

Multiple-step-ahead Forecasting of Value at Risk based on Holt-Winters Exponential Smoothing Multiplicative Method

Ehsan Mohammadian Amiri¹

Seyed Babak Ebrahimi^{2*}

Abstract

In recent years, the Value at Risk as a useful tool has been able to assist investors and activists in the financial sector to estimate and forecast the amount of risk involved and its management greatly. In this paper, multiple-step-ahead method forecasted Value at Risk of the Auto and bank indices from March 2011 to September in 2016 with confidence levels of 95% and 99%. Holt-Winters Exponential Smoothing Multiplicative method that balances the model in level, trend, and season with three parameters is also considered as one of the most powerful members of the exponential smoothing family. To evaluate the accuracy of the aforementioned model, the Kupiec proportion of failure test, Christoffersen independence test and Conditional coverage test are used. Also, the proposed method and the classical method were compared with the Lopez and Blanco & Ihle loss function tests. The results show that Holt-Winters Exponential Smoothing Multiplicative method is reliable and accurate in predicting the risk factors in the stock indices.

Keywords: Christoffersen independence test, Holt-Winters Exponential Smoothing Multiplicative Method, Kupiec proportion of failure test, Lopez loss function test, Value at Risk.

JEL: C22, C52, C53, Q40

1 . MSc. Student in Financial Engineering, Faculty of Industrial Engineering, K.N.Toosi University of Technology, Tehran, Email: Emohammadian@email.kntu.ac.ir.

2 . Assistant Prof., Faculty of Industrial Engineering, K.N.Toosi University of Technology, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: B_ebrahimi@kntu.ac.ir.

پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر بر مبنای روش هموارسازی

نمایی هلت-ویتترز ضریبی^۱

احسان محمدیان امیری^۱ و سید بابک ابراهیمی^۲

چکیده

در سال‌های اخیر سنجش ارزش در معرض خطر توانسته به عنوان ابزاری سودمند به سرمایه‌گذاران و فعالان بخش مالی در برآورد و پیش‌بینی میزان ریسک و مدیریت آن، کمک شایانی نماید. در این مقاله با توجه به روش هموارسازی نمایی هلت-ویتترز ضریبی که با سه پارامتر هموارسازی، مدل را در سطح، روند و فصل تعدیل می‌نماید و جزء قدرتمندترین مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی محسوب می‌شود، به پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر شاخص خودرو و بانک، از فروردین‌ماه سال ۱۳۹۰ تا شهریورماه سال ۱۳۹۵ در دو سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ پرداخته شده است. برای ارزیابی دقت ارزش در معرض خطر پیش‌بینی شده بر مبنای روش مذکور، از آزمون نسبت شکست کوپیک، آزمون استقلال کریستوفرسن و آزمون ترکیبی استفاده شده است. همچنین مقایسه‌ای نیز بین روش پیشنهادی و روش کلاسیک توسط آزمون‌های لویز و بلاتکو-ایهل صورت گرفت. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که روش هموارسازی نمایی هلت-ویتترز ضریبی پیش‌بینی قابل اتکا و دقیقی از ارزش در معرض خطر شاخص‌های بورس مورد مطالعه، ارائه می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: ارزش در معرض خطر، هموارسازی نمایی هلت-ویتترز ضریبی، آزمون نسبت

شکست کوپیک، آزمون استقلال کریستوفرسن، آزمون لویز.

طبقه‌بندی موضوعی: C22, C52, C53, Q40

۱. DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.15099.1355

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی مالی، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی خواجه‌نصیرالدین طوسی

تهران، Email: Bmohammadian@emil.kntu.ac.ir

۳. استادیار و عضو هیئت‌علمی دانشکده مهندسی صنایع، گروه مهندسی مالی، دانشگاه صنعتی خواجه‌نصیرالدین

طوسی تهران، نویسنده مسئول، Email: B_brahimi@kntu.ac.ir

مقدمه

با توجه به تغییرات مداوم در عوامل محیطی و سیستم‌های اقتصادی، ریسک‌های مختلفی بر ساختار مؤسسات مالی اثر می‌گذارند. اختلاف بین ریسک واقعی و ریسک پیش‌بینی شده (حاصل از مدل‌سازی ریسک)، مدیریت و کنترل آن را با مشکل مواجه می‌کند. در نتیجه، جستجو برای سنجه‌ای که بتواند ریسک را به صورت دقیق و قابل اتکا ارائه کند به یکی از زمینه‌های مهم پژوهشی در دنیای مالی تبدیل گشته است. مدیریت ریسک زمینه لازم را برای بودجه‌بندی ریسک، ارزیابی عملکرد مدیران پرتفوی و تعیین استراتژی‌های سرمایه‌گذاری، متناسب با درجه‌ای از ریسک برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌آورد. یکی از روش‌های شناخته شده برای اندازه‌گیری، پیش‌بینی و مدیریت ریسک، سنجه ارزش در معرض خطر می‌باشد که مورد توجه گسترده سرمایه‌گذاران و نهادهای مالی قرار گرفته است (چرتین^۱ و همکاران، ۲۰۱۰). به‌طور کلی می‌توان، مدل‌های پیش‌بینی را به دو گروه مدل‌های تعمیمی^۲ و مدل‌های توصیفی^۳ تقسیم نمود. مدل‌های تعمیمی با بررسی مشاهدات گذشته، الگوهای را شناسایی کرده و آن‌ها را به آینده بسط و تعمیم می‌دهند. در مقابل، مدل‌های توصیفی، روابط متغیر مورد پیش‌بینی را با متغیرهای دیگر بررسی می‌نمایند و سپس نتایج بررسی‌ها، برای پیش‌بینی به کار گرفته می‌شوند. در این مقاله با استفاده از روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی که جزء مدل‌های تعمیمی محسوب می‌شود به پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر پرداخته شده است. برای پیش‌بینی ارزش در معرض خطر روش‌های مختلفی وجود دارد، اما روش‌های مذکور نمی‌توانند پیش‌بینی استواری از ارزش در معرض خطر ارائه دهند. لذا در این پژوهش سعی شده با استفاده از روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی که دارای بیشترین پارامترهای هموارسازی در میان سایر روش‌های هموارسازی نمایی می‌باشد، به پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر پرداخته شود. روش مذکور، داده‌ها را به وسیله سه پارامتر هموارسازی در سطح، روند و فصل تعدیل نماید و به تبع آن پیش‌بینی دقیق‌تر و استواری نسبت به سایر روش‌ها ارائه می‌نماید. به منظور اعتبارسنجی مدل پیشنهادی از آزمون‌های پس‌آزمایی متشکل از آزمون نسبت شکست کوپیک، آزمون استقلال کریستوفرسن و آزمون ترکیبی استفاده شده است. علاوه بر

1. Chrétien

2. Generalization Models

3. Extrapolation Models

آن به منظور قیاس عملکرد آن با روش کلاسیک (روش مورد استفاده مطالعات گذشته) از آزمون‌های لویز و بلانکو-ایهل نیز استفاده شده است. در ادامه این بخش به سؤالات پژوهش پرداخته می‌شود:

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

با توجه به آن که تاکنون در پژوهش‌های داخلی و خارج کشور از روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی برای پیش‌بینی ارزش در معرض خطر استفاده گردیده نشده، لذا برای مرور بر مطالعات گذشته، آن را به دو بخش تقسیم‌بندی نموده که در بخش نخست مرور مطالعات انجام شده در زمینه برآورد و پیش‌بینی ارزش در معرض خطر و بخش دیگر به مرور مطالعات انجام شده در زمینه روش‌های هموارسازی نمایی که عموماً برای پیش‌بینی نوسانات سهام، قیمت، بازده و تقاضا استفاده گشته، پرداخته می‌شود.

