

محاسبه ارزش‌های در معرض ریسک با بهره‌گیری از آنالیز موجک (مطالعه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران)

دکتر حجت‌الله صادقی^۱، سمیه نظری‌زاده دهکردی^۲

چکیده

در این پژوهش از یکی از رویکردهای مدرن در مباحث اقتصادی و مالی، با عنوان آنالیز موجک به منظور بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده شد. به این ترتیب، با استفاده از بازده بازار، بتای موجکی برای بازده‌های روزانه ۲۰ سهم از بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی فروردین ماه ۱۳۸۶ تا اسفندماه ۱۳۹۰ محاسبه شده است. آنگاه، ارتباط بتای موجکی و میانگین بازدهی‌ها در مقیاس‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با استفاده از تکنیک حداقل مربعات بررسی شد و این نتیجه مهم حاصل آمد که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یک مدل چندمقیاسه است که با به کارگیری مقیاس‌های زمانی متفاوت برای بازدهی‌های سهام، برآوردهای متفاوتی از بتا را فراهم آورده است. بنابراین، بازار سهام تهران در مقیاس بلندمدت بسیار کارا عمل می‌کند. آنگاه ارزش‌های در معرض ریسک پرتفولیوی در هر یک از مقیاس‌ها محاسبه شد. براساس نتایج به دست آمده ریسک در فرکانس‌های بالا (مقیاس‌های پایین) به شدت متمرکز شده است.

واژه‌های کلیدی: آنالیز موجک، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مقیاس زمان، بورس اوراق بهادار تهران.

طبقه‌بندی موضوعی: D46, G11, G12, G14, G32

۱. عضو هیئت علمی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد sadeqi@yazd.ac.ir
۲. دانش‌آموخته مقطع کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی، گرایش مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد Somayeh.nazarizade@gmail.com

۱- مقدمه

از آنجاکه طی سال‌های اخیر گستره، عمق و حجم بازار سرمایه تهران به شدت افزایش یافته است؛ فعالیت در این بازار به صورت تصادفی، بدون داشتن مهارت‌های درک تأثیر اخبار و اطلاعات شرکت‌ها بر تصمیم‌گیری گروه‌های سرمایه‌گذار و بی‌اطلاع از نهادهای مالی و حقوقی درگیر در این بازار تنها به افزایش ریسک و مخاطرات سرمایه‌گذاران منجر خواهد شد.

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۱ را شارپ (۱۹۶۴) و لیتنر (۱۹۶۵)^۲ مطرح کرده‌اند؛ پس از آن، این مدل توجهات بسیاری را در حوزه‌های مالی و سرمایه‌گذاری و اقتصادی به خود جلب کرده است (شارپ، ۱۹۶۴، لیتنر، ۱۹۶۵، ۱۶). اولین مطالعات تجربی درباره مدل CAPM را بلیک و همکاران^۳ (۱۹۷۲) و فاما و مک‌بث^۴ (۱۹۷۳) انجام دادند. براساس نتایج به دست آمده بسیاری از پیش‌بینی‌های این مدل تأیید شدند (بلیک، ۱۹۷۲، فاما و مک‌بث، ۱۹۷۳، ۶۱۰).

آنالیز موجک^۵، شیوه‌ای مؤثر در جهت بررسی مجموعه‌ای از ویژگی‌های ناپایستای فرایندهای تصادفی است. این تکنیک با استفاده از توابع پایه‌ای سری‌های زمانی را به فضای فرکانس منتقل می‌کند، آنگاه هر سری زمانی به بردارهایی در زمان - مقیاس‌های مختلف تجزیه می‌شود. براساس این، هر سیگنال به صورت ترکیب خطی از توابع موجک نشان داده می‌شود (سیفتر و اوزن^۶، ۲۰۰۸، ۵۸۳). هر بردار از ضرایب موجک بخشی از ویژگی‌های سری زمانی را در مقیاس‌های زمانی مختلف دربر دارد. تجزیه موجک شامل مجموعه بی‌نهایت از توابع است که بر پایه آن دسترسی سریع به اطلاعات برخلاف سایر روش‌ها وجود دارد. بر پایه آنالیز فوریه^۷ آنالیز موجک قادر به تجزیه سری‌های زمانی در مقیاس‌های زمانی مختلف یا افق‌های سرمایه‌گذاری متفاوت است (این و همکاران^۸، ۲۰۰۸، ۵۸).

در این پژوهش هدف، تخمین ریسک سیستماتیک^۹ در چهارچوب مقیاس‌های زمانی متفاوت با به کارگیری ابزار جدید و نوآورانه آنالیز موجک، شفاف‌سازی ارتباط ریسک و بازده براساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تعیین نقش فاصله زمانی بازده بر محاسبات ضریب بتا و تعیین روند تغییرات بتا از طریق استخراج جزئیات و مؤلفه‌های فراوانی موجود در سری‌ها، در

-
1. Capital Asset pricing Model
 2. Sharp, Lintner
 3. Black & et al
 4. Fama, MacBeth
 5. Wavelet Analysis
 6. Cifter & Ozun.
 7. Fourier Analysis
 8. In, F., & et al.
 9. Systematic risk

زمان - مقیاس‌های مختلف، به‌منظور به‌کارگیری آن در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران است.

به‌این ترتیب، ابتدا ضمن بیان ضرورت انجام پژوهش، ادبیات تحلیل موجک به‌طور خلاصه تشریح شد، سپس سوابق پژوهش‌های انجام‌شده در ایران و جهان مرور و جامعه آماری و نمونه مورد بررسی معرفی شد و در پایان تحلیل‌های مربوطه در نرم‌افزار متلب انجام گرفت و نتایج آزمون‌ها نشان داده شد.

۲- ضرورت و اهمیت موضوع پژوهش

براساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۱ تشریح ارتباط خطی ریسک سیستماتیک و بازده مورد انتظار اوراق بهادار می‌تواند به‌منظور تعیین قیمت مناسب برای آن‌ها استفاده شود. حال آنکه توانایی این مدل به‌تنهایی در مطالعات تجربی از سوی برخی محققان رشته‌های مالی و سرمایه‌گذاری، در مواردی چند مورد تردید قرار گرفته است؛ از طرفی این مدل یکی از کاربردی‌ترین مدل‌ها در حوزه‌های مختلف تحلیل‌گری مالی و مدیریت سرمایه‌گذاری‌ها، همچنین محاسبات مرتبط با ریسک و بازده است. از این رو، به‌کارگیری این مدل لازم است مبتنی بر یک مقیاس زمانی بازده صورت گیرد.

شیوه محاسباتی فرض خطی بودن رابطه ریسک و بازده در طی زمان به‌خطا در تحلیل‌گری‌های حرفه‌ای و علمی منجر می‌شود؛ به این صورت که ثابت ضریب بتا و نیز نتیجه‌گیری صحیح از این مدل را زمانی می‌توان فرض کرد که طی زمان تغییرات درون شرکتی، از قبیل تغییر در مدیریت، تغییر در خطوط تولید، تغییر در ترکیب ورودی‌های یک شرکت (نیروی انسانی، سرمایه و ...) تغییر در شرایط اقتصادی، تغییر در سلیقه، تغییرات دولت‌ها و تغییر سیاست‌گذاری‌های آن‌ها، رقابت‌های فزاینده در صنعت مربوطه و ... در واحد تجاری حادث نشود؛ درحالی که وقوع چنین تغییراتی به‌گونه‌ای مداوم طی عمر یک شرکت معمولاً قابل انتظار است.

براساس این، در چهارچوب مقیاس‌های زمانی مختلف به‌مقایسه نتایج هر مقیاس با مقیاس دیگر پرداخته. همچنین، تعیین روند تغییرات زمانی بتا در تخمین دقیق آن و در نتیجه ارتقای تصمیم‌گیری‌های صحیح سرمایه‌گذاران اهمیت بسیار خواهد داشت.

آنالیز موجک رویکردی بهینه به‌منظور مطالعه تفاوت زمانی ریسک سیستماتیک و صرف ریسک^۲ محسوب می‌شود؛ لذا کاربردهای این ابزار جدید و نوآورانه در مباحث مالی، به‌کارگیری

1. Capital Asset Pricing Model

2. Risk premium

آن به منظور آزمون ارتباط بازده سهام و ضریب β در مقیاس‌های زمانی متفاوت و محاسبه مقادیر در معرض ریسک پرتفولیوی است.

۳- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۳-۱- آنالیز فوریه

از آنجاکه تبدیل فوریه از انتگرال‌گیری بر روی تمام محدوده زمان استفاده می‌کند، در نتیجه اطلاعات زمانی سیگنال ممکن است از بین برود و نتوان آن‌ها را استخراج کرد. بنابراین، در حاصل تبدیل فوریه اثری از زمان وجود ندارد و نمی‌توان مشخصه‌های سیگنال را در طول محور مکان تعیین کرد. تبدیل فوریه کوتاه‌مدت^۱ یک سیگنال را تبدیل گابور^۲ گویند؛ در واقع، این تبدیل یک نگاشت از سیگنال تک‌بُعدی در حوزه زمان به یک تابع دو‌بُعدی در صفحه زمان-فرکانس، است (مالات^۳، ۱۹۸۹). بنابراین، تبدیل فوریه زمان کوتاه از یک پنجره با عرض ثابت برای تحلیل سیگنال و به منظور دخالت دادن اطلاعات زمانی بهره گرفته است. به این ترتیب، داده‌ها به حوزه زمان-فرکانس منتقل می‌شوند (شیند آبهیجیت^۴، ۲۰۰۴، ۱۲).

به منظور داشتن دقت تفکیک زمانی و فرکانسی مناسب باید از پایه‌هایی با پهنای زمانی مختلف استفاده کنیم. به این ترتیب، در فرکانس‌های کم، پهنای پایه زیاد و در فرکانس‌های بالا، پهنای پایه کم مناسب است. براساس این، داشتن پنجره‌هایی با طول متغیر زمینه پیدایش تبدیل موجک شد.

