فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال هفدهم، شماره ۵۲، پاییز ۱۳۹۱، صفحات ۳۲-۹

بررسی رابطه نوسان‌های نرخ ارز و بازدهی سهام با استفاده از تحلیل موجک در بخش‌های مختلف بورس اوراق بهادار تهران

دکتر سیدعبدالمجید جلائی* و امیر حبیب‌دوست**

تاریخ دریافت: ۷ خرداد ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: ۲۷ دی ۱۳۹۱

دراین مقاله به بررسی معمای رابطه نوسان‌های نرخ ارز و بازدهی سهام بخشهای مختلف بورس تهران با استفاده از یک رویکرد مقیاس- زمان می‌پردازیم. در این راستا، داده‌های ماهانه نرخ غیررسمی ارز، بازدهی پرتفوی بازار و بازدهی سهام بخشهای مختلف بورس تهران در بازه زمانی سالهای ۱۳۸۷-۱۳۷۸ و همچنین بازه زمانی سالهای ۱۳۸۷-۱۳۸۳ (با توجه به محدودیت داده‌ها) با استفاده از روش ماکزیمم همپوشانی تبدیل موجک گسسته (MODWT) در ٦ و ٥ مقیاس تجزیه شده است و نتایج تحلیل رگرسیون موجکی، واریانس و همبستگی موجکی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد نه تنها اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر روی بازدهی سهام در بخش‌های مختلف بورس به لحاظ شدت و علامت متفاوت است بلکه این اثرگذاری در مقیاس‌های زمانی مختلف نیز متفاوت است. از این رو، می‌بایست ذات چند مقیاسی بودن این رابطه را در تحلیل‌ها و تصمیم‌گیری‌ها لحاظ کرد.

واژه‌های کلیدی: تغییرات نرخ ارز، بازدهی سهام، تحلیل چند مقیاسی، موجک.
طبقه‌بندی JEL: G1، F31، C32.

۱. مقدمه

با توجه به اهمیت و اثرگذاری نرخ ارز و نوسانهای آن بر متغیرهای خرد و کلان اقتصادی، مسئله نوسانهای نرخ ارز همواره مورد توجه محققان اقتصادی بوده است. از طرفی با توجه به گسترش

* دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه باهنر کرمان jalaee@uk.ac.ir
** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه باهنر کرمان amirhabibdoost@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

روزافزون بازارهای مالی و برجسته‌تر شدن اهمیت آن در توسعه، بررسی رابطه نوسان‌های نرخ ارز و بازدهی سهام به موضوعی پراهمیت در بررسی‌های اقتصاد مالی تبدیل شده است. بدیهی است این مسئله برای بنگاه‌های اقتصادی که با مقوله صادرات و واردات درگیر هستند، بسیار مهم است. زیرا بنگاهها مایل به مدیریت ریسک نوسانهای ارز برای کاهش ضررهای احتمالی ناشی از افزایش و کاهش نرخ ارز هستند. در تئوری وقتی داراییهای ارزی یک بنگاه افزایش می‌یابد، طبیعتاً ارزش شرکت افزایش یافته و در نتیجه سودآوری شرکت رشد می‌کند که نتیجه آن افزایش قیمت و بازدهی سهام آن شرکت است. اما آیا در عمل، بازدهی سهام شرکتهای درگیر اقتصاد بین‌الملل تحت تأثیر نوسانهای نرخ ارز قرار می‌گیرد؟ این سؤال در کنار سؤالات دیگر، موضوع رابطه نوسانهای نرخ ارز و بازدهی سهام[1] را به مسئله‌ای مورد بحث تبدیل کرده است. بطور خلاصه چند سؤال اساسی در این رابطه مطرح است که آیا نوسانهای نرخ ارز بر بازدهی سهام شرکتهایی که درگیر مبادلات بین‌الملل نیستند نیز اثرگذار است؟ این رابطه در کدام صنایع قویتر است؟ اصولاً جهت این رابطه چگونه است؟ آیا افقهای زمانی تأثیری بر نتایج و شدت و ضعف این رابطه دارند؟ منبع چنین تأثیرگذاری را چگونه می‌توان توضیح داد؟

تاکنون تحقیقات زیادی در این زمینه‌ها انجام شده است که نتایج آنها مختلف و بعضاً در تناقض با یکدیگر بوده‌اند. بگونه‌ای که این مسئله به معمای نوسان نرخ ارز[2] در بین محققین معروف شده است. اما آنچه که در این تحقیقات لحاظ نشده، ماهیت ذاتی بازارهای سهام و ارز است. در بازار سهام افراد با افقهای زمانی مختلف تصمیم‌گیری وارد می‌شوند. یعنی، برخی فعالان بازار سهام با افقهای زمانی بسیار کوتاه‌مدت یک روزه و یک هفته اقدام به خرید و فروش سهم می‌کنند، برخی دیگر با توجه به افق میان‌مدت و طبیعتاً برخی براساس افقهای بلندمدت تصمیم می‌گیرند. از این‌رو باید ابزاری داشته باشیم تا بتواند اطلاعات را در مقیاس‌ها و زمانهای مختلف بصورت همزمان تحلیل کند. یک تحلیل مقیاس- زمان را می‌توان به کمک توابع موجک انجام داد. اگر چه تاکنون به کمک سری فوریه محققان قادر به تحلیل مقیاسهای مختلف بوده‌اند، اما به دلیل اشکالات عمدهٔ آن یعنی فرض ایستا بودن سری مورد تحلیل و همچنین عدم امکان بررسی زمان و مقیاس بطور همزمان، محققان را به سمت استفاده از روشهای دیگر که بر این مشکلات فائق آید، سوق داد.

1. Exchange Rate Exposure
2. Exchange Rate Exposure Puzzle

Archive of SID

www.SID.ir

در این مقاله با کمک تحلیل چند مقیاس به بررسی رابطه نوسانهای نرخ ارز و بازده سهام در ایران پرداخته می‌شود. علاوه بر این برای بررسی نحوهٔ اثرگذاری نوسانهای ارز بر بخشهای مختلف، این بررسی به تفکیک گروههای صنعتی موجود در بازار بورس تهران انجام شده است. این ابزار جدید، ناتوانی ما را در محدودیت زمانی از بین برده و می‌تواند به درک ما از دینامیک این ارتباط و توضیح این معما کمک کند. این مقاله از لحاظ استفاده از ابزار موجک و نگاه چندمقیاسی در تحلیل رابطه تغییرات نرخ ارز و بازدهی سهام از دیگر پژوهش‌های انجام شده در این زمینه کاملاً متمایز و جدید است و به لحاظ تحلیل بخشهای مختلف صنعت بصورت تفکیکی نیز در ایران کاری نو تلقی می‌گردد. بر این اساس، در بخش دوم مقاله ادبیات موضوع و در بخش سوم تحلیل مقیاس- زمان بطور شایسته‌ای ارائه می‌گردد. در بخش چهارم مدل مورد استفاده و داده‌ها شرح داده می‌شود، در بخش آخر نیز به بررسی نتایج و نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع

مطالعه تلاطم نرخ ارز در واقع مطالعه نفوذ نرخ ارز روی بازده سهام (یا ارزش) یک شرکت یا صنعت است. همانطور که در مقدمه نیز گفته شد، تحقیقات متنوعی برای بررسی و توضیح تأثیر نرخ ارز بر روی ارزش شرکتها انجام شده است.

جورین[1] نشان داد که حساسیت بازدهی نسبت به تغییرات نرخ ارز برای بنگاههای چندملیتی آمریکا بیشتر است و با افزایش فعالیتهای صادراتی بنگاه این مقدار بیشتر نیز می‌شود.

بارتو و بودنار[2] با مطالعه نوسانهای نرخ دلار بر روی بازدهی سهام چند شرکت در آمریکا ادعا کردند که تأثیرات نوسانهای نرخ ارز بر روی بازده سهام در طول زمان ضعیف می‌شود. به علاوه، آنها دریافتند که با لحاظ کردن وقفه‌های زمانی ارتباط معنی‌دار آماری و اقتصادی بین نرخ ارز و بازده سهام وجود دارد.

