فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۶، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۸، صفحات ۵۰- ۲۹

تخمین ریسک سیتماتیک در مقیاس‌های زمانی مختلف با استفاده از آنالیز موجک برای بورس اوراق بهادار تهران

دکتر علی قنبری، محسن خضری و رقیه ترکی سمایی*

تاریخ وصول: ۱۳۸۸/۹/۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۱۲/۱۱

چکیده:

در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) بازده‌ی انتظاری دارایی‌ها به سطح ریسک سیستماتیکشان بستگی دارد، به طوری که ریسک سیستماتیک دارایی، در ارتباط با پرتوفولیوی بازار اندازه‌گیری می‌شود. از این رو، هدف این مقاله تخمین مدل CAPM در مقیاس‌های زمانی مختلف است. آنالیز موجک، روشی جدید در زمینه‌ی مالی است و به عنوان روش تجربی در بررسی رابطه‌ی میان بازده سهام و ریسک سیستماتیک در مقیاس زمانی مختلف در این مقاله استفاده شده است. نمونه‌ی مورد استفاده در این تحقیق متشکل از 15 سهام، در فاصله‌ی سال‌های 1388 -1383 در بورس اوراق بهادار تهران است. نتایج تحقیق نشان داد که رابطه‌ی بین بتای سهام و بازده آن در مقیاس کوتاه‌مدت و میان‌مدت قوی‌تر است. بنابراین، بورس اوراق بهادار تهران در مقیاس 1 تا 4 (2-32 روزه) کاراتر بوده است. از این رو، پیش‌بینی CAPM در چهارچوب چند مقیاسی، در افق‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت، در مقایسه با دیگر افق‌ها مناسب‌تر است.

طبقه بندی JEL: C13، G11، G12، G15

واژه‌های کلیدی: *موجک، CAPM، ریسک سیستماتیک، بورس اوراق بهادار تهران*

* به ترتیب، استادیار و دانشجویان کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
(dr_alighanbari@yahoo.com)

۱- مقدمه

یکی از موضوعات مهم در زمینه‌ی مدیریت مالی و سرمایه‌گذاری، ریسک و رابطه‌ی ریسک و بازده مورد انتظار است. توجه به عامل ریسک و رابطه‌ی آن با بازده مورد انتظار، به علت اهمیت خاص آن همواره مورد توجه صاحبنظران حوزه‌ی مالی بوده است. یکی از عوامل تأثیرگذار بر بازده دارایی‌های مالی، ریسک است؛ سهامداران و سرمایه‌گذاران نیازمند سنجش میزان حساسیت سهام دارایی‌های مالی خود نسبت به ریسک دارند و این افراد همواره به دنبال شناسایی، اندازه گیری و کنترل عوامل مؤثر بر بازده دارایی‌ها هستند. با وجود کاربرد زیاد مدل ریسک و بازدهی در تحقیقات، هنوز این مدل در آنالیزهای جهانی مدلی استاندارد است و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (*CAPM*)[1] نام دارد. مدل *CAPM* سعی در تشریح رابطه‌ی بین ریسک و بازده اوراق سهام مالی دارد و به منظور تشخیص قیمت مناسب سهام مورد استفاده قرار می‌گیرد. مدل *CAPM* به صورت جداگانه توسط شارپ[2] (۱۹۶۴)، لیتنر[3] (۱۹۶۵) و موسین[4] (۱۹۶۶)، به کار برده شد و به صورت استدلالی، از تئوری سهام میانگین- واریانس مارکویتز[5] (۱۹۵۲) استنباط شده است. در مدل *CAPM* ریسک به دو بخش ریسک سیتماتیک[6] و غیر سیستماتیک تقسیم می‌شود. ریسک سیستماتیک چگونگی عمل یک سهام را در ارتباط با سهام[7] بازار نشان می‌دهد. به عبارتی دیگر، بازده انتظاری دارایی به سطح ریسک سیستماتیکش (بتا)[8] بستگی دارد و ریسک غیرسیستماتیک به شرایط خاص هر سهم بستگی دارد.

در این مطالعه، داده‌های ۱۵ سهم بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از آنالیز موجک[9] در مرحله‌ی مدل‌سازی داده‌های مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. آنالیز موجک به عنوان روشی جدید در تخمین *CAPM* در مقیاس زمانی مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرد. بر این اساس، علاوه بر تخمین بتای مربوط به ۱۵

---

[1] Capital Asset Pricing Model
[2] Sharpe
[3] Lintner
[4] Mossin
[5] Markowitz
[6] Systematic
[7] Portfolio
[8] Beta
[9] Wavelets analysis

سهام فعال در بورس اوراق بهادار تهران در مقیاس زمانی مختلف، به منظور محاسبه‌ی صرف ریسک[۱۰] بازار در مقیاس زمانی مختلف، به بررسی رابطه‌ی بین بتای سهام و میانگین صرف ریسک سهام در مقیاس زمانی مختلف پرداخته می‌شود. هدف این است که مقیاس‌هایی را که در آن پیش‌بینی‌های *CAPM* در بورس اوراق بهادار تهران مناسب‌تر است، مشخص شود. که ادامه مقاله پیشینه‌ی تحقیق بررسی می‌شود. در بخش سوم، خلاصه‌ای از مبانی نظری *CAPM*، آنالیز موجک و واریانس و کواریانس موجک ارائه می‌شود. بخش چهارم به معرفی متغیرهای مورد استفاده در تحقیق می‌پردازد. بخش پنجم به تجزیه و تحلیل نتایج اختصاص دارد.

۲- پیشینه‌ی تحقیق

بیشتر مطالعات تجربی اخیر بر روی *CAPM* به صورت استدلالی، مبانی اصلی مدل را مورد تأیید قرار می‌دهند. بلک، جنز و شولس[۱۱] (۱۹۷۲) در بررسی خود به این نتیجه رسیده‌اند که طی سال‌های ۱۹۶۵-۱۹۳۱، بتای بالاتر و بازده بالاتر با هم حرکت می‌کنند. فما و مکبیس[۱۲] (۱۹۷۳) نیز دریافتند که طی سال‌های ۱۹۶۸-۱۹۳۵، بتا و بازده رابطه‌ی مثبتی برای کل دوره داشته است. به علاوه، رابطه‌ی فوق به صورت خطی بوده است و ریسک غیر سیستماتیک روی بازده‌ها اثری نداشته است.

کوساری، شانکن و اسلن[۱۳] (۱۹۹۵) در مقاله‌ای جدیدتر نشان داده‌اند که به کارگیری بازده‌های سالانه به جای بازده‌های ماهیانه در دوره‌ی ۱۹۹۰-۱۹۲۷، ارتباطی قوی بین بتا و بازده‌ها را نشان می‌دهد.

کهن، هوون، میر، سچورتز و ویتکمب[۱۴] (۱۹۸۶) و هندا، کوساری و وسلی[۱۵] (۱۹۸۹؛ ۱۹۹۳) نیز به این نتیجه رسیده‌اند که بتا به عنوان ضریب ریسک سیستماتیک بر طبق مقیاس زمانی تغییر می‌کند. به همین ترتیب، لینچ و

[10] Risk premium
[11] Black, Jensen and Sholes
[12] Fama and MacBeth
[13] Kothari, Shanken and Sloan
[14] Cohen, Hawawin, Mayer, Schwartz and Witcomb
[15] Handa, Kothari and Wasley

زومبچ[16] (۲۰۰۳) اهمیت چهارچوب چند مقیاسی را در آنالیز تغییرات قیمت، با ترکیب داده‌های روزانه، هفتگی و ماهیانه، مورد تأیید قرار داده‌اند. این مطالعات نشان داده‌اند که بتا به فاصله‌ی زمانی حساس بوده است، به طوری که در ادامه، دیدگاه چند مقیاسی برای توضیح نتایجی مناسب‌تر ارائه شده است.