۳-۲- محدودیت‌های آنالیز فوریه

در تبدیل فوریه زمان کوتاه از یک پنجره با عرض ثابت، برای تحلیل سیگنال، به منظور دخالت دادن اطلاعات زمانی استفاده و بر روی داده‌ها جابه‌جا و داده‌ها به حوزه زمان-فرکانس منتقل می‌شوند. در این نوع تبدیل با به کارگیری تبدیل فوریه گسسته^۵ بر روی بلوک‌های کوچک زمانی از یک سیگنال و با استفاده از اسپکتروگرام‌ها (داده‌های تبدیل فوریه زمان کوتاه) که با دو محدودیت عمده همراه است؛ ابتدا باید چنین عنوان کرد که اسپکتروگرام‌ها از توابع سینوسی و کسینوسی برای اندازه‌گیری سیگنال‌ها در حوزه فرکانس استفاده خواهند کرد. چنانچه داده‌های اندازه‌گیری پهنای باند وسیعی با خصوصیات گذرا داشته باشند، باید یک

1. Short time Fourier Transform (STFT)
2. Transform Gabor
3. Mallat
4. Shinde abhijeet
5. Discrete Wavelet Transform

هسته تبدیل (تابع نمایی $e^{-j\omega t}$) مشابه داده‌های اندازه‌گیری انتخاب شود که یک هسته سینوسی شباهتی به یک ضربه ندارد. بنابراین، اسپکتروگرام‌ها باید از یک محدوده فرکانسی وسیع به منظور تجزیه سیگنال استفاده کنند که این مسئله بررسی و فهم هرگونه مطلبی را در زمینه موج بسیار دشوار می‌کند. محدودیت دوم این است که خصوصیات مکان‌یابی در اسپکتروگرام‌ها نسبت به زمان و فرکانس ثابت هستند؛ به عبارتی، وضوح دقت فرکانسی در فرکانس ۱۰ هرتز همانی است که در فرکانس ۱۰۰ هرتز وجود دارد. در مواردی که داده‌ها پهنای باند وسیعی با خصوصیات گذرا داشته باشند، اغلب بهتر است که با افزایش فرکانس وضوح دقت فرکانسی کاهش و در مقابل، وضوح دقت زمانی افزایش یابد تا بتوان وقایع گذرا را بهتر مکان‌یابی کرد. محدودیت‌های نام‌برده برای روش STFT در روش موجک برطرف شده‌اند (داگلاس^۱، ۲۰۰۷).

۳-۳- آنالیز موجک

اولین اشاره به موجک‌ها در زمینه رساله آلفرد هار^۲ در سال ۱۹۰۹ بود. هار با ارائه دنباله توابع $h_0, h_1, h_2, \dots, h_m$ یک پایه متعامد یکه^۳ در فضای $L^2[0, 2\pi]$ تشکیل داد و راهی به سمت نظریه موجک‌ها گشود. توسعه و پیشرفت تئوری تبدیل موجک در اواخر دهه ۷۰ توسط مورلت آغاز شد. وی به منظور پردازش سیگنال‌های لرزه‌ای به یک تبدیل مناسب نیاز داشت که روش تبدیل فوریه زمان کوتاه پاسخ‌گوی نیاز او نبود. پس از مطالعات فراوان، وی تبدیلی معرفی کرد که امروزه تبدیل موجک نامیده می‌شود. همکاری گراسمن با مورلت^۴ (مورلت و گراسمن ۱۹۸۴) باعث بسط و توسعه بیشتر این تبدیل شد؛ تا اینکه ما^۵ ریاضیدان مشهور در زمینه آنالیز هارمونیک، پس از بررسی مطالعات این دو دانشمند فعالیت‌های خود را نیز در این زمینه آغاز کرد (مایر، ۱۹۹۳، ۳).

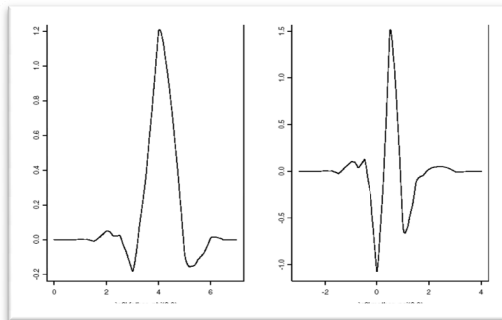
معرفی عمومی تئوری تبدیل موجک در سال ۱۹۸۸ را دابشینز^۶ انجام داد (دابشینز ۱۹۹۶) که موجب برانگیختن توجه بسیاری از مهندسان و محققان به این تئوری جذاب شد. درحقیقت، تفاوت مهم تبدیل موجک با تبدیل فوریه زمان کوتاه^۷ را می‌توان نحوه تفکیک‌پذیری زمان و فرکانس در صفحه زمان-فرکانس دانست (مالات^۸، ۱۹۸۸، ۵۵).

-
1. Douglas E.
 2. Haar
 3. Orthonormal basis
 4. Grassman & Morlet
 5. Meyer
 6. Daubechies
 7. Short time Fourier transform
 8. Mallat

تحلیل موجک یک نمای زمان-مقیاس از سیگنال ارائه خواهد داد. مقیاس کردن موجک را می‌توان به سادگی با عنوان کشیدن یا فشرده کردن سیگنال بیان کرد. کلیه مزیت‌های روش آنالیز موجک به دلیل انتخاب تابع هسته موجک مورد استفاده است. منظور از تابع هسته، موجک مادر^۱ یا موجک بنیادی است. محققان انواع گوناگونی از توابع موجک بنیادی را معرفی کرده‌اند که انتخاب هر یک از آن‌ها بسته به نوع تحلیل مورد نظر کاربرد دارد. موجک‌ها دارای جنس هستند؛ موجک‌های پدر ϕ و موجک‌های مادر ψ نشان می‌دهند. موجک‌های پدر دارای انتگرال ۱ و موجک‌های مادر دارای انتگرال صفر هستند. شکل ۱: شکل موجک مادر (سمت راست) و موجک پدر (سمت چپ)

شرایطی برای نرم مربعی یک است $\int \phi(t)dt = 1$

شرایطی برای مقدار متوسط صفر است $\int \psi(t)dt = 0$



به طوری که قسمت‌های هموار و با فرکانس پایین یک سیگنال با استفاده از موجک پدر^۲ و قسمت‌های با جزئیات بیشتر و با فرکانس‌های بالا به کمک موجک مادر نشان داده می‌شوند. به کمک توابع موجکی می‌توان سیگنال‌ها را به صورت تجزیه چندنمایشی آنالیز کرد. همچنین، سری‌های زمانی متعامد به صورت مجموعه‌ای از ضرایب تقریب به دست خواهند آمد.

$$f(t) \approx \sum_k S_{J,k} \phi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J,k} \psi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J-1,k} \psi_{J-1,k}(t) + \dots + \sum_k d_{L,k} \psi_{L,k}(t)$$

ضرایب تبدیل موجک و $\psi_{j,k}(t), \phi_{j,k}(t)$ توابع موجک انتخابی هستند.

1. Mother wavelet
2. Father Wavelet

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

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

j : مقیاس‌ها یا تعداد عناصر تجزیه و تحلیل چندنمایی^۱ و k : تعداد ضرایب مرتبط با هر یک از پارامترها هستند. آنگاه ضرایب موجک‌ها براساس روابط ذیل به دست می‌آید:

$$S_{j,k} \approx \int \phi_{j,k}(t) f(t) dt$$

$$d_{j,k} \approx \int \psi_{j,k}(t) f(t) dt, j = 1, 2, \dots, J$$

ضرایب فوق، به تخمین توزیع‌های مرتبط با توابع موجکی هر سیگنال می‌پردازد. طول هر یک از توابع ضریبی از 2^j هستند. یکی از مهم‌ترین کاربردهای آنالیز موجک استفاده از تبدیل گسسته موجک^۲ است که ضرایب سیگنال را به صورت فوق نمایش می‌دهد. $S_{j,k}$: سری ضرایب هموار حاصل از تجزیه و تحلیل موجک سیگنال، d_j سری ضرایب جزئیات^۳ داده‌ها هستند و میزان انحرافات بالا را در هر مقیاس از تابع موجک اصلی نشان می‌دهد. چنانچه سری زمانی تا J مقیاس تجزیه و طول داده‌ها n باشد، آنگاه تعداد ضرایب جزئیات $d_{1,k}$ در مقیاس ۱ برابر $\frac{n}{2}$ است. در مقیاس ۲، ضرایب جزئیات سری زمانی $d_{2,k}$ برابر $\frac{n}{2^2}$ است؛ به طوری که $n \left(\sum_{i=1}^J \frac{1}{2^i} + \frac{1}{2^J} \right) = n$ ؛ تعداد ضرایب در هر مقیاس با عرض تابع موجک مرتبط است. به طور کلی، ضرایب موجکی را می‌توان از پایین‌ترین تا بالاترین مقیاس به صورت بردار ω ، نشان داد:

-
1. Multi-Resolution decomposition
 2. Wavelet discrete transformation
 3. Details Coefficient

$$\omega = \begin{pmatrix} S_J \\ d_J \\ d_{J-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ d_1 \end{pmatrix}$$

توابع هر یک از ضرایب فوق به صورت ذیل هستند:

$$S_J = (S_{J,1}, S_{J,2}, \dots, S_{J, \frac{n}{2^J}})'$$

$$d_J = (d_{J,1}, d_{J,2}, \dots, d_{J, \frac{n}{2^J}})'$$

$$d_{J-1} = (d_{J-1,1}, d_{J-1,2}, \dots, d_{J-1, \frac{n}{2^{J-1}}})'$$

$$d_1 = (d_{1,1}, d_{1,2}, \dots, d_{1, \frac{n}{2}})'$$

هر یک از این ضرایب یک کریستال نامیده می‌شوند. به طور کلی، هر سیگنال را می‌توان

به صورت زیر نوشت:

$$f(t) \approx S_J(t) + D_J(t) + D_{J-1}(t) + \dots + D_1(t)$$

$$S_J(t) = \sum_k S_{J,k} \phi_{J,k}(t)$$

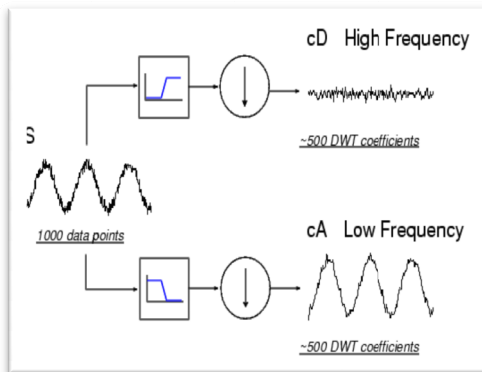
$$D_J(t) = \sum_k d_{J,k} \psi_{J,k}(t)$$

عملیات فوق که هر سیگنال متعامد را در مقیاس‌های مختلف به $S_J(t)$ و $D_J(t)$ تجزیه می‌کند، تجزیه و تحلیل چندنمایی سیگنال می‌نامند [فرناندز^۱، ۲۰۰۶، ۲۰۰۸]. بنابراین، ضرایب سطح صاف عمدتاً رفتار روند داده‌ها را تسخیر می‌کنند؛ در حالی که ضرایب جزئیات، انحراف از رفتار روند را برای مقیاس‌های ریز نشان خواهند داد (بوروس و گائو^۲، ۱۹۹۶).