آلایانیس[3] با بررسی خالص صادرات شرکتها در فاصله سالهای ۱۹۹۰-۱۹۷۶ ثابت کردکه در افقهای زمانی بلندمدت رابطه معناداری بین نوسانهای ارز و ارزش شرکتها وجود ندارد اما در افقهای کوتاه‌مدت ارتباط معناداری مشاهده می‌شود.

1. Jorion (1990)
2. Bartov and Bodnar (1994)
3. Allayannis (1996)

Archive of SID

www.SID.ir

دومنیگز و تزار[1] در تحقیقی رابطه بین تغییرات نرخ ارز و ارزش بنگاه را مورد بررسی قرار دادند. آنها این مطالعه را بر روی بنگاههای ۸ کشور صنعتی (غیرآمریکایی) انجام دادند و دریافتند که ارزش این شرکتها بطور معنی‌داری تحت تأثیر نوسان نرخ ارز قرار گرفته است و این ارتباط با افزایش افقهای سوددهی، قویتر می‌شود.

چو، لی و سولت[2] نیز این نتیجه را برای شرکتهای چندملیتی در آمریکا یافته بودند.

بارترام[3] از یک مدل غیرخطی نیز برای مدلسازی این رابطه در صنایع آلمان و برای ۴۴۷ بنگاه در دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۱ استفاده کرد. وی نشان داد در مدل غیرخطی همانند نتایج مدل خطی ارتباط معنی‌داری بین ارزش بنگاهها و تغییرات نرخ ارز وجود دارد. این نتایج متفاوت و بعضاً متضاد از یک کشور تا کشور دیگر و یا در یک صنعت نسبت به صنعت دیگر این مسئله را به یک معما در بین اقتصاددانان مالی تبدیل کرده است

در ایران نیز جلالی نائینی و قالیباف اصل (۱۳۸۳) بر روی رابطه نوسانهای ارز و بازدهی سهام مطالعه کردند. آنها نشان دادند که در ایران ارزش سهام شرکتهای صادراتی و غیرصادراتی با تغییرات نرخ ارز ارتباط مستقیمی دارند. اما این ارتباط بطور همزمان مشاهده نمی‌شود و بازده سهام با یک وقفه زمانی برای دوره‌های شش ماهه و با دو وقفه زمانی برای دوره‌های سه ماهه با نرخ ارز ارتباط معنی‌داری دارد. آنها ارتباط بین نرخ ارز و بازده سهام برای دوره‌های طولانی‌تر را قویتر دانسته است.

نجارزاده، آقایی و رضایی‌پور (۱۳۸۷) نیز با استفاده از یک مدل VAR به بررسی تأثیر نوسانهای نرخ ارز و تورم بر شاخص قیمت سهام بورس ایران پرداخت. آنها نتیجه‌گیری کردند که شوکهای ناشی از نرخ تورم و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام در بلندمدت تأثیر منفی و در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت دارند. اما تاکنون همه تحقیقات انجام شده در این زمینه بر افقهای زمانی کوتاه‌مدت و یا بلندمدت متمرکز شده است. به نظر می‌رسد بررسی این مسئله در مقیاسهای زمانی مختلف بجای بررسی صرف کوتاه‌مدت و بلندمدت، درک بهتری از مسئله فراهم می‌کند. در صورت در اختیار داشتن ابزاری مناسب می‌توان از رگرسیون‌های مقیاس به مقیاس برای تحلیل در مقیاسهای زمانی مختلف استفاده کرد. همانطوری که در مقدمه نیز اشاره شد بسیاری از پدیده‌های اقتصادی ذاتاً در بازه‌های زمانی گوناگونی انجام می‌گیرد. در بازار سهام مبادله به صورت دقیقه به

1. Dominguez and Tesar (2005)
2. Chow, Lee and Solt (1997)
3. Bartram (2002)

Archive of SID

www.SID.ir

دقیقه، ساعت به ساعت، روز به روز و ... صورت می‌گیرد. رابطه درآمد مخارج، عرضه پول و درآمد اسمی، سهام و تورم مسائلی هستند که می‌توان اهمیت مسئله مقیاس‌های زمانی را در آن مشاهده کرد.

رمزی و لمپارت[1] رابطه بین عرضه پول و درآمد اسمی را مورد مطالعه قرار دادند و برای بررسی آن از تحلیل موجک استفاده کردند. رمزی و لمپارت با بررسی رابطه بین درآمد و مخارج مدعی شدند که عملکرد رگرسیون مقیاس به مقیاس بهتر از رگرسیون معمولی بر متغیرهای مجموع زمانی است.

کیم و این[2] از این ابزار برای بررسی رابطه تورم و بازده سهام در استرالیا در یک دوره ۱۲۸ ماهه استفاده کردند.

در ایران نیز عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۸۴) برای تحلیل سیکلهای تجاری از تحلیل موجک استفاده کرده‌اند و نشان دادند که این ابزار در نوفه‌زدایی موفق‌تر عمل کرده و نسبت به روشهای معمول اطلاعات بیشتری را در اختیار قرار می‌دهد.

بیدگلی، عبده تبریزی، محمدی و شمس (۱۳۸۸) نیز یک بررسی زمان- مقیاس برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای برای چند بورس عمده و بورس ایران انجام دادند.

قنبری، خضری و ترکی سمایی (۱۳۸۸) ریسک سیستماتیک در مقیاسهاس زمانی را به کمک تحلیل چند مقیاسی تخمین زده‌اند ونتیجه گرفتند پیش‌بینی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در چارچوب چندمقیاسی در افقهای کوتاه‌مدت و میان‌مدت کاراتر است.

مشیری، پاکیزه، دبیریان و جعفری (۱۳۸۹) نیز با استفاده از تحلیل موجک به بررسی رابطه بازدهی سهام و تورم در ایران پرداخته‌اند و نتیجه‌گیری کردند که این رابطه خصوصیات مقیاسی از خود بروز می‌دهد.

۳. تحلیل‌های مقیاس- زمان

با توجه به ناتوانیهای تحلیل‌های مبتنی بر زمان[3] و مبتنی بر مقیاس[4]، تحلیل‌های مقیاس- زمان توسط دانشمندان به عرصه علم معرفی شده است. برای درک بهتر یک تحلیل مقیاس- زمان توضیحاتی

1. Ramsay and Lampard (1998)
2. Kim and In (2005)
3. Time-Domain
4. Frequency-Domain

Archive of SID

www.SID.ir

در مورد تحلیل فوریه (تحلیل مقیاسی یا فرکانسی) ارائه می‌شود، زیرا نه تنها به لحاظ سیر تاریخی قبل از تحلیل موجک (مقیاس- زمان) قرار دارد، بلکه مبنای اولیه تحلیل‌های مقیاس- زمان را تشکیل می‌دهد.

۳-۱. تحلیل فوریه

مبنای تحلیل فوریه تجزیه و یا تقریب یک تابع یا سیگنال (یا سری زمانی) براساس یکسری توابع مثلثاتی است. سری فوریه را می‌توان به گونه‌های مختلفی نمایش داد که در یک شکل ساده و اولیه می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$f(x) = \frac{1}{2}a_0 + \sum_{n=1}^{+\infty}\left(a_n \cos(nx) + b_n \sin(nx)\right) \qquad (1)$$

که در فرمول داریم:

$$a_0 = \frac{1}{\pi}\int_{-\pi}^{\pi} f(x)dx$$

$$a_n = \frac{1}{\pi}\int_{-\pi}^{\pi} f(x)\cos(nx)dx$$

$$b_n = \frac{1}{\pi}\int_{-\pi}^{\pi} f(x)\sin(nx)dx$$

پس از نمایش سری فوریه می‌توان تبدیل فوریه را با استفاده فرمول اویلر یعنی $e^{i\omega t} = \cos(\omega t) + i\sin(\omega t)$ برای یک سری زمانی غیرمتناوب معرفی کرد.[1] به کمک تبدیل فوریه می‌توان یک تابع یا سری زمانی را در طیف فرکانس مشاهده کرد یعنی

$$H(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} h(t)e^{i\omega t}dt \qquad (2)$$

که در آن ω پارامتر فرکانس، t زمان و $H(\omega)$ تبدیل فوریه $h(t)$ است. طبیعتاً عکس تبدیل فوریه نیز عبارت خواهد بود از[2]

۱. برای مطالعه بیشتر به کتاب روشهای تبدیل فوریه در فاینانس (چروبینی و همکاران (۲۰۱۰)) و کتاب اقتصاد سنجی مالی: روشها و مدلها (وانگ (۲۰۰۳)) مراجعه کنید.