فرناندز[17] (۲۰۰۶) با استفاده از آنالیز موجک به بررسی رابطه‌ی بین بازده‌ی سهام و ریسک سیستماتیک در مقیاس زمانی مختلف ۲۴ سهم از بورس سنتیاگو،[18] پرداخته است. بر اساس نتایج این تحقیق، مدل *CAPM*، تنها دوره‌های سرمایه‌گذاری میان‌مدت را در بورس سنتیاگو حمایت می‌کند. در تحقیق جنسای، وایتچر و سلکک[19] (۲۰۰۳) به منظور محاسبه‌ی ریسک سیستماتیک سهام بورس آمریکا، با استفاده از آنالیز موجک به بررسی رابطه‌ی بین بازده سهام و ریسک سیستماتیک در مقیاس زمانی مختلف پرداخته‌اند. بر اساس نتایج این تحقیق، رابطه‌ی بین بازده سهام و بتا با افزایش مقیاس قوی‌تر می‌شود. بنابراین، پیش بینی مدل *CAPM* در افق‌های میان‌مدت و بلندمدت مناسب‌تر است.

رهیم، بن امو و بن مبروک[20] (۲۰۰۷). با استفاده از آنالیز موجک به بررسی رابطه‌ی بین بازده سهام و ریسک سیستماتیک در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، در مقیاس زمانی مختلف بازار سهام فرانسه پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان داد که در مقیاس کوتاه‌مدت و بلندمدت، رابطه‌ی بین بازده سهام و سطح ریسک سیستماتیک شدیدتر است؛ به طوری که بازار سهام فرانسه در کوتاه-مدت و بلندمدت کاراتر است.

راعی و خسروی (۱۳۸۶) در مقاله ای سه نوع معیار ریسک نامطلوب و عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در تبیین رفتار بازار سرمایه، بر اساس چهار نوع بتا (بتای سنتی و سه نوع بتای نامطلوب) مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس یافته‌های این تحقیق، اگر در تخمین بازدهی مورد انتظار با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، بتای نامطلوب استرادا جایگزین بتای سنتی شود، نتایج حاصل علاوه بر بالا بودن دقت برآورد، متفاوت هم خواهند بود.

---

[16] Lynch and Zumbach
[17] Fernandez
[18] Santiago
[19] Gencay, Whitcher and Selcuk
[20] Rhaeim, Ben Ammou and Ben Mabrouk

صمدی و دیگران (۱۳۸۶) با استفاده از قاعده‌ی فیلتر میزان کارایی و وجـود حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کرده‌اند.

محمدی، عباسـی نـژاد و میرصـانعی (۱۳۸۶) بـه بررسـی دوره‌هـای بـازده، مـدل‌هـای تخمـین و روش‌هـای مختلـف اقتـصادسنجی بـه منظـور تخمـین بتـا پرداخته‌انـد. نمـوده‌انـد. نتـایج تحقیـق نـشان داد کـه بـازده‌هـای ماهانـه و روش رگرسیون ناپارامتری، مدیران را در به دست آوردن بتای بهتر یاری می‌کند.

۳- مبانی نظری

۳-۱- مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

در چهار دهه‌ی گذشته، نظم مـالی بـسیاری از تئوری‌هـای انـدازه‌گیـری ریـسک و کاربرد آن را در تخمین بازدهی، بهبود بخشیده است. دو جزء کلیـدی ایـن تئوری، بتا یا انـدازه‌ی ریـسک و *CAPM* اسـت کـه از بتـا بـرای تخمـین بـازدهی اسـتفاده می‌شود.

اهمیت *CAPM* به این دلیل است که اولین مدل قیمت‌گذاری دارایی تعادلی، وابسته بر انتخاب پرتوفولیوی میانگین واریانس تحت شرایط نااطمینانی بوده اسـت. طبق روش *CAPM*، سرمایه‌گذاران منطقی و ریسک‌گریز، حداکثر کننده‌ی مطلوبیت هستند، به طوری که مطلوبیت را از طریق بـازدهی درک مـی‌کننـد و ریـسک را بـا انحراف معیار بازده اندازه‌گیری می‌کنند. سرمایه گذاران منطقی و ریسک گریز افق زمانی سرمایه‌گذاری و انتظارات یکسانی دارند. همچنین، بازار سرمایه کامل فـرض می‌شود، به خـصوص اینکـه هـیچ مالیـات و هزینـه‌ی داد و سـتدی وجـود نـدارد و سرمایه‌گذاران می‌توانند بدون هیچ گونه نرخ ریسک بازدهی، هم قرض بدهند و هـم قرض بگیرند (گالاگدرا،[21] ۲۰۰۷؛ پرلود،[22] ۲۰۰۴؛ هو، سترنگ و پسی،[23] ۲۰۰۰).

بتا به عنوان میزان ریسک غیر قابل تغییر یک دارایی، نسبت به سـهام بـازار، *CAPM* بازده لازم برای سرمایه‌گذاری را به صورت رابطه‌ی (۱) تعریف می‌کند:

$$E(R_i) = r_f + \beta_i\,[E(R_m) - r_f] \qquad (1)$$

---

[21] Galagedera
[22] Perold
[23] Ho, Strange and Piesse

که در آن $E(R_i)$ بازده انتظاری دارایی i ام، r_f نرخ بهره‌ی بدون ریسک، $E(R_m)$ بازده انتظاری سهام بازار و β_i میزان ریسک دارایی i ام است. *CAPM* به دو بخش می‌تواند بـه نـرخ بـدون ریـسک بـازده (r_f)، و صـرف ریـسک $\beta_i\,[E(R_m)-r_f\,]$ تقسیم شود. صرف ریسک سهام مقدار تقاضای بازده سرمایه‌گذاران، مـازاد بـر نـرخ بهـره بـدون ریـسک، بـه منظـور جبـران ریـسک غیـر قابـل تغییـر سرمایه‌گذاری است که به صورت بتا، در رابطه‌ی (۲) محاسبه می‌شود:

$$\beta_i = \frac{Cov(R_i,R_m)}{Var(R_m)} = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_{mm}} \qquad (۲)$$

صرف ریسک بازار، به صورت بازده $(E(R_m)-r_f\,)$ در نظر گرفته مـی‌شـود. بازده بیشتر از نرخ بهره بدون ریسک برای سرمایه‌گذاران، بـرای حفـظ سـهام بـازار است. از آنجا که صرف ریسک دارایی فردی، برابر با حاصل‌ضرب صرف ریسک بـازار در بتای آن است. رابطه‌ی (۱) می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۳) باز نویسی شود.

$$E(R_i)-r_f = \beta_i\,[E(R_m)-r_f\,] \qquad (۳)$$

بتا امکان تجزیه مناسب واریانس یک دارایـی، بخـصوص واریـانس R_i را بـه صورت رابطه‌ی (۴) می‌دهد.

$$\sigma_i^۲ = \beta_i^۲\ \sigma_m^۲ + \sigma_{\varepsilon i}^۲ \qquad (۴)$$

بنابراین، $\sigma_i^۲$ می‌تواند بـه دو بخـش تجزیـه شـود، بخـش اول، جـزء ریـسک سیستماتیک بنگاه است $(\beta_i^۲\ \sigma_m^۲)$ که بخشی از واریانس دارایـی قابـل اسـتناد بـه نوسانات بازار را نشان می‌دهد. دومین جزء، ریسک غیر سیستماتیک بنگـاه $(\sigma_{\varepsilon i}^۲)$ است و به نوسانات خاص بنگاه مربوط است. اگر همه‌ی قیمت دارایی‌ها مربـوط بـه حرکت بازار باشد، جزء خطا (ε_{it})همیشه صفر بوده، $\sigma_{\varepsilon i}^۲ = ۰$ است.

