بررسیهای حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۸، زمستان ۱۳۸۸، از صفحه ۳۵ تا ۵۲

بررسی زمان مقیاس مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق تبدیل موجک

غلامرضا اسلامی بیدگلی[۱]، حسین عبده تبریزی[۲]، شاپور محمدی[۳]، شهاب‌الدین شمس[۴*]

۱. عضو هیئت علمی دانشگاه تهران، ایران
۲. دکترای مدیریت مالی، انگلیس
۳. عضو هیئت علمی دانشگاه تهران، ایران
۴. دکترای مدیریت مالی، دانشگاه تهران، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۲/۲۴، تاریخ تصویب: ۱۳۸۷/۶/۲۰)

چکیده

این مقاله به بررسی امکان توصیف بهتر هم تغییری بازده بازار و بازده سهام شرکت‌های فعال در بورس‌های ایران و هفت کشور دنیا و پرداختن به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با استفاده از رویکرد تبدیل موجک پرداخته است. در این راستا داده‌های مربوط به شاخص‌های بورس‌های اوراق بهادار تهران، سئول، هنگ کنگ، بوینس‌آیرس، مکزیکوسیتی، وین، لندن، نیویورک، نزدک، و شاخص‌های بین‌الملل نیویورک، شاخص $S\&P_{100}$ و شاخص $S\&P_{500}$ و مؤلفه‌های آن‌ها مشخص و جزییات آن‌ها توسط سطوح مختلف موجک‌های هار، دابشیز، سیملت و کوایفلتز استخراج و بتاها و معناداری بتاها محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد که بتاهای استخراج شده با استفاده از موجک نسبت به حالت به‌طور معناداری بیشتر است از طرفی کارایی کابرد توابع مختلف تبدیل موجک یکسان است. ولی سطوح بالاتر که مبین زمان مقیاس‌های طولانی‌تر هستند معنادارتر و کارآتر می‌باشند. کارایی کاربرد زمان مقیاس‌های مختلف برای شاخص‌های مختلف یکسان نیست و بازارهای مختلف در زمان مقیاس‌های متفاوت کارایی بهتری را ارایه می‌دهند.

واژه‌های کلیدی: موجک، زمان مقیاس، بتا، تحلیل چند نمایشی

* نویسنده مسئول
Email: shamsshahabeddin@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مقدمه

«مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای» شارپ (۱۹۶۴) و لینتنر (۱۹۶۵) بسیار مورد توجه پژوهشگران، دانشگاهیان و حرفه‌ای‌ها در حیطه‌های مختلف مالی و بازار سرمایه است. این مدل در شکل ساده‌ی خود بیان می‌کند که بازده اضافی یک سهم باید نسبتی از بازده اضافه بازار باشد. حاصل این نسبت ریسک سیستماتیک یا بتای دارایی شناخته می‌شود. آن‌چه در بررسی سیر تکاملی مطالعات بر روی «مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای» خودنمایی می‌کند، تغییر رویکرد پژوهشگران به مفاهیم پایه‌ای مدل و کاربردهای مختلف این مدل از یک مدل هنجاری صرف برای اندازه‌گیری عملکرد پرتفولیو و قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تا سنجش کارآیی پورتفوی بازار به‌عنوان شاخص مناسب است و آن‌چه در این بین کمتر مورد توجه قرار گرفته است، استفاده از روش‌های ریاضی پیشرفته‌تر در راستای دستیابی به نتایج با اعتبار بیشتر است. در واقع تغییر رویکردها سبب تغییر مدل‌ها شده و از مدل‌های توسعه‌یافته‌تر نظیر «آرچ» و «گارچ» و یا آزمون‌های جدید تر مانند دیکی فولر برای بررسی ریشه واحد جایگزین رگرسیون مبتنی بر معادله میانگین و آزمون‌های سادهٔ مانایی سری‌های زمانی مانند تابع خود همبستگی شده است. امّا شاید بتوان گفت روند توسعه استفاده از تکنیک‌های پیشرفته ریاضی کندتر از روند توسعه مفاهیم پایه‌ای مدل بوده است. مسئله‌ی اصلی این پژوهش، بررسی امکان توصیف بهتر هم تغییری بازده بازار و بازده سهام شرکت‌های فعال در بورس‌های ایران و هفت کشور دنیا و پرداختن به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با استفاده از رویکرد تبدیل موجک است. در واقع می‌توان بیان داشت که مسئله‌ی اصلی این پژوهش بررسی امکان تبیین معنادارتر هم‌تغییری بازده بازار و بازده سهام از طریق استخراج جزییات و مؤلفه‌های فراوانی موجود در سری‌ها در زمان مقیاس‌ها و نمایش‌های مختلف در بازار ایران و چند بازار خارجی است. در این مقاله ابتدا ادبیات تحلیل موجک به‌طور خلاصه تشریح شده سپس سوابق پژوهش‌های انجام شده در ایران و جهان ارایه می‌شود و در نهایت جامعه‌ی آماری و نمونه‌ی تشریح شده و نتایج آزمون فرضیه‌ها و نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارایه می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

