

بررسی رابطه بین بازده سهام و تورم در بورس اوراق بهادار تهران در زمان-مقیاس‌های مختلف با استفاده از تبدیل موجک (WAVELET)

رضا تهرانی*

دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

شاپور محمدی**

استادیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

آرش محمدعلی‌زاده***

دانشجوی دوره دکتری مدیریت مالی دانشگاه تهران

صفحات: ۲۴۴-۲۲۵

تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۱/۱۱

تاریخ دریافت: ۸۸/۲/۲۹

این مقاله بیان جدیدی از فرضیه فیشر را ارائه می‌دهد که بیانگر ارتباط مثبت بین بازده اسمی سهام و تورم می‌باشد. رویکرد جدید بر اساس روش چندمقیاسی موجک می‌باشد که سری‌های زمانی را در مقیاس‌های متفاوت تجزیه می‌کند. بر این اساس سری‌های زمانی مورد مطالعه در سه سطح جزئیات و یک سطح هموار موجک تجزیه شده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که ارتباطی مثبت بین بازده اسمی سهام و تورم در افق دوماهه و افق هشت‌ماهه وجود دارد، در حالی که رابطه‌ای منفی در افق چهارماهه نشان داده می‌شود. همچنین در افق یک‌ماهه رابطه معنی‌داری دیده نمی‌شود. این مطلب نشان‌گر این است که نتایج بازده اسمی، حمایت‌کننده فرضیه فیشر برای دارائی‌های ریسکی در دامنه d_2 و S_3 موجک می‌باشد، در حالیکه بازده سهام در مقیاس‌های زمانی یک‌ماهه و چهارماهه در برابر تورم مصونیت ایجاد نمی‌کند.

طبقه‌بندی JEL: C14, C22, C19, E31, E44

کلید واژه‌ها:

بازده سهام، تورم، آنالیز موجک، همبستگی، فرضیه فیشر

*. E.mail: rtehrani@ut.ac.ir

** E. mail: shmohammadi@gmail.com

*** E. mail: arash_mohamadalizadeh@yahoo.com

مقدمه

بر اساس رایج‌ترین مدل فرضیه فیشر، بازده اسمی مورد انتظار دارایی‌ها باید همگام با نرخ تورم مورد انتظار حرکت کند. اساساً این بدین معناست که بازده واقعی سهام توسط فاکتورهای واقعی که مستقل از نرخ تورم هستند تعیین می‌شود. با این وجود، اجماعی در تحقیقات گذشته نسبت به این موضوع وجود ندارد. (فاما و شورت (۱۹۷۷)؛ بارنز و دیگران (۱۹۹۹)؛ چودری (۱۹۹۹)).

بیشتر مطالعات تجربی و عملی که ارتباط بین بازده سهام تورم را بررسی می‌کنند، بر بازه‌های زمانی نسبتاً کوتاه، به ویژه کمتر از یک‌سال تمرکز می‌کنند. با این وجود، بودوخ و ریچاردسون، سولینک و سولینک، انگستید و تانگارد و اسکاتمن و شوآتیزر، ارتباط بین بازده سهام و تورم را در بازه زمانی طولانی مدت بررسی می‌کنند که نتایج مطالعات آن‌ها، هر چه بازه زمانی طولانی‌تر شود از فرضیه فیشر حمایت بیشتری می‌کند. (بودوخ و ریچاردسون (۱۹۹۳)؛ سولینک و سولینک (۱۹۹۷)؛ انگستید و تانگارد (۲۰۰۲)؛ اسکاتمن و شوآتیزر (۲۰۰۰)).

هدف اصلی این تحقیق ارائه روشی جدید تحت عنوان تجربه و تحلیل موجک جهت بررسی ارتباط بین بازده اسمی سهام و تورم در مقیاس‌های زمانی متفاوت می‌باشد و بررسی این که آیا بازده اسمی مورد انتظار سهام در مقایسه با بازده واقعی به طور متفاوتی با تورم در بازه‌های زمانی متفاوت مرتبط است یا خیر. ساختار مقاله به شرح زیر است: در بخش دوم، به طور مختصر فرضیه فیشر را توضیح داده و سپس به دسته‌بندی نظریات موجود در زمینه ارتباط بین بازده دارایی‌ها و تورم می‌پردازیم. در بخش سوم، نظریه موجک‌ها و مبانی آن توضیح داده شده و سپس تحقیقاتی که در مدیریت مالی و اقتصاد انجام شده و در آن از نظریه موجک‌ها برای تحلیل استفاده شده، اشاره می‌کنیم. در بخش چهارم، به ارائه یافته‌های پژوهش و نهایتاً در بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات می‌پردازیم.

نظریات موجود در مورد فرضیه فیشر

بر اساس فرضیه ابروینگ فیشر، نرخ‌های بازده اسمی دارایی‌ها را می‌توان بر اساس مجموع نرخ بازده واقعی مورد انتظار و نرخ تورم مورد انتظار تخمین زد:

$$E(R_{jt} | \phi_{t-1}) = E(i_{jt} | \phi_{t-1}) + E(\Delta_t | \phi_{t-1}) \quad (1)$$

که در رابطه فوق R_{jt} بازده اسمی دارایی از $t-1$ تا t ، $E(i_{jt} | \phi_{t-1})$ امید ریاضی شرطی بازده واقعی تعادلی دارایی در دوره $t-1$ تا t با توجه به اطلاعات ϕ_{t-1} در دسترس در زمان $t-1$ و $E(\Delta_t | \phi_{t-1})$ بهترین ارزیابی (ارزیابی یا پیش‌بینی) ممکن از نرخ تورم در دوره $t-1$ تا t ، با توجه به اطلاعات ϕ_{t-1} در دسترس در زمان $t-1$ است.