۳-۲- آنالیز موجک

در سال ۱۸۲۲ ریاضیدان و فیزیکدان فرانسوی، جان باپتیـست جـوزف فوریـه[۲۴] در کتاب تئوری تجزیه‌ی حرارت نشان داد که هر تابع دوره‌ای (سیگنال[۲۵]) می‌تواند بـه صورت مجموعه‌ی بی‌نهایتی از توابع نمایی پیچیده دوره‌ای تعریف شـود (اوزگونـل،

[24] Jean Baptiste Joseph Fourier
[25] Signal

انبلیگن و کسمن،[26] ۲۰۰۴). گـراپس[27] (۱۹۹۵) نـشان داد کـه تجزیـه‌ی موجـک، مانند تبدیل فوریه، یک مجموعه سیگنال از توابع مبنـا کـه تنهـا بـه صـورت تـابع سینوسی و کوسینوسی استفاده می‌شود، ندارد. امـا تجزیـه‌ی موجـک شـامل یـک مجموعه‌ی بی‌نهایت از توابع مبنای امکان‌پذیر است که در آن دسترسـی سـریع بـه اطلاعات بر خلاف سایر روش‌ها وجود دارد. بر پایه‌ی آنـالیز فوریـه، آنـالیز موجـک قادر به تجزیه‌ی سـری‌هـای زمـانی، در مقیـاس‌هـای زمـانی مختلـف یـا افـق‌هـای سرمایه‌گذاری متفاوت است (این، کیم، مارسـتی و فـاف،[28] ۲۰۰۸) ویژگـی فـوق از آنجا ناشی می‌شود که دیگر روش‌های آماری، تنها قلمرو زمان یا قلمـرو فرکـانس را برای تحلیل سری‌های زمانی مالی در نظـر مـی‌گیرنـد، بنـابراین، آنـالیز موجـک بـا تحلیـــل‌هـــای فرکـــانس زمـــانی، کابردهـــای فراوانـــی در مـــدل‌ســـازی سری‌های زمانی اقتصادی و مالی دارد (جنسای، سلکک و وایتچر،[29] ۲۰۰۲).

در آنالیز موجک، سیگنال به صورت ترکیب خطی از توابع موجک نشان داده می‌شود (سفتر و ازون،[30] ۲۰۰۷؛ ۲۰۰۸). بر اسـاس طـول داده‌هـا، دو مـوج اصـلی موجک ها وجود دارد. اولین موج، تبدیل موجک پیوسته *(CWT)*[31] اسـت کـه بـرای کار با سری‌های زمانی تعریف شده و بر روی محور حقیقی کامل طراحی شده است. موجک دوم، تبدیل موجک گسسته *(DWT)*[32] است که در جداسـازی سـری داده در اجزاء فرکانس متفاوت، ممکن است که به صورت جداگانه، به منظور آزمـایش عمـق سری داده مطالعه شود (کونلون، گـران و روسـکین،[33] ۲۰۰۸). موجـک‌هـا دو نـوع هستند؛ یعنی موجک پدر[34] (Φ) و موجک مادر[35] (Ψ) به صورت زیر.

$$\int \Psi(t)d = ۰ \quad ; \quad \int \Phi(t)d = ۱ \qquad (۵)$$

قسمت‌های صاف و با فرکانس کم یک سیگنال، بـا اسـتفاده از موجـک پـدر نشان داده می‌شود و موجک مادر، به منظور نشان دادن قسمت‌ها با جزئیات بیـشتر

---

[26] Ozgonenel, Onbilgin and Kocaman
[27] Graps
[28] In, Kim, Marisetty and Faff
[29] Gençay, Selçuk and Whitcher
[30] Cifter and Ozun
[31] Continuous wavelet transform
[32] discrete wavelet transform
[33] Conlon, Crane and Ruskin
[34] Father wavelets
[35] Mother wavelets

و با فرکانس بالا استفاده می‌شود. تعریف رسمی موجک‌های پدر و مادر، بـه ترتیـب به صورت رابطه‌ی (۶) و (۷) نشان داده می‌شود.

$$\Phi_{j,k}(t) = ۲^{-\frac{j}{۲}}\Phi(\frac{t-۲^j k}{۲^j}) \qquad (۶)$$

$$\Psi_{j,k}(t) = ۲^{-\frac{j}{۲}}\Psi(\frac{t-۲^j k}{۲^j}) \qquad (۷)$$

توابـع موجـک تقریـب‌زننـده $\Psi_{j,k}$ و $\Phi_{j,k}$، نـسخه‌هـای ترجمـه شـده و مقیاس‌بندی شده ی Ψ و Φ هستند که در آن ۲^j فاکتور مقیاس یا اتساع است.

فرناندز[۳۶] (۲۰۰۶) اشاره می‌کند که عادی‌ترین موجـک‌هـای اسـتفاده شـده، موجک‌ها متعامد[۳۷] مانند هار،[۳۸] سیملتس[۳۹] و دابچـیس[۴۰] هـستند. تخمـین سـری موجک متعامد به یک سیگنال $f(t)$ به صورت رابطه‌ی (۸) به دست می‌آید.

$$f_j(t) = \sum_k S_{J,k}\Phi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J,k}\Psi_{J,k}(t) + \cdots + \sum_k d_{l,k}\Psi_{l,k}(t) \qquad (۸)$$

در این رابطه J تعداد مقیاس‌های چند تحلیلی و k دامنه‌ای از یک تـا تعـداد ضـرایب در اجـزاء متنـاظر اسـت. همچنـین، ضـرایب جزئیـات[۴۱] $(d_{j,k},\ldots,d_{l,k})$، نوسانات فرکانس بالاتر را می‌گیرند و انحرافـات مقیـاس ریـز رونـد[۴۲] را بـه صـورت رابطه‌ی (۹) نشان می‌دهند. ضرایب سطح صاف ($S_{J,k}$) رفتار روند را می‌گیرند و به صورت رابطه‌ی (۱۰) محاسبه می‌کند:

$$d_{j,k} = \int \Psi_{j,k}(t) f(t) d \;; \qquad j = 1,\ldots,J \qquad (۹)$$

$$s_{J,k} = \int \Phi_{J,k}(t) f(t) d \qquad (۱۰)$$

که در آن $S_{J,k}$ نشانگر ضرایب صافی[۴۳] یا ضـرایب تخمـین[۴۴] و $d_{j,k}$ ضـرایب جزئیات یا موجک هستند.

تقریب سری موجک از یک سیگنال اصلی $f(t)$، به صورت رابطه‌ی (۱۱)، از بخش‌های سیگنال جزئیات و سیگنال صاف تشکیل شده است:

36 Fernandez
37 Orthogonal
38 Haar
39 Symmelets
40 Daubechies
41 Detail
42 Trend
43 Smoothness coefficients
44 Approximation coefficients

$$f(t) \approx S_J(t) + D_J(t) + D_{J-1}(t) + \cdots + D_1(t) \quad (۱۱)$$

در رابطه‌ی فوق، $S_J(t)$ و $D_J(t)$ به صورت رابطه‌ی (۱۲) و (۱۳) تعریف می‌شوند.

$$S_J(t) = \sum_k s_{J,k} \Phi_{J,k}(t) \quad (۱۲)$$

$$D_J(t) = \sum_k d_{j,k} \Psi_{J,k}(t) \quad (۱۳)$$

عبارات موجود در رابطه‌ی (۱۱) یک تجزیه‌ی سیگنال در اجزاء سیگنال متعامد $S_J(t), D_J(t), D_{J-1}(t), \ldots, D_1(t)$ در مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. تخمین رابطه‌ی (۹) یک تجزیه چند تحلیلی *(MRD)*[۴۵] نامیده می‌شود. بنابراین، هر نقطه می‌تواند به عنوان مجموعه‌ای از جزئیات موجک و سطح صاف موجک، بر روی مقیاس‌های زمانی مختلف تجزیه شود، ضرایب سطح صاف عمدتاً رفتار روند داده‌ها را تسخیر می‌کنند، در حالی‌که ضرایب جزئیات، انحراف از رفتار روند را برای مقیاس‌های ریز نشان می‌دهند.