2. Cherubini, *et al* (2010) and Wang (2003)

Archive of SID

www.SID.ir

$$h(t) = \frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty} H(\omega)e^{i\omega t}d\omega \qquad (۳)$$

همانطور که پیداست پس از اعمال تبدیل فوریه (معادله (۲))، «نتایجی که از تجزیه فوریه بدست می‌آید در دامنه فرکانس است»[1] و هیچ دیدی در مورد زمان و نقش آن در این فضا وجود ندارد. در واقع ضعف اصلی روش فوریه در همین نکته است یعنی در تحلیل فوریه نمی‌توان بطور همزمان مسئله زمان و فرکانس را در نظر گرفت. در واقع سری فوریه توانایی مدلسازی سری غیرایستا را ندارد، زیرا در این سریها فرکانس (مقیاس) با زمان تغییر می‌کند. برای حل این مشکل راه حلی ارائه شد که مبنی بر تقسیم‌بندی سری زمانی (سیگنال) غیرایستا و سپس انجام تحلیل فوریه را در هر پنجره (حاصل از تقسیم سیگنال) بود.

$$STFT_x^f(t', f) = \int_t [x(t)W(t-t')]e^{-jft}dt \qquad (۴)$$

«مشکل این رهیافت انتخاب صحیح پنجره و مهمتر از آن ثابت بودن پنجره‌ها در طول زمان است.»[2] اما همانطور که گفته شد تحلیل موجک توانایی مدلسازی سریهای زمانی غیرایستا را دارد و «مهمترین خصوصیت تحلیل موجک براساس تحلیلهای اقتصادی تجزیه داده‌ها براساس مقیاس زمان است.»[3] به عبارت دیگر ابزارآنالیز موجک می‌تواند بر مشکلات فائق آید و جانشین روشهای دیگر شود.

۳-۲. تحلیل موجک

تحلیل موجک توسط میر، مالات، استرانگ و دابوشی[4] توسعه‌یافته شد. ایدهٔ اصلی توابع موجک، دو جفت تابع به شکل کلی زیر است:

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\psi\left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \qquad \phi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\phi\left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \qquad (۵)$$

1. Ramsey (2002)

۲. گالگاتی (۲۰۰۵)

3. Ramsey (1999)

4. Meyer (1986), Mallat (1988), Strang (1989) and Daubechies (1992)

Archive of SID

www.SID.ir

که بطور معمول یکی به عنوان تابع تقریب (موجک پدر) با نماد ϕ و دیگری به عنوان تابع جزئیات (موجک مادر) با نماد ϕ شناخته می‌شود. در این معادلات J مقدار مقیاس زمانی است و k نیز مقدار حرکت در هر مقیاس را نشان می‌دهد. یک تابع (سیگنال یا سری زمانی) را می‌توان به شکل ترکیبی از مجموع این توابع (توابع تقریب و توابع جزئیات) نوشت. مبنای ریاضی چنین ایده‌ای به یافته‌های میر (۱۹۸۶)، مالات (۱۹۸۹) و استرانگ (۱۹۸۹) در زمینه تحلیلهای چند نمایشی (MRA[1]) یا چندمقیاسی برمی‌گردد. تحلیل چندمقیاسی بر مبنای چند فرض استوار هستند که در مقالات مالات (۱۹۸۹) و استرانگ (۱۹۸۹) به تفصیل به آنها اشاره شده است.

برای نمایش یک تابع براساس موجک مادر (جزئیات) و موجک پدر (روند یا تقریب) از یک الگوریتم هرمی تکراری که توسط مالات (۱۹۸۹) ارائه شد، استفاده می‌شود که مختص داده‌های گسسته است (سری‌های زمانی به شکل گسسته هستند). شکل ۱ این مراحل را بخوبی نمایش می‌دهد. در این روش چندمرحله‌ای، در هر مرحله فرکانس‌های پایین‌تر (نوسانهای کمتر) از سیگنال جدا می‌شوند (w یا d) تا در مقیاس نهایی تنها جزء روند یا تقریب سیگنال (سری زمانی) باقی می‌ماند (s یا v). در هر مرحله ازاین الگوریتم داده‌ها می‌بایست نصف شوند.[2] بنابراین بطور ساده می‌توان یک سری زمانی را این گونه نوشت:

$$f(t) \approx S_j(t) + D_j(t) + D_{j-1}(t) + \cdots + D_1(t) \qquad (۶)$$

اما برای انجام این کار برای یک سری زمانی گسسته[3] به صورت عملی، لازم است که موجک مادر و پدر به شکل زیر نمایش داده شود.[4]

$$\psi(t) = \sqrt{2}\sum_{k=0}^{L-1} h_k \phi(2t-k) \qquad (۷)$$

$$\phi(t) = \sqrt{2}\sum_{k=0}^{L-1} l_k \phi(2t-k) \qquad (۸)$$

1. Multiresolution Analysis

۲. برای مطالعه با جزئیات بیستر در این زمینه به مقاله مالات (۱۹۸۹) صفحات ۶۸۲-۶۷۵ مراجعه نمایید.

۳. تبدیل موجک بطور کلی می‌تواند برای توابع پیوسته و گسسته انجام شود که این تبدیل برای توابع پیوسته تبدیل موجک پیوسته (CWT) و برای داده‌های گسسته تبدیل موجک گسسته (DWT) نامیده می‌شود.

4. Ramsey (2002)

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن l_k و h_k فیلترهای پایین‌گذر و بالاگذر هستند و از رابطه زیر بدست می‌آیند (شکل ۱ را ببینید).

$$l_k = \frac{۱}{\sqrt{۲}} \int \phi(t)\phi(۲t-k)dt \qquad (۹)$$

$$h_k = \frac{۱}{\sqrt{۲}} \int \phi(t)\phi(۲t-k)dt \qquad (۱۰)$$

با توجه به شکل ۱ به V_j یا d_j و W_j یا s_j نیاز داریم. برای محاسبه آنها می‌توانیم از روابط زیر استفاده کنیم

$$V_۱(t) = \sum_{k=۰}^{L-۱} l_k X(t') \qquad (۱۱)$$

$$W_۱(t) = \sum_{k=۰}^{L-۱} h_k X(t') \qquad (۱۲)$$

که $t = ۰,۱,\ldots,\frac{n}{۲}-۱$ و $t' = ۲t+۱-l \bmod n$ و n تعداد نمونه‌های تحلیل است.[1] حال با یافتن اولین مقیاس می‌توان براساس الگوریتم هرمی تا مقیاس نهایی پیش رفت.

$$V_j(t) = \sum_{k=۰}^{L-۱} l_k V_{j-۱}(t') \qquad (۱۳)$$

$$W_j(t) = \sum_{k=۰}^{L-۱} h_k V_{j-۱}(t') \qquad (۱۴)$$

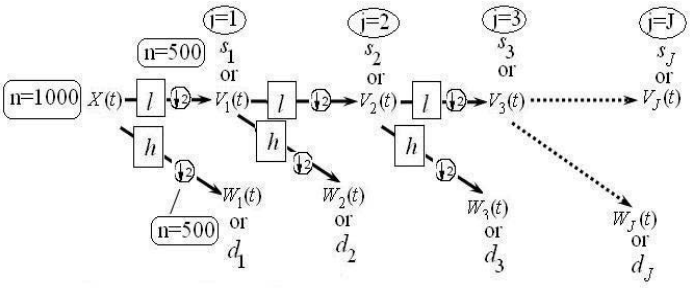
که در آن $t = ۰,۱,\ldots,\frac{n}{۴}-۱$ و $t' = ۲t+۱-l \bmod n$.[2]

همانطور که مشاهده شد در روش معمول تبدیل موجک گسسته (DWT[3]) در هر مرحله داده‌ها با ضریب ۱/۲ کاهش پیدا می‌کنند.[4] از این رو یک محدودیت برای تعداد داده‌ها وجود دارد زیرا تعداد داده‌ها می‌بایست از مضرب ۲^j باشند زیرا در هر مرحله از الگوریم داده‌ها می‌بایست نصف شوند (j تعداد سطوح مقیاس زمانی است).