گنچی و سلچوک^۱ (۲۰۰۴) به اندازه‌گیری سنجی ارزش در معرض خطر با استفاده از سه روش شیب‌سازی تاریخی، واریانس-کوواریانس و تئوری مقدار فرین پرداختند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که تئوری مقدار فرین در چندک‌های بالاتر از دقت بیشتری نسبت به سایر روش‌ها در محاسبه ارزش در معرض خطر برخوردار می‌باشد. نیکوز^۲ (۲۰۰۸) به ارزیابی عملکرد گروه وسیعی از مدل‌های پیش‌بینی تلاطم و ارزش در معرض خطر در بورس مادرید با استفاده از توابع زیان مختلف پرداخت. نتایج این پژوهش نشان از آن دارد که مدل FIAPARCH، تلاطم و ارزش در معرض خطر بازده‌های شاخص بورس اسپانیا (IBEX-35) را با دقت بیشتری نسبت به سایر مدل‌ها پیش‌بینی می‌کند. ماریمونتو^۳ و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهش خود به برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از مدل‌های شرطی و غیرشرطی، تئوری مقدار فرین، شیب‌سازی تاریخی و شیب‌سازی تاریخی فیلتر شده برای موقعیت‌های خرید و فروش در بازار نفت را پرداختند. نتایج مشخص می‌سازد که تئوری مقدار فرین و شیب‌سازی تاریخی فیلتر شده نسبت به سایر روش‌ها عملکرد قابل‌اتکاتری را دارا بودند. آلوی و مابروک^۴ (۲۰۱۰) به اندازه‌گیری مقدار ارزش در معرض خطر در بازارهای کالاهای نفتی و گازی پرداختند که در مطالعه آن‌ها از مدل‌های GARCH، FIGARCH، FIAPARCH و HYGARCH با سه تابع توزیع مختلف استفاده شده است. نتایج

1. Gencay & Selcuk
2. Niguez
3. Marimontou
4. Aloui & Mabrouk

نشان می‌دهد که مدل FIAPARCH در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها دارد. سودهر و سوسلاتها^۱ (۲۰۱۵) برای پیش‌بینی تقاضای آبی در بازار برق کالیفرنیا و اسپانیا، یک روش ترکیبی متشکل از سه روش تبدیل موجک، روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز و مدل وزن دهی برحسب تردیک‌ترین همسایه بهره‌گرفتند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که روش پیشنهادی از دقت قابل‌توجهی برخوردار است. تراتر و استرنیک^۲ (۲۰۱۶) در سه افق زمانی روزانه، هفتگی و ماهانه به پیش‌بینی حرارت توسط دو روش رگرسیون چندگانه و روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز پرداختند. نتایج حاکی از آن است که برای بازه‌های روزانه و هفتگی (کوتاه‌مدت) روش رگرسیون چندگانه عملکرد بهتری داشته و در بازه ماهانه (بلندمدت) روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز عملکرد بهتری از خود نشان داده است. ویو^۳ و همکاران (۲۰۱۶) به این موضوع اشاره داشتند که دولت چین در حال حاضر به ذخیره گوشت خوک منجمد برای ایجاد ثبات قیمت و محافظت پرورش‌دهندگان آن از ضرر و زیان ناشی از پایین بودن قیمت خوک اقدام می‌کند. دولت بخشی از گوشت خوک منجمد را به‌عنوان درپوش قیمت در زمان افزایش قیمت خوک به بازار آزاد عرضه می‌نماید. بنابراین، قیمت خوک به یک‌روند تثبیت‌شده را در کوتاه مدت نشان می‌دهد. آنان برای پیش‌بینی قیمت خوک در کشور چین از روش هموارسازی نمایی دوپل خاکستری استفاده نمودند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که روش هموارسازی نمایی دوپل خاکستری پیش‌بینی دقیق‌تری به نسبت روش هموارسازی نمایی دوپل ساده داشته و مشکلات آن روش را تا حدود زیادی برطرف می‌نماید. مابروک^۴ (۲۰۱۶) به ارزیابی روزانه نوسانات شرطی و به پیش‌بینی H-گام به جلوی ارزش در معرض خطر برای هفت شاخص سهام و سه نرخ تبدیل ارز نسبت به دلار آمریکا با استفاده از سه مدل گارچ با حافظه بلندمدت FIGARCH^۴، HYGARCH^۵ و FIAPARCH^۶ پرداخت. نتایج حاصل‌شده نشان می‌دهد که مدل FIAPARCH با توزیع تی استودنت بهتر از دو مدل دیگر در پیش‌بینی‌های خارج از نمونه برای افق زمانی یک، پنج و پانزده‌روزه عمل کرده است.