۳-۳- واریانس و کواریانس موجک

آنالیز واریانس موجک، شامل تجزیه‌ی واریانس سری‌هایی است که در مقیاس‌های زمانی متفاوت پیوسته است. آنالیز واریانس موجک به ما نشان می‌دهد که مقیاس‌ها در نوسانات سراسری یک سری زمانی، شرکت‌کنندگان مهمی هستند (پرسیوال و والدن،[۴۶] ۲۰۰۰). اگر $(X_1, X_2, \cdots, X_n)$ سری زمانی مورد نظر با یک فرآیند ایستا[۴۷] و واریانس σ_X^2 باشد و $\upsilon_X^2(\tau_i)$ تجزیه‌ی واریانس موجک در مقیاس $\tau_j = 2^{j-1}$ باشد، در این حالت رابطه‌ی (۱۴) برقرار است:

$$\sigma_X^2 = \sum_{j=1}^{\infty} \upsilon_X^2(\tau_i) \quad (۱۴)$$

تخمین‌زننده بدون تورش واریانس موجک در مقیاس τ_j، برای بازده بازار (R_{mt}) به صورت رابطه‌ی (۱۵) است:

$$\hat{\upsilon}_{R_{mt}}^2(\tau_j) \equiv \frac{1}{(n'_j - L'_j)2^j} \sum_{t=L'_j-1}^{n'_j-1} d_{j,t}^2 \quad (۱۵)$$

---

45 Multi-Resolution Decomposition
46 Percival and Walden
47 Stationary

در رابطه‌ی فوق L نشانگر پهنـای فیلتـر موجـک[48] اسـت. $n'_j = \frac{n}{2^j}$ تعـداد ضـرایب تبـدیل موجـک گسـسته در سـطح j اسـت. n انـدازه‌ی نمونـه اسـت. $L'_j = (1-\frac{1}{2^j})(L-2)$ تعداد ضرایب کرانی[49] تبدیل موجک گسسته است، مشروط بـه اینکه $n'_j > L'_j$ باشد (جنسای، سلکک و وایتچر، ۲۰۰۲).

کواریانس موجک بدون تورش بین بازده بازار (R_{mt}) و بازده سـهام (R_{it}) در مقیاس τ_j به صورت رابطه‌ی (۱۶) است (جنسای، سلکک و وایتچر، ۲۰۰۲).

$$\hat{\upsilon}^2_{R_{mt},R_{it}}(\tau_j) \equiv \frac{1}{(n'_j - L'_j)2^j} \sum_{t=L'_j-1}^{n'_j-1} d^{R_{mt}}_{j,t} d^{R_{it}}_{j,t} \qquad (16)$$

تخمین‌زن موجکی بتا برای دارایـی i ام در مقیـاس τ_j بـه صـورت رابطـه‌ی (۱۷) تعریف می‌شود (جنسای، وایتچر و سلکک ، ۲۰۰۳):

$$\hat{\beta}_i(\tau_j) = \frac{\hat{\upsilon}^2_{R_{mt},R_{it}}(\tau_j)}{\hat{\upsilon}^2_{R_{mt}}(\tau_j)} \qquad (17)$$

۴- معرفی متغیرهای تحقیق

۴-۱- بازده سهام

در این مطالعه، داده‌های بازده روزانه سهام (R_{it}) ۱۵ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران، برای دوره‌ی ۱۴ خرداد سال ۱۳۸۳ تا ۱۴ خرداد سال ۱۳۸۸، با طول ۱۲۱۱ روز کار بورس اوراق بهادار تهران، محاسبه شده است و برای تخمین بتای شرکت‌ها در مقیاس‌های زمانی مختلف مورد استفاده قرار گرفته است. معیار انتخاب شرکت‌ها، حجم معاملات و روزهای معاملاتی شرکت‌ها بوده است، به طوری‌که سعی شده است انتخاب براساس صنایع مختلف صورت گیرد. درصد تغییرات قیمت سهام در یک روز مشخص، به عنوان معیار بازدهی سهم در آن دوره در نظر گرفته شده است که به صورت رابطه‌ی (۱۸) محاسبه می‌شود:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} \times 100 \qquad (18)$$

که در آن P_{it} نشانگر قیمت دارایی i ام در روز t ام است.

[48] Wavelet filter
[49] Boundary coefficients

۴-۲- نرخ بازده بدون ریسک

برای محاسبه‌ی نرخ بازده بدون ریسک، از نرخ سود اوراق مشارکت منتشرشده از طرف بانک مرکزی در هر سال استفاده شده است. این اوراق به این دلیل که پرداخت اصل سرمایه و سود مربوطه به آن، از طرف بانک مرکزی تضمین شده است، تقریبا بدون ریسک است.

۴-۳- بازده‌ی پرتفولیوی بازار

برای محاسبه بازده‌ی روزانه پرتوفولیوی بازار (R_{mt})، درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران ($TEPIX$)[۵۰] را برای دوره‌ی ۱۴ خرداد سال ۱۳۸۳ تا ۱۴ خرداد سال ۱۳۸۸، با طول ۱۲۱۱ روز کار بورس اوراق بهادار تهران، در یک محدوده‌ی مشخص در نظر گرفته شده است که به صورت رابطه‌ی (۱۹) محاسبه می‌شود:

$$R_{mt} = \frac{TEPIX_t - TEPIX_{t-1}}{TEPIX_{t-1}} \times 100 \qquad (19)$$

در این رابطه $TEPIX_t$ نشانگر نشان‌دهنده‌ی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران در روز t ام است.