آنگاه به منظور کاهش حجم اطلاعات و به دست آوردن نمونه مشابه سری اصلی اطلاعات تعداد نمونه‌ها پس از عبور فیلترهای مربوطه نصف می‌شود. تجزیه اطلاعات ممکن است بیش از یک‌بار انجام و تکرار شود که در این صورت پس از عبور سری زمانی اصلی از فیلترهای

1. Fernandez
2. Bruce, Gao.

پایین‌گذر^۱ و بالاگذر^۲ و جدایش سری هموار و جزئیات در هر سطح، سری‌های هموار مجدداً از فیلترهای مشابه عبور داده می‌شوند تا ضرایب هموار و جزئیات سطوح بعدی حاصل شود.



۴-۳- مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

اولین مدل قیمت‌گذاری مالی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بود که در چهارچوب قانون‌گذاری به کار گرفته شد. استخراج این مدل براساس مفروضات ذیل صورت گرفته است: (۱) ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران، (۲) عدم اصطکاک بازارها، (۳) عدم تقارن اطلاعاتی، (۴) نبود هزینه‌های اطلاعاتی، (۵) وام‌دهی و وام‌گیری نامحدود در نرخ‌های بدون ریسک، (۶) قابلیت تقسیم کامل و عرضه دارایی‌های مالی به بازارها (کوپرلند، ۲۰۰۴ و مگینسون، ۱۹۹۷^۳). براساس این، بازدهی دارایی‌هایی که قیمت آن‌ها کمتر از بازار نوسان می‌کند، کمتر از بازدهی بازار خواهند بود و بازدهی دارایی‌هایی که قیمت‌هایشان تمایل به نوسان بیشتری از بازار دارند، بیشتر از بازدهی بازار خواهند بود؛ اما کوواریانس موجود بین بازدهی دارایی و بازدهی بازار، بازدهی مورد انتظار را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

پیش‌بینی حرکت‌های خاص سهام در بازار با توجه به بتا کار ساده‌ای نیست؛ اما سرمایه‌گذاران چنین استنتاج می‌کنند که یک سبد از سهام با بتاهای بزرگ حرکت سریع‌تری در جهت بازار دارد و یک سبد از سهام با بتاهای کوچک حرکت کندتری از بازار دارد. این مسئله برای سرمایه‌گذاران مهم تلقی می‌شود؛ زیرا شاید آنان مایل نباشند وقتی احساس می‌کنند بازار در حال رکود است پول نقد نگهداری کنند. بنابراین، آنان می‌توانند سهام با بتای کوچک نگهداری کنند.

1. Lowpass filter
2. Highpass filter
3. Copeland & Megginson

سرمایه‌گذاران می‌توانند یک سبد متناسب با بازده و ریسک مورد نیازشان بسازند؛ با این هدف که وقتی بازار در حال رشد است کالاهای با بتای بیشتر از یک را نگهداری کنند و زمانی که بازار در حال رکود است کالاهای با بتای کمتر از یک را نگهداری کنند. از آنجاکه ریسک سبد با یک سرمایه‌گذاری دیگر به‌منظور تشکیل یک سبد متنوع جمع می‌شوند.

۳-۵- ارزش در معرض ریسک^۱

جورین^۲ ۱۹۹۶، ارزش‌های در معرض ریسک را به این صورت تعریف می‌کند؛ حداکثر زیان‌های مورد انتظار در طول افق زمانی خاص تحت شرایط بازارهای مالی در یک سطح اطمینان خاص، براساس رابطه فوق: $P(r_t \leq -r_{VaR}) = \alpha_{cl}$ ، r_t : میزان بازدهی پرتفولیوی در دوره زمانی t . cl : سطح اطمینان مرتبط با دوره سرمایه‌گذاری (کیجان هی و همکاران^۳، ۲۰۱۲). یکی از معیارهای مدرن و پرکاربرد مدیریت ریسک، ارزش در معرض ریسک است که مدیران مالی را در جهت سنجش و پیش‌بینی ریسک بازار یاری می‌رساند (روجاچو^۴، ۲۰۰۷).

۴- مرور مختصر مطالعات خارجی و داخلی

در این بخش به مرور پیشینه برخی پژوهش‌های مشابه یا نزدیک به موضوع پژوهش حاضر در داخل و خارج از کشور اشاره می‌شود:

برخی مطالعات انجام گرفته در زمینه روند ریسک سیستماتیک براساس آنالیز موجک و تحلیل رابطه ریسک و بازده براساس مدل‌های مختلف مالی به‌ویژه CAPM به شرح زیر تشریح می‌شود:

۴-۱- مطالعات خارجی

سیفتر^۵ ۲۰۰۷، در پژوهشی با عنوان «مطالعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای چندمقیاسه به کمک آنالیز موجک در بورس اوراق بهادار ترکیه» به این نتیجه رسید که ریسک سیستماتیک طبق تغییرات مقیاس در مقیاس‌های بالاتر افزایش می‌یابد (سیفتر و همکاران، ۲۰۰۷). رائیم^۶ ۲۰۰۷، در پژوهشی به تخمین ریسک سیستماتیک در مقیاس‌های زمانی مختلف با استفاده از آنالیز موجک در بازار سهام فرانسه پرداخت. در این مطالعه با بهره‌گیری از آنالیز موجک رابطه

1. Value at risk
2. Jorion
3. Keijian H.&et al
4. Rogachev
5. Cifter, & et al
6. Rhaïem.& et al.

میان بازدهی سهام و ریسک سیستماتیک در مدل CAPM در مقیاس‌های مختلف زمانی بازار سهام فرانسه تجزیه و تحلیل شد. رابطه بازده سهام و شاخص بتا در مقیاس‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت قوی‌تر بود؛ این موضوع نشان می‌دهد، بازار سهام فرانسه در بازه‌های زمانی کوتاه و بلندمدت قوی‌تر است و نتایج پیش‌بینی در این مقیاس‌ها مناسب‌ترند (رائیم و همکاران، ۲۰۰۷).

پژوهشی را محققان جن چی^۱ ۲۰۱۰ انجام دادند. در این بررسی از دامنه موجک، مدل مارکو پنهانی به منظور بررسی و آشکارسازی عدم تقارن عمودی وابسته به ویژگی تلاطم‌ها در طول مقیاس‌های مختلف زمانی استفاده کردند (جن چی و همکاران، ۲۰۱۰).

در پژوهشی با عنوان تحلیل مقیاس-زمان ریسک سیستماتیک براساس رویکرد موجک (۲۰۱۱)، خالفائویی^۲ و بوتاهار^۳ تأثیر بازدهی بازار سهام پاریس را بر پرتفولیوی منتخب در مقیاس‌های زمانی مختلف بررسی کردند. براساس واریانس موجکی محاسبه شده، بازدهی‌های سهام بررسی شده وابستگی‌های بلندمدتی دارند و در مقیاس‌های ۷ و ۸ همبستگی‌های موجکی بسیار شدیدتر می‌شوند. همچنین، براساس محاسبه مقادیر در معرض ریسک در مقیاس‌های مختلف، ریسک در فرکانس‌های بالا (مقیاس‌های زمانی پایین) به شدت متمرکز هستند.

در پژوهشی، به منظور پیش‌بینی قیمت‌های سهام توسط جینگ کائو^۴ و همکاران (۲۰۱۳)، از مدل ترکیبی تبدیل موجک، نوعی رگرسیون تطبیقی چندمتغیره، رگرسیون برداری تأییدکننده استفاده شد؛ به منظور افزایش دقت در پیش‌بینی قیمت‌ها کلیه تحلیل‌ها براساس شیوه‌های ترکیبی فوق انجام گرفتند و همچنین، براساس رویکرد پیشنهادی، قیمت‌های سهام دوره‌های گذشته بررسی قرار شدند. محققان دریافتند، این قیمت‌ها به شدت تحت تأثیر سازه‌های مدل پیشنهادی قرار دارند.

ریباردو^۵ و رایورکاسترو^۶ (۲۰۱۴) ارتباط بین بازدهی‌های سهام و قیمت‌های نفت را در بازارهای اروپا و آمریکا به صورت پیوسته و بخشی به کمک موجک‌ها بررسی کردند. یافته‌های این پژوهش حاکی از تأثیر نگذاشتن با وقفه و بدون وقفه این دو بازار بر یکدیگر در دوران قبل از بحران مالی هستند. بنابراین، کلیه فرضیه‌های محققان رد شد.