فاما و شوارت (۱۹۷۷) و سولنیک و سولنیک (۱۹۹۷) رابطه بین بازده اسمی دارایی‌ها و تورم را در کوتاه مدت بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیقات آن‌ها با هم متناقض است. در حالی‌که فاما و شوارت بر رابطه منفی بین بازده اسمی دارایی‌ها و تورم تاکید کردند، نتایج پژوهش‌های سولنیک و سولنیک دلالت بر تایید فرضیه فیشر مبنی بر وجود رابطه مثبت و یک به یک بین بازده دارایی‌ها و تورم دارد. البته تناقض این تحقیقات ناشی از این بود که فاما و شوارت این مطالعه را بر روی طیف وسیعی از دارایی‌ها از سهام و اوراق قرضه گرفته تا مسکن انجام دادند و مطالعات آنها تنها معطوف به ایالات متحده بود، اما سولنیک و سولنیک این مطالعات را در مورد سهام و در ۸ کشور انجام دادند. با این وجود در مطالعات فاما و شوارت در حالی‌که فرضیه فیشر در مورد اوراق قرضه و مسکن تایید شد، نتایج حاکی از رد فرضیه در مورد سهام بود اما در مطالعات سولنیک و سولنیک بر خلاف مطالعات فاما سهام به عنوان پوششی در برابر تورم تایید شد. (فاما و شوارت، سولنیک و سولنیک).

فاما (۱۹۸۱) در مقاله دیگری در توضیح این پدیده بیان داشت که بازده سهام را، پیش‌بینی فعالان بازار از متغیرهای حقیقی اقتصاد شکل می‌دهد و علت رابطه معکوس بین بازده سهام و تورم، رابطه منفی بین تورم و فعالیت بخش حقیقی در اقتصاد است. (فاما).

بودوخ و ریچاردسون (۱۹۹۳)، اسکاتمن و شوایتزر (۲۰۰۰)، و انگستد و تانگارد (۲۰۰۲) به بررسی رابطه بین بازده دارایی‌ها و نرخ تورم در افق‌های زمانی متفاوت پرداختند. در حالی که بودوخ و ریچاردسون به رابطه‌ای مثبت بین بازده سهام و نرخ تورم در بلندمدت پی‌بردند. انگستد و تانگارد این رابطه را برای برخی دارایی‌ها تایید و در مورد برخی رد کردند. بر خلاف انگستد و تانگارد، اسکاتمن و شوایتزر بر وجود رابطه مثبت بین بازده سهام و تورم تاکید کردند و اشاره داشتند که سهام حتی در صورتی که با تغییرات ناگهانی در تورم بی‌ارتباط باشد می‌تواند به عنوان پوششی در برابر تورم مورد انتظار عمل کند.

تحقیقات دیگری در زمینه ارتباط بازده دارایی‌ها و تورم در اقتصادهای مختلف و با تورم بالا صورت گرفته که از آن جمله می‌توان به تحقیقات بارنز و همکاران (۱۹۹۹) و چودری (۱۹۹۹) اشاره کرد. در برخی تحقیقات نیز برای محاسبه بازده مورد انتظار از متغیر-های بنیادی شرکت همچون P/E و نرخ رشد و نسبت سود تقسیمی استفاده شده است که از آن جمله می‌توان تحقیق شارپ (۱۹۹۹) را ذکر کرد. (بارنز و همکاران، چودری، شارپ).

نظریه موجک‌ها

نیاز به کسب اطلاعات بیشتر پیرامون سری‌های زمانی به شاخه‌ای از ریاضیات منجر شده است که در آن هر سیگنال با استفاده از یک سری توابع متعامد، بازنمایی می‌شود. ریشه این مسئله به تحقیقات ژوزف فوریه^۱ برمی‌گردد. تبدیل فوریه، یک سیگنال (سری زمانی) را با استفاده از یک سری تبدیلات ریاضی فرآوری^۲ می‌کند و سیگنال را از حوزه زمان به طیف فرکانس تبدیل می‌کند. سیگنال فرآوری شده نشان خواهد داد چه تعداد فرکانس و چه مقدار انرژی از هر فرکانس در سیگنال خام وجود دارد. اما اطلاعاتی در مورد زمان به دست نمی‌دهد (مشخص نمی‌کند این فرکانس در چه بخشی از زمان ظاهر می‌شود). اگر سیگنال مانا باشد، ما به اطلاعاتی در مورد زمان ظهور فرکانس نیاز نداریم اما در دنیای واقعی اکثر داده‌ها خصوصاً داده‌های اقتصادی و مالی، نامانا هستند.