۵- تجزیه و تحلیل نتایج

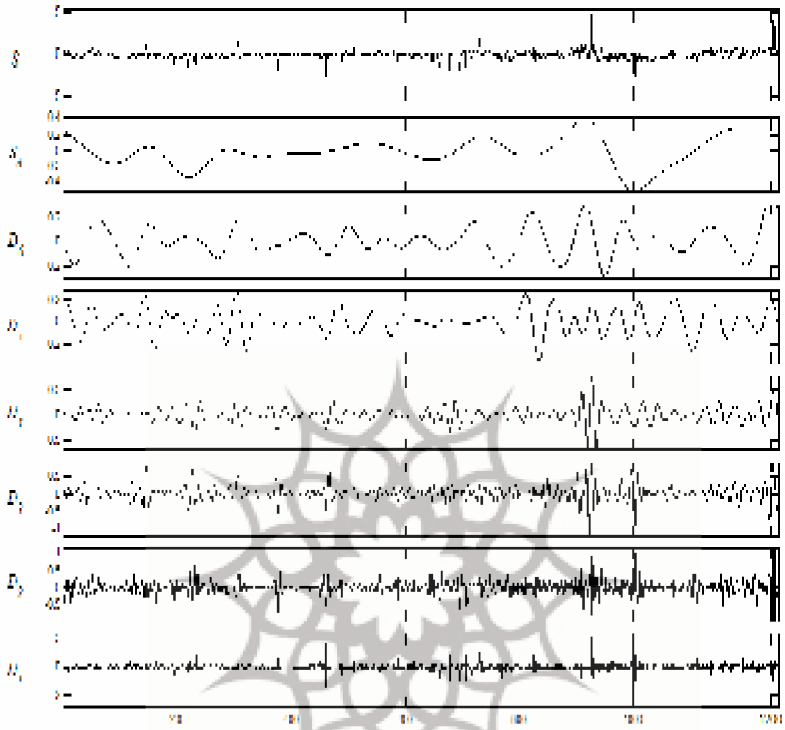
هنگامی که سری زمانی در J مقیاس تجزیه می‌شود، اگر داده‌ها به صورت روزانه باشند، مقیاس موجک به این صورت است که مقیاس یک، نوساناتی $(D_1(t))$ با دینامیک ۲ تا ۴ روزه، مقیاس دو، نوساناتی $(D_2(t))$ با دینامیک ۴ تا ۸ روزه، مقیاس سه، نوساناتی $(D_3(t))$ با دینامیک ۸ تا ۱۶ روزه و ... و مقیاس J، نوساناتی $(D_J(t))$ با دینامیک 2^J تا 3^J روزه را نشان می‌دهند. بدین ترتیب، پس از کسر نوسانات در J مقیاس مختلف از سری زمانی اصلی، در مقیاس J، $S_J(t)$ به دست می‌آید که نوسانات سری زمانی مذکور را در دینامیک‌های بالاتر از 3^J روزه و روند سری زمانی مذکور را نشان می‌دهد. از آنجا که داده‌ها به صورت روزانه است، بتای هر سهام تنها برای ۶ مقیاس محاسبه می‌شود؛ زیرا داده‌های تحقیق ۵ ساله هستند و مقیاس ۷، نه تنها شامل نوسانات $D_7(t)$ (با دینامیکی تقریبا یک

---

[50] Tehran Exchange Price Index

ساله) اســت، بلکــه شــامل $S_7(t)$ (بـا دینـامیکی بـالاتر از یـک سـاله) نیـز هـست. بنابراین، هنگام تجزیه سری زمانی، نمی‌توان $D_7(t)$ را از $S_7(t)$ جدا کرد (جنسای، سلکک و وایتچر، ۲۰۰۲). با استفاده از موجک مرتبه هشت دابچـیس، یـک تبـدیل موجک چند تحلیلی از شـش مقیـاس از نوسـانات روزانـه بـازده پرتوفولیـوی بـازار (R_{mt})، به صورت شکل (۱) محاسبه شده است:

شکل ۱: تبدیل موجک سطح ۶ برای بازده‌ی روزانه پرتوفولیوی بازار



مأخذ: محاسبات محقق

در شکل (۱)، S نوسانات روزانه بازده پرتوفولیوی بازار را نشان می‌دهـد کـه پس از تجزیه در شش مقیاس مختلف، روند بلند مدت آن به صـورت S_6 محاسـبه شده است. بر این اساس، برای بررسی اثر نوسانات بازده پرتوفولیـوی بـازار بـر روی نوســانات ســهام در مقیــاس‌هــای زمــانی مختلــف، بــا اســتفاده از موجــک مرتبه‌ی هـشت دابچـیس، یـک تبـدیل موجـک چنـد تحلیلـی از شـش مقیـاس از نوسانات روزانه بازده روزانه هر سهم (R_{it}) نیز محاسبه شده است و سپس واریـانس

موجک نوسانات بازده روزانه پرتوفولیوی بازار و کواریانس موجک بین نوسانات بازده روزانه پرتوفولیوی بازار و نوسانات روزانه‌ی یک سهام خاص، در هر یک از مقیاس‌ها محاسبه و در نهایت با استفاده از رابطه‌ی (۱۷)، بتای سهام خاص در آن مقیاس محاسبه می‌شود (جنسای، وایتچر و سلکک، ۲۰۰۳). نتایج محاسبات در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: تخمین بتا در نوسانات مقیاس‌های زمانی مختلف

	مقیاس ۶	مقیاس ۵	مقیاس ۴	مقیاس ۳	مقیاس ۲	مقیاس ۱
سیمان سپاهان	۰/۶۷۲۷	۰/۹۴۳۳	۰/۵۹۰۸	۱/۶۱۳۶	۰/۹۰۰۴	۱/۱۲۰۸
سیمان تهران	۰/۲۳۰۱	۱/۲۸۲۴	۰/۵۷۷	۰/۴۰۸۴	۰/۰۲۴۸	۰/۵۳۲۱
سایپا	۰/۲۷۶۲	۰/۹۱۳۹	۰/۸۲۲۳	۰/۶۵۵۶	۰/۶۹۱۶	۰/۵۵۰۱
فولاد امیر کبیر	۰/۳۵۷۸	۰/۴۸۱۹	۰/۲۸۳۳	۰/۴۳۲۶	۰/۵۹۸۱	-۰/۰۱۵۳
نفت پارس	۰/۹۸۱۰	۰/۴۱۵۷	۰/۱۶۷۸	۰/۲۹۵۶	-۰/۰۲۷۹	۰/۱۱۱۳
سرمایه‌گذاری پتروشیمی	۰/۵۸۸۶	۰/۵۵۳۹	۰/۴۴۱۸	۰/۶۸۵۹	۰/۴۴۸۳	۰/۴۰۲۴
سرمایه‌گذاری بانک ملی	۰/۵۹۷۱	۱/۰۵۵۱	۱/۲۹۸۷	۰/۶۰۵۶	۱/۱۴۱۲	۰/۹۸۹۴
توسعه صنایع بهشهر	۰/۶۰۵	۰/۸۲۲۱	۱/۰۱۱۱	۱/۱۲۸۸	۱/۰۵۰۲	۱/۰۶۹۸
الکتریک خودرو	۰/۷۲۸۶	۰/۵۳۶۳	۰/۱۶۰۴	۰/۶۸۰۵	۰/۰۰۰۱	۰/۲۸۴۷
پتروشیمی اراک	۰/۴۶۱۲	۱/۱۴۹۳	-۰/۰۱۳	۰/۷۷۳۰	۰/۸۶۸۸	۰/۳۴۳۵
سایپا دیزل	۰/۰۵۱۵	۰/۷۰۷۱	۰/۰۲۵۳	۰/۳۹۴۱	۰/۱۳۹۷	۰/۹۵۱۲
پارس دارو	۰/۰۶۱۵	۰/۲۸۲۶	-۰/۰۶۸	۰/۳۰۰۱	-۰/۲۷۵	۰/۰۴۱۱
بانک اقتصاد نوین	-۰/۰۰۱	۰/۷۲۴۸	۰/۳۴۹	۱/۳۴۱۷	۰/۷۵۷۳	۱/۲۵۳۴
بانک کار آفرین	-۰/۱۶۲۴	۰/۰۴۳۴	-۰/۹۱۸۹	۰/۱۸۸۲	۰/۴۷۱۸	۰/۳۱
پاکسان	۰/۶۵۸۹	۰/۸۶۵۸	-۰/۲۷۰۴	-۰/۰۴۶۸	-۰/۰۷۸۵	۰/۱۳

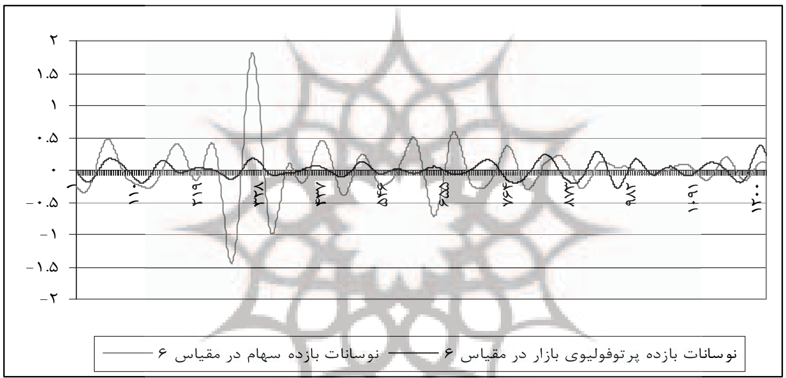
مأخذ: محاسبات محقق.