آلویی^۷ و کایری^۸ (۲۰۱۴) ارتباط بازدهی‌های سهام کشورهای عضو همکاری‌های خلیج فارس^۹ را

1. Gencay, R& et al.
2. Khalfaoui
3. Boutahar
4. Jing Kao
5. Reboredo
6. River-Castro
7. Aloui
8. Hkiri
9. GCC

طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۵ براساس آنالیز موجک بررسی کردند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن بود که براساس آنالیز موجک تغییرات فرکانسی، الگوهای خاصی پس از سال ۲۰۰۷ در بازار سهام کشورهای منتخب به صورت نسبی در فرکانس‌های بالا قابل مشاهده بوده است که همگی می‌توانستند حاکی از بحران ۲۰۰۸ باشند. همچنین، سطوح مقادیر در معرض ریسک پرتفولیوی منتخب، به شدت تحت تأثیر میزان همبستگی بازدهی‌های سهام کشورها در مقیاس‌های مختلف هستند.

۲-۴- مطالعات داخلی

شکیبایی (۱۳۸۷)، به بررسی رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت در کشورهای عضو اپک پرداختند. براساس نتایج، قیمت‌های نفت ممکن است منبع عمده نوسانات نرخ ارز باشد (شکیبایی و همکاران، ۱۳۸۷).

اسلامی بیدگلی (۱۳۸۸) پژوهشی با عنوان «بررسی زمان مقیاس مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق تبدیل موجک» انجام داد که در آن با استفاده از شاخص‌های بورس‌های بین‌المللی اوراق بهادار تهران، نیویورک، هنگ‌کنگ، لندن، سنول، وین، لندن، مکزیکوسیتی و شاخص‌های S&P500 و S&P100 جزئیات آن‌ها را با سطوح مختلف موجک‌های هار، دابشیز، سیملت، کوافلیتر استخراج کرد؛ نتایج حاکی از آن بود که بتاهای استخراج‌شده با استفاده از موجک بسیار معنادار هستند؛ اما در سطوح بالاتر که مبنای زمان مقیاس طولانی‌تر هستند، به شدت کارا هستند (اسلامی بیدگلی و همکاران).

توانگر ۱۳۹۰ در مطالعه‌ای به بررسی توان مدل شرطی کاهش قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی^۱ در مقایسه با مدل قیمت‌گذاری در تبیین ارتباط ریسک و بازده سهام پرداختند. نتایج پژوهش‌ها نشان داد، بتای منفی^۲ مبتنی بر D-CAPM از نظر قدرت بیان در اندازه‌گیری ریسک و پیش‌بینی بازده سهام توانایی بیشتری از مدل قیمت‌گذاری و بتای سنتی دارد و بسیار کارا تر عمل می‌کند (توانگر و همکاران، ۱۳۹۰).

۵- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر جزء پژوهش‌های توصیفی، به لحاظ هدف، کاربردی و طرح پژوهش مورد استفاده از نوع پس‌رویدادی است. از داده‌های بازده روزانه سهام ۲۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره فروردین‌ماه ۱۳۸۶ لغایت اسفندماه ۱۳۹۰ استفاده شد. آنگاه با استفاده از تکنیک آنالیز موجک به منظور مدل‌سازی داده‌های مالی به تخمین مدل قیمت‌گذاری در

1. D-CAPM

2. D-Beta

مقیاس‌های زمانی مختلف پرداخته شد. به این ترتیب، به تخمین بتای موجکی ۲۰ سهام در مقیاس‌های زمانی مختلف پرداخته، سپس رابطه بتای موجکی و میانگین صرف ریسک هر یک از سهام بررسی می‌شود. از این رو، یک تبدیل موجک چندتحلیلی با استفاده از موجک مرتبه ۸ دابشینز، در چهار مقیاس از نوسانات روزانه ۲۰ پرتفولیوی بازار (با عنوان شاخص کل) و کلیه سهام صورت گرفت. در نهایت، می‌توان مقیاس‌هایی را مشخص کرد که پیش‌بینی‌های مدل قیمت‌گذاری در بورس تهران برای آن‌ها مناسب‌تر است.

معیار انتخاب شرکت‌ها بازدهی سهام و روزهای معاملاتی شرکت‌ها بوده است. به طوری که هر یک از شرکت‌های منتخب تقریباً ۸۰ درصد روزهای سال معاملاتی صورت گرفته و در تابلوی بورس مشاهده شده‌اند؛ البته شایان ذکر است، سعی بر آن بوده انتخاب سهام براساس صنایع گوناگون باشد.

روش تجزیه و تحلیل آماری از نوع همبستگی و تحلیل رگرسیون با استفاده از تکنیک حداقل مربعات^۱ در سطح اطمینان ۹۵ درصد است؛ البته پس از تخمین بردار ضرایب موجک با استفاده از نرم‌افزار مطلب، تجزیه و تحلیل‌ها صورت می‌گیرد. آزمون معنی دار بودن ضرایب به تفکیک مقیاس‌های مختلف در سطح اطمینان مشخص شده با استفاده از آماره‌های F , R^2 , Sig . مورد تفسیر قرار گرفتند. همچنین، برای هر بردار d_i واریانس و کوواریانس موجکی و مقادیر دو متغیر β و R^2 دقیقاً محاسبه و در نهایت، ارزش‌های در معرض ریسک نیز محاسبه می‌شوند. تبدیل موجک چندتحلیلی نوسانات روزانه بازده پرتفولیوی بازار در شکل (۱) در بخش پیوست‌ها ارائه شده است.

بازده پرتفولیوی بازار

به منظور بازده پرتفولیوی بازار (R_{mt})، درصد تغییرات شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران^۲ برای دوره فروردین ۱۳۸۶ لغایت اسفند ۱۳۹۰، با طول تقریباً ۱۲۰۰ روز کار بورس اوراق بهادار تهران است.

رویکرد فرناندز جهت محاسبه واریانس:

تجزیه و تحلیل واریانس موجک عبارت است از تجزیه واریانس سری زمانی به اجزایی مرتبط با مقیاس‌های زمانی متفاوت (پرسیوال و والدان^۳، ۲۰۰۰ و جن چی، ۲۰۰۲). این فرایند نشان‌دهنده آن است که چه مقیاس‌هایی نقش مهمی در کل تغییرات هر سری زمانی ایفا می‌کنند. چنانچه سری زمانی مورد بررسی $(X_1, X_2, X_3, \dots, X_n)$ ایستایی لازم را داشته و واریانس σ_x^2 باشد و $U_x^2(\tau_i)$ تجزیه

1. least Square
2. TEPIX
3. Percival, D., & Walden, A.

واریانس موجک در مقیاس $\tau_i = 2^{j-1}$ باشد، در این حالت رابطه روبه‌رو برقرار است: $\sigma_x^2 = \sum_{j=1}^{\infty} \nu_x^2(\tau_j)$ است: $\sigma_x^2 = \int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} s_x(f) df$ است: نشان‌دهنده تابع چگالی طیفی در فرکانس $f \in \left[-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right]$ است. تابع چگالی طیفی برای یک فرایند مانا، واریانس را در فرکانس‌های متفاوت تجزیه می‌کند. با فرض اینکه مقیاس τ_j می‌تواند با دامنه فرکانس‌های موجود در فاصله $\left[-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right]$ مرتبط شود، واریانس موجک معمولاً به تجزیه فشرده‌تری منجر خواهد شد. بنابراین، تخمین‌زننده نااریب واریانس موجک در مقیاس τ_i ، برای بازده بازار R_{mt} به صورت زیر است:

رابطه (۱)

$$\hat{V}_{R_{mt}}^2(\tau_j) \equiv \frac{1}{(n'_j - L'_j)2^j} \sum_{t=L'_j-1}^{n'_j-1} d_{j,t}^2$$

در رابطه (۱)، L به‌نای فیلتر موجک و $n'_j = \frac{n}{2^j}$ تعداد ضرایب تبدیل گسسته موجک در سطح j را نشان می‌دهد. n تعداد مشاهدات و $L'_j = (1 - \frac{1}{2^j})(L - 2)$ تعداد ضرایب حدی تبدیل موجک گسسته است؛ مشروط به اینکه $n'_j > L'_j$ باشد. کوواریانس موجک نااریب بین بازده بازار R_{mt} و بازده سهام R_{it} در مقیاس τ_j به صورت ذیل است (جن چی و همکاران، ۲۰۰۲):

$$\hat{V}_{R_{mt}, R_{it}}^2(\tau_j) \equiv \frac{1}{(n'_j - L'_j)2^j} \sum_{t=L'_j-1}^{n'_j-1} d_{j,t}^{R_{mt}} d_{j,t}^{R_{it}} \quad n'_j = \frac{n}{2^j} \quad \text{رابطه (۲)}$$

بنابراین، تخمین‌زننده بتای موجکی برای دارایی i ام در مقیاس τ_j به صورت رابطه زیر است:

$$\hat{\beta}_i(\tau_j) = \frac{\hat{U}_{R_i, R_m}^2(\tau_j)}{\hat{U}_{R_m}^2(\tau_j)} \quad \text{رابطه (۳)}$$

در این رابطه $\hat{U}_{R_i, R_m}^2(\tau_j)$ کوواریانس موجکی دارایی i ام و پرتفوی بازار در مقیاس τ_j و $\hat{U}_{R_m}^2(\tau_j)$ واریانس موجکی پرتفوی بازار در مقیاس τ_j (جن چی و همکاران، ۲۰۰۳).