۲. تحلیل موجک

«موجک» در لغت به معنی موج کوچک است. [۱۴] بسیاری از پدیدارهای آماری، ساختاری موجکی دارند. لغت «موجک» در ریاضیات برای مشخص کردن یک نوع از پایه‌های یکا متعامد[1] در فضای L_2 با خاصیت تقریب زنندگی بسیار دقیق به‌کار می‌رود. نظریه موجک در سال‌های پایانی دهه ۱۹۸۰ توسط می‌یر؛ دابشیز و مالات معرفی شده، توسعه یافت. [۲] از لحاظ ماهیت تفاوت بین موج سینوسی معمولی و یک موجک در ویژگی‌های موضعی آن‌هاست. موج سینوسی از نظر تعداد و فراوانی دوره‌ها موضعی شده است ولی از نظر زمانی موضعی نیست در حالی که موجک هم از نظر فراوانی و هم زمانی موضعی شده است. نکته‌ی قابل توجه این‌که سری‌های زمانی اقتصادی و مالی نیازی به پیروی از یک رابطه‌ی یکسان به‌عنوان تابعی از افق زمانی (مقیاس) ندارند. بنابراین یک تبدیل که فرآیند را به چند افق زمانی تجزیه کند آن را به شکلی در می‌آورد که دوره‌های تکرار، گروه‌ها و طبقات نوسان‌پذیر و ساختارهای جهش و ویژگی‌های عمومی و موضعی پویایی فرآیند متفاوت می‌شود. موجک‌ها توابع ریاضی هستندکه داده‌ها را به اجزاء فراوانی (فرکانس) تفکیک کرده و هر جزء را با نمایش متناسب با مقیاس آن جزء مطالعه می‌کنند[۲۰]. البته در اقتصاد و اقتصادسنجی تحلیل سری‌های زمانی بیشتر در دامنه‌ی زمان به‌جای دامنه‌ی فرکانس انجام می‌شود درحالی‌که در رشته‌هایی مانند برق تحلیل در دامنه‌ی فرکانس مرسوم است[۵]. موجک‌ها دارای جنسیت هستند موجک پدر اغلب با ϕ و موجک مادر با نماد ψ نمایش داده می‌شود که به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\phi_{j,k}(t) = S^{-\frac{j}{2}}\phi\left(\frac{t - S^j k}{S^j}\right)$$

$$\psi_{j,k}(t) = S^{-\frac{j}{2}}\psi\left(\frac{t - S^j k}{S^j}\right)$$

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود پارامتر مقیاس S نقش تحلیل موجک را از تحلیل فوریه متمایز می‌سازد[۱۵]. تغییر j دامنه دید را تغییر داده و می‌تواند تحلیل را از کلی به موضعی و برعکس تغییر دهد. موجک پدر، انتگرالی برابر با یک و موجک مادر انتگرال برابر صفر دارد. موجک پدر بخش هموار، روند (فرکانس پایین) سیگنال، و موجک ما در بخش‌های

1. Orthonormal Bases

Archive of SID

www.SID.ir

جزیی (فرکانس بالا) را نشان می‌دهد. توابع ψ و ϕ می‌توانند اشکال مختلف از جمله هار، کلاه مکزیکی، سیملت، کوایفلت، دابشیز، مورلت، و ... داشته باشد. تبدیل موجک یک تابع مانند f می‌تواند به‌وسیله‌ی معادله ذیل نمایش داده شود.

$$W_{\psi} f(j,k) = ۲^{\frac{-j}{۲}} \int_{-\infty}^{\infty} f(t)\psi\left(۲^{\frac{-j}{۲}} t - k\right) dt$$

حال می‌توان رابطه‌ای بین سری‌های زمانی و نمایش موجک آن برقرار نمود. هر سری مانند y(t) به‌صورت ذیل قابل نمایش است :

$$y(t) = \sum_k S_{j,k}\phi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j,k}\psi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j-1,k}\psi_{j-1,k}(t) + \cdots + \sum_k d_{1,k}\psi_{1,k}(t)$$

که در عبارت یاد شده j=۱,۲,...,J و J حداکثر مقیاس مورد نظر است.

در حقیقت در تبدیل موجک نیز به مانند تبدیل فوریه یک تابع یا سری زمانی به‌صورت مجموعه‌ای از جملات با توابع پایه موجک بیان می‌شود با این تفاوت که توابع موجک به مانند سینوس و کسینوس نبوده و دربرگیرنده‌ی پارامتر مقیاس هستند.

۳. کاربرد موجک در حوزه‌ی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

برخی از مطالعه‌ها به شکلی ویژگی زمان مقیاس در نظر گرفته اند. به‌عنوان مثال مطالعه‌ی فاما و فرنچ بتا را با بازدهی ماهانه ارزیابی کردند، درحالی‌که کوتاری، شنکن و اسلون، بتا را با استفاده ازبازدهی سالانه محاسبه نمودند. این پژوهشگران پی بردند که رابطه‌ی نرخ بازدهی و نسبت «ارزش دفتری به ارزش بازار» احتمالاً برای این چارچوب زمانی موقتی باشد و در دوره‌ی طولانی‌تر معنادار نباشد[۱۷]. مطالعه‌ها در مورد تأثیر اختلاف بازه تخمین‌های بتا اهمیت مسئله‌ی زمان مقیاس را نشان داد. یک مطالعه‌ی قدیمی که توسط لوهاری و لوی در سال ۱۹۷۷ انجام شد، نشان داد که اگر تحلیل گر افق زمانی کوتاه‌تر از افق زمانی که سرمایه‌گذاران در تصمیمات خود تلویحی در نظر می‌گیرند را مد نظر قرار دهد، بتای تخمین زده شده تورش خواهد داشت[۱۸]. فاما در سال‌های ۱۹۸۱ و ۱۹۸۰ شواهدی به‌دست آورد که اثر متغیرهای کلان در توضیح قیمت‌های سهام با افزایش طول زمان افزایش می‌یابد[۷]. هاندا و دیگران در سال ۱۹۸۹ نشان دادند که با در نظر گرفتن بازده در فواصل زمانی مختلف، بتاهای مختلف تخمین زده می‌شود. در کاری مشابه، هاندا و دیگران در سال ۱۹۹۳ توانستند با استفاده از داده‌های ماهانه «مدل قیمت‌گذاری دارایی