1. Ramsey (2002)
2. Masset (2008)
3. Discrete Wavelet Transform
4. Subsampling

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۱. الگوریتم هرمی تبدیل موجک گسسته

بنابراین از روش دیگری معروف به ماکزیمم همپوشانی تبدیل موجک گسسته (MODWT)[1]، استفاده می‌کنیم که مزایای بیشتری نسبت به DWT دارد.[2] یکی از مزایا این است که در این روش لزومی ندارد که داده‌های سری زمانی مضربی از 2^j باشند.

۳-۳. تابع موجک

همانطور که گفته شد، اولین تابع موجک را هار معرفی کرد و پس از آن توابع موجک دیگری همچون دابوشی، شانون[3] و ... معرفی شدند. این موجک‌ها انواع مختلف و کاربردهایی متفاوت دارند (موجکهای گسسته، پیوسته و ...). اما موجک‌ها یک خصوصیت اصلی دارند و آنهم حفظ انرژی[4] است. به عبارت بهتر آنها برخلاف توابع پایه‌ای سری فوریه (سینوس و کسینوس) که انرژی نامحدود دارند، در طول زمان میرا هستند.[5]

۳-٤. واریانس، کواریانس و همبستگی موجک

حال براساس MODWT واریانس موجک در هر مقیاس را به شکل زیر تشکیل می‌دهیم:

$$\tilde{\upsilon}_x^2(\lambda_j) \equiv \frac{1}{\tilde{N}_j} \sum_{t=L_j-1}^{N-1} \tilde{\omega}_{j,t}^2 \qquad (۱۷)$$

1. Maximum Overlap Discrete Wavelet Transform

۲. در مقاله کرولی (۲۰۰۵) به مشکلات DWT و مزایای MODWT پرداخته شده است.

3. Shannon

4. Energy Preserving

۵. رمزی و لمپارت (۱۹۹۸)

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن $\tilde{N}_j = N - L_j + ۱$ و $L_j = (۲^j - ۱)(L-۱)+۱$ طول فیلتر موجک است و $\tilde{\omega}_j$ برداری به شکل $(\tilde{V}_J \tilde{W}_J \tilde{W}_{J-۱} \ldots \tilde{W}_۱)$ است.[1] تخمین‌زن بدون تورش کوواریانس موجک $\tilde{\gamma}_{xy}(\lambda_j)$ و همچنین تخمین‌زن بدون تورش همبستگی مقطعی $\tilde{\rho}_{xy}(\lambda_j)$ براساس روابط زیر محاسبه می‌شوند:[2]

$$\tilde{\rho}_{xy}(\lambda_j) = \frac{\tilde{\gamma}_{xy}(\lambda_j)}{\tilde{\upsilon}_x(\lambda_j)\tilde{\upsilon}_x(\lambda_j)} \qquad (۱۸)$$

$$\tilde{\gamma}_{xy}(\lambda_j) \equiv \frac{۱}{\tilde{N}_j} \sum_{t=L_j-۱}^{N-۱} \tilde{\omega}_{j,t}(X)\tilde{\omega}_{j,t}(Y) \qquad (۱۹)$$

٤. مبانی نظری و متغیرهای مدل

قسمت سهام یک بنگاه با توجه به رابطه

$$P = \frac{\sum^{t} E(c)}{\frac{۱}{(۱+k_e)^t}} \qquad (۲۰)$$

که د رآن، t زمان، k_e نرخ تنزیل و $E(c)$ ارزش انتظاری جریانات نقدی بنگاه است. در اثر تغییر ارزش انتظاری، جریانات نقدی بنگاه تحت تأثیر قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر هر آنچه که بر جریانات نقدی بنگاه اثرگذار باشد، می‌تواند بر روی ارزش بنگاه یا قیمت سهام و در نتیجه بازدهی سهام بنگاه اثرگذار باشد. نرخ ارز می‌تواند جریانات نقدی بنگاه را تحت تأثیر قرار دهد و از این رو بر روی بازدهی سهام شرکت تأثیرگذار باشد. در واقع شرکت صادرکننده، در صورت مناسب بودن جهت کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضا از افزایش نرخ ارز متنفع می‌شود و جریان وجوه نقد آن افزایش پیدا می‌کند و در نتیجه ارزش شرکت افزایش پیدا کرده که منجر به افزایش قیمت سهام آن و طبیعتاً بازدهی آن خواهد شد. علاوه بر این، شرکت صادرکننده می‌تواند نسبت به توزیع سود سالیانه از محل افزایش درآمد اقدام کند و از این مجرا نیز بازدهی سهام خود را افزایش دهد (برای شرکت واردکننده نیز می‌توان استدلالی مشابه اما در جهت عکس مطرح کرد). اما مسئله‌ای که باید مد نظر قرار گیرد، اثر دیگر متغیرهای کلان و به عبارت دیگر اثر کل بازار بر

1. Gencay, *et al* (2001)
2. *Ibid*

Archive of SID

www.SID.ir

روی ارزش بنگاه یا همان بازدهی سهام شرکت است. از این رو برای لحاظ کردن تأثیرات اقتصاد کلان بر بازار و در واقع کنترل آنها، متغیر بازدهی کل بازار را نیز می‌بایست در نظر گرفت.[۱]

٤-١. مدل

با توجه به مطالب گفته شده، در این مقاله از یک مدل دو فاکتوری که به وسیله جورین (۱۹۹۰) مطرح شد و در اکثر تحقیقات مالی در این زمینه مورد استفاده قرار می‌گیرد، استفاده شده است.

$$r_{i,t} = \beta_{.,i} + \beta_{1,i}\Delta e_t + \beta_{2,i} r_{mt} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۲۱)$$

که در آن $r_{i,t}$ بازدهی سهام بنگاه یا صنعت i در زمان t، Δe_t درصد تغییرات نرخ ارز، $r_{m,t}$ بازدهی کل بازار سهام یا بازدهی پورتفوی بازار، $\beta_{1,i}$ حساسیت صنعت (بنگاه) به نسبت تغییرات نرخ ارز و $\beta_{2,i}$ حساسیت بنگاه به تغییرات بازار است. در این مدل «شاخص بازار به عنوان متغیر کنترلی وارد الگو می‌شود تا تغییراتی که شاخص در نرخ بازدهی دارد را از اثرات نرخ ارز جدا کند».[۲] اولین متغیر توضیحی مدل تغییرات نرخ ارز است که به صورت درصد تغییرات محاسبه شده است یعنی

$$\Delta e_t = \frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} \times ۱۰۰ \qquad (۲۲)$$

که در آن e_t نرخ ارز در زمان t و e_{t-1} نرخ ارز در زمان t-۱ است. دومین متغیر توضیحی، $r_{m,t}$، بازدهی کل بازار سهام یا بازده پورتفوی بازار است که به صورت رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$r_{m,t} = \frac{V_t - V_{t-1}}{V_{t-1}} \times ۱۰۰ \qquad (۲۳)$$

که در آن V_t ارزش شاخص بورس اوراق بهادار درانتهای دوره t و V_{t-1} ارزش شاخص بورس اوراق بهادار درابتدای دوره t است. متغیر وابسته مدل، $r_{i,t}$، یعنی بازدهی سهام صنعت است که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

---

۱. جلالی نائینی و قالیباف اصل (۱۳۸۲)

۲. همان

Archive of SID

www.SID.ir

$$r_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \times 100 \qquad (۲۴)$$

که در آن $P_{i,t}$ ارزش سهام صنعت i در زمان t و $P_{i,t-1}$ ارزش سهام صنعت i در زمان t-۱ است.

