_T$ +(۲/۱۸ ،۰/۶۹)$_T\tilde{R}_m$

یافته‌های موجود در جدول ۴ حاکی از این است که از کل شرکت‌های نمونه ضریب بتای فازی برای تعداد ۸ شرکت کم‌تر از ۱، برای ۱۶ شرکت بیش از ۱ و برای ۷ شرکت منفی است. ضرایب به‌دست‌آمده اعدادی تقریبی است و همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در یک دامنه ارائه شده است. برای مثال، می‌توان گفت ضریب بتا در نماد اخابر «تقریباً» ۰/۸۰ است. به‌عبارت‌دیگر میزان تأثیر بازده بازار در بازده سهم این شرکت «تقریباً» ۰/۸۰ است. همچنین می‌توان گفت اگر مقادیر مشاهده‌شده بازده بازار تقریباً ۱/۰۱ باشد، نمره پیش‌بینی شده برای بازده سهام این شرکت تقریباً ۰/۹۵ پیش‌بینی می‌شود؛ که در آن منظور از تقریباً، عدد فازی مثلثی متقارن (۱/۴۶، ۰/۹۵، ۰/۴۴) است، بدین‌معنا که امکان ندارد مقدار بازده سهم بیشتر از ۱/۴۶ (خوشبینانه‌ترین حالت) و کم‌تر از ۰/۴۴ (بدبینانه‌ترین حالت) باشد، اما ممکن‌ترین حالت نیز همان ۰/۹۵ است. تابع عضویت این نماد به‌عنوان نمونه در شکل ۱ ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID



شکل ۱. تابع عضویت مربوط به مقدار پیش‌بینی بازده سهام نماد اخابر

نتایج مقایسه خطای پیش‌بینی پایداری بتا در سه مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و فازی. به‌منظور مقایسه پایداری ضریب بتا و توان پیش‌بینی بازده سهام در سه مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و فازی، میانگین قدرمطلق درصد خطای پیش‌بینی بازده سهام بااستفاده‌از ضرایب به‌دست‌آمده در جداول ۲، ۳ و ۴ و به کمک داده‌های ۶ ماهه اول سال ۹۴ محاسبه و در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. میانگین خطاهای مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و مدل فازی

نماد شرکت	میانگین خطاها در مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی	میانگین خطاها در مدل رگرسیون به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته	میانگین خطاهای فازی
اخابر	۰/۰۲	۰/۰۲	(۰/۰۹ ،۰/۶۰)$_T$
بترانس	۰/۲۸	۰/۲۸	(۰/۱ ،۱/۱۴)$_T$
پارسان	۰/۰۶	۰/۰۶	(۰/۳۱ ،۱/۱۵)$_T$
تشاهد	۰/۱۶	۰/۱۶	(۰/۱۱ ،۰/۸۷)$_T$
خاور	۰/۰۵	۰/۰۶	(۰/۰۲ ۶/۴۴)$_T$
خبهمن	۰/۰۳	۰/۰۴	(۰/۰۴ ،۰/۸۶)$_T$
خزامیا	۰/۰۱	۰/۰۲	(۰/۴۰ ،۰/۷۴)$_T$
خساپا	۰/۰۶	۰/۰۶	(۰/۰۴ ،۱/۵۲)$_T$
خودرو	۰/۰۷	۰/۰۷	(۰/۰۶ ،۰/۷۳)$_T$
دی	۰/۰۳	۰/۰۳	(۰/۰۸ ،۰/۷۲)$_T$
ذوب	۰/۰۱	۰/۰۱	(۰/۱ ،۰/۹۰)$_T$
رمپنا	۰/۰۶	۰/۰۶	(۰/۰۸ ،۱/۳۱)$_T$
فاذر	۰/۰۶	۰/۰۵	(۰/۱۸ ،۱/۴۵)$_T$