Archive of SID

www.SID.ir

سرمایه‌ای» رد کنند و نتوانستند بتا را در استفاده از داده‌های سالانه رد کنند[۱۳]. کاهن و دیگران در سال ۱۹۸۶ شواهدی ارایه داد که تخمین بتا به فاصله‌ی زمانی در نظر گرفته شده برای بازده متفاوت است[۱۷]. بریلز فورد و فاف در سال ۱۹۷۷ با مطالعه‌ی «مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای» در بازار استرالیا با استفاده از مدل گارچ شواهدی در تأیید مدل «مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای» را بر بازده‌های هفتگی و ماهانه و به‌ویژه هفتگی ارایه دادند. بازده روزانه در آن مطالعه‌ی حمایت‌کننده‌ی «مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای» نبود[۴]. هاواوینی در سال ۱۹۸۳ مدلی برای بیان تأثیر زمان مقیاس بازده در تخمین بتا ارایه کرد که به‌دنبال آن پژوهش‌هایی نظیر پژوهش‌های هاروی در سال ۱۹۸۹ با تأکید بر ثبات بتا در طول زمان و پس از آن بلک در سال ۱۹۹۸ با تاکید بر محدودیت قرض گرفتن، گارسیا و گیسلز در سال ۱۹۹۸ با تأکید بر تأثیر تغییرات ساختاری و تغییرات رژیم‌ها تأثیر بازار جهانی[۸] و بکارت و هاروی در سال ۱۹۹۷ با تأکید بر نوسان‌پذیری[۳] و لوهاری و لوی در سال ۱۹۹۷ با تأکید بر افق‌های زمانی سرمایه‌گذاران انجام شد. جن‌کی و دیگران در سال ۲۰۰۱ یک چارچوب کلی برای قضیه‌ی اساسی فیلتر کردن موجک در زمینه سری‌های زمانی اقتصادی مالی ارایه کردند[۹]. آن‌ها تشریح کردند که مفاهیمی نظیر نامانایی، چند نمایشی و همبستگی زدایی تقریبی از فیلترهای موجک به‌دست می‌آید. فیلتر کردن موجک یک چارچوب طبیعی ارایه می‌کند که در آن مشخصه‌های تغییرات زمانی که در اکثر سری‌های زمانی وجود دارد بررسی می‌شود و هم‌چنین مفروضات مانایی موردنیاز نیست. جن‌کی و دیگران در کار دیگری در سال ۲۰۰۱ یک روش ساده برای استخراج سیکل‌های بین روز ارایه کردند که نیاز به انتخاب پارامترهای مدل ندارد. روش-شناسی آن‌ها بر پایه یک رویکرد چند مقیاسی موجک است که فشردگی را در قالب مؤلفه‌هایی که فراوانی و بر فراوانی تجزیه می‌کند[۱۰]. آن‌ها در کار دیگری در سال ۲۰۰۱ به بررسی ویژگی‌های مقیاس‌بندی نوسان‌پذیری ارز از طریق تجزیه چندمقیاسی واریانس و کوواریانس بین سری‌های زمانی در یک پایه «مقیاس به مقیاس» پرداختند و نشان داده شد که نرخ نوسان‌پذیر ارز از قوانین مقیاس‌بندی متفاوت در افق‌های زمانی متفاوت تبعیت می‌کند[۱۱]. آنتونیو و ورلو سال شاخص سهام لندن را نوفه‌زدایی[1] کرده‌اند[۲]. مولیگان و لامباردو در سال ۲۰۰۴ تحلیل ترکیبی را در کنار سایر روش‌ها برای تحلیل میزان کارایی

1. denoising

Archive of SID

www.SID.ir

بازار سهام و دقت آن در قیمت‌گذاری به‌کار می‌بردند[۱۹]. مارک و جنسن هم در دو بررسی جداگانه در سال‌های ۱۹۹۹ و ۲۰۰۰ توان تبدیل موجک را برای تخمین مرتبه هم‌انباشتگی فرآیندهای با حافظه‌ی طولانی را بررسی کردند[۱۵][۱۶] . جن‌کی در سال ۲۰۰۵ با ارایه مقاله‌ای به تشریح مفهومی با عنوان ریسک سیستماتیک چند مقیاسی با استفاده از تبدیل موجک پرداخت. پژوهشگران نتیجه گرفتند که درجه دو بودن رابطه‌ی بتا و بازده اثر پدیده مقیاس است. و این‌که پیش‌بینی «مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای» با افق میان و بلندمدت برای سرمایه‌گذاران مفیدتر است[۱۲]. پژوهش‌های انجام شده در حوزه‌ی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در کشور ما عمدتاً در پی بررسی رابطه‌ی ریسک سیستماتیک با سابقه‌ی متغیرها نظیر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده است. مسایلی نظیر ثبات و یا حساسیت تخمین بتا به دوره‌ی زمانی انتخاب شده، از این نظر که به مسئله‌ی ثبات ضریب بتا در طول زمان و یا احتمال تغییر این ضریب در بازه‌های زمانی مختلف پرداخته‌اند تا حدودی سابقه‌ای از بخشی از اهداف این پژوهش تلقی می‌شوند. استفاده از موجک در کشور ما اغلب به حیطه‌ی مهندسی و مخابرات مربوط شده و جز مواردی بسیار محدود در یکی دو سال اخیر در حیطه‌های اقتصادی و مالی کاربرد نداشته است. یحیی مدرس صادقی (۱۳۸۰) در پژوهش خود با عنوان «تبدیل موجک و کاربردهای آن در تحلیل ارتعاشات» تبدیل موجک را ابزاری جدید برای تحلیل سیگنال‌های ناپایدار معرفی کرده است و لزوم استفاده از آن در مقایسه با تبدیل فوریه را به اثبات رسانده است. مینا امین غفاری قره شیروان (۱۳۷۸) در پژوهش خود با عنوان «کاربرد موجک‌ها در تحلیل طیفی سری‌های زمانی» ، به کاربرد موجک‌ها در تجزیه‌ی سیگنال‌های (توابع زمانی) نامانا پرداخته است. تورج نیک‌آزاد (۱۳۷۵) در پژوهش خود با عنوان «معرفی توابع موجک (موجک) و کاربرد آن در حل سیستم‌های دیفرانسیلی» به معرفی قاب‌های تعمیم‌یافته توابع موجک و تحلیل چندنمایشی پرداخته و اساس کار بر روی موجک با محمل فشرده پی‌ریزی کرده است و چگونگی ساخت چنین توابعی مورد نظر است. حسین عباسی‌نژاد و شاپور محمدی در مقاله‌ی «تحلیل سیکل‌های تجاری ایران با استفاده از نظریه موجک‌ها»، از موجک به‌منظور تجزیه تولید ناخالص داخلی ایران استفاده می‌کنیم. نتایج نشان می‌دهد که روش موجک در شرایط تغییرات هموار سری‌های زمانی تفاوت زیادی با روش هودریک ـ پرسکات ندارد و برای تشخیص سیکل‌ها در سری‌های

Archive of SID

www.SID.ir

زمانی با تغییرات ناگهانی بهتر از روش‌های دیگر عمل می‌کند.[۱] احمد احمدی (۱۳۸۵) در پژوهش خود با عنوان «پیش بینی نرخ ارز با استفاده از شبکه‌ی عصبی و تبدیل موجک»، جزییات روند نرخ ارز را با استفاده از سطوح مختلف موجک استخراج کرده و سپس از شبکه‌ی عصبی برای مدل‌سازی و پیش بینی آن‌ها استفاده نموده‌است.