1. Sudheer & Susuelatha

2. Tratar & Strmčnik

3. Wu

4. Grey double exponential smoothing method

5. Mabrouk

6. Fractional integrated generalized autoregressive conditional heteroscedasticity

7. Hyperbolic generalized autoregressive conditional heteroscedasticity

8. Fractionally integrated asymmetric power autoregressive conditional heteroscedasticity

از مطالعات داخلی هم می‌توان به ابریشمی و همکاران (۱۳۹۲) اشاره نمود که در پژوهش خود با استفاده از تبدیل موجک سری زمانی، قیمت نفت خام را به سه سری زمانی دارای روند، سری زمانی نوسانات و سری زمانی متأثر از عوامل فصلی تجزیه کردند. سپس سری روند با مدل هموارسازی نمایی هلت-ویتترز، سری داده‌های نوسانات با مدل $ARMAX^1$ و سری داده‌های متأثر از عوامل فصلی نیز با رگرسیون هارمونیک، مدل‌سازی کرده و به پیش‌بینی قیمت نفت پرداختند. نتایج این پژوهش عملکرد بهتر و با دقت بالاتر این مدل را تأیید می‌نماید. همچنین آنان بر این موضوع تأکید داشته‌اند که تاکنون پیش‌بینی قیمت نفت با استفاده از آنالیز موجک، رگرسیون هارمونیک، مدل هلت-ویتترز و مدل $ARMAX$ و به شیوه‌ای که بیان شد، در هیچ‌یک از مطالعات داخلی، انجام نشده است. طیبی و فلاح‌پور (۱۳۹۲) در پژوهش خود به ارائه یک مدل ترکیبی مبتنی بر ماشین بردار پشتیبان و مدل گارچ برای پیش‌بینی و برآورد نوسانات و ارزش در معرض خطر شاخص کل و شاخص پنجاه شرکت فعال پرداختند. نتایج این پژوهش حاکی از قابل‌اتکا بودن عملکرد مدل پیشنهادی می‌باشد. کیانی و همکاران (۱۳۹۳) به برآورد ارزش در معرض خطر شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در صنعت سیمان از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا پایان سال ۱۳۹۱ با استفاده از مدل‌های خانواده گارچ پرداختند. نتایج مشخص می‌سازد که مدل گارچ (۱و۱) با توزیع تی‌استودنت بهترین عملکرد را در مقایسه با سایر مدل‌های خانواده گارچ از خود نشان داده است. فیروز جایی و همکاران (۱۳۹۵) با به‌کارگیری روش شیشه‌سازی زنجیره مارکف مونت کارلو^۲ به پیش‌بینی روزانه یک گام به جلوی ارزش در معرض خطر برای پنج شاخص بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنان بر این موضوع تأکید داشتند که در روش مونت کارلو، تولید داده‌ها بر مبنای فرایندهای تصادفی براونی صورت می‌پذیرد ولی در روش شیشه‌سازی زنجیره مارکف مونت کارلو، تولید داده‌ها بر اساس نمونه‌گیری الگوریتم متروپولیس-هاستینگز^۳ ایجاد می‌شود. آنان برای ارزیابی دقت پیش‌بینی ارزش در معرض خطر از چهار نوع آزمون بازخورد متشکل از آزمون نسبت شکست کوپیک، آزمون زمان وقوع اولین شکست کوپیک، آزمون وقفه پیش‌بینی کریستفرسن و آزمون مشترک استفاده نمودند. نتایج حاکی از آن است که در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای روش مذکور دارای عملکرد قابل‌اتکایی بوده است.

1. AutoRegressive moving average with exogenous variables
 2. Markov Chain Monte Carlo (MCMC)
 3. Metropolis- Hastings

سؤالات پژوهش

در راستای اهداف پژوهش و با توجه به مبانی نظری و پیشینه، سؤالات پژوهش را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

- (۱) آیا می‌توان روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضریبی را به عنوان یک روش جدید برای پیش‌بینی ارزش در معرض خطر به ازای سطوح اطمینان و آزمون‌های پس آزمایی متفاوت، نام برد؟
- (۲) آیا روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضریبی در قیاس با روش مرسوم دارای عملکرد و پیش‌بینی قابل اتکا و قابل قبولی می‌باشد؟

ارزش در معرض خطر^۱

ارزش در معرض خطر شاخص آماری سنجش ریسک می‌باشد و تخمین زنده بالاترین حد مرزی در یک سبد سرمایه‌گذاری با سطح معینی از اطمینان می‌باشد (بست^۲، ۱۹۹۹). ارزش در معرض خطر را سنجهای می‌توان در نظر گرفت که با نگهداری مبلغی که پیشنهاد می‌نماید حتی در صورتی که حداکثر زیان ممکن روی داده باشد، سرمایه‌گذار به تعهدات خود عمل نماید. به همین دلیل است که از سنج ارزش در معرض خطر، به عنوان معیار تعیین حد کفایت سرمایه برای بازارهای سرمایه و نهادهای مالی یاد می‌شود (گرگوریو^۳، ۲۰۰۹). از لحاظ آماری ارزش در معرض خطر را می‌توان بیان‌کننده صدک توزیع سود یا زیان برای افق زمانی و سطوح اطمینان α معین دانست که از رابطه زیر پیروی می‌کند:

$$VaR_{(\alpha)}(X) = -q^{\alpha}(x) \quad (1)$$

که در آن $q^{\alpha}(x)$ بزرگ‌ترین صدک (α) می‌باشد و از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$q^{\alpha}(x) = \inf [X : P(X \leq x) > \alpha] \quad (2)$$

که در آن X نشان‌دهنده متغیر تصادفی بازده در فضای احتمال (Ω, F, P) با تابع توزیع $F_X(X)$ و α سطح خطای آماری می‌باشد. همچنین می‌توان ارزش در معرض خطر را به صورت زیر نیز نشان داد:

$$\Pr(V_{t+1} - V_t \leq VaR_{t+1}^C) \geq 1 - \alpha \quad \text{یا} \quad \Pr(V_{t+1} - V_t \geq VaR_{t+1}^C) \leq \alpha \quad (3)$$

1. Value at Risk
2. Best
3. Gregorion

که در آن V_t ارزش سبد دارایی در زمان حال، V_{t+1} ارزش سبد در زمان آتی می‌باشد. در حالت کلی رابطه بین ارزش در معرض خطر و سطح اطمینان α از رابطه (۴) به دست می‌آید:

$$\alpha = \int_{-VaR}^{+\infty} f(x) dx \quad (4)$$

انواع روش‌های برآورد و پیش‌بینی

روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته^۱

برای برآورد ارزش در معرض خطر روش‌های مختلفی وجود دارد که از جمله پرکاربردترین این روش‌ها می‌توان به مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی اشاره کرد. بولسلو^۲ (۱۹۸۶) حالت تعمیم‌یافته از مدل‌های ARCH تحت عنوان مدل‌های GARCH ارائه نمود که در این مدل خودرگرسیون و میانگین متحرک را هم‌زمان در ناهمسانی واریانس به کار گرفته می‌شود. مدل کلی GARCH(1,1) به شرح زیر می‌باشد:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (5)$$

مدل کلاسیک^۳

برای پیش‌بینی دوره‌های آتی ارزش در معرض خطر اغلب از روش کلاسیک استفاده می‌شود که از رابطه (۶) پیروی می‌کند.

$$VaR_{Tday} = VaR_{1day} \sqrt{T} \quad (6)$$

روش هموارسازی نمایی ساده^۴

روش هموارسازی نمایی ساده، یکی از ساده‌ترین روش‌های پیش‌بینی است که مبنایی برای دیگر مدل‌های پیش‌بینی به شمار می‌رود. در این روش، پیش‌بینی بر اساس میانگین موزون مقادیر جاری

1. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity
2. Bollerslev
3. Classic model
4. Simple exponential smoothing method