رویکرد آنالیز موجک در محاسبه مقادیر در معرض ریسک

در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای واریانس صرف بازده i و کوواریانس صرف بازده i, j را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

رابطه (۴)

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{\varepsilon_i}^2, i = 1, 2, \dots, k$$

$$\sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_m^2, i, j = 1, 2, 3, \dots, k, i \neq j$$

که $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0, \forall i \neq j$ و $E(\varepsilon_i^2) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$ آنگاه ماتریس واریانس کوواریانس براساس رابطه

(۵) محاسبه خواهد شد:

$$\Omega = \beta \beta' \sigma_m^2 + E$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} \quad E = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon_1}^2 & 0 & \cdot & 0 \\ 0 & \sigma_{\varepsilon_2}^2 & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \sigma_{\varepsilon_3}^2 & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \sigma_{\varepsilon_k}^2 \end{bmatrix}$$

بنابراین، ارزش‌های در معرض ریسک با استفاده از رابطه (۶) محاسبه

$$VaR = V_0 1(\alpha) \sqrt{w'(\beta \beta' \sigma_m^2 + E)w}$$

می‌شوند: در رابطه فوق w ، برداری $k \times 1$ از وزن‌های پرتفوی، V_0 ارزش اولیه پرتفوی

و $1(\alpha) = \phi^{-1}(1 - \alpha)$ که $\phi(0)$ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد را نشان می‌دهد. برای یک

پرتفوی که تمامی دارایی‌های آن وزن برابر $(w_i = 1/k, \forall i)$ دارند، ارزش در معرض ریسک

به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$VaR(\alpha) = V_0 1(\alpha) \sqrt{\sigma_m^2 \left(\sum_{i=1}^k \beta_i / k \right) + \frac{1}{k^2} \sum_{i=1}^k \sigma_{\varepsilon_i}^2} \quad \text{رابطه (۷)}$$

با بزرگ‌تر شدن k :

$$VaR(\alpha) \approx V_0 1(\alpha) \sqrt{\sigma_m^2 \left(\sum_{i=1}^k \beta_i / k \right)^2} \quad \text{رابطه (۸)}$$

از رابطه فوق به منظور محاسبه مقادیر در معرض ریسک در مقیاس‌های زمانی متفاوت استفاده خواهد شد و جهت به دست آوردن مقادیر در معرض ریسک در مقیاس‌های زمانی متفاوت با استفاده از تبدیل موجک، از رابطه ذیل استفاده خواهد شد:

$$VaR_{i,t}(\alpha) = V_0 1(\alpha) \sqrt{\sigma_m^2(\tau_i) \left(\sum_{i=1}^k \beta_i(\tau_j) / k \right)^2 + \frac{1}{k^2} \sum_{i=1}^k \sigma_{\varepsilon_i}^2(\tau_j)} \quad \text{رابطه (۹)}$$

برای به دست آوردن $\sigma_{\varepsilon}^2(\tau_j)$ از رابطه $\sigma_i^2(\tau_j) = \beta_i^2(\tau_j) \sigma_m^2(\tau_j) + \sigma_{\varepsilon}^2(\tau_j)$ استفاده

می‌شود؛ یعنی:

$$\text{رابطه (۱۰)}$$

$$\sigma_{\varepsilon}^2(\tau_j) = \sigma_i^2(\tau_j) - \beta_i^2(\tau_j) \sigma_m^2(\tau_j)$$

واریانس موجکی سهم i در مقیاس j ، $\sigma_i^2(\tau_j)$ ، بتای موجکی سهم i در مقیاس j ، $\beta_i(\tau_j)$ و واریانس پرتفوی بازار در مقیاس j ، $\sigma_m^2(\tau_j)$ را می‌توان با استفاده از تخمین‌زنده‌های زیر محاسبه کرد:

$$\hat{v}_x^2(\tau_j) \equiv \frac{1}{(n'_j - L'_j) 2^j} \sum_{t=L'_j-1}^{n'_j-1} d_{j,t}^2 \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

در رابطه فوق $n'_j = \lceil n/2^j \rceil$ شماره ضرایب تبدیل گسسته موجک در سطح j است. n اندازه

نمونه $L'_j = [(L-2)(1 - 1/2^j)]$ شماره ضرایب حدی در سطح j است. $(n'_j > L'_j)$ و L عرض فیلتر موجک را نشان می‌دهد. تخمین‌زنده بتای موجکی براساس پژوهش‌های جنسی و دیگران به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\hat{\beta}_j(\tau_j) = \frac{\hat{v}_{R_j R_m}^2(\tau_j)}{\hat{v}_{R_m}^2(\tau_j)}$$

$$\text{رابطه (۱۲)}$$

در رابطه فوق $\hat{V}_{R_i R_m}^2(\tau_j)$ کوواریانس موجکی دارایی i و پرتفوی بازار در مقیاس j و $\hat{V}_{R_m}^2(\tau_j)$ واریانس موجکی پرتفوی بازار در مقیاس j است. کوواریانس موجکی پرتفوی بازار و دارایی در مقیاس j را می‌توان با استفاده از تخمین‌زننده نااریب فوق محاسبه کرد:

$$\hat{V}_x^2(\tau_j) \equiv \frac{1}{(n'_j - L'_j) 2^j} \sum_{t=L'_j}^{n'_j-1} d_{j,t}^{(X)} d_{j,t}^{(Y)} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

اکنون می‌توان مقادیر در معرض ریسک را با استفاده از رابطه (۱۵) محاسبه کرد:

$$VaR(\alpha) \approx V_0 1(\alpha) \sqrt{\sum_{j=1}^{J-1} \left(\sigma_m^2(\tau_j) \sum_{i=1}^k \beta_i(\tau_j) / k \right)^2 + \frac{1}{k^2} \sum_{i=1}^k \sigma_{\varepsilon_i}^2(\tau_j)} \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

سمت راست رابطه فوق تخمین ارزش در معرض ریسک داده‌های خام است؛ زیرا رابطه (۴) برآوردی از بالاترین مقیاس وجود ندارد، با استفاده از رابطه‌های (۸) و رابطه قبلی می‌توان نوشت:

$$1 \approx \frac{\sum_{j=1}^{J-1} \left[\sigma_m^2(\tau_j) \left(\sum_{i=1}^k \beta_i(\tau_j) / k \right)^2 + \frac{1}{k^2} \sum_{i=1}^k \sigma_{\varepsilon_i}^2(\tau_j) \right]}{\sigma_m^2 \left(\sum_{i=1}^k \beta_i / k \right)^2 + \frac{1}{k^2} \sum_{i=1}^k \sigma_{\varepsilon_i}^2} \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

در نتیجه، سهم هر مقیاس را در کل ارزش در معرض ریسک، یک پرتفوی دارایی وزن‌های مساوی برای هر دارایی به صورت زیر می‌توان نوشت (فرناندز، ۲۰۰۶):

$$\frac{\left[\sigma_m^2(\tau_j) \left(\sum_{i=1}^k \beta_i(\tau_j) / k \right)^2 + \frac{1}{k^2} \sum_{i=1}^k \sigma_{\varepsilon_i}^2(\tau_j) \right]}{\sigma_m^2 \left(\sum_{i=1}^k \beta_i / k \right)^2 + \frac{1}{k^2} \sum_{i=1}^k \sigma_{\varepsilon_i}^2} \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

۶- تجزیه و تحلیل و تفسیر نتایج

به منظور بررسی رابطه بازده هر یک از سهام در مقیاس‌های زمانی مختلف و پرتفوی بازار از رگرسیون خطی، به عبارتی رابطه بازده اضافی هر یک از سهام به صورت $(R_i - R_f)$ در هر یک از کریستال‌های تجزیه شده j و پرتفوی بازار، یعنی $(R_m - R_f)^j$ بررسی می‌شود:

رابطه (۱۷)

$$(R_i - R_f) = \alpha_i^j + \beta_j^i (R_m - R_f)^j + \varepsilon_j^i \equiv \alpha_j^i + \beta_i D_m^j + \varepsilon_i^j$$

$$j = 1, 2, 3, \dots, 6$$

از آنجا که مشاهدات به صورت روزانه تجزیه و تحلیل می‌شوند، بنابراین تبدیل موجک در چهار مقیاس به این صورت تفسیر می‌شود؛ مقیاس یک، نشان‌دهنده نوساناتی با دینامیک $D_1(t)$ ، بازه زمانی ۲ تا ۴ روز، مقیاس دو، نشان‌دهنده نوساناتی با دینامیک $D_2(t)$ ، بازه زمانی ۴ تا ۸ روز، مقیاس سه، نشان‌دهنده نوساناتی با دینامیک $D_3(t)$ ، ۸ تا ۱۶ روز، مقیاس چهار، نشان‌دهنده نوساناتی با دینامیک $D_4(t)$ ، ۱۶ تا ۳۲ روزه است (جن چی و همکاران، ۲۰۰۲). همچنین، پس از کسر نوسانات در J مقیاس از سری زمانی اصلی، نوسانات (روند) سری زمانی مذکور در بلندمدت به دست می‌آید.

در جدول (۱) تأثیر نوسانات بازده پرتفولیوی بازار در ارتباط با نوسانات صرف ریسک ۲۰ سهام، در چهار مقیاس مشاهده می‌شود که بسته به نوع سهام در بعضی مقیاس‌ها میزان این ارتباط بزرگ‌تر و در بعضی مقیاس‌ها کوچک‌تر به دست آمد. براساس تخمین‌ها، میانگین صرف ریسک بازار ابتدا در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد، آنگاه با افزایش مقیاس‌های زمانی کاهش می‌یابد.