۴. داده‌های آماری و آزمون فرضیه‌ها

اطلاعات مورد نیاز این پژوهش عبارت است از اطلاعات مربوط به بازده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس‌های اوراق بهادار تهران، سئول، هنگ کنگ، بوینس‌آیرس، مکزیکوسیتی، وین، لندن، نیویورک، نزدک، و شاخص‌های بین‌الملل نیویورک، شاخص $S\&P_{100}$ و شاخص $S\&P_{500}$ که از طریق اینترنت و نرم‌افزارهای موجود به‌دست آمده‌اند. بنابراین روش جمع‌آوری اطلاعات این پژوهش روش کتابخانه‌ای و مطالعه‌ی اسناد و مدارک الکترونیکی به‌شمار می‌رود. از آن‌جایی‌که جامعه‌ی آماری پژوهش شامل بازارهای بورس هفت کشور خارجی است که بر مبنای تاریخ میلادی عمل می‌کنند، قلمرو زمانی پژوهش سال‌های ۲۰۰۱ – ۲۰۰۶ میلادی تعیین شده که معادل دی ماه ۱۳۸۰ تا دی ماه ۱۳۸۵ هجری شمسی است. در مورد ایران تلاش شد تا ۵۰ شرکت فعال به‌عنوان نمونه انتخاب شوند ولی با توجه به تغییرات و جایگزینی‌هایی که در لیست ۵۰ شرکت برتر صورت گرفته بود، تلفیقی از شرکت‌های گنجانده شده در این فهرست‌ها طی دوره‌ی مورد بررسی تهیه شده است و با توجه به محدودیت‌هایی نظیر عدم توقف طولانی‌مدت معاملات در نهایت ۴۳ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. در مورد سایر شاخص‌ها، تمامی شرکت‌های موجود در مؤلفه‌های هر شاخص مد نظر قرار گرفته شده است.

عمده‌ترین مشکل در داده‌های ایران ناپیوستگی اطلاعات و وجود تورش در نتایج به دلیل وجود سقف‌ها و کف‌ها است. مشکل‌های مربوط به محاسبه‌ی بازده صحیح در مورد این داده‌ها نیز از موارد قابل بیان است.

فرضیه‌ی اول: بتاهای استخراج شده با استفاده از موجک در زمان مقیاس‌های مختلف و بدون استفاده از موجک اختلاف معناداری دارند

در تمامی موارد بتاها از طریق رگرسیون بین جزییات بازده شاخص در مقابل جزییات بازده تک تک سهام‌ها طبق مدل زیر به‌دست آمده‌اند:

Archive of SID

www.SID.ir

$$d_{R_{it}} = \alpha_i + \beta_i d_{R_{mt}} + \varepsilon_t$$

برای آزمون این فرض از آزمون تحلیل واریانس یک عاملی استفاده شده است.

F محاسبه شده	درجه آزادی	سطح معنادار	سطح خطا	نتیجه آزمون
۳۶/۱۴۱	۹۹۳	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0

سطح معنادار کوچک‌تر از سطح خطاست پس H_0 رد می‌شود. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌توان ادعا کرد که بتاهای استخراج شده با استفاده از موجک در زمان مقیاس‌های مختلف در زمان مقیاس‌های مختلف و بدون استفاده از موجک اختلاف معناداری دارند آزمون توکی طبقه‌بندی زیر را ارایه می‌دهد:

رتبه	سطح	بتا
اول	۱	۰/۸۷۱
	۲	۰/۸۶۰
	۳	۰/۸۵۷
	۴	۰/۸۲۳
	۵	۰/۸۰۵
دوم	۰	۰/۲۳۰

همان‌طورکه مشاهده می‌شود میانگین بتاهای محاسبه شده با استفاده از موجک‌ها در سطوح مختلف اختلاف معناداری نداشته و در یک طبقه قرار می‌گیرند ولی بدون استفاده از موجک این مقدار حدود ۰/۲۳ است که به‌طور معناداری با میانگین بتاهای محاسبه شده با استفاده از موجک‌ها تفاوت داشته و از آن به مراتب کوچک‌تر است.

فرضیه‌ی دوم: کارایی کابرد توابع مختلف تبدیل موجک یکسان نیست

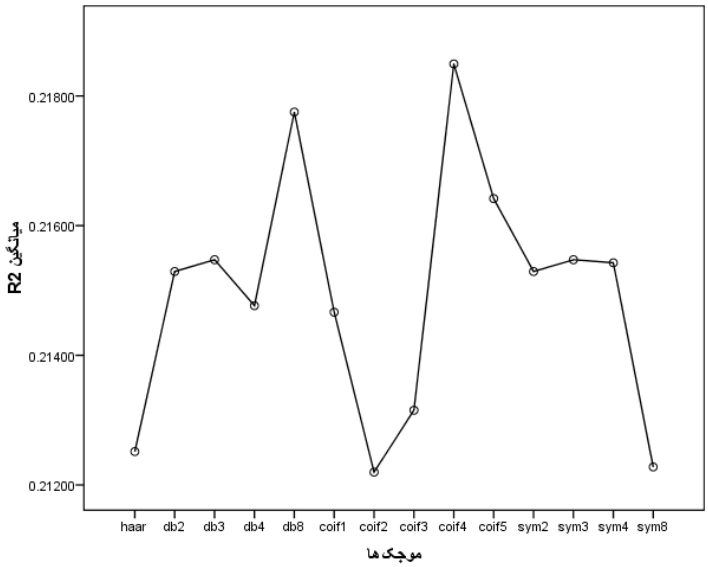
برای انجام این آزمون ابتدا با استفاده از تحلیل واریانس یک عاملی یک آزمون کلی گرفته شده تا معلوم شود که کارایی کاربرد روش‌های نوفه‌زدایی یکسان است یا خیر.