و گذشته صورت می‌پذیرد (آذر و مؤمنی، ۱۳۸۸). روش هموارسازی نمایی ساده همانند روش میانگین متحرک نمایی وزنی^۱ به داده‌های دوره‌های مختلف، اوزان مختلفی اختصاص می‌دهد که این وزن‌ها از یک تصاعد هندسی نزولی پیروی می‌کنند، بدین صورت که به آخرین داده حداکثر وزن تعلق گرفته و هرچه به دوره‌های عقب‌تر بازگردیم، وزن‌ها به صورت نمایی کاهش می‌یابند. این روش برخلاف روش میانگین متحرک نمایی وزنی، تنها به تعدادی از داده‌های دوره‌های گذشته اکتفا نمی‌کند، بلکه تمامی دوره‌ها را در محاسبه پیش‌بینی لحاظ می‌کند. مقدار پیش‌بینی شده برای هر سال در این روش برابر با مجموع مقدار پیش‌بینی شده برای سال قبل و ضریبی از اختلاف مقدار پیش‌بینی شده سال قبل با مقدار واقعی سال قبل می‌باشد که به صورت زیر نشان داده می‌شود (کالکار^۲، ۲۰۰۴):

$$\hat{Y}_{t+1} = \lambda \cdot Y_t + \lambda \cdot (1 - \lambda) \cdot Y_{t-1} + \lambda \cdot (1 - \lambda)^2 \cdot Y_{t-2} + \dots \quad (V)$$

$$\hat{Y}_{t+1} = \lambda \cdot Y_t + (1 - \lambda) \cdot [\lambda \cdot Y_{t-1} + \lambda \cdot (1 - \lambda) \cdot Y_{t-2} + \dots]$$

$$\hat{Y}_{t+1} = \lambda \cdot Y_t + (1 - \lambda) \cdot \hat{Y}_t \Rightarrow \hat{Y}_{t+1} = \lambda \cdot Y_t + \hat{Y}_t - \lambda \cdot \hat{Y}_t$$

و در نهایت داریم:

$$\hat{Y}_{t+1} = \hat{Y}_t + \lambda \cdot (Y_t - \hat{Y}_t) \quad (A)$$

که در آن \hat{Y}_{t+1} مقدار پیش‌بینی برای دوره $t+1$ ، \hat{Y}_t مقدار پیش‌بینی برای دوره t ، Y_t مقدار واقعی دوره t و λ ضریب هموارسازی می‌باشد. یکی از مشکلات روش هموارسازی نمایی ساده آن است که اگر یک روند کاهشی یا افزایشی در داده‌های دوره‌های گذشته وجود داشته باشد، همواره پیش‌بینی را به ترتیب بیشتر و کمتر از میزان واقعی نشان می‌دهد، به گونه‌ای که با گذشت زمان، مقدار خطا افزایش خواهد یافت. همچنین این مدل قادر به پیش‌بینی چند گام به جلوی نمی‌باشد.

1. Weighted exponential moving average

2. Kalekar

روش هموارسازی نمایی تعدیل‌یافته

هلت^۲ (۱۹۵۷) روش هموارسازی نمایی ساده را به شکل خطی تعمیم داد تا پیش‌بینی داده‌های با روند امکان‌پذیر گردد. پیش‌بینی از طریق هموارسازی نمایی تعدیل‌یافته با دو ضریب هموارساز و سه معادله به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{Y}_{t+1} = \lambda_1 \cdot Y_t + (1 - \lambda_1)(\hat{Y}_t + F_t) \quad \text{(۹) معادله‌ی سطح}$$

$$F_{t+1} = \lambda_2 \cdot (Y_{t+1} - Y_t) + (1 - \lambda_2) \cdot F_t \quad \text{(۱۰) معادله‌ی رشد}$$

$$\hat{Y}_{t+h|t} = \hat{Y}_t + hF_t \quad \text{(۱۱) معادله‌ی پیش‌بینی}$$

که در آن F_{t+1} شاخص هموارسازی در زمان $t+1$ ، مقدار \hat{Y}_{t+1} پیش‌بینی بر اساس روش هموارسازی نمایی ساده در زمان $t+1$ ، Y_{t+1} مقدار واقعی در زمان $t+1$ ، λ_1 و λ_2 به ترتیب به‌عنوان ضریب هموارساز در سطح و رشد بوده و در نهایت h تعداد گام‌های رویه‌جلوی برای پیش‌بینی می‌باشد.

روش هموارسازی نمایی دوگانه با روند^۲

این روش را می‌توان حالت خاصی از روش هموارسازی نمایی تعدیل‌یافته در نظر گرفت مشروط بر آن‌که $\lambda_1 = \lambda_2$ باشد.

روش هموارسازی نمایی هلت-ویتترز ضریبی^۳

این روش در دهه‌ی ۱۹۶۰ میلادی توسط ویتترز^۵ توسعه پیدا کرد. اگر داده‌ها بدون الگوی فصلی و روند باشند، روش هموارسازی نمایی ساده و دوگانه با روند مناسب است. اما در حالتی که داده‌ها از یک الگوی فصلی برخوردار باشند، این دو روش مناسب نبوده و باید از روش هلت-ویتترز استفاده نمود. معادلات مربوط به روش هلت-ویتترز به صورت زیر می‌باشد:

$$L_t = \alpha \frac{A_t}{S_{t-1}} + (1 - \alpha)(L_{t-1} + T_{t-1}) \quad \text{(۱۲) معادله‌ی سطح}$$

1. Justified exponential smoothing method
2. Holt
3. Double exponential smoothing method with trend
4. Holt-Winters exponential smoothing multiplicative method
5. Winters

$$T_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1} \quad (۱۳) \text{ معادله‌ی رشد}$$

$$S_t = \gamma \frac{A_t}{L_t} + (1 - \gamma)S_{t-1} \quad (۱۴) \text{ معادله‌ی فصلی}$$

$$F_{t+m} = (L_t + mT_t)S_{t-L-m} \quad (۱۵) \text{ معادله‌ی پیش‌بینی}$$

که در آن A_t مقادیر واقعی که در زمان t دارای عامل فصلی و روند، I_t مقدار هموارشده داده‌هایی می‌باشد که در زمان t اثر فصلی آن‌ها گرفته شده است، T_t مقدار هموارشده روند در زمان t ، S_t مقدار هموارشده فصل در زمان t ، L طول فصل، M تعداد پیروید بعد از زمان t و γ, β, α به ترتیب ضرایب هموارساز سطح، روند و فصل می‌باشند.

روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی به‌وسیله‌ی سه پارامتر هموارساز خود (γ, β, α) قابلیت تعدیل داده‌های پرت (شوکه‌های قیمتی سهام) را دارد این ویژگی سبب آن شده است که در مقابل نوسانات شدید داده‌ها استوار باشد و پیش‌بینی استواری را از خود ارائه دهد. به همین دلایل از روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی به‌عنوان یک مدل استوار (مدل رابست) نیز یاد می‌کنند (گلمپر^۱ و همکاران، ۲۰۱۰). سایر مدل‌های موجود در این حیطه از ویژگی ذکرشده محروم بوده و نمی‌توانند به‌صورت استوار ارزش در معرض خطر را به‌صورت استوار برآورد و پیش‌بینی کنند. همچنین در روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی، هر چه ضرایب هموارساز کوچک‌تر باشند، وزنی که به رویدادهای اخیر تعلق می‌گیرد، بیشتر خواهد بود و از طرفی دیگر، هر چه ضریب هموارسازی به عدد یک نزدیک‌تر شود، شدت حساسیت نسبت به داده‌های اخیر کاهش می‌یابد که سبب پیش‌بینی‌های باثبات‌تر (نه لزوماً دقیق‌تر) می‌شوند. لذا ضرایب هموارساز، می‌بایست مقنناری بین صفر و یک داشته باشند. مقدار بهینه این ضرایب از رابطه (۱۶) به دست می‌آید (کروکس^۲ و همکاران، ۲۰۱۱).

$$\lambda^{**} = \arg \min \sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_{t|t-1})^2 \quad (۱۶)$$

روش‌شناسی پژوهش

در این مقاله از داده‌های روزانه دو شاخص بورس اوراق بهادار تهران متشکل از شاخص خودرو و شاخص بانک از فروردین‌ماه سال ۱۳۹۰ تا شهریورماه سال ۱۳۹۵ استفاده شده است. بازه مذکور خود به دو قسمت تقسیم شده که در قسمت اول، از فروردین‌ماه سال ۱۳۹۰ تا اسفندماه سال ۱۳۹۴ به

1. Gelper
2. Croix

برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از روش گارچ پرداخته و سپس در قسمت دوم، از فرودین ماه سال ۱۳۹۵ تا شهریورماه همان سال به پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر با استفاده از روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی اقدام به عمل آمد. به منظور اعتبارسنجی مدل پیشنهادی از آزمون‌های پس آزمایی متشکل از آزمون نسبت شکست کوپیک، آزمون استقلال کرسٹوفرسن و آزمون ترکیبی در دو سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ استفاده شده است. سپس مقایسه‌ای بین آن و روش کلاسیک به وسیله‌ی آزمون‌های لویز و بلانکو-یهل صورت گرفت. در ادامه به‌طور مختصر هر یک از این آزمون‌ها توضیح داده می‌شوند.

آزمون نسبت شکست کوپیک^۱

این آزمون توسط کوپیک (۱۹۹۵) ارائه گردید که بر پایه نسبت تخطی یا نسبت شکست می‌باشد. هرگاه مقدار زیان واقعی از مقدار پیش‌بینی شده توسط ارزش در معرض خطر، بزرگ‌تر باشد از آن به‌عنوان یک شکست یا تخطی یاد می‌شود. حال اگر احتمال وقوع هر تخطی ثابت در نظر گرفته شود، در این صورت تعداد کل خطاها از یک توزیع دو جملی $B(v, \alpha)$ پیروی می‌کند که در آن v تعداد نمونه و α سطح پوشش است و آزمون فرض آن به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: \hat{\alpha} = \alpha \\ H_1: \hat{\alpha} \neq \alpha \end{cases} \quad (17)$$

که در آن $\hat{\alpha}$ نسبت تعداد تخطی‌ها به کل پیش‌بینی یا همان نسبت شکست می‌باشد. در این صورت آماره نسبت راست نمایی این آزمون به‌صورت زیر می‌باشد:

$$LR_{POF} = 2LH \left[\frac{\hat{\alpha}^{v_0} (1 - \hat{\alpha})^{v - v_0}}{\alpha^{v_0} (1 - \alpha)^{v - v_0}} \right] \quad (18)$$

آماره LR_{POF} دارای توزیع کای دو با درجه آزادی یک می‌باشد و در صورتی که نسبت احتمال شکست بزرگ‌تر از آن باشد، فرضیه صفر رد شده و نمی‌توان پذیرفت که مدل ارزش در معرض خطر را به‌درستی پیش‌بینی کرده است، لذا مدل مذکور فاقد اعتبار می‌شود و در غیر این صورت دقت و صحت پیش‌بینی ارزش در معرض خطر تأیید می‌گردد.

1. Kupiec proportion of failure test

آزمون استقلال کریستوفرسن^۱

کریستوفرسن (۱۹۸۸) نسبت آزمون استقلال را از طریق زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف ارائه کرده است که در آن برابری نسبت سطح پوشش مورد انتظار و مشاهده شده مدنظر نمی‌باشد، بلکه استقلال پیاپی شکست‌ها را مورد آزمون قرار می‌دهد. در واقع برای انجام آماره آزمون استقلال کریستوفرسن یک ماتریس گذر احتمال^۱ به صورت زیر تشکیل می‌دهد:

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{00} & \pi_{01} \\ \pi_{10} & \pi_{11} \end{bmatrix} \quad (۱۹)$$

که در آن π_{ij} برابر است با $\Pr[X_t = j | X_{t-1} = i]$ و از روابط زیر به دست می‌آید:

$$\pi_{01} = \frac{v_{01}}{v_{01} + v_{00}} \quad \pi_{11} = \frac{v_{11}}{v_{10} + v_{11}} \quad \pi_{00} = 1 - \pi_{01} \quad \pi_{10} = 1 - \pi_{11} \quad (۲۰)$$

در آن v_{ij} نشانگر تعداد دفعاتی است که در آن حالت j بعد از i اتفاق می‌افتد. در نهایت آماره آزمون استقلال از طریق رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$LR_{ind} = 2L \ln \left[\frac{(1 - \pi_{01})^{v_{00}} \pi_{01}^{v_{01}} (1 - \pi_{11})^{v_{10}} \pi_{11}^{v_{11}}}{\hat{\alpha}^{v_{00}} (1 - \hat{\alpha})^{v_{10}}} \right] \quad (۲۱)$$

فرضیه‌ی صفر، استقلال زنجیره‌ای را در برابر فرضیه‌ی وابستگی مرتبه‌ی اول مارکوف آزمون می‌کند و آماره مذکور دارای توزیع کای دو با درجه آزادی یک می‌باشد، لذا در صورتی که LR_{ind} بزرگ‌تر از آن باشد، فرضیه صفر رد شده و در غیر این صورت نمره قبولی را کسب خواهد کرد.