۵. داده‌ها

مقادیر مربوطه به نرخ ارز از داده‌های فصلی نرخ ارز غیررسمی بانک مرکزی در بازه زمانی فروردین ماه سال ۱۳۷۸ تا تیر ماه سال ۱۳۸۷ استخراج شده است. اما از آنجایی که تحلیلهای مقیاس زمان غالباً در تحلیلهای با نوسانهای زیاد (فرکانس‌های متغیر) کاربرد دارد و این نوسانها در بازه‌های زمانی بزرگتر، خود را نشان نمی‌دهند، استفاده از دوره‌های زمانی کوچکتر مناسب‌تر است. در واقع برای بررسی مناسب اثرات فرکانسی بهتر است از داده‌های با دوره زمانی کوچک و کوچکتر استفاده شود. از این رو در نظر گرفتن داده‌ها به صورت ماهانه مناسب به نظر می‌رسد. با توجه به در دسترس نبودن داده‌های ماهانه ارز غیررسمی به کمک روش رایج درون‌یابی غیرخطی و با استفاده از یک تابع اسپلاین[۱] داده‌های فصلی را به داده‌های ماهانه تبدیل کرده‌ایم.[۲] لازم به ذکر است اگرچه روشهای گوناگونی برای این کار وجود داد اما «روش عددی رایج استفاده از تابع مکعبی اس پی لاین است».[۳] داده‌های مربوط به شاخص بازدهی کل بازار و همچنین شاخص بازدهی کل[۴] هر بخش از وبگاه سازمان بورس و اوراق بهادار در بازه زمانی مذکور استخراج شده است. لازم به ذکر است در بخشهای بانک، سیمان، دارو، انبوه‌سازی، کاشی و سرامیک، واسطه‌گری‌های مالی و زراعت به دلیل وجود داده‌ها تنها پس از سال ۸۳ و همچنین محدود شدن داده‌های نرخ ارز غیررسمی تا سال ۸۷ به ناچار تنها به ۵۰ داده ماهیانه موجود، بسنده شده است.

اما برای اجرای مدل ابتدا داده‌های سری زمانی متغیرهای توضیحی و وابسته در ۶ افق زمانی یا مقیاس زمانی با موجک D4 از خانواده موجکهای دابوشی و روش MODWT تجزیه شده و سپس مدل مذکور (رابطه (۲۱)) در هر مقیاس زمانی یا فرکانس بطور جداگانه استفاده شده است. به دیگر سخن رگرسیون مربوطه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در مقیاس‌های D1 تا

1. Spline

۲. شکل کلی این تابع بصورت $S_i = a_i(X - X_i)^3 + b_i(X - X_i)^2 + c_i(X - X_i) + d_i$ است. برای مطالعه در این زمینه مقاله چمبرلین (۲۰۱۰) را ببینید.

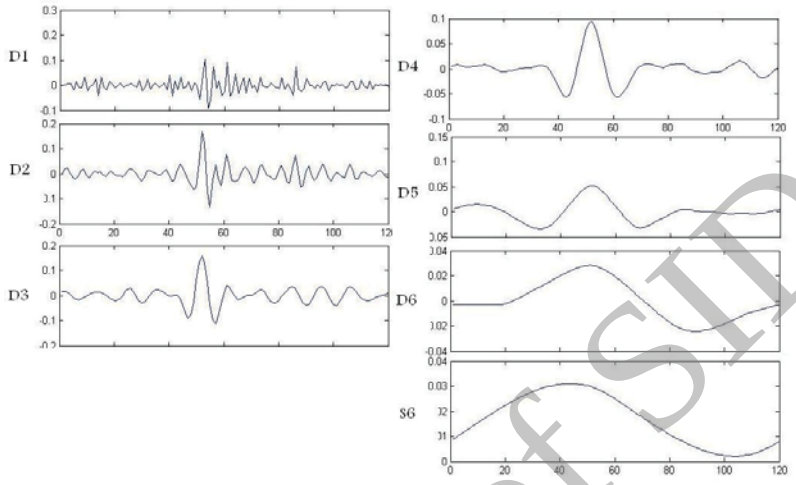
3. Chen (2007)

۴. این شاخص شامل سود تقسیمی و بازده قیمت است و به نحو بهتری ارزش بنگاه یا صنعت را نمایندگی می‌کند.

Archive of SID

www.SID.ir

D5 به کار گرفته شده است. به عنوان نمونه، داده‌های تجزیه شده در ۶ مقیاس برای بازده سهام صنعت خودرو در شکل ۲ نشان داده شده است.[۱]



شکل ۲. تجزیه داده‌های بازدهی سهام بخش خودرو

لازم به ذکر است داده‌های سطح ($J=۱$) یا D1 مربوط به داده‌های با نوسان‌های ۲ ماهه (۴-۲) و سطح $J=۲$ مربوط به مقیاس ۴ ماهه (۸-۴) و به همین ترتیب ($J=۶$) مربوط به دوره ۶۴ ماهه (۱۲۸-۶۴) و S6 مربوط به رفتار روندی بیشتر از ۱۲۸ ماهه است. همانطور که ملاحظه می‌شود در هر مرحله فرکانس‌های پایین‌تر (نوسان‌های کمتر) از سری زمانی بازدهی بخش خودرو جدا می‌شوند تا در مقیاس نهایی تنها جزء روند (S6) این بخش باقی می‌ماند.

٦. تجزیه و تحلیل نتایج

واریانس و همبستگی موجکی

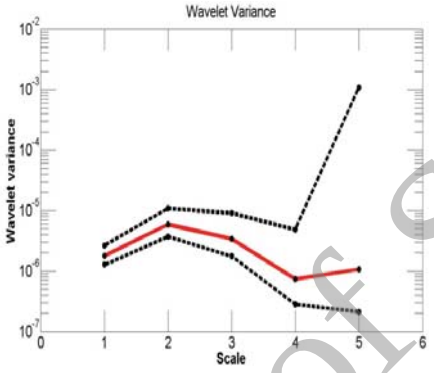
در این قسمت واریانس و همبستگی موجکی متغیرها در مقیاس‌های زمانی متفاوت را مورد بررسی قرار می‌دهیم. در واقع با مشاهده واریانس‌ها و تفاوت آنها در هر بخش می‌توان به نقش فرکانس یا همان افق زمانی در نوسان متغیرها پی برد. شکل ۳ واریانس درصد تغییرات نرخ ارز را نشان می‌دهد (برای بررسی بهتر و مشاهده تغییرات واریانس در همه مقیاسها برای نمایش بهتر از

۱. با توجه به محدودیت صفحات تنها تجزیه داده‌ها در بخش خودرو برای نمونه ارائه شده است.

Archive of SID

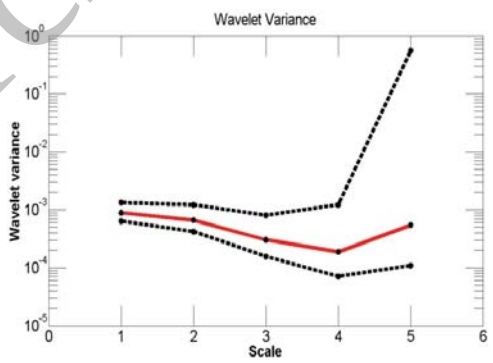
www.SID.ir

لگاریتم واریانسها استفاده شده است). همانطور که از شکل ۳ مشاهده می‌شود واریانس درصد تغییرات نرخ ارز در مقیاس ۲ ماهه افزایش می‌یابد اما با افزایش مقیاس، واریانس کاهش می‌یابد و مجدداً در بلندمدت (مقیاس ۱۲۸ ماهه) کمی افزایش پیدا می‌کند. این بدین معناست که نوسان درصد تغییرات نرخ ارز حول میانگین از کوتاه‌مدت به میان‌مدت کمتر می‌شود اما در بلندمدت این انحراف کمی افزایش می‌یابد.



شکل ۳. واریانس درصد تغییرات نرخ ارز

شکل ۴ نیز واریانس بازدهی پرتفوی بازار در مقیاس‌های مختلف است. همان طور که ملاحظه می‌شود واریانس بازدهی پرتفوی بازار با افزایش مقیاس زمانی کاهش می‌یابد اما در مقیاس ۳۲ ماهه با افزایش واریانس مواجه خواهیم شد. تغییرات واریانس در افقهای زمانی مختلف نشان از تأثیر فرکانس در نوسانهای بازدهی پورتفوی بازار دارد.