F محاسبه شده	درجه آزادی	سطح معنادار	سطح خطا	نتیجه آزمون
۰/۰۳	۹۷۹	۰/۹۹	۰/۰۵	پذیرش H_0

سطح معنادار کوچک‌تر از سطح خطاست پس H_0 رد می‌شود. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌توان ادعا کرد که کارایی کابرد توابع مختلف تبدیل موجک یکسان است. نمودار زیر نیز بیانگر این موضوع است:

Archive of SID

www.SID.ir



نمودار ۱. میانگین ضرایب تبیین در سطوح مختلف

فرضیه‌ی سوم: کارایی کابرد زمان مقیاس‌های مختلف یکسان نیست

در ادبیات سطوح مختلف موجک از مفهوم سه عنوان مبین زمان مقیاس استفاده می‌شود بدین معنی که سطح ۲ زمان مقیاسی کوتاه‌تر از سطح ۳ دارد ولی آن‌چه در سوابق پژوهش تاکنون انجام گرفته استفاده از یک موجک خاص مثلاً دابشیز بوده و کاری به‌شکل مقایسه‌ی موجک‌های مختلف به‌طور مقایسه‌ای وجود ندارد به‌این معنی که سطح ۲ در موجک دابشیز مبین زمان مقیاس ۸ روزه است حال آن‌که در کوایفلتز ۲ مبین زمان مقیاس ۱۲ روزه و بین دابشیز ۲ و دابشیز ۳ است. بنابراین برای آزمون این فرض از هر دو مفهوم به‌طور دقیق استفاده شده و ابتدا آزمون برای مقایسه‌ی سطوح و بعد برای مقایسه‌ی زمان مقیاس‌ها بر مبنای روز استفاده شده است.

فرضیه‌ی فرعی اول برای فرضیه‌ی سوم: کارایی کابرد سطوح مختلف یکسان نیست

برای آزمون این فرض ابتدا ضرایب تبیین بتاهای حاصل محاسبه شده و در هر موجک و هر سطح مقیاس برای شرکت‌های مختلف میانگین‌گیری شده و حاصل در سطوح مختلف میانگین‌گیری شد.

Archive of SID

www.SID.ir

F محاسبه شده	درجه آزادی	سطح معنادار	سطح خطا	نتیجه‌ی آزمون
۷/۹۵	۹۷۹	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0

سطح معنادار کوچک‌تر از سطح خطاست پس H_0 رد می‌شود. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵درصد می‌توان ادعا کرد که کارایی کابرد سطوح مختلف یکسان نیست. آزمون توکی طبقه‌بندی زیر را ارایه می‌دهد:

رتبه	سطح	ضریب تبیین
اول	۵	۰/۲۴۲
	۴	۰/۲۲۱
دوم	۳	۰/۲۱۵
	۱	۰/۱۹۹
	۲	۰/۱۹۷

همان‌طورکه مشاهده می‌شود سطوح بالاتر که مبین زمان مقیاس‌های طولانی‌تر هستند معنادارتر و کارآتر هستند.

فرضیه‌ی فرعی دوم برای فرضیه‌ی سوم: کارایی کابرد زمان مقیاس‌های‌مختلف یکسان نیست

همان‌طورکه گفته شد سطوح مختلف موجک‌های متفاوت مبین زمان مقیاس‌های مختلف هستند که در جدول زیر ارایه شده است:

موجک	زمان مقیاس در سطح					
	۲-۶	۸-۱۲	۱۶-۳۰	۳۲-۶۴	۷۲-۲۵۶	۲۸۸ به بالا
haar	اول و دوم	سوم	چهارم	پنجم		
db2	اول	دوم	سوم	چهارم وپنجم		
db3	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	
db4		اول	دوم	سوم و چهارم	پنجم	
db8			اول	دوم و سوم	چهارم و پنجم	
sym2	اول	دوم	سوم	چهارم وپنجم		
sym3	اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	
sym4		اول	دوم	سوم و چهارم	پنجم	
sym8	اول	دوم	اول	دوم و سوم	چهارم و پنجم	
coif1		اول و دوم	سوم	چهارم	پنجم	
coif2		اول	دوم	سوم	چهارم و پنجم	
coif3			اول	دوم	سوم و چهارم	پنجم
coif4			اول	دوم	سوم و چهارم	پنجم
coif5			اول	دوم	سوم و چهارم	پنجم

Archive of SID

www.SID.ir

برای آزمون این فرض ابتدا ضرایب تبیین بتاهای حاصل محاسبه شده و در هر موجک و هر طبقه از سطح مقیاس مطابق آن‌چه در جدول یاد شده آمده است برای شرکت‌های مختلف محاسبه شده و حاصل در زمان مقیاس‌های مختلف میانگین‌گیری شد.

F محاسبه شده	درجه آزادی	سطح معنادار	سطح خطا	نتیجه‌ی آزمون
۳/۹۷	۹۷۹	۰/۰۰۱	۰/۰۵	رد H_0

سطح معنادار کوچک‌تر از سطح خطاست پس H_0 رد می‌شود. بنابراین در سطح اطمینان **۹۵**درصد می‌توان ادعا کرد که کارایی کابرد زمان مقیاس‌های مختلف یکسان نیست.آزمون توکی طبقه‌بندی زیر را ارایه می‌دهد:

رتبه	زمان مقیاس	ضریب تبیین
اول	۲۸۸ به بالا	۰/۲۵
	۷۲-۲۵۶	۰/۲۳
دوم	۳۲-۶۴	۰/۲۲
	۱۶-۳۰	۰/۲۱
	۸-۱۲	۰/۲۰
	۲-۶	۰/۲۰

همان‌طورکه مشاهده می‌شود زمان مقیاس‌های طولانی‌تر معنادارتر و کاراتر هستند. نمودار زیر مبین است موضوع می‌باشد.