آزمون ترکیبی^۲

این آزمون، ترکیبی از آزمون نسبت شکست کوپیک و آزمون استقلال کریستوفرسن بوده و دارای توزیع کای دو با درجه آزادی دو می‌باشد. علاوه بر آن، این آزمون برابری نسبت سطح پوشش مورد انتظار و مشاهده شده در نظر گرفته و به استقلال پیاپی تخطی‌ها نیز توجه می‌نماید. آماره نسبت درست‌نمایی آزمون ترکیبی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$LR_{CC} = LR_{POF} + LR_{ind} \quad (۲۲)$$

1. Christoffersen independence test

2. Probability transition matrix

3. Joint test

آزمون لویز^۱

در این تابع که توسط لویز (۱۹۹۹) ارائه گردید، هر مقدار زیان واقعی که بیشتر از مقدار ارزش در معرض خطر باشد، آن را به عنوان یک استثناء تلقی کرده و به آن عدد یک اختصاص می‌دهد. در غیر این صورت، تابع مقدار صفر به خود می‌گیرد. به این ترتیب آزمون لویز به صورت زیر قابل بیان می‌باشد:

$$C_t = \begin{cases} 1 & \text{if } L_t > VaR_t \\ 0 & \text{if } L_t < VaR_t \end{cases} \quad (۲۳)$$

آزمون بلانکو-ایهل^۲

این آزمون به ازای هر مشاهده در دنباله، وزنی برابر با تقسیم اختلاف ارزش در معرض خطر و زیان‌های دنباله بر ارزش در معرض خطر اختصاص می‌دهد که به شرح زیر است (بلانکو و ایهل، ۱۹۹۸):

$$C_t = \begin{cases} \frac{(L_t - VaR_t)}{VaR_t} & \text{if } L_t > VaR_t \\ 0 & \text{if } L_t < VaR_t \end{cases} \quad (۲۴)$$

در نهایت لازم به ذکر می‌باشد که در این پژوهش، به منظور تحلیل آماری و اقتصادسنجی سری‌های زمانی از نرم‌افزارهای Matlab، Eviews، Oxmetrix و Excel استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

داده‌های مورد استفاده این مقاله بازده لگاریتمی روزانه شاخص خودرو و بانک در طی بازه مذکور بوده، که از معادله $R_t = \text{Log}\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100$ پیروی می‌کنند و در آن R_t بازده در دوره زمانی t ، P_t و P_{t-1} به ترتیب مقدار شاخص خودرو و بانک در زمان t و $t-1$ می‌باشند. در جدول (۱) برخی از آماره‌های توصیفی بازدهی و نتایج آزمون‌های مانایی شاخص‌های مذکور آورده شده است.

1. Lopez test
2. Blanco & Ihle test

جدول ۱. آماره‌های توصیفی بازدهی و نتایج آزمون‌های ماتایی شاخص‌های خودرو و بانک

شاخص چارک-پرا	مقدار آماره	شاخص کشیدگی	شاخص چولگی	انحراف مستور	پیشینه	کپی	میانگین	نوع شاخص
	۳۳۲/۳۲	۲/۰۵۴۸	۰/۵۸۹۲	۱/۹۰۲۷	۱۲/۵۱۳	-۷/۵۵۱	۰/۰۵۶۴	شاخص خودرو
	۳۵۲/۳۸	۲/۲۴۸۰	۰/۵۷۶۴	۱/۱۵۳۹	۶/۱۲۸	-۳/۷۹۵	۰/۰۶۷۵	شاخص بانک
نتایج آزمون ماتایی								
	P-Value	مقدار آماره	نوع آزمون					
شاخص خودرو	۰/۰۰۰۰	-۱۸/۱۳۲۱	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته					
	۰/۰۰۰۰	-۲۸/۰۵۹۹	آزمون فیلیس و پرون					
شاخص بانک	۰/۰۰۰۰	-۱۷/۱۳۵۰	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته					
	۰/۰۰۰۰	-۲۷/۸۹۶۵	آزمون فیلیس و پرون					

بر اساس اطلاعات جدول ۱ می‌توان دریافت که انحراف معیار شاخص بانک در مقایسه با شاخص خودرو کمتر بوده است، این موضوع بیانگر آن است که سرمایه‌گذاران ریسک‌گیز کم‌تر به شاخص بانکی در مقایسه با شاخص خودرو، به دلیل متحمل شدن ریسک کمتر در پرتفوی خود داشته‌اند ضریب چولگی داده‌ها هرچند مثبت ولی مقدار آن‌ها کوچک و میل به صفر دارند که این بدان معناست توزیع بازدهی این دو شاخص نزدیک به توزیع متقارن می‌باشد همچنین ضریب کشیدگی هر دو شاخص عددی کمتر از سه شده که دلالت بر این موضوع دارد، داده‌ها دارای کشیدگی کمتری نسبت به توزیع نرمال هستند و در نهایت ضریب بالای چارک-پرا برای هر دو شاخص بیانگر فاصله به نسبت زیاد توزیع آن‌ها با توزیع نرمال می‌باشد همچنین با توجه به نتایج حاصل شده از آزمون‌های ماتایی می‌توان دریافت که داده‌های مورد استفاده مانا بوده و از ویژگی‌های داده‌های مانا تبعیت می‌نمایند.

تخمین پارامترهای روش گارچ

در جدول ۲ نتایج تخمین پارامترهای روش گارچ برای برآورد ارزش در معرض خطر شاخص بانک و خودرو آورده شده است. لازم به ذکر می‌باشد که در جدول ذیل α ، β به ترتیب ضریب ثابت، ضریب آرج و ضریب گارچ می‌باشند.

پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر بر مبنای -- ۱۰۷

جدول ۲. نتایج تخمین پارامترهای روش گلرچ برای شاخص خودرو و بانک در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪

پارامتر	شاخص بانک	شاخص خودرو
ω	$3/0467 \times 10^{-10}$	$2/7630 \times 10^{-10}$
α	۰/۱۸۵۲	۰/۱۰۰۲
β	۰/۸۱۴۸	۰/۸۴۱۴

خروجی‌های مدل پیشنهادی و نتایج آزمون‌های پس آزمایی

در جدول ۳ α, β, γ به ترتیب ضرایب هموارساز سطح، روند و فصل برای روش هموارسازی نمایی هلت-ویتترز ضریبی می‌باشند. نسبت تختگی در سطر ششم از تقسیم تعداد دفعاتی که مقدار زیان واقعی از مقدار پیش‌بینی بزرگ‌تر شده بر کل تعداد پیش‌بینی حاصل می‌شود و نهایتاً π_{ij} و v_{ij} به ترتیب احتمال رخداد و تعداد دفعاتی است که در آن حالت z مشروط بر رخداد i می‌باشند.

جدول ۳. خروجی‌های مدل هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی برای شاخص‌های خودرو و بانک

خروجی‌ها	C=۰/۹۵		C=۰/۹۹	
	شاخص خودرو	شاخص بانک	شاخص خودرو	شاخص بانک
α	۰/۰۱۳	۰/۰۴۴۹	۰/۰۱۳	۰/۰۴۴۹
β	۰/۵	۰/۱۲۵	۰/۵	۰/۱۲۵
γ	۰/۰۸۳۷	۰/۱	۰/۰۸۳۷	۰/۱
نسبت تختگی	۰/۰۵۰۸	۰/۰۵۰۸	۰/۰۳۳۹	۰/۰۳۳۹
v_{00}	۵۵	۵۵	۵۷	۵۷
v_{01}	۱	۱	۰	۱
v_{10}	۱	۲	۱	۰
v_{11}	۲	۱	۱	۱
π_{00}	۰/۹۸۲۱	۰/۹۸۲۱	۰/۹۸۲۸	۱
π_{01}	۰/۰۱۷۹	۰/۰۱۷۹	۰/۰۱۷۲	۰
π_{10}	۰/۳۳۳۳	۰/۶۶۶۷	۰	۰/۵
π_{11}	۰/۶۶۶۷	۰/۳۳۳۳	۱	۰/۵