1. Joseph Fourier
2. Process

در سال ۱۸۰۷ میلادی، ریاضیدان فرانسوی، ژوزف فوریه اثبات کرد که هر تابع متناوب با دوره تناوب (2π) را می‌توان به صورت مجموعی از سینوس‌ها و کسینوس‌ها بیان کرد. سری فوریه و ضرایب آن با استفاده از فرمول زیر به دست می‌آید. (شلیچر (۲۰۰۳)):

$$f(x) = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^{\infty} (a_k \cos(kx) + b_k \sin(kx)) \quad (2)$$

که در فرمول فوق داریم:

$$b_k = \int_0^{2\pi} f(x) \sin(kx) dx \quad \text{و} \quad a_k = \int_0^{2\pi} f(x) \cos(kx) dx$$

با استفاده از قاعده اویلر که بیان می‌دارد $i = \sqrt{-1}$ $e^{ix} = \cos(x) + i \sin(x)$ تبدیل فوریه در قالب شکل زیر به عنوان پلی بین دامنه زمان و دامنه فرکانس عمل می‌کند:

$$F(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) e^{-i\omega x} dx \quad (3)$$

یک روش برای تحلیل سری‌های زمانی نامانای تبدیل فوریه پنجره‌ای^۱ (WFT) است. تبدیل فوریه پنجره‌ای سیگنال را به قسمت‌های مساوی در بازه زمان تقسیم می‌کند. سپس هر بخش از سیگنال را تبدیل کرده و از آنجایی که سیگنال به بخش‌های کوچکی تقسیم شده است می‌توان فرض کرد که سیگنال در آن بخش مانا بوده و لذا تبدیل فوریه را بر آن اعمال کرد. برای این منظور یک تابع پنجره w انتخاب می‌شود. فرمول زیر، فرایندهای فوق را در یک خط خلاصه می‌کند:

1. Windowed Fourier Transform

$$WFT_X^{(\omega)}(t', f) = \int_t [x(t) \omega^*(t-t')] e^{-i2\pi ft} dt \quad (4)$$

در فرمول فوق، $X(t)$ سیگنال اصلی، $W(t)$ تابع پنجره و علامت * نشان‌دهنده مزدوج مختلط آن است.

بر اساس اصل عدم قطعیت هایزنبرگ^۱ تبدیل فوری به پنجره‌ای، مشکل دقت^۲ دارد. یعنی نمی‌توان بازنمایی دقیق زمان فرکانس یک سیگنال را مشخص نمود، بلکه تنها می‌توان تعیین کرد که چه پهنایی از فرکانس‌ها در یک بازه زمانی وجود دارد و دقت در زمان و دقت در فرکانس با هم رابطه عکس دارد. تبدیل موجک، راه حل این مشکل است. (پلیکر (۱۹۹۶)). تقریب هر تابع گسسته یا سری زمانی با استفاده از توابع موجک به صورت زیر به دست می‌آید:

$$f(t) = \sum_k s_{J,k} \phi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J,k} \psi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J-1,k} \psi_{J-1,k}(t) + \dots + \sum_k d_{1,k} \psi_{1,k}(t) \quad (5)$$

که در فرمول فوق، J تعداد سطوح آنالیز یا مقیاس‌ها و K مقدار حرکت در زمان در هر سطح را نشان می‌دهد. $\phi_{j,k}(t)$ و $\psi_{j,k}(t)$ توابع متعامد موجک هستند که از توابع زیر ناشی می‌شوند:

$$\phi_{j,k}(t) = 2^{-j/2} \phi\left(\frac{t-2^j}{2^j}\right) \quad (6)$$

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{-j/2} \psi\left(\frac{t-2^j}{2^j}\right) \quad (7)$$

1. Heisenberg's Uncertainty Principle
2. Resolution

که در روابط فوق $\phi_{0,0}(t) = \phi(t)$ را اصطلاحاً موجک پدر^۱ و $\psi_{0,0}(t) = \psi(t)$ را موجک مادر^۲ می‌گویند. در کل به $\phi_{j,k}(t)$ ها توابع مقیاس‌گر و به $\psi_{j,k}(t)$ ها توابع موجک می‌گویند. ضرایب موجک نیز از روابط زیر به دست می‌آیند:

$$s_{j,k} \approx \int \phi_{j,k}(t) f(t) dt \quad (۸)$$

$$d_{j,k} \approx \int \psi_{j,k}(t) f(t) dt \quad (۹)$$

که $s_{j,k}$ ها را هموار^۳ سطح λ ام و $d_{j,k}$ ها را جزئیات^۴ سطح λ ام می‌نامند.

توابع موجک انواع مختلفی دارند. از این میان می‌توان به معروف‌ترین آن‌ها از جمله موجک هتر^۵، سری موجک‌های دابشیز^۶، سیملت^۷ و کویفلت^۸ اشاره کرد. (کرولی (۲۰۰۵)).

در تبدیل موجک پیوسته^۹ (CWT) از یک موجک خاص استفاده می‌شود که مانند تابع پنجره‌ای در تبدیل فوریه پنجره‌ای دارای خواص به‌خصوصی است. تفاوت آن‌ها در این است که در تبدیل موجک پیوسته از توابع موجک به جای توابع Sin و Cos استفاده می‌شود و پهنای پنجره در فرکانس‌های متفاوت متغیر است. همانند تبدیل فوریه پنجره‌ای سیگنال اصلی در تابع پنجره ضرب شده و سپس در طول زمان از آن انتگرال‌گیری می‌شود. (جنکی و همکاران (۲۰۰۲)).