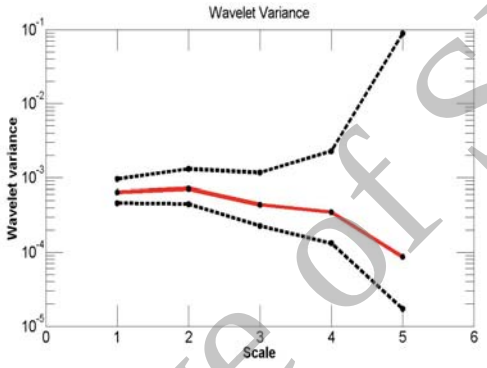
شکل ٤. واریانس بازدهی پرتفوی بازار

Archive of SID

www.SID.ir

با مقایسه دو شکل ۳ و ۴ مشاهده می‌شود که واریانس تغییرات نرخ ارز در مقیاس‌های مختلف از واریانس بازدهی پرتفوی بازار کمتر است. این بدان معناست که در ایران تغییرات نرخ ارز نسبت به بازدهی پرتفوی بازار باثبات‌تر است.

واریانس بخش تجهیزات حمل و نقل به عنوان نمونه در شکل ۵ نشان داده شده است.[1] همان طور که ملاحظه می‌شود واریانس این بخش از کوتاه‌مدت (مقیاس‌های کوچک) به بلندمدت (مقیاس‌های بزرگ) کاهش می‌یابد که نشان از نقش افق زمانی در تعیین نوسان‌های این بخش است.



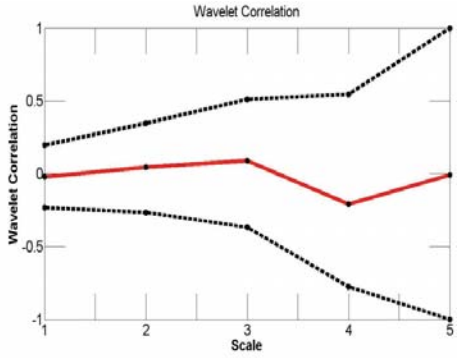
شکل ۵. واریانس بازدهی بخش تجهیزات حمل و نقل

همبستگی موجکی بین نرخ ارز و بازدهی پرتفوی بازار در شکل ۶ و همبستگی موجکی بین بخش محصولات شیمیایی و بازدهی پرتفوی بازار و نرخ ارز در شکل ۷ نشان داده شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود در مقیاسهای مختلف نتایج متفاوتی بدست می‌آید که خود نشان از وجه چندمقیاسی بودن رابطه نوسانهای نرخ ارز و ارزش بنگاه است. همان طور که ملاحظه می‌شود همبستگی موجکی بازدهی پورتفوی بازار و بازدهی سهام بخش شیمیایی در مقیاس ۵ به بالاترین حد خود می‌رسد.

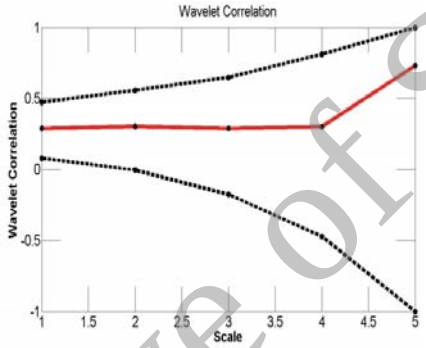
۱. با توجه به محدودیت صفحات تنها واریانس موجکی در بخش حمل و نقل برای نمونه ارائه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ٦. همبستگی موجکی نرخ ارز و بازدهی پورتفوی بازار



شکل ۷. همبستگی موجکی بازدهی پورتفوی بازار و بازدهی سهام بخش شیمیایی

بخش اتومبیل

نتایج نشان می‌دهد با افزایش مقیاس زمانی و از دورهٔ میان‌مدت به بالا مقادیر ضریب نرخ ارز معنی‌دار شده و علاوه بر این قدرت توضیح‌دهندگی مدل نیز افزایش می‌یابد (اگر چه در مقیاس ۲ ابتدا کاهش می‌یابد). همانطور که از جدول ۱ ملاحظه می‌شود با افزایش مقیاس به سمت دوره‌های طولانی‌تر اثر نوسانهای نرخ ارز رشد کرده به گونه‌ای که در مقیاس ۶ اثرگذاری نوسانهای بازدهی کل بازار بیشتر می‌شود. این بدان معناست که در کوتاه‌مدت نوسان‌های نرخ ارز چندان بر بازدهی سهام گروه خودرو تأثیرگذار نیست. لازم به ذکر است جهت نوسان‌های ارز در این گروه در همه مقیاس‌ها مثبت است.

Archive of SID

www.SID.ir

بخش ماشین‌آلات

این بخش نیز رفتاری نسبتاً مشابه بخش اتومبیل دارد. به گونه‌ای که در مقیاس D4، مقادیر ضرایب معنادار می‌شوند و در این مقیاس مقدار اثرگذاری نرخ ارز بیشتر از اثرگذاری تغییرات بازدهی بازار سهام است. علاوه بر این، در این بخش مقدار نوسان‌های بازار، اثرگذاری کمتری نسبت به بخش اتومبیل دارد (جدول ۱).

جدول ۱. مقادیر ضرایب تخمینی و R^2 در مقیاس‌های مختلف

اتومبیل	β_1	β_2	R^2
D1	۲.۸۳۳۷۷۴	***۰.۳۲۷۸۶۵	۰.۱۰۰۵۲۱
D2	۱.۰۷۷۵۵۱	۰.۲۰۷۹۳۱	۰.۰۲۰۲۱۶
D3	-۰.۲۰۰۰۳۹	***۲.۱۳۸۴۱۶	۰.۴۵۱۰۸۴
D4	*۱.۹۲۸۸۷۷	***۲.۹۱۴۳۰۳	۰.۵۳۶۷۰۵
D5	**۱.۳۰۳۷۳۱	***۱.۶۳۹۰۹۴	۰.۶۹۹۰۵۱
D6	***۲.۷۰۵۶۸۲	***۱.۵۹۶۴۶۴	۰.۹۳۰۳۴۲
ماشین‌آلات	β_1	β_2	R^2
D1	۲/۱۰۵۱۱۱	۰/۰۲۴۴۷۶	۰/۰۰۱۱۴۸
D2	۰/-۹۹۷۷۹۱	۰/۲۰۷۹۳۱	۰/۰۰۹۴۸۸
D3	-۰/۲۱۱۸۹۴	-۰/۹۴۸۰۰۶ ***	۰/۲۳۰۹۶۷
D4	-۰/۴۹۲۴۷۲	۰/۴۵۹۶۴۵ ***	۰/۰۷۸۴۶۲
D5	۱/۱۲۸۱۰۵ ***	۰/۶۷۹۵۴۴ ***	۰/۹۱۳۸۳۷
D6	۲/۹۱۱۵۰۴ ***	۰/۴۰۰۹۸۸ ***	۰/۸۶۵۷۲۹

علامت ***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد است.
ضرایب بدون علامت معنی‌دارا نیستند.

بخش محصولات فلزی

در این بخش تنها در مقیاس‌هایD5 و D6 (مقیاس ۳۲ ماهه و ۶۴ ماه) ضریب نوسانهای نرخ ارز در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌شوند. این در حالی است که ضرایب مربوط به نوسان‌های بازده بازار همواره مثبت بوده‌اند و یک روند نزولی را با افزایش مقیاس طی می‌کنند. مقادیر R^2 در

Archive of SID

www.SID.ir

مقیاس‌های مختلف نوسان می‌کند اما در بزرگترین مقیاس، مقدار آن افزایش چشمگیری می‌یابد. علاوه براین، اثرگذاری تغییرات نرخ ارز نسبت به نوسان‌های بازار اثر بیشتری دارد (جدول ۲).