فرضیه‌ی چهارم: کارایی کاربرد زمان مقیاس‌های مختلف برای کشورهای مختلف یکسان نیست

برای آزمون این فرض ابتدا ضرایب تبیین بتاهای حاصل محاسبه شده و در هر موجک و هر طبقه از سطح مقیاس مطابق آن‌چه در فرضیه‌ی فرعی دوم از فرضیه‌ی سوم بیان شده برای شرکت‌های مختلف محاسبه شده و حاصل در زمان مقیاس‌های مختلف میانگین‌گیری و درنهایت آزمونی مشابه آزمون فرضیه‌ی سوم به تفکیک شاخص انجام شد. ساختار فرضیه در مورد هریک از شاخص‌ها به‌صورت زیر است.

Archive of SID

www.SID.ir

شاخص	F محاسبه شده	درجه آزادی	سطح معناداری	سطح خطا	نتیجه‌ی آزمون
شاخص قیمت و بازده نقدی تهران	۲۰/۳۰	۶۹	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0
شاخص کل تهران	۱۹/۷۳	۶۹	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0
شاخص بازار سئول	۱۰/۷۳	۶۹	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0
شاخص بازار هنگ کنگ	۲۵/۱۱	۶۹	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0
شاخص بازار بوینس‌آیرس	۱۸/۰۳	۶۹	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0
شاخص بازار مکزیکوسیتی	۳۲/۵۷	۶۹	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0
شاخص بازار وین	۲/۰۱	۶۹	۰/۰۹	۰/۰۵	پذیرش H_0
شاخص بازار لندن	۱۲/۴۴	۶۹	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0
شاخص داوجونز	۱/۶۵	۶۹	۰/۱۶	۰/۰۵	پذیرش H_0
شاخص نزدیک	۳/۶۳	۶۹	۰/۰۱	۰/۰۵	رد H_0
$S\&P_{100}$	۱/۰۷	۶۹	۰/۳۸	۰/۰۵	پذیرش H_0
$S\&P_{500}$	۱/۲۱	۶۹	۰/۳۲	۰/۰۵	پذیرش H_0
شاخص بازار نیویورک	۶/۸۲	۶۹	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0
شاخص بین‌الملل نیویورک	۴/۳۹	۶۹	۰/۰۰	۰/۰۵	رد H_0

همان‌طورکه مشاهده می‌شود در تمام موارد غیر از شاخص بازار وین، شاخص داوجونز، $S\&P_{100}$ و $S\&P_{500}$ در سطح معنادار کوچک‌تر از سطح خطاست پس H_0 رد می‌شود. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵درصد می‌توان ادعا کرد که کارایی کاربرد زمان مقیاس‌های مختلف برای شاخص‌های مختلف یکسان نیست و در مورد چهار شاخص بیان شده H_0 پذیرفته می‌شود، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵درصد می‌توان ادعا کرد که کارایی کاربرد زمان مقیاس‌های مختلف برای شاخص‌های مختلف یکسان است.

داده‌ها در شاخص‌های مختلف به‌صورت زیرهستند:

Archive of SID

www.SID.ir

	۲-۶	۸-۱۲	۱۶-۳۰	۳۲-۶۴	۷۲-۲۵۶	۲۸۸ به بالا
شاخص قیمت و بازده نقدی تهران	۰/۰۲۱	۰/۰۳۰	۰/۰۳۸	۰/۰۵۷	۰/۰۸۱	۰/۱۱۲
شاخص کل تهران	۰/۰۲۲	۰/۰۲۹	۰/۰۳۶	۰/۰۵۴	۰/۰۷۸	۰/۱۱۰
شاخص بازار سئول	۰/۱۲۶	۰/۱۲۷	۰/۱۳۳	۰/۱۳۸	۰/۱۷۰	۰/۱۹۵
شاخص بازار هنگ کنگ	۰/۳۲۴	۰/۳۲۱	۰/۳۱۸	۰/۳۳۶	۰/۳۸۵	۰/۴۴۱
شاخص بازار بوینس‌آیرس	۰/۱۴۷	۰/۱۵۵	۰/۱۶۴	۰/۱۹۳	۰/۲۵۳	۰/۳۶۵
شاخص بازار مکزیکوسیتی	۰/۱۹۳	۰/۲۰۳	۰/۲۰۵	۰/۲۵۰	۰/۲۷۰	۰/۳۶۹
شاخص بازار لندن	۰/۲۶۹	۰/۲۶۶	۰/۲۶۷	۰/۲۸۲	۰/۲۹۹	۰/۲۹۹
شاخص نزدک	۰/۲۵۴	۰/۲۵۲	۰/۲۵۲	۰/۲۵۷	۰/۲۵۰	۰/۲۴۴
شاخص بازار نیویورک	۰/۲۶۲	۰/۲۶۳	۰/۲۸۰	۰/۲۲۲	۰/۲۴۷	۰/۲۰۴
شاخص بین الملل نیویورک	۰/۳۰۴	۰/۳۰۷	۰/۳۱۹	۰/۳۲۶	۰/۲۹۳	۰/۳۳۶

رتبه‌ی زمان مقیاس‌های مختلف برای هر شاخص را می‌توان به‌صورت زیر ارایه نمود:

	۲-۶	۸-۱۲	۱۶-۳۰	۳۲-۶۴	۷۲-۲۵۶	۲۸۸ به بالا
شاخص قیمت و بازده نقدی تهران	دوم	دوم	دوم	اول	اول	اول
شاخص کل تهران	دوم	دوم	دوم	اول	اول	اول
شاخص بازار سئول	سوم	سوم	سوم	سوم	دوم	اول
شاخص بازار هنگ کنگ	سوم	سوم	سوم	سوم	دوم	اول
شاخص بازار بوینس‌آیرس	سوم	سوم	سوم	سوم	دوم	اول
شاخص بازار مکزیکوسیتی	سوم	سوم	سوم	دوم	دوم	اول
شاخص بازار لندن	دوم	دوم	دوم	دوم	اول	اول
شاخص نزدیک	دوم	اول	اول	اول	اول	دوم
شاخص بازار نیویورک	اول	اول	اول	دوم	اول	سوم
شاخص بین‌الملل نیویورک	اول	اول	اول	اول	دوم	اول

کاملاً واضح است که در بیشتر شاخص‌ها زمان مقیاس‌های طولانی معناداری بیشتری دارند. این امر در مورد شاخص‌های بازار نیویورک و بین‌الملل نیویورک معکوس است و در شاخص نزدیک زمان مقیاس بسیاز طولانی کارایی را مجدد کاهش می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