تحلیل موجک یک سری زمانی را می‌توان به صورت تبدیلات یک‌متعامد^{۱۰} نیز نشان داد. خاصیت یک‌متعامد بودن را با استفاده از ضرب داخلی به صورت زیر بیان کنیم:

-
1. Father Wavelet
 2. Mother Wavelet
 3. Smooth
 4. Details
 5. Haar
 6. Daubchies
 7. Symmlet
 8. Coiflet
 9. Continuous Wavelet Transform
 1. Orthonormal

$$\langle \theta_{.K}, \theta_{.K'} \rangle = \delta_{K,K'} = \begin{cases} 1 & \text{if } K = K' \\ 0 & \text{Otherwise} \end{cases} \quad (10)$$

خاصیت یکه متعامد بودن متضمن این مطلب است که معکوس ماتریس θ یا همان θ^{-1} برابر با θ^T یا ترانپاده آن است. لذا $\theta\theta^{-1} = \theta\theta^T = I_N$ است که از آن خاصیت $\langle \theta_{.j}, \theta_{.j} \rangle = \delta_{j,j}$ نیز ناشی می شود یعنی ستون ها و سطرهای θ مجموعه ای از بردارهای یکه متعامد هستند.

تبدیل موجک گسسته یک سری زمانی $\{X_t : t = 0, \dots, N-1\}$ یک نوع تبدیل یکه متعامد است. فرض کنید $\{W_n : n = 0, \dots, N-1\}$ نشان دهنده ضرایب تبدیل موجک گسسته باشد. لذا می توان نوشت:

$$W = \Omega X$$

که در آن W بردار ستونی به طول $N = 2^J$ و عنصر n ام آن W_n یا همان ضریب n ام موجک است. Ω ماتریس $N \times N$ حقیقی مقداری است که تبدیل موجک گسسته را تعریف می کند. این ماتریس شرط $\Omega^T \Omega = I_N$ را برآورده می کند. بر اساس شرط یکه متعامد بودن داریم: $X = \Omega^T W$ و $\|W\|^2 = \|X\|^2$. لذا ضرایب تبدیل انرژی کل سری را در خود حفظ می کند و مجذور n امین ضریب یا W_n^2 سهم آن را در کل انرژی نشان می دهد. W_n یا n امین ضریب تبدیل مربوط به زمان مقیاس یا پهنای فرکانسی خاصی است و در محدوده مشخصی از زمان قرار دارد. حال می توانیم ماتریس یکه متعامد Ω را که $N \times N$ بوده و تبدیل موجک گسسته را نشان می دهد به $J+1$ زیر ماتریس به شکل زیر دسته بندی کنیم:

$$W = \begin{bmatrix} W_1 \\ W_2 \\ \vdots \\ W_J \\ V_J \end{bmatrix} = \Omega X = \begin{bmatrix} \Omega_1 \\ \Omega_2 \\ \vdots \\ \Omega_J \\ \zeta_J \end{bmatrix} X = \begin{bmatrix} \Omega_1 X \\ \Omega_2 X \\ \vdots \\ \Omega_J X \\ \zeta_J X \end{bmatrix} \quad (11)$$

که در فرمول فوق Ω_j دارای ابعادی معادل $N/2^j \times N$ و ζ_j دارای ابعاد $1 \times N$ می باشد. همچنین W_j نیز یک بردار ستونی به طول $N/2^j$ و V_J نیز آخرین عنصر W است. ضرایب موجک در بردار W_j مربوط به تفاوت میانگین‌های موزون مجاور در مرتبه‌های مختلف در مقیاس $\tau_j = 2^{j-1}$ است، در حالی که ضرایب موجود در V_J برابر با \bar{X} (میانگین نمونه) ضربدر \sqrt{N} می‌باشند. در تبدیل هتر که یک نوع خاص از تبدیل موجک گسسته می‌باشد، هر ضریب موجک تفاوت بین دو میانگین مجاور در مقیاس τ_j می‌باشد. شرط حفظ انرژی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\|X\|^2 = \|W\|^2 = \sum_{j=1}^J \|W_j\|^2 + \|V_J\|^2 \quad (12)$$

که در آن $\|W_j\|^2$ سهم تغییرات در مقیاس τ_j در انرژی سری $\{X_t\}$ را نشان می‌دهد. از آنجایی که $\|V_J\| = N\bar{X}^2$ ، می‌توانیم واریانس نمونه را به صورت زیر تجزیه کنیم:

$$\hat{\sigma}_X^2 = \frac{1}{N}\|X\|^2 - \bar{X}^2 = \frac{1}{N}\|W\|^2 - \bar{X}^2 = \frac{1}{N}\sum_{j=1}^J \|W_j\|^2 \quad (13)$$

که در فرمول فوق $\|W_j\|^2/N$ نشان دهنده سهم تغییرات در مقیاس τ_j در واریانس نمونه سری $\{X_t\}$ است. اگر طیف نیروی تجربی^۱ یک تبدیل موجک گسسته را برای سری $\{X_t\}$ به صورت زیر تعریف کنیم:

1. Empirical Power Spectrum

$$P_W(\tau_j) = \frac{1}{N} \|W_j\|^2 \quad \{\tau_j = 1, 2, 4, \dots, N/2\} \quad (14)$$

آن‌گاه خواهیم داشت:

$$\sum_{j=1}^J P_W(\tau_j) = \hat{\sigma}_X^2 \quad (15)$$

حال می‌توان ترکیب موجک X را به صورت زیر نوشت:

$$X = \Omega^T W = \sum_{n=0}^{N-1} \Omega_n W_n = \sum_{j=1}^J \Omega_j^T W_j + \zeta_J^T V_J \quad (16)$$

که Ω_j و ζ_J ماتریس‌هایی هستند که از دسته‌بندی Ω متناظر با دسته بندی W به W_1, W_2, \dots و W_J به دست آمده‌اند.