جدول ۴. نتایج آزمون‌های پس آزمایی برای شاخص‌های خودرو و بانک به ازای هر سطح اطمینان

C=۰/۹۹		C=۰/۹۵		نوع آزمون
شاخص بانک	شاخص خودرو	شاخص بانک	شاخص خودرو	
۴/۸۳۴۲ (۰/۰۶۵۵)	۴/۸۳۴۲ (۰/۰۶۵۵)	۰/۰۹۹۱ (۰/۰۵۳۸)	۰/۰۹۹۱ (۰/۰۵۳۸)	آزمون نسبت شکست کوپیک
۶/۶۳	۶/۶۳	۳/۸۴	۳/۸۴	توزیع کای دو با درجه آزادی یک
تأیید	تأیید	تأیید	تأیید	نتیجه آزمون
۴/۵۸۳۱ (۰/۰۶۷۴)	۲/۷۴۷۸ (۰/۰۷۴۸)	۱/۷۲۷۴ (۰/۰۵۰۱)	۳/۹۲۴۶ (۰/۰۲۸۴)	آزمون استقلال کریستوفر سن
۶/۶۳	۶/۶۳	۳/۸۴	۳/۸۴	توزیع کای دو با درجه آزادی یک
تأیید	تأیید	تأیید	عدم تأیید	نتیجه آزمون
۹/۴۱۷۴	۷/۵۸۲۱	۱/۷۷۸۲	۴/۰۲۳۷	آزمون ترکیبی
۹/۲۱	۹/۲۱	۵/۹۹	۵/۹۹	توزیع کای دو با درجه آزادی دو
عدم تأیید	تأیید	تأیید	تأیید	نتیجه آزمون

* اعداد داخل پرانتز، مقدار p_value هر یک از آزمون‌های مورد بررسی می‌باشد.

در جدول ۴ آزمون نسبت شکست کوپیک در صورتی مدل را تأیید می‌نماید که آماره آن از توزیع کای دو با درجه آزادی یک کوچک‌تر باشد. به عبارت دیگر میباید مقادیر سطر سوم از سطر چهارم کمتر باشد تا مدل از منظر دقت در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر تأیید گردد. در آزمون استقلال کریستوفر سن همانند آزمون نسبت شکست کوپیک، در صورتی آماره آزمون از توزیع کای دو با درجه آزادی یک کوچک‌تر باشد، مدل را تأیید می‌نماید. اما در آزمون ترکیبی باید آماره آزمون از توزیع کای دو با درجه آزادی دو کوچک‌تر باشد تا مدل تأیید گردد. همان‌گونه در

جدول (۴) مشاهده می‌شود، روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی در تمامی آزمون‌ها و در هر دو سطح اطمینان برای هر دو شاخص‌ها به استثنای آزمون استقلال کریستوفرسن در سطح اطمینان ۹۵٪ برای شاخص خودرو و آزمون ترکیبی در سطح اطمینان ۹۹٪ برای شاخص بانک، از منظر دقت در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر، تأیید شده است. در دو حالت مذکور، روش پیشنهادی به ترتیب با اختلاف ۰/۰۸۴۶ و ۰/۲۰۷۴ مورد تأیید قرار نگرفتند که اعدادی بسیار کوچک و نزدیک به صفر بوده و می‌توان از آن صرف‌نظر نمود. حال پس از تأیید شدن روش پیشنهادی، به مقایسه آن با روش کلاسیک به وسیله آزمون‌های پس آزمایی لویز و بلانکو-ایهل پرداخته شده است. لازم به ذکر می‌باشد که آزمون‌های نسبت شکست کوپیک، استقلال کریستوفرسن و آزمون ترکیبی دقت مدل‌های پیش‌بینی را از لحاظ آماری مورد بررسی قرار داده و از نتایج این دو آزمون تنها می‌توان در مورد پذیرش یا رد مدل از لحاظ آماری اظهار نظر کرد که از این آزمون‌ها به‌عنوان آزمون‌های پس آزمایی با رویکرد پیش‌بینی احتمال رویداد یاد می‌شود. اما برای مقایسه چند روش، می‌بایست از آزمون‌های پس آزمایی با رویکرد مقایسه‌ای استفاده نمود که از شناخته‌شده‌ترین این آزمون‌ها، آزمون‌های لویز و بلانکو-ایهل می‌باشند. نتایج این دو آزمون در جداول (۵) و (۶) آورده شده است:

جدول ۵. نتایج آزمون لویز برای شاخص خودرو و بانک در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪

اختلاف با مدل معیار		نمره آزمون		نوع مدل
		C=۰/۹۹	C=۰/۹۵	
شاخص خودرو				
۰/۰۴۶۸ (۲)	۰/۰۲۹۰ (۱)	۰/۰۶۶۶	۰/۰۶۶۰	روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی
۰/۰۱۹۶ (۱)	۰/۰۹۰۰ (۲)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۵۰	روش کلاسیک
شاخص بانک				
۰/۰۱۳۶ (۱)	۰/۰۰۱۵ (۱)	۰/۰۲۳۴	۰/۰۹۶۵	روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی
۰/۰۱۹۶ (۲)	۰/۰۹۰۰ (۲)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۵۰	روش کلاسیک

* اعداد داخل پرانتز، رتبه‌های هر یک از روش‌های مورد بررسی می‌باشند.

جدول ۶. نتایج آزمون پلانکو-ایهل برای شاخص خودرو و بانک در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪

اختلاف با مدل معیار		نمره آزمون		نوع مدل
C=۰/۹۹	C=۰/۹۵	C=۰/۹۹	C=۰/۹۵	
شاخص خودرو				
۰/۰۱۸۵ (۱)	۰/۰۷۶۵ (۱)	۰/۰۳۸۳	۰/۰۲۰۵	روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی
۰/۰۱۹۶ (۲)	۰/۰۹۰۰ (۲)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۵۰	روش کلاسیک
شاخص بانک				
۰/۲۹۸۳ (۲)	۰/۰۷۵۶ (۱)	۰/۳۱۸۱	۰/۰۱۹۴	روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی
۰/۰۱۹۶ (۱)	۰/۰۹۰۰ (۲)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۵۰	روش کلاسیک

* اعداد داخل پرانتز، رتبه‌های هر یک از روش‌های موردبررسی می‌باشند.