۵. نتیجه‌گیری

آزمون فرضیه‌ی اول این پژوهش نشان‌دهنده‌ی وجود اختلاف معنادار بین بتاهای استخراج شده با استفاده از موجک نسبت به حالت معمولی دارد. میانگین ریسک سیستماتیک در حالت عادی در شاخص‌های مورد بررسی ۰/۲۳ و با استفاده از جزییات موجک در حدود ۰/۸۰ است این امر نشان‌دهنده‌ی هم تغییری بالای موجود در لایه‌های عمیق‌تر بین شاخص بازار و بازده سهام است. این یافته وقتی‌که در کنار نتیجه‌ی فرضیه‌ی سوم مورد بررسی قرار گیرد اهمیت خود را نشان خواهد داد. در فرضیه‌ی فرعی اول فرضیه‌ی سوم نشان داد که ضرایب تبیین سطوح چهارم و پنجم بالاتر از سطوح اول، دوم و سوم است. به‌عبارت دیگر با استفاده و موجک در سطوح بالاتر، شاخصی معنادارتر برای ریسک سیستماتیک به‌دست می‌آید. آن‌چه تاکنون در ادبیات ریسک سیستماتیک و انتقادات و دفاعیات مربوط به آن صورت گرفته، اندازه‌گیری ضریب بتا و معناداری آن تنها با استفاده از رگرسیون در یک زمان مقیاس ثابت بین شاخص و بازده بوده است؛ حال آن‌که پایه‌ی اصلی پارادایم مالی مدرن و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر هم‌تغییری شاخص و بازده سهام است. این دو امر اگرچه در ظاهر واحد به‌نظر می‌رسند ولی در عمل و با وجود نتایج این دو فرضیه می‌توان بیان داشت که هم‌تغییری موجود بین دو متغیر که به ریسک سیستماتیک موسوم شده است، لزوماً نباید در رفتار مستقیم و صریح متغیرها سنجیده شود؛ زیرا این رفتارها طبق نظریه داو مشتمل بر سطوح مختلفی از رفتارهای پایدار، عمیق تا ناپایدار و سطحی می‌شوند. به‌نظر می‌رسد حتی در بررسی‌های آکادمیک، تفکیکی بین این دو مفهوم حاصل نشده و نتایج کاملاً در سطح عمومی رفتار متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. این امر به مباحث عملیاتی منتج از مباحث آکادمیک ذکر شده نیز تسری پیدا می‌کند به‌طوری‌که می‌توان مواردی نظیر انتخاب پورتفوی و یا سهام زیر یا بالای ارزش با استفاده از بتا و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و نیز صرف ریسک‌های ارزیابی شده در مقایسه با بازده‌های اضافی را مشمول همین واقعیت دانست. آن‌چه در پارادایم مالی نوین نیز مورد انتقاد قرار گرفته همین نقص است. به‌طورکلی و به‌عنوان نتیجه‌ی اولیه می‌توان اذعان داشت آن‌چه تاکنون به‌عنوان ریسک سیستماتیک شناسایی شده، به‌طور میانگین یک چهارم میزان ریسک سیستماتیک واقعی بوده و آن‌چه تا به ریسک غیرسیستماتیک نسبت داده شده؛ قابل تجزیه و گنجانده شده در رفتار متغیرهای اصلی بوده و سهم کمتری در تبیین رفتار

Archive of SID

www.SID.ir

متغیر دارند. البته آزمون دقیق‌تر این امر و کارایی استفاده از بتاهای حاصل از جزییات موجک به‌جای بتای صریح خود نیازمند پژوهش‌های جدید است ولی آن‌چه روشن است نتایج استفاده از این بتاهای معنادارتر می‌تواند رویکردی نو در نحوه‌ی پاسخ دادن به منتقدان اهمیت ریسک سیتماتیک و تأثیرات شاخص بازار معرفی نموده و قادر به ایجاد تکنیک‌های نوینی در انتخاب پورتفوی شود.

فرضیه‌ی دوم نشان‌دهنده‌ی این امر است که کارایی کابرد توابع مختلف تبدیل موجک یکسان است. در واقع این فرضیه به بحثی نظری در حیطه‌ی کاربری توابع مختلف موجک‌ها می‌پردازد که در نگاه اول به‌نظر می‌رسید در حیطه‌ی کاربری این توابع کمتر به آن توجه شده بود. عمده پژوهش‌های انجام شده در حیطه‌ی موجک‌ها تنها یکی از موجک‌ها را انتخاب کرده و تمامی تحلیل‌های پژوهش مبتنی بر آن انجام می‌گرفت. در این پژوهش به‌عنوان رویکرد مقایسه‌ای تلاش شد تا مشارکتی در توسعه‌ی مباحث نظری صورت پذیرد و نتیجه این شد که توابع مختلف موجک اصولاً تفاوت چندانی در کاربری نداشته و پژوهش‌های پیشین انجام شده که مبتنی بر موجکی خاص بوده‌اند قابلیت مقایسه داشته و اشکالی از نظر عدم کاربرد موجک‌های مختلف بر آن‌ها وارد نیست.

فرضیه‌ی سوم نشان می‌دهد که کارایی کابرد زمان مقیاس‌های مختلف و سطوح متفاوت یکسان نیست. این امر در سابقه‌ی پژوهش‌ها بتا بدون استفاده از موجک‌ها و نیز در کاربری موجک‌های مختلف در مواردی غیر از بازار سهام و ریسک سیستماتیک نیز مشاهده شده و نتایج پژوهش حاضر نیز در راستای نتایج پیشین قرار می‌گیرد. نکته‌ی مهم این‌که در این پژوهش نشان داده شد که زمان مقیاس‌های طولانی‌تر در اکثر موارد نتایجی بهتر می‌دهند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت بررسی ریسک سیستماتیک در زمان مقیاس‌های طولانی‌تر از اعتبار و پایایی بیشتری برخوردار بوده و در نظر گرفتن زمان مقیاس‌های کوتاه و به‌ویژه روزانه و ماهانه که در پژوهش‌های ایران بیشتر مد نظر قرارگرفته‌اند؛ خالی از تورش نیستند. حداقل زمان مقیاس پیشنهاد شده در این پژوهش، حداقل معادل یک فصل است. فرضیه‌ی چهارم نشان می‌دهد که در تمام موارد غیر از شاخص بازار وین، شاخص داو جونز، $S\&P_{100}$ و $S\&P_{500}$ کارایی کاربرد زمان مقیاس‌های مختلف برای شاخص‌های مختلف یکسان نیست. شاخص‌های نامبرده غیر از شاخص وین، شاخص‌های بازارها آمریکا هستند. هرچند شاخص‌های دیگر بازار آمریکا یعنی شاخص