جدول ۱: بررسی تأثیر نوسانات بازدهی سهام و نوسانات بازار

مقیاس سهام	D3			D2			D1		
	Sig.	R ²	β	Sig.	R ²	β	Sig.	R ²	β
بهشهر	۰/۰۰۰	۰/۰۲۸	۰/۱۶	۰/۹۵	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲	۰/۸۸	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۴
قطعات	۰/۰۶۴	۰/۰۰۳	-۰/۰۵۸	۰/۰۲۰	۰/۰۰۵	۰/۰۷۳	۰/۰۱۱	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۸
الکترونیک	۰/۶۴	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۷	۰/۹۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۵۵	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۸
چادر ملو	۰/۵۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۶۸	۰/۰۱۳	-۰/۱۱	۰/۱۶	۰/۰۰۲	۰/۰۴۳
دارو جابر	۰/۰۸۵	۰/۰۰۳	-۰/۰۵۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	۰/۰۸۵	۰/۴۱	۰/۰۰۱	۰/۰۲۵
کربن	۰/۰۰۰	۰/۰۱۳	-۰/۰۱۱	۰/۸۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۳۳	۰/۰۰۵	۰/۰۶۷
سایپا	۰/۱۸۲	۰/۰۰۲	۰/۰۴۱	۰/۱۸۸	۰/۰۰۲	۰/۰۴۱	۰/۷۵	۰/۰۰۰	۰/۰۱۰
نوسازی	۰/۰۱۹	۰/۰۰۵	۰/۰۷۳	۰/۷۹	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۸	۰/۰۲۶	۰/۰۰۵	-۰/۷۰
بانک کارآفرین	۰/۹۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۸	۰/۰۰۵	۰/۰۷۴	۰/۰۷۱	۰/۰۰۳	-۰/۰۵۶
فولاد اصفهان	۰/۴۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۶	۰/۵۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۱	۰/۲۸	۰/۰۰۱	-۰/۰۳۳
دارو کوثر	۰/۴۵	۰/۰۰۱	۰/۰۲۳	۰/۳۴	۰/۰۰۱	۰/۰۲۹	۰/۶۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۳
صنایع مس	۰/۶۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۳	۰/۸۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۷	۰/۵۹	۰/۰۰۰	۰/۰۱۶
پارس خودرو	۰/۰۰۰	۰/۰۱۷	۰/۱۳	۰/۴۲	۰/۰۰۱	۰/۰۲۵	۰/۰۹	۰/۰۰۳	۰/۰۵۲

ادامه جدول ۱:

D3			D2			D1			مقیاس سهام
Sig.	R ²	β	Sig.	R ²	β	Sig.	R ²	β	
۰/۰۰۱	۰/۰۱۰	۰/۰۹۸	۰/۳۸	۰/۰۰۱	۰/۰۲۷	۰/۴۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۲۵	سیمان
۰/۰۳۹	۰/۰۰۴	-۰/۰۲۶	۰/۳۹	۰/۰۰۱	۰/۰۲۶	۰/۳	۰/۰۰۱	-۰/۰۳۲	لیزینگ
۰/۰۵۴	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲	۰/۱۳	۰/۰۰۲	۰/۰۴۹	۰/۴۰	۰/۰۰۴	-۰/۰۲۸	پاکسان
۰/۰۲۳	۰/۰۱۹	-۰/۰۱۳	۰/۸۴	۰/۰۰۴	-۰/۰۶۳	۰/۰۲۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶	س.توکا
۰/۰۰۰	۰/۰۱۲	-۰/۰۱۰	۰/۸۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۵	۰/۱۰	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۵	س.بوعلی
۰/۰۰۸	۰/۰۰۳	۰/۰۵۳	۰/۹۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۵۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۸	س.بهمن
۰/۹۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۸	۰/۰۰۵	۰/۰۷۴	۰/۰۷	۰/۰۰۳	-۰/۰۵۶	بانک اقتصاد

بررسی تأثیر نوسانات بازدهی سهام و نوسانات بازار

A4			D4			مقیاس سهام
Sig.	R ²	β	Sig.	R ²	β	
۰/۰۰۰	۰/۶۲	-۰/۷۸	۰/۰۰۰	۰/۰۲۳	۰/۱۵	بهشهر
۰/۰۰۰	۰/۷۶	-۰/۸۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	-۰/۰۸۵	قطعات
۰/۰۰۰	۰/۶۴	-۰/۸۰	۰/۳۳	۰/۰۰۱	۰/۰۳۲	الکترونیک
۰/۰۰۰	۰/۵۳	-۰/۷۲	۰/۴۲	۰/۰۰۷	۰/۰۸۶	چادر ملو
۰/۰۰۰	۰/۳۹	-۰/۶۳	۰/۰۰۰	۰/۱۱	-۰/۳۳	دارو جابر
۰/۰۰۰	۰/۴۱	۰/۶۴	۰/۶۸	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۳	کربن
۰/۰۰۰	۰/۷۲	-۰/۸۵	۰/۴۹	۰/۰۰۰	۰/۰۲۱	سایپا
۰/۰۰۰	۰/۰۶۷	-۰/۲۵	۰/۰۰۰	۰/۱۳	۰/۳۶	نوسازی
۰/۰۰۰	۰/۵۶	-۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۹	بانک کارآفرین
۰/۰۰۰	۰/۳۵	-۰/۵۹	۰/۰۰۰	۰/۰۳۰	۰/۱۷	فولاد اصفهان
۰/۰۰۰	۰/۵۱	-۰/۷۱	۰/۰۰۰	۰/۰۶۵	۰/۱۲	دارو کوثر
۰/۰۰۰	۰/۵۱	-۰/۷۲	۰/۰۰۰	۰/۰۱۹	۰/۱۳	صنایع مس
۰/۰۰۰	۰/۶۵	-۰/۸۰	۰/۰۹	۰/۰۰۳	-۰/۰۵۲	پارس خودرو
۰/۰۰۰	۰/۰۳۰	۰/۱۷	۰/۰۸	۰/۰۰۳	۰/۰۵۴	سیمان
۰/۰۰۰	۰/۶۶	-۰/۸۱	۰/۰۶	۰/۰۰۳	-۰/۰۵۸	لیزینگ
۰/۰۰۰	۰/۷۶	-۰/۸۷	۰/۰۰۰	۰/۰۱۴	-۰/۱۱	پاکسان
۰/۰۰۰	۰/۵۵	-۰/۷۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	-۰/۰۲۲	س.توکا
۰/۰۰۰	۰/۳۷	-۰/۶۱	۰/۰۱۶	۰/۰۰۶	۰/۰۷	س.بوعلی
۰/۰۰۰	۰/۶۱	-۰/۷۸	۰/۰۰۰	۰/۰۷۹	-۰/۲۸	س.بهمن
۰/۰۰۰	۰/۵۶	-۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۹	بانک اقتصاد

براساس نتایج، ضریب R^2 در دینامیک‌های بلندمدت، برای کلیه سهام بسیار معنادار بوده است. برای نمونه، برای دو سهام کربن ایران و سیمان فارس و خوزستان مقدار پارامتر β به شدت معنادار و مثبت ارزیابی شد. برای دو سهام بانکی این میزان با گذر زمان افزایش خواهد یافت؛ به عبارتی، پیش‌بینی‌های مدل مذکور در افق‌های بلندمدت بسیار مناسب به نظر می‌رسند. به‌طور کلی، نتایج حاصل از مدل قیمت‌گذاری چندمقیاسه نشان می‌دهد که رفتار سرمایه‌گذاری بلندمدت در بورس متأثر از عواملی است که به نقض فروض مدل قیمت‌گذاری سنتی منجر خواهد شد.

براساس نتایج حاصل از تخمین‌ها، ارتباط میانگین صرف ریسک سهام و بتای متناظر موجکی آن‌ها در مقیاس سه افزایش و آنگاه در مقیاس چهار، کاهش جالب توجهی می‌یابد. بنابراین، در میان مدت میزان همبستگی میانگین صرف ریسک بازدهی‌ها و ریسک سیستماتیک موجک پرتفولیوی افزایش می‌یابد، اما در بلندمدت این مقدار کاهش می‌یابد. خلاصه نتایج در جدول (۲) نشان داده شده‌اند.

جدول ۲: میانگین صرف ریسک بازدهی سهام و بتای موجکی متناظر

پارامترها مقیاس‌ها	β	R^2	آماره t	F
نوسانات در مقیاس ۱	۰/۱۰۲	۰/۰۱	۰/۴۳۴	۰/۱۸۸
نوسانات در مقیاس ۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۱۴	۰/۰۰۰
نوسانات در مقیاس ۳	۰/۱۳۶	۰/۰۱۸	۰/۵۸۱	۰/۳۳۸
نوسانات در مقیاس ۴	-۰/۱۸	۰/۰۳۲	-۰/۷۷	۰/۶۰

از آنجا که جهت محاسبه ارزش‌های در معرض ریسک، لازم است ریسک سیستماتیک موجکی محاسبه شود، از این رو در جدول (۳)، این مقادیر به دست آمده‌اند که نشان می‌دهد، در افق‌های زمانی بلندمدت بسیار معنادار بوده و پیش‌بینی‌های مدل قیمت‌گذاری در بورس تهران در افق‌های زمانی بلندمدت کارا تر هستند.

مقادیر حاصل از تخمین‌ها برای بتای موجکی در مقیاس‌های مختلف بسته به نوع سهام در بعضی از مقیاس‌ها بسیار بزرگ و در سایر مقیاس‌ها بسیار کوچک به دست آمده‌اند. با توجه به اینکه رفتار تجاری در کوتاه‌مدت، بسیاری از تغییرات و نوسانات سریع بازار سرمایه و رفتار تجاری بلندمدت با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت مرتبط هستند، برخی از رفتار نهادهای مالی بزرگ بسیاری از نوسانات بلندمدت بازار سرمایه را مدنظر خواهند داشت.