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Omega_1 \\ \Omega_2 \\ \vdots \\ \Omega_J \\ \zeta_J \end{bmatrix} \quad (17)$$

اگر $\Delta_j = \Omega_j^T W_j$ را برای مقادیر $j = 1, 2, \dots, J$ تعریف کنیم، آن‌گاه Δ_j یک بردار N بعدی ستونی است که عناصر آن متناظر با تغییرات X در مقیاس τ_j هستند. فرض کنیم که $\Sigma_J = \zeta_J^T V_J$ و تمام عناصر آن برابر میانگین نمونه \bar{X} باشد. حال می‌توانیم بنویسیم:

$$X = \sum_{j=1}^J \Delta_j + \Sigma_J \quad (18)$$

معادله بالا در واقع تحلیل چند نمایی (MRA)^۱ از X را بیان می‌کند. سری زمانی X به صورت یک بردار ثابت r و J بردار z بیان شد که هر یک از z ها به تغییرات X در مقیاس z مربوط است.

در تحلیل فوق، تبدیل موجک گسسته و ترکیب موجکی X با استفاده از نمادگذاری ماتریسی به دست آمد. (جنکی و همکاران (۲۰۰۲)).

تبدیل موجک حداکثر هم‌پوشانی، نسخه اصلاح شده تبدیل موجک گسسته است و بر خلاف تبدیل موجک گسسته که پس از هر مرحله انجام الگوریتم، سری زمانی به دو سری با طول نصف سری مرحله قبل تقسیم می‌شود، در تبدیل موجک گسسته حداکثر هم‌پوشانی در هر مرحله اندازه سری جزییات و سری هموار برابر با اندازه سری اصلی است.

در این تبدیل، انرژی سیگنال حفظ شده و لذا آنالیز واریانس و تحلیل چنددقتی آن همانند تبدیل موجک گسسته است.

تئوری موجک به عنوان یک روش‌شناسی تحقیق در تحلیل علمی گسترش بسیاری یافته است و در بسیاری از شرایط از تحلیل موجک به عنوان ابزار تحقیق استفاده شده و در اکثر موارد نتایج رضایت‌بخش بوده و نسبت به تحقیقات قبلی شرایط مناسب‌تری تجربه شده است.

مارک جنسن در مورد کاربردهای موجک در مدیریت مالی و مزایای استفاده از موجک‌ها برای کار با داده‌های با فرکانس بالا و غیرمعمول مالی بحث کرده است. وی در یک سری از مقالاتش در مورد کاربردهای موجک در تحلیل فرایندهای تصادفی با حافظه طولانی بحث کرده است. (جنسن (۱۹۹۸)؛ جنسن (۱۹۹۹)؛ جنسن (۲۰۰۰)؛ جنسن (۲۰۰۱)).

تکاز نرخ‌های بهره را در ایالات متحده و کانادا مطالعه کرد و دریافت که اکثر نرخ‌ها خاصیت بازگشت به میانگین دارند. (تکاز (۲۰۰۰)).

پن و وانگ یک تخمین‌گر استوکاستیک غیرخطی تحت مفروضات عدم کارایی بازار سرمایه ارائه کردند. عملکرد تخمین‌گر موجکی در بسیاری از موارد از روش سنتی بهتر بود. (پن و وانگ (۱۹۹۸)).

1. Multiresolution Analysis

رمزی و ژانگ با استفاده از موجک داده‌های مربوط به بازده سهام، شاخص و نرخ ارز را بررسی کرده و دریافتند که داده‌های مالی تصادفی نبوده ولی بسیار پیچیده‌اند. رمزی و ژانگ (۱۹۹۷). دیویدسون و سایرین در مقاله‌ای دیگر سری‌های زمانی مربوط به قیمت ماهانه ۲۱ نوع کالا را از ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۵ بررسی کردند. (دیویدسون و سایرین (۱۹۹۸)).

فرانسیس این و سانگبای کیم رابطه بین بازده سهام و تورم را در بازار NYSE با استفاده از موجک مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها حاکی از این بود که رابطه مثبت بین بازده ماهانه سهام و تورم ماهانه در کوتاه‌مدت (یک‌ماهه) و بلندمدت (۱۲۸ ماهه) وجود دارد. (فرانسیس این و سانگبای کیم (۲۰۰۴)).

از مقالات داخلی در این زمینه می‌توان به تحقیق حسین عباسی نژاد و شاپور محمدی که در مقاله‌ای تحت عنوان تحلیل سیکل‌های تجاری ایران با استفاده از نظریه موجک، تولید ناخالص داخلی ایران را در مقیاس‌های مختلف تجزیه کردند، اشاره کرد. نتایج آن‌ها حاکی از آن بود که روش موجک در شرایط تغییرات هموار سری زمانی، تفاوت زیادی با روش هودریک- پرسکات ندارد ولی برای تشخیص سیکل‌ها در سری‌های زمانی با تغییرات ناگهانی بهتر از روش‌های دیگر عمل می‌کند. (حسین عباسی نژاد و شاپور محمدی (۱۳۸۵)).