www.SID.ir

Archive of SID

فملی	۰/۰۹	۰/۰۹	(۰/۱۴ ،۰/۹۳)$_T$
فولاد	۰/۰۳	۰/۰۴	(۰/۰۹ ،۰/۸۱)$_T$
کروی	۰/۰۲	۰/۰۲	(۰/۱ ،۰/۵۹)$_T$
وامید	۰/۰۰۹	۰/۰۱	(۰/۱۲ ،۱/۰۰)$_T$
وانصار	۰/۰۷	۰/۱۰	(۰/۱۵ ،۰/۷۳)$_T$
وبصادر	۰/۰۶	۰/۰۶	(۰/۱۶ ،۱/۱۳)$_T$
وبملت	۰/۰۵	۰/۰۵	(۰/۰۹ ،۰/۸۰)$_T$
وپارس	۰/۲۸	۰/۲۸	(۰/۰۹ ،۰/۴۴)$_T$
وپاسار	۰/۰۷	۰/۰۷	(۰/۱ ،۰/۸۱)$_T$
وپترو	۰/۱۲	۰/۱۱	(۰/۷۷ ،۰/۶۸)$_T$
وخارزم	۰/۰۳	۰/۰۳	(۰/۱۴ ،۲/۳۸)$_T$
وساپا	۰/۰۸	۰/۰۷	(۰/۱۷ ،۱/۱۴)$_T$
وسپه	۰/۰۶	۰/۰۵	(۰/۰۴ ،۰/۵۰)$_T$
وصندوق	۰/۰۳	۰/۰۳	(۰/۲۲ ،۰/۸۵)$_T$
وغدیر	۰/۰۲	۰/۰۲	(۰/۴۳ ،۰/۹۶)$_T$
وکار	۰/۰۹	۰/۰۹	(۰/۲۱ ،۰/۹۱)$_T$
ومعادن	۰/۱۶	۰/۱۵	(۰/۱۰ ،۰/۷۵)$_T$
وملت	۰/۰۳	۰/۰۳	(۰/۱۱ ،۰/۸۴)$_T$
میانگین کل	۰/۰۷	۰/۰۷	(۰/۱۴ ،۱/۱۱)$_T$

همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، در اغلب موارد میانگین خطای پیش‌بینی در مدل رگرسیون فازی بیش از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است. افزون‌براین، میانگین خطا در کل نمونه و در مدل رگرسیون کلاسیک ۰/۰۷ و در مدل رگرسیون فازی ۰/۱۴ است. ازاین‌رو، می‌توان گفت پایداری بتای فازی و توان پیش‌بینی آن کم‌تر از مدل بازار کلاسیک است و فرضیه‌های پژوهش رد می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر یافتن راهی جهت برآورد بهتر ریسک سیستماتیک و پیش‌بینی صحیح‌تر از بازده سهام شرکت‌ها است. در این پژوهش به بررسی اثر بازده‌های فاصله‌ای بر تخمین بتا و سپس، پیش‌بینی بازده پرداخته شد. بدین‌منظور رفتار تخمین بتا در مدل شارپ به روش حداقل مربعات معمولی، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و روش حداقل مربعات فازی در شرکت‌های نمونه موردمطالعه قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش حاکی از این است که میانگین خطای پیش‌بینی بازده سهام در دو مدل حداقل مربعات معمولی و روش

www.SID.ir

Archive of SID

گشتاورهای تعمیم‌یافته تقریباً برابر و کمتر از خطای پیش‌بینی مدل فازی است. بر این اساس، می‌توان گفت بتای کلاسیک همچنان پیش‌بینی پایدارتری را برای بازده سهام شرکت‌ها و درنهایت تصمیم‌گیری‌های اقتصادی صحیح به‌وسیله سهامداران دارد. براساس نتایج پژوهش، به‌دلیل این‌که میانگین خطای بازده در مدل رگرسیون فازی نسبت به مدل کلاسیک بیشتر است، بنابراین پایداری بتای فازی و توان پیش‌بینی کنندگی کمتری نسبت به بتای کلاسیک دارد و درنتیجه فرضیه پژوهش حاضر رد می‌شود. در توجیه این نتیجه می‌توان گفت باتوجه‌به این‌که در مدل رگرسیون فازی ضرایب درحقیقت، به‌صورت تقریبی است و شامل یک دامنه هستند، ازاین‌رو، به نظر می‌رسد این موضوع یکی از عوامل بالا بودن خطای مدل فازی نسبت به مدل کلاسیک باشد. نتایج یادشده با یافته‌های پژوهش موسی و همکاران (۲۰۱۳) ناسازگار است.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