بخش شیمیایی

در بخش شیمیایی نیز در مقیاس میان‌مدت ضرایب معنادار می‌شوند (D3,D4) اثرگذاری نرخ ارز در مورد این محصولات در جهت منفی است و در مقیاس سری زمانی متفاوت اندازهٔ آن نوسان می‌کند. رفتار ضرایب بازدهی پورتفوی بازار نیز به شکل نوسانی است اما جهت نوسان آن قرینه نوسان‌های ضریب نرخ ارز است. بدین معنی که با افزایش β_1 از یک مقیاس به مقیاس دیگر، مقدار β_2 در این دو مقیاس کاهش می‌یابد که این امر در تطابق با بخشی از نتایج بخشهای دیگر است. به عبارت بهتر با افزایش تأثیر نوسان نرخ ارز، اثر نوسانهای بازدهی بازار کم می‌شود. β_2 در مقیاس اول هم معنی‌دار می‌شود که نشان از ذات چند مقیاسی رابطه نوسانهای ارز و بازدهی سهام است (جدول ۲).

بخش فلزات

در بخش فلزات همانطور که ملاحظه می‌شود در همه مقیاس‌ها بجز مقیاس چهار ماهه ضرایب معنادار هستند و مقدار R^2 روند افزایشی دارد. جهت تأثیرگذاری نرخ ارز در بعضی مقیاسها منفی و در برخی مثبت است (جدول ۲).

جدول ۲. مقادیر ضرایب تخمینی و R^2 در مقیاس‌های مختلف

محصولات فلزی	β_1	β_2	R^2
D1	۰/۹۱۵۵۸۶	***۰.۳۷۸۶۴۶	۰/۱۱۲۴۷۵
D2	۰/۳۵۹۹۱۳	*-۰.۱۹۱۳۴۹	۰/۰۲۹۶۵۶
D3	۰/۱۳۶۳۳۲	***۰.۹۱۰۲۶۱	۰/۳۸۲۸۵۶
D4	-۰.۲۰۹۷۹۲	***۰.۹۰۹۸۲۷	۰/۴۶۸۸۱۳
D5	***-۲.۷۸۳۴۹۴	***۰.۵۰۵۲۴۶	۰/۳۲۸۲۷۷
D6	***-۵۸۰۵۶۳۶	***۰.۶۲۴۳۲۹	۰/۸۸۳۰۲۸
شیمیایی	β_1	β_2	R^2
D1	۲/۸۳۳۷۷۴	۰/۳۲۷۸۶۵ ***	۰/۱۰۰۵۲۱
D2	۱/۵۰۲۰۹	۰/۲۳۹۱۵۴	۰/۰۱۷۴۲۸
D3	۱/۱۰۳۸۲۴	۰/۹۶۹۰۸۷ ***	۰/۱۰۳۷۸
D4	-۰/۴۲۷۱۵۸۵ ***	۰/۳۶۱۰۷۸	۰/۰۹۰۷۲۴

Archive of SID

www.SID.ir

D5	۳/۳۹۹۵۹۷ ***	۱/۴۳۲۰۹۱ ***	۰/۷۲۹۱۳۹
D6	۳/۷۱۱۵۹۹ ***	۰/۸۲۰۴۵۶ ***	۰/۷۸۸۰۹۴
فلزات	β_1	β_2	R^2
D1	۹/۰۸۷۸۶۹ *	۰/۴۲۶۶۹۲ ***	۰/۱۴۰۷۰۷
D2	-۰/۲۵۶۹۰۳	۰/۱۲۷۰۲۷	۰/۰۰۷۷۴۵
D3	۲/۷۹۱۳۳۴ ***	۰/۸۱۴۹۹۳ ***	۰/۲۹۲۴۶۷
D4	-۴/۹۷۵۵۰۳ ***	۰/۵۷۷۹۰۹ ***	۰/۳۰۴۸۴۲
D5	-۶/۶۵۷۰۷۷ ***	۱/۱۳۳۲۰۸ ***	۰/۸۹۳۸۲۷
D6	۲/۲۴۸۳۴۲ ***	- ۰/۳۵۱۹۲۵ ***	۰/۷۵۴۱۱۲

بخش منسوجات

در بخش منسوجات از مقیاس‌های میانه ضریب β_1 معنادار می‌شود و جهت آن در مقیاسهای مختلف متفاوت است. علاوه بر این، روند مبادله بین اثر افزایش و کاهش β_2 و β_1 و برعکس همچنان به وضوح قابل مشاهده است. علاوه بر این مقدار R^2 نیز به طور کلی با بزرگ شدن مقیاس، افزایش می‌یابد (جدول ۳).

بخش سیمان، آهک و گچ

در این بخش همانطور که از نتایج قابل مشاهده است، ضریب حساسیت نرخ ارز تنها در میان‌مدت معنی‌دار شده است و ضمناً در این مقیاس مقدار R^2 در بالاترین سطح نسبت به بقیه مقیاسها است. ضمناً با توجه به اینکه این بخش نسبت به بخشهای دیگر صادرات بیشتری دارد علامت ضریب حساسیت نرخ ارز مطابق انتظار مثبت است (جدول ۳).

بخش محصولات دارویی

با توجه به اینکه بخش محصولات دارویی وابسته به برخی مواد اولیه وارداتی است، با افزایش مقیاس حساسیت ارزش سهام این بنگاهها (بازدهی سهام) نسبت به نوسانهای نرخ ارز مطابق انتظار در جهت منفی رشد می‌کند. همچنین قدرت توضیح‌دهندگی مدل با افزایش مقیاس افزایش می‌یابد. این افزایش در مقیاسهای ۱۶ ماهه و ۳۲ ماهه بصورت چشمگیری افزایش می‌یابد. در مجموع می‌توان گفت بخش دارویی در میان‌مدت تأثرپذیری خود را نشان می‌دهد اما در بلندمدت به شدت تحت تأثیر نوسانهای ارز است (جدول ۳).

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳. مقادیر ضرایب تخمینی و R^2 در مقیاس‌های مختلف

منسوجات	β_1	β_2	R^2
D1	۱.۳۰۲۷۷۳	-۰.۰۱۴۸۲	۰.۰۰۱۵۶۳
D2	۰.۲۷۷۵۳۷	۰.۰۰۲۷۹۱	۰.۰۰۱۱۱۶
D3	***۰.۹۸۱۰۶۸	***۰.۲۰۴۷۳۸	۰.۲۳۸۹۲۶
D4	***-۳.۸۴۸۱۸۵	۰.۱۶۹۸۰۴	۰.۳۶۰۱۳۹
D5	**-۰.۹۴۷۸۵۹	**۰.۱۴۵۱۲۸	۰.۰۷۱۸۶۹
D6	۰.۵۲۹۲۰۱	***-۰.۳۷۷۲۲۲	۰.۳۲۵۴۴۶
سیمان، آهک، گچ	β_1	β_2	R^2
D1	-۲/۸۴۵۶۳۴	-۰/۳۴۷۱۴۷ ***	۰/۳۵۴۶۸۶
D2	-۱/۰۳۹۳۹۳	-۰/۰۹۶۱۹	۰/۰۲۲۴۱۸
D3	***-۱/۰۳۹۳۹۳	-۰/۰۹۶۱۹۵	۰/۲۱۴۸
D4	۰/۴۷۲۶۵۳	۰/۰۴۰۸۰۸۹	۰/۰۱۸۹۸
D5	۰/۳۴۸۵۵۷	***۰/۶۷۲۴۳۹	۰/۱۷
دارویی	β_1	β_2	R^2
D1	۰.۰۵۳۹۰۹	۰.۵۱۶۶۸۴	۰.۰۲۲۷۹۸
D2	۰.۳۲۹۸۱۵	***۰.۲۷۵۴۶۷	۰.۲۲۵۲۰۸
D3	***-۱.۱۷۸۳۰۷	۰.۱۵۸۷۰۲	۰.۲۷۲۵۵۴
D4	***-۱.۳۹۷۰۳۴	***۱.۹۷۴۰۴۹	۰.۸۷۳۰۶۸
D5	***-۱۲.۶۱۷۲۳	***۰.۹۳۷۹۳۳	۰.۹۰۸۱۲۴

در این مطالعه، بخشهای کاشی و سرامیک، بانک، چوب، حمل و نقل، چاپ و نشر، نفت و کک، زراعت و انبوه‌سازی نیز مورد بررسی قرار گرفته‌اند و مشخص شده است که بین نوسانهای نرخ ارز و بازدهی سهام حساسیت معنادار در مقیاسهای متفاوت وجود داشته است.[1]

۷. نتیجه‌گیری

رابطه تغییرات نرخ ارز و بازدهی سهام همواره مورد توجه محققین مالیه بین‌الملل بوده است. در این پژوهش با یک رویکرد جدید تحلیل چندمقیاسی و با استفاده از ابزار موجک به این مسئله پرداخته شده است. نتایج حاکی از آن است که در برخی بخشها حساسیت بازدهی سهام نسبت به

۱. با توجه به محدودیت صفحات مقاله از ذکر جزئیات مربوط به این بخشها خودداری شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

نرخ ارز در میان‌مدت شدیدتر از بلندمدت است. در برخی بخشها که وزن صادرات در آنها بیشتر است، ضریب حساسیت بازدهی سهام به تغییرات نرخ ارز در مقیاس‌های بلندمدت مثبت بوده است که البته در همه موارد این گونه نیست مانند بخش سیمان که ضریب حساسیت تنها در میان‌مدت معنی‌دار شده است.