تجزیه و تحلیل داده‌ها

برای محاسبه بازده سهام از شاخص بازده نقدی و قیمت از مرداد ۷۸ تا پایان آذر ۸۵ استفاده شد.^۱

فرمول محاسبه بازده ماهانه به صورت زیر است:

$$R_t = \frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}}$$

برای محاسبه نرخ تورم از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) منتشره بانک مرکزی به شکل زیر استفاده شده است:

$$I_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}}$$

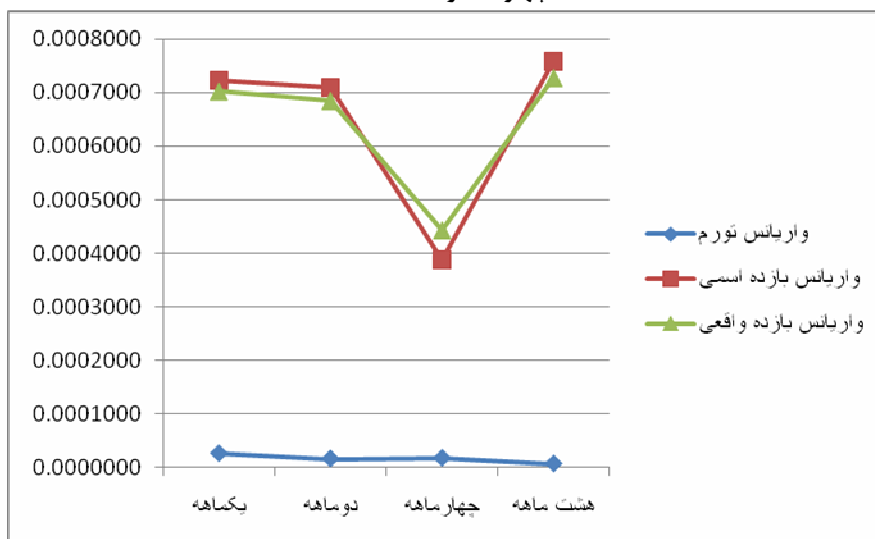
نرخ بازده واقعی سهام از کسر نرخ تورم از نرخ بازده اسمی سهام به دست می‌آید. سپس داده‌ها را در ۳ سطح جزئیات و یک سطح هموار موجک با استفاده از موجک دابشیز ۴ (db4) واشکافی کرده‌ایم.

در تبدیل موجک گسسته حداکثر هم‌پوشانی سری زمانی با هر طول را می‌توان بررسی کرد اما در تبدیل موجک گسسته محدود به سری‌های زمانی با طول‌های 2^l هستیم. (جنکی و همکاران (۲۰۰۳)). لذا در این پژوهش از تبدیل موجک گسسته حداکثر هم‌پوشانی استفاده شده است. در جدول ۱ و شکل ۱ واریانس نرخ تورم، نرخ بازده اسمی و نرخ بازده واقعی در افق‌های زمانی یک‌ماهه، دوماهه، چهارماهه و هشت‌ماهه نشان داده شده است.

جدول ۱. واریانس نرخ تورم، نرخ بازده اسمی و نرخ بازده واقعی در افق‌های زمانی یک‌ماهه، دوماهه، چهارماهه و هشت‌ماهه

یک‌ماهه	دوماهه	چهارماهه	هشت‌ماهه	
0.0000266	0.0000164	0.0000177	0.0000070	واریانس تورم
0.0007217	0.0007082	0.000387388	0.000757746	واریانس بازده اسمی
0.00070129	0.00068374	0.000443188	0.000726545	واریانس بازده واقعی

شکل ۱. واریانس نرخ تورم، نرخ بازده اسمی و نرخ بازده واقعی در افق های زمانی یک ماهه، دوماهه، چهارماهه و هشت ماهه



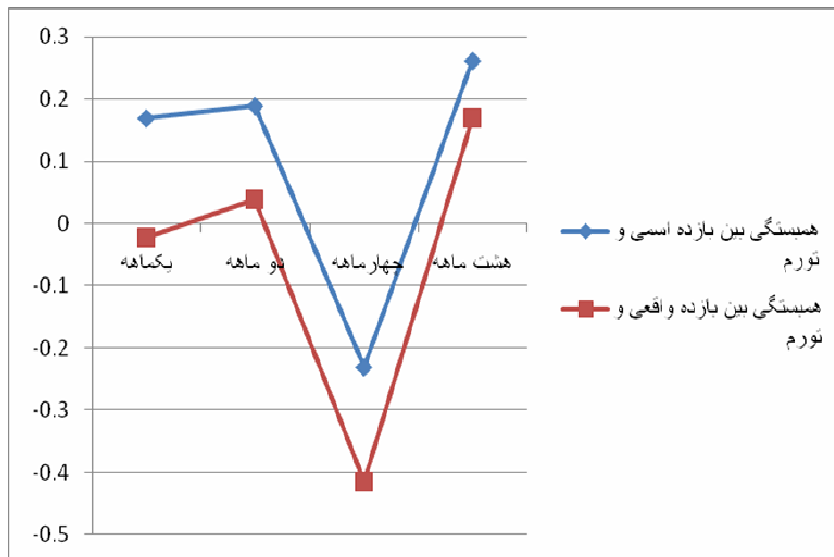
همان گونه که از شکل فوق بدست می آید، واریانس و تغییرپذیری بازده اسمی و واقعی از افق یک ماهه تا چهارماهه کاهش داشته و در افق هشت ماهه ناگهان افزایش می یابد. این نتایج با نتایج حاصل از تحقیق سانگبای و کیم (۲۰۰۴) تناقض دارد. در حالی که در تحقیق سانگبای و کیم با افزایش افق زمانی، واریانس کاهش پیدا می کند، در تحقیق حاضر تا افق چهارماهه واریانس کاهش و در افق هشت ماهه واریانس افزایش می یابد. همچنین همان طور که از شکل مشخص است، واریانس تورم ثابت داشته و نزدیک به صفر می باشد.

در جدول ۲ و شکل ۲ همبستگی بین نرخ تورم با نرخ بازده اسمی و نرخ بازده واقعی در افق های زمانی یک ماهه، دوماهه، چهارماهه و هشت ماهه نشان داده شده است.