Archive of SID

www.SID.ir

بازار نیویورک و بین‌الملل نیویورک و نزدک تفاوت زمان مقیاس‌های مختلف را در خود نشان می‌دهند؛ از طرف دیگر در شاخص‌های بازار نیویورک و بین‌الملل نیویورک امر کاملاً برعکس سایر شاخص‌هاست و زمان مقیاس‌های کوتاه‌تر نتایج بهتری می‌دهند. در هرحال حتی اگر بتوان از رفتار کاملاً متفاوت شاخص‌های بازارهای آمریکا نتایج خاصی گرفت، این امر نیازمند آزمون‌های متفاوت در پژوهش‌هایی با هدف خاص تعیین دلایل اختلاف زمان مقیاس‌هاست و این پژوهش در این مرحله تنها به اثبات تفاوت موجود در زمان مقیاس‌ها و یکسان نبودن آن‌ها پرداخته است؛ ضمن این‌که این پژوهش زمان مقیاس مناسب برای بازار ایران را حداقل ۴۵ روز کاری یافته و زمان مقیاس‌های کوتاه‌تر از آن را در سطحی پایین‌تر از کارایی طبقه‌بندی می‌کند.

۶. پیشنهادهای کاربردی و پژوهشی

به‌نظر می‌رسد بهتر است سرمایه‌گذاران در انتخاب سهام ریسک و بازده را در زمان مقیاس‌های طولانی‌تر در نظر بگیرند. به‌طور مشخص برای سرمایه گذاری در ایران زمان مقیاس بیش از ۴۵ روز کاری توصیه می‌شود. البته در نظر گرفتن زمان مقیاس برای خرید سهام باید با توجه به نیازمندی‌ها و افق زمانی مورد نظر سرمایه‌گذار انجام گیرد.

انتخاب پورتفوی بهینه در بازار ، بررسی کارایی بازار با توجه به بازده‌ها و بتاهای با زمان مقیاس‌های مختلف، بررسی دلایل تفاوت ریسک در زمان مقیاس‌های مختلف و رابطه آن با توسعه‌یافتگی بازار و ارزیابی کارایی شاخص بازار و روش‌شناسی محاسبه‌ی آن‌ها بر اساس زمان مقیاس‌های مختلف اشاره نمود.

منابع

۱. عباسی نژاد حسین، محمدی شاپور. تحلیل سیکل‌های تجاری ایران با استفاده از نظریه‌ی موجک‌ها. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی ۱۳۸۵؛ ۷۵.

2. Antoniou A., Vorlow C. E. Price Clustering and Discreteness: Is There Chaos Behind the Noise? 2005; Physica A 348.

3. Bekart G., Harvey C. R. Emerging Equity Market Volatility. Journal of Financial Economics 1997; 43: 29-78.

Archive of SID

www.SID.ir

4. Brailsford T. J., Faff R. W. Testing the Conditional CAPM and the Effect of Intervaling: a Note Pacific-Basin Finance Journal 1997; 5: 527-537.

5. Chatfield C. The Analysis of Time Series: An Introduction. Fourth Edition. Chapman & Hall; 1984.

6. Cohen K., Hawawini G., Mayer S., Schwartz R., Whitcomb D. The Microstructure of Securitites Markets. Prentice-Hall, Sydney; 1986.

7. . Fama E. F. Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. American Economic Review 1981; 71: 545-565.

8. Garcia R., Ghysels E., Structural Change and Asset Pricing in Emerging Markets. Journal of International Money and Finance 1998; 17: 455-473.

9. Gencay R., Selcuk F., Whitcher B. An Induction to Wavelets and Other Filtering Methods in Financed Economics. Academic Press, SanDigo; 2001a.

10. Gencay R., Selcuk F., Whitcher B. Scaling Properties of Foreign Exchange Volatility 2001b; Physca A 289, 249-266.

11. Gencay R., Selcuk F., Whitcher B. Differntiating Intraday Seasonalities Through Wavelet Multi Scaling 2001c; Physica A. 289, 543-556.

12. Gencay Ramazan, Selcuk Faruk, Whitcher Brandon. Multiscale Systematic Risk., Journal of Internatioanl Money and Finance 2005; 24.

13. Handa P., Kothari S. P., Wasley C., 1993. Sensitivity of Multivariate Tests of the Capital Asset Pricing to Harvey, C. R., 1989. Time-Varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models. Journal of Financial Economics; 24: 289-317.

14. Härdle W., Kerkyacharian G., Picard D., Tsybakov A. Wavelets, Approximation and Statistical Applications. Seminar Paris-Berlin; 1997.

15. Jensen M. J. Using Wavelets to Obtain a Consistent Ordinary Least Squares Estimator of the Long-memory Parameter. Journal of Forecast 1999; 18.

16. Jensen M. J. An Alternative Maximum Likelihood Estimator of Long-Memory Processes Using Compactly Supported Wavelets. Journal of Economic Dynamics & Control 2000; 24.

17. Kothari S, Shanken J, Sloan r. Another Look at the Cross-Section of Stock Returns; Journal of Finance (March) 1993.

18. Levhari D., Levy H. The Capital Asset pricing Model and the Investment Horizon. Review of Economics and Statistics 1977; 59: 92-104.

Archive of SID

www.SID.ir

19. Mulligan R.F., Lombardo G. Maritime. Businesses: Volatile Stock Prices and Market Valuation Inefficiencies. The Quarterly Review of Economics and Finance 2004; 44: 321–336.

20. Strang Gilbert. Wavelet Transforms Versus Fourier Transforms. Bulletin of The American Mathematical Society 1993; 28(2): 288-305.

Archive of SID

www.SID.ir