در جدول (۱) اثر نوسانات بازده پرتوفولیوی بازار بر روی نوسانات بازده‌ی سهام، در مقیاس‌های مختلف، در اکثر موارد مثبت بوده است و بسته به نوع سهام می‌تواند در بعضی از مقیاس‌های بزرگتر و در بعضی کوچکتر باشد. نتایج جدول (۱) استدلال‌های جالبی را برای تصمیمات سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران خواهد داشت، به طوری که مطالعه و مقایسه‌ی رفتار مالی در مقیاس‌های زمانی مختلف، رفتار سرمایه‌گذاری روزانه، کوتاه مدت و بلند مدت مفصلی را ارائه می‌دهد. با توجه به اینکه رفتار تجاری روزانه با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت، بیشتر تغییرات

سریع در نوسانات روزانه و کوتاه‌مدت بازار سرمایه و رفتار تجاری بلندمدت با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت (مثلاً رفتار نهادهای مالی بزرگ)، بیشتر نوسانات بلندمدت در حرکت بازار سرمایه‌ی را در نظر می‌گیرند، سرمایه‌گذاران باید بسته به میزان ریسک‌پذیری یا ریسک‌گریزی و افق سرمایه‌گذاری خود در مورد تخصیص منابع خود در بورس اوراق بهادار تهران تصمیم‌گیری کنند، به عنوان مثال، شرکت سیمان تهران با وجود ریسک سیستماتیک بزرگتر سرمایه‌گذاری در مقیاس تصمیم‌گیری دو تا چهار روزه نسبت به شرکت پاکسان، در مقیاس تصمیم‌گیری ۱۲۸ تا ۲۵۶ روزه ریسک سیستماتیک سرمایه‌گذاری کوچکتر دارد. بنابراین، برای افراد ریسک‌پذیر، سهام شرکت سیمان تهران در افق کوتاه مدت و شرکت پاکسان در افق بلندمدت جذابیت بیشتری برای سرمایه‌گذاری خواهد داشت.

در شکل (۲) رابطه مثبت نوسانات بازده پرتوفولیوی بازار و نوسانات بازده سهام نفت پارس، در مقیاس ۶ (با دینامیک ۶۴ تا ۱۲۸روزه) مشخص است.

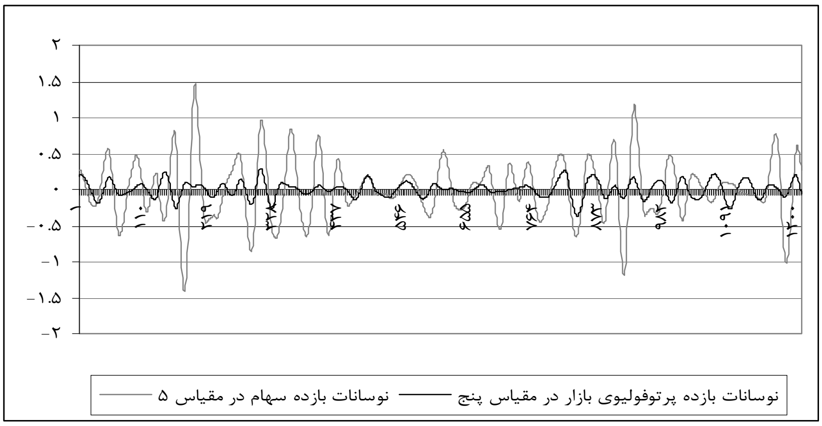
شکل ۲: نوسانات بازده سهام نفت پارس و نوسانات بازده پرتوفولیوی بازار ($(D_6(t)$)



مأخذ: محاسبات محقق

در شکل (۳) رابطه‌ی مثبت بین نوسانات بازده‌ی پرتوفولیوی بازار و نوسانات بازده سهام سیمان تهران در مقیاس ۵ (با دینامیک ۳۲ تا ۶۴ روزه) مشخص است.

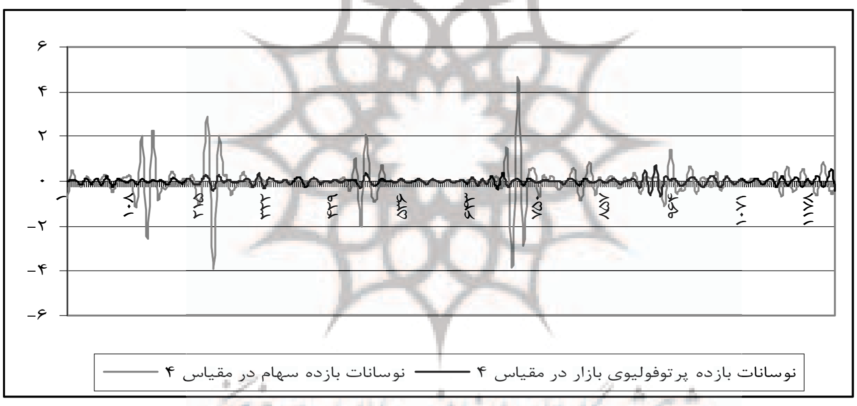
شکل ۳: نوسانات بازده سهام سیمان تهران و نوسانات بازده‌ی پرتوفولیوی بازار $(D_5(t))$



مأخذ: محاسبات محقق.

در شکل (۴) رابطه‌ی مثبت بین نوسانات بازده پرتوفولیوی بازار و نوسانات بازده‌ی سهام سرمایه‌گذاری بانک ملی در مقیاس ۴ (با دینامیک ۱۶ تا ۳۲ روزه) مشخص است.

شکل ۴: نوسانات بازده سهام سرمایه‌گذاری بانک ملی و نوسانات بازده پرتوفولیوی بازار $(D_4(t))$



مأخذ: محاسبات محقق.

این مشاهدات نتایج اولیه را تأیید می‌کند که در مقیاس‌های پایین‌تر، به علت دینامیک‌های ریزتر، امکان مقایسه‌ی دیداری وجود ندارد.

پس از کسر نوسانات در شش مقیاس مختلف از سری زمانی اصلی، $S_6(t)$ به دست می‌آید و سری زمانی اصلی را تنها با نوساناتی دارای دینامیک‌های بالاتر از

۱۲۸روزه نشان می‌دهد. در حقیقت این سری نشان دهنده‌ی روند سری زمانی مذکور در بلندمدت است. بنابراین، به منظور بررسی رابطه‌ی بلندمدت بازده پرتوفولیوی بازار و بازده سهام، بتای سهام برای سری صاف شده‌ی $(S_6(t))$ بازده پرتوفولیوی بازار و سری صاف شده‌ی $(S_6(t))$ بازده سهام، در جدول (۲) محاسبه شده است.