جدول ۲. همبستگی بین نرخ تورم با نرخ بازده اسمی و نرخ بازده واقعی در افق‌های زمانی یک ماهه، دو ماهه، چهار ماهه و هشت ماهه

	یک‌ماهه	دوماهه	چهار ماهه	هشت‌ماهه
تورم و بازده اسمی	0.169709	0.189595	-0.23053	0.262019
تورم و بازده واقعی	-0.022605	0.038033	-0.41516	0.169288

شکل ۲. همبستگی بین نرخ تورم با نرخ بازده اسمی و نرخ بازده واقعی در افق‌های زمانی یک‌ماهه، دو ماهه، چهار ماهه و هشت‌ماهه



همان‌گونه که از شکل فوق مشخص است، رابطه بین بازده اسمی و تورم در افق‌های یک‌ماهه، دو ماهه و هشت‌ماهه مثبت است در حالی که در افق چهار ماهه، رابطه به شدت منفی می‌شود. الگوی رابطه بین بازده واقعی و تورم تا حد زیادی مشابه رابطه بازده اسمی و تورم است، با این تفاوت که همبستگی بین بازده واقعی و تورم در افق یک‌ماهه منفی و نزدیک به صفر است و در افق دو ماهه نیز مثبت و نزدیک به صفر است و لذا می‌توان گفت شدت رابطه زیاد نیست، اما در افق چهار ماهه و هشت‌ماهه نوع و شدت رابطه بین بازده اسمی و تورم از طرفی و بازده واقعی و تورم از طرف دیگر بسیار به هم شباهت دارد. داده‌های واشکافی شده

در هر سطح با استفاده از تخمین رگرسیون و به وسیله نرم افزار E-Views برای آزمون وجود رابطه بین نرخ تورم و بازده سهام در سطوح مختلف بررسی شدند. نتایج حاصل از رگرسیون بازده اسمی و نرخ تورم و بازده واقعی و نرخ تورم به ترتیب در جداول ۳ و ۴ آورده شده است.^۱

جدول ۳. نتایج حاصل از رگرسیون بازده نقدی و قیمت اسمی و نرخ تورم در سطوح مختلف

	d_1	d_2	d_3	S_3
b	0.8839	1.2455	- 0.1079608	2.7223
t-Stat	1.6062	1.8011	- 2.209726	2.5324
F-Stat	2.5800	3.2439	4.8829	6.4132
R^2	0.0288	0.0359	0.0531	0.0687

جدول ۴. نتایج حاصل از رگرسیون بازده نقدی و قیمت واقعی و نرخ تورم در سطوح مختلف

	d_1	d_2	d_3	S_3
b	-0.1161	0.2455	- 2.0796	1.7222
t-Stat	- 0.2109	0.3550	- 4.2565	1.6021
F-Stat	0.0445	0.1260	18.1180	2.5669
R^2	0.0005	0.0014	0.0258	0.0287

همان گونه که از جدول ۳ مشخص است، در بازه‌های زمانی دو و هشت ماهه، b مثبت است و نیز هرچه بازه زمانی مورد بررسی افزایش می‌یابد R^2 بزرگتر می‌شود. با توجه به آماره t

1. در تجزیه مویک در این بخش مقاله از کد MATLAB که بوسیله B.Whitcher نوشته شده با اندکی تغییر استفاده شده است.

محاسبه شده در افق یک‌ماهه، رابطه بین بازده اسمی و نرخ تورم معنادار نیست. در افق‌های دو‌ماهه و هشت‌ماهه، رابطه مثبت بین نرخ بازده اسمی و نرخ تورم در سطح معنی‌دار ۵ درصد تایید می‌شود و در این سطوح نتایج حمایت‌گر فرضیه فیشر است اما در افق چهارماهه رابطه بین بازده اسمی و تورم معکوس است و فرضیه فیشر در این افق زمانی قابل پذیرش نیست.

در بررسی رابطه بین بازده واقعی و نرخ تورم با توجه به جدول ۴ نتایج حاکی از این است بازده واقعی سهام در افق‌های یک‌ماهه، دو‌ماهه و هشت‌ماهه از نرخ تورم مستقل است، اما در افق چهارماهه رابطه معکوس با نرخ تورم دارد.

در مجموع می‌توان گفت که بازده سهام تنها در افق‌های دو‌ماهه و هشت‌ماهه به عنوان پوششی در برابر خطر کاهش ارزش ناشی از تورم عمل می‌کند و در افق چهارماهه نه تنها به عنوان پوشش عمل نمی‌کند بلکه با توجه به رابطه معکوس بازده اسمی و نیز بازده واقعی با نرخ تورم، ریسک نرخ تورم با نگهداری سهام تشدید می‌شود.

نتیجه‌گیری

در این تحقیق، رابطه بین بازده اسمی سهام و بازده قیمتی سهام در سطوح مختلف با استفاده از تحلیل موجک بررسی شد. نتایج حاکی از این بود که فرضیه فیشر مبنی بر وجود رابطه مثبت بین نرخ تورم و بازده سهام تنها در افق‌های دو و هشت‌ماهه تایید می‌شود و در افق چهارماهه، رابطه معکوس دیده می‌شود. همچنین بین نرخ واقعی بازده سهام و نرخ تورم در افق‌های یک و دو و هشت‌ماهه رابطه معنی‌داری وجود ندارد و در افق چهارماهه بین نرخ بازده واقعی سهام و نرخ تورم رابطه معکوس وجود دارد.