1. Aït-Sahalia, Y., Mykland, P. A. & Zhang, L. (2011). Ultra high frequency volatility estimation with dependent microstructure noise. *Journal of Econometrics*, *160*, 190-203.
2. Avadhanam, P. V., Mamidi, S. & Mishra, R. K. (2014). Empirical testing of CAPM for Central Public Sector Enterprises in India. *Journal of Institute of Public Enterprise*, *37*, 50-64.
3. Black, F., Jensen, M. & Scholes, M. (1972). Capital asset pricing model: some empirical tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*. 1-54.
4. Blume, M. E. (1971). On the assessment of risk. *The Journal of Finance*, *26 (1)*, 1-10.
5. Blume, M. E. (1975). Beta and the regression tendencies. *The Journal of Finance*, *30(1)*, 785-795.
6. Brailsford, T. J. & Josev, T. (1997). The impact of return interval on the estimation of systematic risk. *Pacific-Basin Finance Journal*, *5*, 353-372.
7. Brailsford, T. J. & Faff, R. W. (1997). Testing the conditional CAPM and the effect of intervaling: a note. *Pacific-Basin Finance Journal*, *5*, 527-537.
8. Campbell, J. Y. (2000). Asset pricing at the millennium. *Journal of Finance*, *55*, 1515-1567.
9. Caporale, T. (2012). Time varying CAPM beta and banking sector risk. *Economic Letter*, *115*, 293-295.
10. Cohen, K., Hawawini, G., Mayer, S., Schwartz, R. & Whitcomb, D. (1986). *The microstructure of securities markets*. Prentice-Hall, Sydney.
11. Cragg, J. G. (1994). Making good inferences from bad data. *Canadian Journal of Economics*, *27*, 776-800.
12. Eslami, G. R., Abdoh Tabrizi, H., Mohmad, Sh. & Shams, Sh. (2009). A Survey of the time scale of capital asset pricing model (CAPM) by wavelet Transfarm. *Journal of Accounting and Auditing Review*, *16(5)*, 35-52 (In Persian).
13. Fama, E. F. (1990). Stock returns, expected returns, and real activity. *The Journal of Finance*, *45(4)*, 1089-1108.
14. Ferson, W. E. & Harvey, C. R. (1991). The variation of economic risk premiums. *Journal of Political Economy*, *99(2)*, 385-415.
15. Garcia, R. & Ghysels, E. (1998). Structural change and asset pricing in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, *17*, 455-473.
16. Gençay, R., Selçuk, F. & Whitcher, B. (2005). Multiscale systematic risk. *Journal of International Money and Finance*, *24(1)*, 55-70.
17. Ghanbari, A., Khezri, M. & Torky Samaei, R. (2010). Systematic Risk Estimation at Different Time Scales, by Using Wavelets Analysis an Application on Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *6(4)*, 29-50 (In Persian).
18. Ghysels, E. (1998). On stable factor structures in the pricing of risk: Do time-varying betas help or hurt? *Journal of Finance*, *53(2)*, 549-573.
19. Handa, P., Kothari, S. P. & Wasley, C. (1993). Sensitivity of multivariate tests of the capital asset pricing to the return interval measurement. *Journal of Finance*, *48*, 15-43.
20. Harvey, C. R. (1989). Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing models. *Journal of Financial Economics*, *24*, 289-317.