آنچه مسلم است این پژوهش رابطه دقیق تغییرات نرخ ارز و بازدهی سهام را برای بخشهای مطرح در بازار بورس نشان می‌دهد. طبیعی است که به دلیل ساختار متفاوت بخشهای مورد بررسی، حساسیت بازدهی سهام به تغییرات نرخ ارز در بخشهای مختلف با هم برابر نباشد، اما نتیجه مهم بدست آمده در این پژوهش نشان دادن وجود حساسیت بین تغییرات نرخ ارز و بازدهی سهام در بخشهای مختلف است. این موضوع زمانی دارای اهمیت است که رویکرد مقیاس- زمان لایه پنهان این حساسیت را به خوبی نشان می‌دهد. بنابراین فرضیه این پژوهش رد نمی‌شود. همانطور که مشاهده شد، نوسانهای ارز سبب ایجاد ناپایداری در برخی بخشها می‌شود از این رو این نوسانها مطلوب بازار سهام نیست. به عبارت بهتر تحلیل چندمقیاسی از این ناپایداری در مقیاسهای مختلف پرده برداشته است و با لحاظ کردن مسئله فرکانس یا افقهای زمانی لایه‌های پنهان این رابطه را روشن نموده است.

منابع

الف- فارسی

بیدگلی، غلامرضا، عبده‌تبریزی، حسین، محمدی، شاپور و شهاب‌الدین شمس (۱۳۸۸)، «بررسی زمان مقیاس مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق تبدیل موجک»، *بررسیهای حسابداری و حسابرسی*، شماره ۵۸، صص ۵۲-۳۵.

جلالی نائینی، احمدرضا و حسن قالیباف اصل (۱۳۸۲)، «بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام در ایران»، *تحقیقات مالی*، شماره ۱۵، صص ۲۲-۳.

عباسی‌نژاد، حسین و شاپور محمدی (۱۳۸۴)، «تحلیل سیکلهای تجاری ایران با استفاده از موجک»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۵، صص ۲۰- ۱.

قنبری، علی، خضری، محسن و رقیه ترکی سمایی (۱۳۸۸)، «تخمین ریسک سیستماتیک در مقیاس‌های زمانی مختلف با استفاده از تحلیل موجک برای بورس اوراق بهادار تهران»، *اقتصاد مقداری*، شماره ۶، صص ۵۰-۲۹.

Archive of SID

www.SID.ir

مشیری، سعید، پاکیزه، کامران، دبیریان، منوچهر و ابوالفضل جعفری (۱۳۸۹) «بررسی رابطه میان بازدهی سهام و تورم با استفاده از تجزیه و تحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران»، *پژوهشهای اقتصادی ایران*، شماره ۴۲، صص ۷۴- ۵۵.

نجارزاده، رضا، آخوندی، مجید و محمد رضایی‌پور (۱۳۸۷)، «بررسی تأثیرات نوسانهای شوکهای ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده ار رهیافت خودرگرسیون برداری».

ب- انگلیسی

Adler, M. and B. Dumas (1984), "Exposure to Currency Risk: Definition and Measurement", *Financial Management*, pp. 41-50.

Allayannis, G. (1996), "Exchange Rate Exposure Revisited", University of Virginia Working paper.

Bartov, E. and G. M. Bodnar (1994), "Firm Valuation, Earnings Expectations and the Exchange-Rate Exposure Effect", *Journal of Finance*, Vol. 44, No. 5, pp. 1755-1785.

Bartram, Sohnke M. (2004), "Linear and Nonlinear Foreign Exchange Rate Exposures of German Nonfinancial Corporations", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, No. 4, pp. 673-699.

Chamberlin, G. (2010), "Methods Explained: Temporal Disaggregation", *Economic & Labour Market Review*, Vol. 4, No. 11.pp 160-121.

Chen, B. (2007), "An Empirical Comparison of Different Methods for Temporal Disaggregation at the National Accounts", Bureau of Economic Analysis, Washington, USA.

Cherubini, U., Della Lunga, G., Mulinacci, S. and P. Rossi (2010), *Fourier Transform Methods in Finance*, CHICHESTER, John Wiley & Sons, (Wiley Finance).

Chow, Edward. H., Lee, Wayne Y. and Michael E. Solt (1997), "The Economic Exposure of U.S. Multinational Firms", *Journal of Financial Research*, Vol. 20, Issue 2, pp. 191-210.

Dominguez, Kathryn M. E. and Linda L. Tesar (2006), "Exchange Rate Exposure", *Journal of International Economics*, Vol. 68, No. 1, pp. 188-218.

Gallegati, M. (2005), "Stock Market Returns and Economic Activity: Evidence from Wavelet Analysis", *Computing in Economics and Finance*, No. 273, Society for Computational Economics.

Gençay, R., Selçuk, F. and B. Whitcher (2001), "Scaling Properties of Foreign Exchange Volatility", *Physica*, A 289, pp. 249-266.

Archive of SID

www.SID.ir

Jorion, P. (1990), "The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals", *Journal of Business*, pp. 331-345.

Kim, S. and F. In (2005), "The Relationship between Stock Returns and Inflation: New Evidence from Wavelet Analysis", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 12, Issue 3, pp. 435-444.

Masset, P. (2008), "Analysis of Financial Time-Series Using Fourier and Wavelet Methods", University of Fribourg-Faculty of Economics and Social Science, working papers series.

Mallat, S. G. (1989), "A Theory for Multiresolution Signal Decomposition: The Wavelet Representation", *IEEE Transaction on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, Vol. 11, No. 7pp. 674-693.

Mallat, S. G. (1989), "Multiresolution Approximations and Wavelet Orthonormal Bases of $L^2(R)$", *Transaction of the American Mathematical Society*, Vol. 315, No. 1, pp. 69-87.

Meyer ,Y. (1986), "Ondelletes et Fonctions Splines", Seminaire Equations aux Dérivées Partielles, Ecole Polytechnique, Paris, France.

Ramsey, J. B. (2002), "Wavelets in Economics and Finance: Past and Future", NYU Working Paper No. S-MF-02-02

Ramsey, J. B. and C. Lampart (1998a), "The Decomposition of Economic Relationship by Time Scale Using Wavelets: Money and Income", *Macroeconomic Dynamics*, No. 2, pp. 49-71.

Ramsey, J. B. and C.Lampart (1998b), "The Decomposition of Economic Relationship by Time Scale Using Wavelets: Expenditure and Income", *Stud. Nonlinear Dynamics Econometrics*, 3-1, (Art. 2).

Ramsey J. B. (1999), "The Contribution of Wavelets to the Analysis of Economic and Financial Data", Phil. Trans. R. Soc. Lond. A, 357, pp. 2593-2606.

Strang, G. (1989), "Wavelets and Dilation Equations: A Brief Introduction", *SIAM Review*, Vol. 31, No. 4, pp. 614-627.

Wang, P. (2003), "Financial Econometrics: Methods and Models", Routledge, Taylor & Francis Group.

Archive of SID

www.SID.ir