با توجه به اینکه تبدیل موجک هنوز در ادبیات مالی کشور ما آنچنان که باید جای خود را باز نکرده است، برای استفاده از خواص جالب موجک در تحقیقات مالی که پیشتر در فصول قبل به آن اشاره شد، هنوز فرصت وجود دارد. با توجه به اینکه در تحلیل موجک نیازی به فرض وجود مانایی در سری زمانی نیست و می‌توان سری‌های زمانی با تغییرات ناگهانی و شکست‌ها و انقطاع‌ها را در مقیاس‌های مختلف تحلیل کرد، استفاده از آن برای تجزیه خواص سری‌های زمانی و تحلیل سری‌های زمانی متفاوت مناسب به نظر می‌رسد. به‌خصوص از

تحلیل موجک برای بررسی سری زمانی قیمت دارایی‌ها که از مانایی کمتری نسبت به بازده برخوردار است نیز می‌توان استفاده کرد.

همچنین اگر برای بررسی رابطه بین بازده سهام و تورم بتوان از سری‌های زمانی طولانی‌تر استفاده کرد می‌توان به نتایج معتبری در بلندمدت دست یافت. با توجه به اینکه فرضیه فیشر به همه دارایی‌ها و در همه افق‌های زمانی اشاره دارد، مناسب است که این تحلیل در مورد سایر انواع دارایی‌ها (از جمله مسکن، طلا و...) نیز صورت گیرد.

پی‌نوشتها:

۱. عباسی‌نژاد، حسین و شاپور محمدی (۱۳۸۵). «تحلیل سیکل‌های تجاری ایران با استفاده از نظریه موجک‌ها»، *مجله تحقیقات اقتصادی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران*.
2. Barnes, M., Boyd, J.H., Smith, B.D. (1999). "Inflation and asset returns", *European Economic Review* 43, 737– 754.
3. Boudoukh, J., Richardson, M. (1993). "Stock returns and inflation: a long horizon perspective", *American Economic Review* 83, 1346–1355.
4. Choudhry, T. (2001). "Inflation and rates of return on stocks: evidence from high inflation countries", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money* 11, 75– 96.
5. Crowley, P.M. (2005). "An intuitive guide to wavelets for economists", *Working Paper*.
6. Davidson, R., W. C. Labys, et al., 1998. "Wavelet Analysis of Commodity Price Behavior", *Computational Economics* 11: 103-128.
7. Engsted, T., Tanggaard, C. (2002). "The relation between asset returns and inflation at short and long horizons", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money* 12, 101–118.
8. Fama, E.F., Schwert, G.W. (1977). "Stock market returns and inflation", *Journal of Financial Economics* 5, 115– 146.
9. Fama, E.F. (1981). "Stock returns, real activity, inflation and Money", *American Economic Review* 71, 545– 565.
10. Gencay, R., Selcuk, F., Whitcher, B. (2002). *An Introduction to Wavelets and Other Filtering Methods in Finance and Economics*. Academic Press, London.
11. In, F., Kim, S. (2005) "The relationship between stock returns and inflation: new evidence from wavelet analysis", *Journal of Empirical Finance* 12: 435 - 444.
12. Jensen, M. J. (1997). "Making Wavelets in Finance", *Financial Engineering News* 1(1).
13. Jensen, M. (1998). "An Approximate Wavelet MLE of Short and Long-Memory Parameters", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics Volume* 3, Issue 4 Article 5
14. Jensen, M. (1999). "Using Wavelets to Obtain a Consistent Ordinary Least Squares Estimator of the Long-memory Parameter", *Journal of Forecasting* 18: 17-32.
15. Jensen, M. (2000). "An alternative maximum likelihood estimator of long-memory processes using compactly supported wavelets", *Journal of Economic Dynamics & Control* 24: 361-387.
16. Jensen, M. (2001). "Bayesian Inference of Long-Memory Stochastic Volatility via Wavelets", *Working Paper Series in SSRN*.
17. Li, D. (2003). "Empirical Study Of Investment Behavior In Equity Market Using Wavelet Method", *Dissertation for PhD in Management in Finance*. Rensselaer Polytechnic Institute.

18. Pan, Z. and Wang, X. (1998). "Wavelet-based Density Estimation Model for Forecasting", *Journal of Computational Intelligence in Finance* 6(1): 6-13.
19. Polikar, R. (1996). The Wavelet Tutorial.
[Online].<http://users.rowan.edu/~polikar/WAVELETS/WTtutorial.html>.
20. Ramsey, J.B., Zhang, Z. (1997). "The analysis of foreign exchange data using waveform dictionaries", *Journal of Empirical Finance* 4, 341– 372.
21. Schleicher, C. (2002). "An Introduction to Wavelets for Economists", *Bank of Canada Working Paper*.
22. Schotman, P.C., Schweitzer, M. (2000). "Horizon sensitivity of the inflation hedge of stocks", *Journal of Empirical Finance* 7, 301–305.
23. Solnik, B., Solnik, V. (1997). "A multi-country test of the Fisher Model for stock returns", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money* 7, 289–301.
24. Sharpe, S. A. (1999). "Stock Prices, Expected Returns, and Inflation", *Working Paper for Division of Research and Statistics Federal Reserve Board*.
25. Tkacz, G. (2000). "Estimating the Fractional Order of Integration of Interest Rates Using a Wavelet OLS Estimator", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics Volume 5*, Issue 1 Article 2.