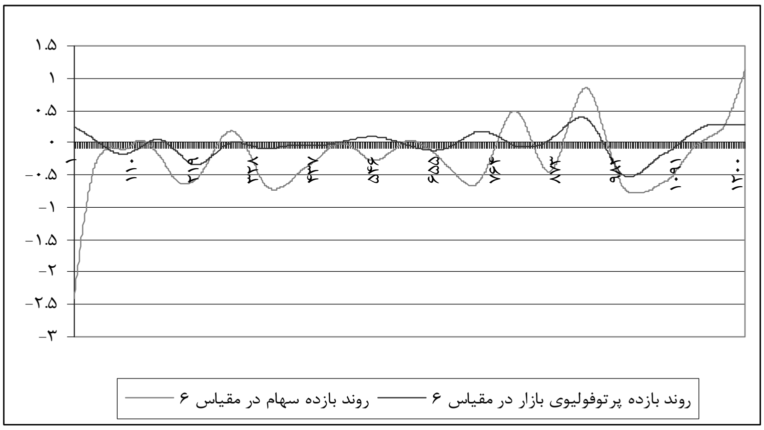
جدول ۳: تخمین بتا، در نوسانات با دینامیک‌های بلندمدت

شرکت	بتا	شرکت	بتا	شرکت	بتا
سیمان سپاهان	۱/۰۷۸	سرمایه‌گذاری پتروشیمی	۰/۱۹۹	سایپا دیزل	۰/۶۰۲
سیمان تهران	۰/۹۳۹	سرمایه‌گذاری بانک ملی	۰/۵۷	پارس دارو	۰/۴۶۲
سایپا	۰/۱۱۴	توسعه صنایع بهشهر	۰/۸۵۵	بانک اقتصاد نوین	۱/۰۵۲
فولاد امیر کبیر	۰/۶۸	الکتریک خودرو	۰/۰۳۵	بانک کار آفرین	۰/۴۷۶
نفت پارس	۰/۳۱۱	پتروشیمی اراک	۰/۷۶۲	پاکسان	۰/۴۵۱

مأخذ: محاسبات محقق.

همان طور که مشاهده می‌شود، تخمین بتا در دینامیک‌های بلندمدت، دارای نوساناتی با دینامیک بالاتر از ۱۲۸ روزه، برای همه‌ی شرکت‌ها مثبت است و این نشان دهنده‌ی مثبت بودن رابطه‌ی روند بازده پرتوفولیوی بازار و روند بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران است. در شکل (۵) رابطه‌ی مثبت بین روند بازده پرتوفولیوی بازار و روند بازده سیمان سپاهان، در نوساناتی با دینامیک‌های بلند مدت مشخص است.

شکل ۵: روند بازده سهام سیمان سپاهان و روند بازده‌ی پرتوفولیوی بازار ($S_6(t)$)



مأخذ: محاسبات محقق.

با استفاده از رابطه‌ی (۱۵) و بتاهای به دست آمده، می‌توان میانگین صرف ریسک بازار را در هر مقیاس به دست آورد. بنابراین، در بررسی دیگر، ارتباط بین میانگین صرف ریسک سهام و بتای متناظرش در مقیاس‌ها مختلف، در جدول (۳) نشان داده شده است. این جدول، تخمین *OLS* میانگین صرف ریسک سهام (متغیر وابسته) را نسبت به بتای سهام (به عنوان متغیر مستق)، در مقیاس‌های زمانی مختلف نشان می‌دهد.

جدول ۳: تخمین *OLS* میانگین صرف ریسک سهام بر روی بتای سهام در مقیاس‌های مختلف

مقیاس	عدد ثابت	آماره t	شیب	آماره t	R^2
نوسانات درمقیاس ۱	-۰/۰۵۳۵	-۱/۹۶	-۰/۰۸۶۱	-۲/۲۴	۰/۲۶
نوسانات درمقیاس ۲	-۰/۰۶۷۶	-۲/۷۵	-۰/۰۷۲۲	-۱/۸۴	۰/۲۱
نوسانات درمقیاس ۳	-۰/۰۵	-۱/۶۶	-۰/۰۷۹	-۲/۰۱	۰/۲۴
نوسانات درمقیاس ۴	-۰/۰۷۸۴	-۴/۱۹	-۰/۰۷۲۲	۲/۳۲	۰/۲۹
نوسانات درمقیاس ۵	-۰/۰۳۸۲	-۰/۸۹	-۰/۰۸۵۸	-۱/۵۷	۰/۱۶
نوسانات درمقیاس ۶	-۰/۰۶۳۵	-۲/۲۹	-۰/۰۷۸۱	-۱/۶۹	۰/۱۸
روند در مقیاس ۶	-۰/۰۷۲	-۱/۸۴	-۰/۰۴۸	-۰/۸۱	۰/۰۵

مأخذ: محاسبات محقق.

نتایج نشان می‌دهد که در سطح ۱۰ درصد، شیب در مقیاس ۱ تا ۴ معنادار است. بنابراین، مدل *CAPM* یک تجلی چند مقیاسه است و دوره‌های کوتاه‌مدت و

میان‌مدت، در توضیح ارتباط بین بازده سهام و بتای آن در بورس اوراق بهادار تهران مناسب‌تر است. بر این اساس، می‌وان نتیجه گرفت:

۱. در تحقیقی که فرناندز (۲۰۰۶) به منظور محاسبه‌ی ریسک سیستماتیک ۲۴ سهام از بورس سنتیاگو انجام داد، به این نتیجه رسید که مدل *CAPM* تنها دوره‌های میان‌مدت را حمایت می‌کند. از سویی دیگر در تحقیق رهیم، بن امو و بن مبروک (۲۰۰۷) نشان داده شد که در مقیاس کوتاه مدت و بلندمدت، رابطه‌ی بین بازده اضافی سهام و سطح ریسک سیستماتیک شدیدتر است. به طوری که بازار سهام فرانسه در کوتاه‌مدت و بلندمدت کاراتر است. بر این اساس، بورس اوراق بهادار تهران از بورس سنتیاگو و فرانسه متفاوت است. نتیجه‌ی حاصل از مدل *CAPM* با مقیاس‌های مختلف بیان می‌کند که به علت وجود رابطه‌ی بین بازده اضافی سهام و سطح ریسک سیستماتیک در مقیاس زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت، بورس اوراق بهادار تهران در افق‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت کاراتر است، به طوری که سرمایه‌گذاری بلند مدت در بورس اوراق بهادار تهران، متأثر از عواملی است که منجر به نقض فروض مدل *CAPM* می‌شود، به عنوان مثال، نقص فروض مربوط به بازار کارا (اطلاعات متقارن، بدون اصطکاک، رقابت کامل و ...) منجر به ناکارآمدی بورس اوراق بهادار تهران در سرمایه‌گذاری با افق‌های بلندمدت شده است. بر این اساس، توصیه می‌شود که در جهت کارآمدی بورس اوراق بهادار تهران در سرمایه‌گذاری‌هایی با افق بلندمدت، مشکلات فوق حل شود.

۲. متأسفانه یکی از مشکلات عمده‌ی بازار سرمایه‌ی اکثر کشورهای دارای اقتصاد نوظهور، مناسب نبودن تخصیص منابع مالی است. در حال حاضر بازار سرمایه ایران نیز دارای چنین وضعیتی است؛ رفع چنین مشکلی، مستلزم شناخت فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری با استفاده از ابزارهایی با دقت بیشتر، برای پیش‌بینی متغیرهای ضروری تصمیم‌گیری است. بر اساس پیش‌بینی، مدل *CAPM* چند مقیاسه در تبیین ارتباط بین بازده سهام و بتای آن در افق‌های سرمایه‌گذاری با دینامیک ۲ تا ۳۲ روزه معنادارتر بوده و بخش اعظم تأثیر بازار بر روی قیمت دارایی‌های انفرادی در نوسانات مقیاس‌های ۱ تا ۴ را نشان می‌دهد. بنابراین، با توجه به پیش‌بینی، مدل *CAPM* در توضیح ارتباط بین بازده سهام و بتایش و تعیین بازده انتظاری سرمایه‌گذارای در افق‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت (بالاتر از ۳۲ روز) در بورس اوراق بهادار تهران، پیش‌بینی معنی‌داری و قابل اطمینانی

نخواهد بود. از این رو، پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاران به منظور تخصیص منابع مالی خود، پیش‌بینی مدل فوق را تنها برای مقیاس‌های سرمایه‌گذاری با افق کوتاه‌مدت و میان‌مدت در نظر بگیرند.