جدول ۳: تخمین بتای موجکی

D4	D3	D2	D1	β_j سهام
۰/۴۵۲	-۴/۶۱۷	-۰/۳۷۲	-۴۰/۳۵۱	توسعه صنایع بهشهر
-۳/۶۷۰	-۲۰/۲۰۶	-۱۵/۳۳۳	۵۱/۴۸۴	قطعات اتومبیل
۱/۴۴۳	۳۰/۰۳۴	۵/۸۳۹	-۱۱۶/۷۰۶	چادر ملو
-۱۲/۰۳۷	۱/۷۰۲	۱۴/۶۹۸	-۲۴۷/۹۹۸	الکترونیک خودرو شرق
۲/۳۴۷	-۴/۹۴۱	۱/۵۰۸	۲۲۰/۸۷۳	بانک اقتصاد نوین
-۱۷/۱۸۶	-۱۲/۳۵۷	-۷/۷۴۵	-۷۶۳/۵۸۰	صنایع مس ایران
۱۶/۲۵۹	-۱۵/۴۸۷	۱۰/۵۷۸	-۱۸۳/۳۶۶	سیمان فارس و خوزستان
۱۲/۶۲۴	۱۲/۸۴۳	-۳/۵۵۱	-۲۴/۳۷۷	داروسازی کوثر
-۱۰/۶۶۳	-۳/۰۵۲	-۱۳/۶۹۴	۸۰/۰۲۵	لیزینگ ایرانیان
۱۳/۵۷۰	-۲۲/۰۹۷	-۴/۵۵۴	۵۵۵/۰۵	فولاد اصفهان
-۲/۹۵۱	۱۳/۴۷۳	-۱/۱۸۵	۱۶/۶۵۲	دارو جابر
۷/۸۱۳	-۲/۴۶۳	-۱۲/۴۹۰	-۶۹/۶۸۸	کرین ایران
۵/۳۵۱	-۱۰/۴۷۲	-۶/۳۸۸	۶/۹۱۳	نوسازی س. تهران
-۱۰/۱۸۶	-۴/۸۵۵	-۵/۷۶۹	۷۷/۷۷۴	سایپا
۰/۱۰۵	-۰/۱۹۸	-۰/۷۶۸	-۱/۶۹۰	سرمایه‌گذاری بهمن
۳/۲۴۰	۳/۰۹۲	۳/۳۵۱	۵۵/۷۵	سرمایه‌گذاری بوعلی
-۱/۹۵۳	-۷/۳۶۵	-۱۶/۸۲۳	-۴۲/۳۳۴	سرمایه‌گذاری توکا
۸/۶۵۹	-۶/۴۵۸	۱۱/۸۰۵	۱۱۸/۷۶	پاکسان
۱/۴۶۱	۵/۷۵۵	-۷/۲۰۲	۸۹/۰۰۸	پارس خودرو
۴/۱۰۳	۶/۱۳۴	۲۱/۴۸۰	-۱۵۲/۰۰۳	بانک کارآفرین

برای مثال، سهام فولاد مبارکه اصفهان ریسک سیستماتیک بسیار بالایی در مقیاس تصمیم‌گیری ۲ تا ۴ روزه در مقایسه با سایر سهام خواهد داشت؛ اما در بلندمدت این میزان به شدت کاهش یافته، به طوری که سهام توسعه صنایع بهشهر با ریسک سیستماتیک بسیار کم در بالاترین مقیاس، کمترین میزان ریسک را داشته و در افق بلندمدت سیمان فارس و خوزستان بیشترین ریسک را در مقایسه با سایر سهام خواهند داشت.

بنابراین، برای افراد ریسک‌پذیر، سهام شرکت فولاد مبارکه اصفهان در افق کوتاه‌مدت و شرکت سیمان فارس و خوزستان در بلندمدت جذابیت بیشتری خواهد داشت و برای افراد به شدت ریسک‌گریز در بلندمدت به نظر می‌رسد، شرکت ملی صنایع مس با توجه به منفی بودن ریسک در چهار مقیاس گزینه مناسبی است.

به منظور محاسبه R^2 موجکی برای هر یک از سهام به تفکیک مقیاس‌ها از رابطه زیر استفاده می‌شود؛ نتایج حاصل در جدول (۳) نمایش داده شده است (فرناندز، ۲۰۰۶، ۲۱۱).
رابطه (۱۸)

$$R_i^2(\tau_j) = \hat{\beta}_i(\tau_j)^2 \frac{\hat{V}_{R_m}^2(\tau_j)}{\hat{V}_{R_i}^2(\tau_j)}$$

جدول ۴: تخمین R2

D4	D3	D2	D1	R2 سهام
-۰/۰۳۰	۵/۱۱۰	۰/۱۹۰	-۳۵۷۴/۷۲۰	توسعه صنایع بهشهر
-۰/۶۴۴	-۱۹/۴۷۸	۳۹/۹۷۳	-۳۰۴/۴۷۶	قطعات اتومبیل
۰/۴۵۶	-۱۸۵/۴۵۶	-۱۳/۹۴۸	۸۹۵/۹۵۶	چادر ملو
۱۲/۸۹۳	۷۴/۵۰۲	۴۱۱/۴۵۶	-۵۰۲۶۸/۶۲۸	الکترونیک خودرو شرق
-۳/۱۷۶	-۳/۹۰۴	-۰/۷۳۱	-۴۲۳۱/۱۷۳	بانک اقتصاد نوین
۷/۲۷۰	-۶۶/۰۴۴	۱۲/۱۲۷	۵۰۰۷۴/۵۶۴	ملی صنایع مس ایران
۳۰/۸۸۰	۳۸۸/۰۰۲	۱۱۰/۷۶۹	۳۱۰۵/۳۶۷	سیمان فارس و خوزستان
۶/۰۱۵	-۴۱/۳۸۵	۱/۱۴۱	-۸۰/۱۷۰	داروسازی کوثر
۵۷/۷۶۳	-۱/۴۵۸	-۳۴/۳۸۳	۸۹۰/۶۲۱	لیزینگ ایرانیان
۷/۷۶۲	۱۰۵/۲۵۰	۰/۸۲۰	۱۵۶۷۰/۸۹۹	فولاد مبارکه اصفهان
-۰/۶۸۸	-۷۶/۳۷۹	۷/۷۷۴	۳۹/۸۹۹	دارو جابرین حیان
۳/۳۵۰	-۰/۶۴۴	-۲۸/۹۴۵	-۱۴۶۱/۲۷۸	کربن ایران
-۸/۱۷۴	۵۷/۸۹۷	۱۵/۶۲۵	۱۴/۶۹۵	نوسازی ساختمان تهران
۱۱/۰۴۰	-۳/۴۹۸	-۸۸/۱۷۲	-۱۳۰۹/۷۲۰	سایپا
۲۳/۷۷۵	-۰/۲۳۸	۲۳۴۰/۱۸۶	۸۷۵۷۱۳۳	سرمایه‌گذاری بهمن
۰/۶۴۸	-۸/۶۰۸	-۶/۴۰۳	-۱۱۹۹/۱۲۸	سرمایه‌گذاری بوعلی
-۰/۲۶۲	-۱۸/۶۲۸	-۳۳۴۷۲/۵۴	۳۲۳/۴۷۵	سرمایه‌گذاری توکا
۲/۹۲۵	-۱۰/۵۵۲	-۱۸/۱۵۲	۴۹۹۸/۷۷۳	پاکسان
۰/۲۴۷	-۱۱/۱۶۶	۱۰/۱۲۱	-۷۴۷۹/۷۱۵	پارس خودرو
-۲/۱۴۵	-۱/۷۷۴	-۲۶۵/۴۰۹	۳۰۲۷/۰۸۴	بانک کارآفرین

نتیجه حاصل از مدل قیمت‌گذاری در مقیاس‌های مختلف بیان می‌کند که بازار سهام ایران در افق‌های بلندمدت کارا تر است. به طوری که سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت در بورس اوراق بهادار تهران متأثر از عواملی است که به نقض فرض مدل قیمت‌گذاری منجر خواهد شد. براساس تحلیل‌ها

بیشترین انرژی در سطوح پایین مقیاس‌ها متمرکز شده‌اند و در کوتاه‌مدت مقادیر بیشتری در معرض خطر از دست رفتن هستند که این مسئله نتایج آزمون‌های قبلی را تأیید خواهد کرد. همچنین، بازدهی‌های پرتفولیوی به علت آنکه سعی شده است از انواع صنایع انتخاب شود، از آنجا که برخی از سهام در بازه‌ای از زمان بازده منفی و برخی دیگر بازده مثبت دارند، بنابراین ارزش‌های در معرض ریسک در مقیاس‌های میان‌مدت منفی به دست آمده‌اند. نتایج حاصل از تخمین ارزش‌های در معرض ریسک بر اساس مدل قیمت‌گذاری در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵: تخمین ارزش‌های در معرض ریسک

VaR 95%	مقیاس‌های زمانی
۷/۸۹۶	D1
-۰/۰۲۲	D2
-۰/۰۸	D3
۰/۰۰۲	D4

به‌طور کلی، همانطور که در بخش‌های پیشین نیز به آن اشاره شد، می‌توان چنین اظهار کرد که پیش‌بینی‌های مدل CAPM برای بورس اوراق بهادار تهران در بلندمدت در نوع خود بسیار مناسب هستند. در بخش پیوست‌ها نمودار اهرمی روابط نوسانات بازده سهام و پرتفولیوی بازار برخی سهام در چهار مقیاس به تفکیک نمایش داده شده است که این ارتباط برای برخی از آن‌ها به شدت مثبت و معنادار بوده و برای برخی دیگر به شدت بی‌معنا بوده است.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش از آنالیز موجک به منظور محاسبه ریسک سیستماتیک مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده شده است. به گونه‌ای که بازدهی سهام بر مبنای مقیاس به مقیاس تشریح و از این طریق در هر زمان و برای هر مقیاس زمانی بازدهی به تخمین واریانس موجک بازدهی سهام و کوواریانس موجک بازده پرتفوی سهام بازار هر سهم پرداخته شد. به منظور تشریح ویژگی‌های ریسک سیستماتیک از طریق تجزیه بازده بر مبنای مقیاس در دو حوزه زمان و مقیاس از آنالیز موجک استفاده شد.

بنابراین، در سری‌های نویززدایی شده، در مقیاس‌های زمانی مختلف برای ۲۰ سهم از سهام

صنایع مختلف مدل قیمت گذاری تبیین شد. براساس نتایج به دست آمده از آزمون های آماری، این مدل در افق های زمانی بلندمدت بسیار کارا عمل می کند. همچنین، ارزش های در معرض ریسک پرتفولیوی تشکیل شده در مقیاس چهار نسبتاً منطقی به دست آمدند؛ به طوری که تخمین بتا در دینامیک های بلندمدت، دارای نوساناتی بالاتر از ۳۲ روز برای کلیه سهام مثبت به دست آمدند که هم جهت بودن روند بازدهی پرتفولیوی بازار و روند بازدهی سهام را نشان می داد.

به عبارتی، با استفاده از موجک در مقیاس های بالاتر (فرکانس های پایین)، شاخص ریسک سیستماتیک بسیار معنادار مشاهده شد. از جمله نتایج این پژوهش آن است که پیش بینی های مبتنی بر مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای در بورس تهران در افق زمانی بلندمدت در مقایسه با افق های زمانی کوتاه مدت و میان مدت، بسیار کارا تر عمل می کند. بنابراین، ریسک در فرکانس های بالاتر سری های زمانی (مقیاس های پایین) به شدت متمرکز شده است؛ پس این مدل یک مدل چندمقیاسه است.