www.SID.ir

Archive of SID

21. Kim, D. (1993). The extent of nonstationarity of beta. *Review of Quantitative Finance and Accounting, 3,* 241-254.
22. Khodaei, E. (2008). Fuzzy linear regression and its applications in social science research, *Journal of Iranian Social Studies, 3(4),* 1-14 (In Persian).
23. Koissi, M-C. & Shapiro, A.F. (2006). Fuzzy formulation of the Lee-Carter model for mortality forecasting. *Mathematics and Economics, 39,* 287-309.
24. Kwakernaak, H., (1978). Fuzzy random variables definitions and theorems. *Information Sciences, 15,* 1-29.
25. Levhari, D. & Levy, H. (1977). The capital asset pricing model and the investment horizon. *Review of Economics and Statistics, 59,* 92-104.
26. Lintner, J. (1965). The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics, 47,* 13-37.
27. Mazzola, P. & Gerace, D. (2015). A comparison between a dynamic and static approach to asset management using CAPM models on the Australian Securities Market. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal, 9(2),* 43-58.
28. Mohamadi, SH., Abbasi Nejad, H. & Mirsanei, S. R. (2007). Investigating Beta Estimation Methods in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Auditing Review, 14(1),* 3-38 (In Persian).
29. Moussa, A. M., J.S. Kamdem, A. F. Shapiro, & M. Terraza. (2013). CAPM with fuzzy returns and hypothesis testing. *Journal of Mathematics and Economics, 55,* 40-57.
30. Novak, J. (2015). Systematic risk changes, negative realized excess returns and time-Varying CAPM beta. *Czech Journal of Economics and Finance, 65(2),* 167-190.
31. Puri, M. L. & D. A. Ralescu. (1986). Fuzzy random variables. *Journal of mathematical analysis and applications, 114,* 409-422.
32. Rahnama Roodposhti, F. & Moradi, M. R. (2006). Analyzing the Arbitration Pricing Mechanism (APT) Using Factor Analysis in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal, 7(1),* 65-91 (In Persian).
33. Ramazanpoor, E., Gholizadeh, M.H. & Kalantary, A. (2018). Comparative study of the instability and dynamics of systematic risk for Tehran Stock Exchange and a selected group of emerging stock markets. *Iranian Journal of Economic Research, 18(56),* 157-186 (In Persian).
34. Rostami, M. R., Moghaddas Bayat, M. & Maghami, R. (2016). Analyzing idisyncratic risk and returns relationship based on quantile regression and Bayesian approach. *Financial Management Perspective, 16,* 135-151 (In Persian).
35. Sadefo Kamdem, J., A. Moussa, & M. Terraza. (2012). Fuzzy risk adjusted performance measures: Application to hedge funds. *Insurance: Mathematics and Economics, 51,* 702-712.
36. Sharpe, W., (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance, 19,* 425-442.
37. Smimou, K., C. R. Bector, & G. Jacoby. (2008). Portfolio selection subject to experts' judgments. *International Review of Financial Analysis. 17,* 1036-1054.
38. Taghian Dinani, Z. & Farid, D. (2016). The relationship between excess returns of momentum strategy and systematic risk in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective, 16,* 9-30.

www.SID.ir

Archive of SID

39. Taheri, S. M. & Mashinchi, M. (2008). *Introduction to fuzzy probability and statistics. Kerman*, Shahid Bahonar University of Kerman Publications (In Persian).
40. Tanaka, H. & P. Guo. (1999). Portfolio selection based on upper and lower exponential possibility distributions. *European Journal of Operational Research*, *114*, 115-126.
41. Tehrani, R. & Chitsazan, H. (2004). Investigating the Trend of Systematic Risk and Beta Stability of Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, *6(2)*, 27-37 (In Persian).
42. Tehrani, R. & Tabatabaei, J. (2008). Evaluating the stability of systematic risk in Tehran stock exchange. *Financial Research Journal*, *9(2)*, 13-23 (In Persian).

www.SID.ir