۶- نتیجه گیری

بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای *(CAPM)* صرف ریسک دارایی فردی برابر با صرف ریسک بازار در بتای آن است. بتا درجه‌ی ارتباط بین بازده دارایی و بازده پرتوفولیوی بازار را اندازه‌گیری می‌کند. در این مطالعه روش موجک به عنوان یک تکنیک آنالیز جدید در بخش مالی، با تمرکز بر روی تخمین *CAPM* در مقیاس‌های زمانی مختلف، برای بورس اوراق بهادار تهران مورد استفاده قرار گرفت. بر اساس نتایج این تحقیق، ارتباط بین ریسک و بازدهی در بازار بوررس اوراق بهادار تهران در مقیاس ۱ تا ۴ (۲ تا ۳۲ روزه) با معنا است. همچنین، نتایج نشان داد که پیش‌بینی *CAPM* برای بورس اوراق بهادار تهران، در یک چارچوب چند مقیاسه، در افق کوتاه‌مدت و میان‌مدت مناسب‌تر است. بنابراین، بورس ایران از بورس فرانسه و سنتیاگو متفاوت است. بر این اساس، پیش‌بینی مدل *CAPM* در توضیح ارتباط بین بازده سهام و بتای آن و تعیین بازده انتظاری سرمایه‌گذاری در افق‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت (بالاتر از ۳۲ روز) بورس اوراق بهادار تهران، پیش‌بینی معنی‌دار و قابل اطمینانی نخواهد بود؛ به علاوه، نتیجه حاصل از مدل *CAPM* چند مقیاسه نشان داد که رفتار سرمایه‌گذاری بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران متأثر از عواملی است که منجر به نقض فروض مدل *CAPM* می‌شود. به عنوان مثال، نقض فروض مربوط به بازار کارا (اطلاعات متقارن، بدون اصطکاک، رقابت کامل و ...) منجر به ناکارآمدی بورس اوراق بهادار تهران در سرمایه‌گذاری با افق‌های بلندمدت شده است. بر این اساس، توصیه می‌شود که برای کارآمدی بورس اوراق بهادار تهران، مشکلات فوق برای سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت رفع شود.

فهرست منابع:

راعی، رضا و امیر رضا خسروی. (۱۳۸۶). تبیین مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای با رویکرد ریسک نامطلوب در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، ۷(۲۶): ۴۵-۶۲.

صمدی، سعید، زهرا نصراللهی و امین زاهد مهر. (۱۳۸۶). آزمون کارایی و وجود حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قاعده‌ی فیلتر و الگوی *CAPM*. بررسی‌های اقتصادی (اقتصاد مقداری)، ۴(۴): ۱۱۳- ۹۱.

محمدی، شاپور، حسین عباسی نژاد و سید روح اله میرصانعی. (۱۳۸۶). بررسی روش‌های مختلف تخمین بتا در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۴(۴۷): ۳-۳۸.

Black, F., M.C. Jensen & M. Scholes. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests in Jensen. M.C. (ed) Studies in the theory of Capital. New York: Praeger.

Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. Journal of Business. July, 3(45): 444-55.

Cifter, A. & A. Ozun. (2007). Multiscale Systematic Risk: An Application on ISE 30. MPRA Paper 2484, University Library of Munich: Germany.

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.

Cohen, K., G. Hawawin, S. Mayer, R. Schwartz & D. Witcomb. (1986). The Microstructureof Securities Markets. Prentice-Hall: Sydney.

Conlon, T., M. Crane & H. J. Ruskin. (2008). Wavelet Multiscale Analysis for Hedge Funds: Scaling and Strategies. Physica A, 387: 5197-5204.

DiSario, R., H. Saroglu, J. McCarthy & H. Li. (2008). Long Memory in the Volatility of an Emerging Equity Market: The Case of Turkey. International Markets Institutions and Money, 18: 305-312.

Fama, E. & J. MacBeth. (1973). Risk, Return and Equilibrium: Empirical tests. Journal of Political Economy, 81: 607-636.

Fernandez, V. (2006). The CAPM and Value at Risk at Different Time-Scales. International Review of Financial Analysis, 15: 203-219.

Galagedera, Don U.A. (2007). A Review of Capital Asset Pricing Models. Managerial Finance, 33: 821-832.

Gençay, R., F. Selçuk & B. Whitcher. (2002). An Introduction to Wavelets and Other Filtering Methods in Finance and Economics. Academic Press, San Diego.

Gençay R., B. Whitcher & F. Selçuk. (2003). Systematic Risk and Time Scales. Quantitative Finance, 3: 108-116.

Gençay R., B. Whitcher & F. Selçuk. (2005). Multiscale Systematic Risk. Journal of International Money and Finance, 24: 55-70.

Graps, A. (1995). An Introduction to Wavelets. IEEE Computational Sciences and Engineering, 2(2): 50-61.

Handa P., S.P. Kothari & C. Wasley. (1989). The Relation Between the Return Interval and Beta: Implications for Size-Effect. Journal of Financial Economics, 23: 79-100.

Handa P., S.P. Kothari & C. Wasley. (1993). Sensitivity of Multivariate Tests of the CAPM to the Return Measurement Interval. Journal of Finance, 48: 1543-1551.

Ho, Y. W., R. Strange & J. Piesse. (2000). CAPM Anomalies and the Pricing of Equity: Evidence from the Hong Kong Market. Applied Economics, 32: 1629-1636.

In, F. & S. Kim. (2006). The Hedge Ratio and the Empirical Relationship between the Stock and Futures Markets: A New Approach Using Wavelet Analysis. Journal of Business, 79: 799-820.

In, F. & S. Kim. (2007). A Note on the Relationship between Fama-French Risk Factors and Innovations of ICAPM State Variables. Finance Research Letters, 4: 165-171.

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.

Kothari, S., J. Shanken & R. G. Sloan. (1995). Another Look at the Cross-Section of Expected Returns. Journal of Finance, 50: 185-224.

Kothari, S. & J. Shanken. (1998). On Defense of Beta. J. Stern, and D. Chew, Jr. (Eds.), The Revolution in Corporate Finance, 3e, Blackwell Publishers Inc: 52-57.

Lintner, J. (1965a). Security Prices and Maximal Gaines from Diversification. Journal of Finance, 20: 587-615.

Lintner, J. (1965b). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. The Review of Economics and Statistics, 47: 13-37.

Lynch, P. E. & G. O. Zumbach. (2003). Market Heterogeneities and the Causal Structure of Volatility. Quantitative Finance, 3: 320-331.

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. Journal of Finance, 7: 77-91

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. Econometrica, 34: 768-783.

Ozgonenel, O., G. Onbilgin & C. Kocaman. (2004). Wavelets and Its AQpplications of Power System Protection. Gazi University Journal of Science, 17: 77-90.

Perold, A. (2004). The Capital Asset Pricing Model. Journal of Economic Perspectives, 18: 3-24.

Percival, D. B. & A. T. Walden. (2000). Wavelet Methods for Time Series Analysis. Camridge University Press, NY.

Rhaiem, 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.

Sharpe, W. F. & G. M. Cooper. (1972). Risk-Return Clases of New York Stock Exchange Common Stocks 1931-1967. Financial Analysts Journal, 28: 46-52

Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. Journal of Finance, 19 (3): 425-442.

Xiong, X., X. Zhang, W. Zhang & C. Li. (2005). Wavelet-Based Beta Estimation of China Stock Market. Proceedings of 4. International Conference on Machine Learning and Cybernetic, Guangzhou. IEEE: 0-7803-9091-1

Yamada, H. (2005). Wavelet-based Beta Estimation and Japanese Industrial Stock Prices. Applied Economics Letters, 12: 85-88.