بنابراین، می توان نتیجه گرفت که بررسی ریسک سیستماتیک در زمان مقیاس های طولانی تر اعتبار و پایایی بیشتری دارد و در نظر داشتن زمان مقیاس های کوتاه هم در عمل و هم در پژوهش ها خالی از تورش نیست.

نتایج این پژوهش منطبق بر پژوهش های جن چی و همکاران ۲۰۰۵، با ارائه مقاله ای به تشریح مفهوم ریسک سیستماتیک چندمقیاسی با استفاده از تبدیل موجک پرداختند؛ براساس نتایج به دست آمده محققان درجه ۲ بودن رابطه بتا و بازده اثر پدیده مقیاس در نظر داشتند. همچنین، پیش بینی «مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای» با افق میان مدت و بلندمدت برای سرمایه گذاران بسیار مفید است. بنابراین، نتایج پژوهش حاضر نیز در راستای نتایج پیشین قرار می گیرد.

از طرفی، در پژوهشی دیگر که توسط رهیم، بن امو و بن مبروک ۲۰۰۷ انجام گرفت، در مقیاس کوتاه مدت و بلندمدت رابطه بین بازده اضافی سهام و سطح ریسک سیستماتیک شدت می یابد. به این ترتیب، می توان گفت بازار سهام فرانسه در کوتاه مدت و بلندمدت بسیار کارا است. براساس انتظاری که می رفت بورس فرانسه از بورس ایران متفاوت عمل می کند. بنابراین، به نظر می رسد، سرمایه گذاران در انتخاب سهام، ریسک و بازده را برای سهام مختلف در زمان-مقیاس های طولانی تر در نظر داشته باشند، در حالی که انتخاب پرتفولیوی براساس نیازمندی ها افق زمانی مورد نظر و شرایط هر سرمایه گذار انجام خواهد گرفت.

منابع و مآخذ

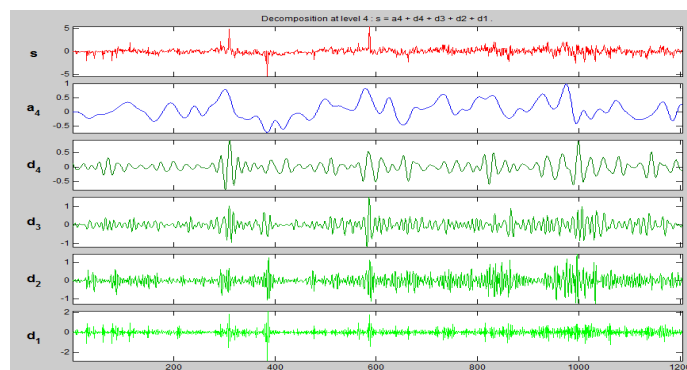
۱. اسلامی بیدگلی و دیگران. (۱۳۸۸). «بررسی زمان مقیاس مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق تبدیل موجک». *مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۶، شماره ۵۸، زمستان، ۳۵-۵۲.
۲. توانگر، افسانه؛ خسرویی، مهدی. (۱۳۹۰). «آزمون توان مدل D-CAPM، در مقایسه با مدل CAPM در تبیین ارتباط بین ریسک و بازده سهام». *مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، بهار ۱۳۹۰، شماره ۹.
۳. شکیبایی، علیرضا؛ افلاطونی، عباس؛ نیکبخت، لیلی. (۱۳۸۷). «بررسی رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت در کشورهای عضو اوپک». *مجله دانش و توسعه (علمی-پژوهشی)*، سال پانزدهم، زمستان، شماره ۲۵.
4. Aloui, Ch., Hkiri, B., (2014)., "Co-movements of GCC emerging stock markets: New evidence from wavelet coherence analysis", *Economic Modeling*, VOL.36 PP. 421-431.
5. Black, F., Jensen, M., Scholes, M., (1972)., "Capital asset pricing model: some empirical tests. In: Jensen, M. (Ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*. Praeger, New York.
6. Bruce, A. and Gao, H.-Y. (1996) "*Applied Wavelet Analysis with S-PLUS*". New York: Springer-Verlag.
7. Cifter, A. & A. Ozun. (2008). "A Signal Processing Model for Time Series Analysis": The Effect of International F/X Markets on Domestic Currencies Using Wavelet Networks. *International Review of Electrical Engineering*, 3: 580-591.
8. Copeland, T., Weston, J., & Shastri, K. (2004). *Financial theory and corporate policy* (Fourth edition). Pearson Addison Wesley.
9. Douglas E. Adams. (2007), "Health Monitoring of Structural Materials and Components; Methods with Applications", Purdue University, USA; John Willey & sons.
10. Fama, E.F., MacBeth, J., (1973), Risk, return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy* 71, 607-636.
11. Fernandez, V. (2006). The CAPM and Value at Risk at Different Time-Scales. *International Review of Financial Analysis*, 15: 203-219.
12. Gencay, R., Whitcher, B., & Selcuk, F. (2002). *An introduction to wavelets and other filtering methods in finance and economics*. San Diego Academic Press.

13. Gençay, R., Whitcher, B., & Selçuk, F. (2003). Systematic risk and time scales. *Quantitative Finance*, 3, 108–116.
14. Gençay, R., Whitcher, B., & Selçuk, F. (2005). Multiscale systematic risk. *Journal of International Money and Finance*, 24 (1), 55-70.
15. Gençay, R., Gradojevic, N., Selçuk, F., & Whitcher, B. (2010). *A symmetry of information flow between volatilities across time scales*. *Quantitative Finance*, 10(8), 895–915.
16. In, F., S. Kim, V. Marisetty & R. Faff. (2008). Analysing the Performance of Managed Funds Using the Wavelet Multiscaling Method. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 31: 55-70.
17. I. Daubechies, (1996). "Where do wavelet come from?", *Proc. IEEE*, VOL.84, NO.4, PP.510-514.
18. Jammazi, R., & Aloui, C. (2010). "Wavelet decomposition and regime shifts": Assessing the effects of crude oil shocks on stock market returns. *Energy Policy*, 38(3), 1415–1435.
19. J. Morlet, A. Grossman, (1984). "Decomposition of Hard Functions in to Square Integrable Wavelets of Constant Shapes", *SIMA. J. Math. Anual*, Vol 15. NO.4, pp.723-736.
20. Jing Kao, L., Chou Chiu, Ch., Jie Lu, Ch., Hsiang Chang, Ch., (2013)., "A hybrid approach by
21. integrating wavelet-based feature extraction with MARS and SVR for stock index forecasting, *Decision Support Systems* VOL.54, PP.1228–1244.
22. Khalfaoui, R., Boutahar, M., (2011)., "A time-scale analysis of systematic risk Wavelet-based
23. approach, 28., MPRA Paper No. 3, posted 30., GREQAM d 'Aix-Marseille, IML University, Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/31938>.
24. Keijian H., Kin Keung L., Jerome Y. (2012) " Ensemble forecasting of Value at Risk via Multi Resolution Analysis based methodology in metals markets " *Journal of Expert Systems with Applications* VOL. 39 PP. 4258–4267.
25. 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.
26. Megginson, W. (1997). *Corporate finance theory*. Addison-Wesley, Educational Publishers Inc.
27. Mallat, S., "Multi frequency channel Decomposition of image and wavelet

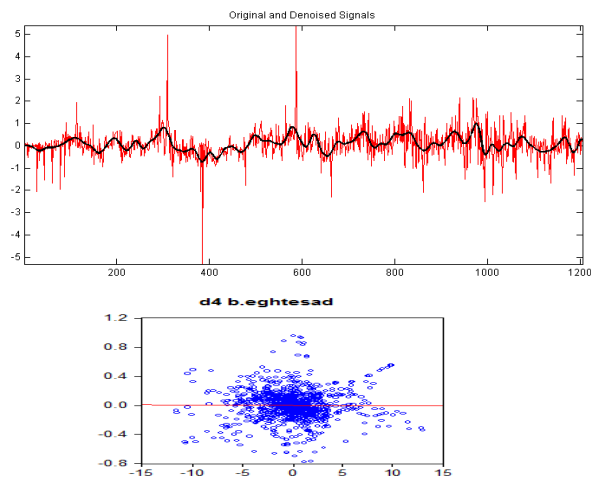
- Models", IEEE, trans. , ASSP, VOL:3, NO. 12, pp. 2091-2120, DEC. 1989.
28. Percival, D., & Walden, A. (2000). Wavelets analysis for time series analysis. Cambridge, UK7 Cambridge University Press.
29. Reboledo, J.C., River-Castro, M.A., (2014), "Wavelet-based evidence of the impact of oil Prices on stock returns". Int. Rev. Econ. Finance VOL.29, PP. 145–176. <http://dx.doi.org/10.1016/j.iref.2013.05.014>.
30. Rhaïem, R., S. Ben Ammou & A. Ben Mabrouk. (2007). Estimation of the Systematic Risk at Different Time Scales: Application to French Stock Market. International Journal of Applied Economics and Finance, 1(2): 79 - 87.
31. Rogachev, A. (2007) "Value-at-risk concept by Swiss private banks", *The Journal of Risk Finance*, Vol. 8. No., pp. 72-78.
32. Sharpe, W., 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19, 425–442.
33. Shinde Abhijeet Dipak, (2004), A Wavelet Pack Based sifting process and Its Application for structural Health Monitoring. Worcester Polytechnic Institute, US: MS Thesis.
34. S.G. Mallat 1988, "A Wavelet tour of signal processing" , Academic Press.
35. Y. Meyer, 1987. "A Analysis par on delettes", pour la science.

پیوست‌ها:

تجزیه موجک شاخص بورس اوراق بهادار تهران



نمودار نویززدایی شاخص بورس تهران با استفاده از آنالیز موجک



نمودار اهرمی پرتفولیوی بازار و بازدهی برخی از سهام در مقیاس‌های مختلف