در جداول ۵ و ۶ رتبه‌بندی و شناسایی روش برتر بر اساس نمره آزمون آن، رویکرد مطلوبی به شمار نمی‌رود. زیرا رتبه‌ی روش‌ها بستگی به دوری و نزدیکی آنان با مدل معیار داشته و روش برتر، روشی است که حداقل اختلاف را با مدل معیار داشته باشد. همچنین مدل معیار، مدلی است که تعداد تخطی‌های آن برابر تعداد تخطی‌های مورد انتظار باشد. نمره نهایی آزمون لویز از طریق رابطه (۲۶) محاسبه می‌گردد که در آن C_i همان رابطه‌ی (۲۳) و (۲۴)، α سطح اطمینان و n تعداد مشاهدات می‌باشند.

$$QPS = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n (C_i - \alpha)^2 \quad (26)$$

از نتایج حاصل شده از جداول (۵) و (۶) می‌توان دریافت که روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی در مقایسه با روش کلاسیک در تمامی حالت‌ها پیش‌بینی بهتر و دقیق‌تری از ارزش در معرض خطر ارائه می‌دهد و تنها در آزمون لویز در سطح اطمینان ۹۹٪ برای شاخص خودرو و در آزمون پلانکو-ایهل در سطح اطمینان ۹۹٪ برای شاخص بانک نسبت به روش کلاسیک عملکرد ضعیف‌تری داشته است.

نتیجه‌گیری و بحث

ریسک و فرصت را می‌توان هم ذات دانست به گونه‌ای که وجود هر یک در گرو دیگری است. لذا حذف کامل ریسک به معنی حذف تمامی فرصت‌ها می‌باشد. با توجه به آن که در دنیای مالی همواره فرصت‌های گوناگونی وجود دارد به تبع آن ریسک وجود داشته و هیچ‌گاه از بین نخواهد رفت (داموداران^۱، ۲۰۰۰). اما می‌توان ریسک‌ها را با ابزارهای متفاوتی پیش‌بینی و کنترل نمود که یکی از محبوب‌ترین این ابزارها ارزش در معرض خطر می‌باشد. در حالت کلی سه روش عمده برای برآورد و پیش‌بینی ارزش در معرض خطر وجود دارد که شامل رویکردهای پارامتریک، ناپارامتریک و شبه پارامتریک می‌باشد. در این مقاله با استفاده از روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی که جزء خانواده هموارسازی نمایی بوده و در نتیجه نوحی رویکرد پارامتریک محسوب می‌شود به پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر برای دو شاخص بورس اوراق بهادار تهران در دو سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ پرداخته شده است. روش پیشنهادی از طریق سه آزمون نسبت شکست کوپیک، آزمون استقلال کریستوفرسن و آزمون ترکیبی مورد ارزیابی قرار گرفت. اطلاعات به دست آمده از جدول (۴) نشان می‌دهد که روش مذکور در اکثر آزمون‌های پس آزمایی در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ از منظر دقت در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر، تأیید شده است. سپس پس از تأیید روش، مقایسه‌ای بین آن و روش کلاسیک توسط آزمون‌های لویز و بلانکو-ایهل صورت گرفت. نتایج حاصل شده از جداول (۵) و (۶) نشان می‌دهد که روش پیشنهادی با توجه به نمره‌های ۰/۰۲۹۰، ۰/۰۳۶۸، ۰/۰۱۵ و ۰/۱۳۶ اخذ شده توسط آزمون لویز و نمره‌های ۰/۰۱۸۵/۰۷۳۵، ۰/۰۷۵۶ و ۰/۲۹۸۳ اخذ شده توسط آزمون بلانکو-ایهل، در ۷۵٪ مواقع عملکرد بهتری نسبت به روش کلاسیک داشته و می‌تواند جایگزین شایسته‌ای برای این روش باشد. در نهایت به منظور پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد از سایر روش‌های پیش‌بینی ارزش در معرض خطر همانند شبیه‌سازی زنجیره مارکف مونت کارلو، FIGARCH، HYGARCH و FIAPARCH استفاده نموده و با نتایج این پژوهش مقایسه گردد. علاوه بر آن پیش‌بینی سایر معیارهای ریسک به وسیله روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریبی نیز، می‌تواند در پژوهش‌های بعدی مدنظر قرار گیرد.

منابع

- آذر، عادل. مؤمنی، منصور. (۱۳۸۶). *آمار و کاربرد آن در مدیریت*، تهران، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).
- ابریشمی، حمید. بهرادمهر، نفسیه. سیفی، طاهره. (۱۳۹۲). "پیش‌بینی قیمت نفت خام با استفاده از تبدیل موجک، مدل‌های غیرخطی و مدل‌های خطی". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷(۷)، صص ۴۱-۶۲.
- ادبی فیروزجایی، باقر. مهر آرا، محسن. محمدی، شاپور. (۱۳۹۵). "پیش‌بینی و ارزیابی ارزش در معرض ریسک یک گام به جلو بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش شبیه‌سازی زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC)". *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۷(۲۶)، صص. ۱۰۱-۱۲۲.
- طبسی، ملیحه. فلاح‌پور، سعید. (۱۳۹۲). "برآورد ارزش در معرض ریسک با استفاده از مدل ترکیبی ماشین بردار پشتیبان و گارچ". *راهبرد مدیریت مالی*، ۱(۱)، صص. ۹۰-۱۰۹.
- کیانی، طاهره. فرید، داریوش. صادقی، حجت‌الله. (۱۳۹۴). "اندازه‌گیری ریسک با معیار سنجش ارزش در معرض ریسک (VaR)، از طریق مدل GARCH (مطالعه‌ای در سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در صنعت سیمان)". *راهبرد مدیریت مالی*، ۳(۳)، صص. ۱۴۹-۱۶۸.
- Abrishami, H., Behradmehr, N., & Seyfi, T. (2013). "Forecasting of Crude Oil Price by Using Wavelet Transform, Non-Linear and Linear Models". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 2(7), pp.41-62. (in Persian).
- Adabi, B. Mehr Ara, M. & Mohammadi, Sh. (2016). "Prediction and assessment of value at risk is a step forward Stock Exchange Tehran Markov chain Monte Carlo simulation method. (MCMC)". *Journal of Financial engineering and management of securities*, 7(26), pp.101-122. (in Persian).
- Azar, A. & Momeni, M. (2009). *Statistics and Its Application in Management*, Tehran, The Organization for Researching and Composing University Textbook in the Humanities. (in Persian).
- Kiani, T., Faraed, D., & Sadeghi, H. (2015). "The Measurement of Risk based on the Criterion of Value at Risk via Model of GARCH (A Study of Stock of Listed Companies in Tehran Stock Exchange (TSE) in the Cement Industry)". *Financial Management Strategy*, 3(3), pp.149-168. (in Persian).
- Aloui, C., & Mabrouk, S. (2010). "Value-at-risk estimations of energy commodities via long-memory, asymmetry and fat-tailed GARCH models". *Energy Policy*, 38(5), pp.2326-2339.

- Blanco, C., & Ihle, G.(1999). "How good is your VaR? Using backtesting to assess system performance". *Financial Engineering News*, 11, pp.1-2.
- Best, P. (2000). *Implementing value at risk*. John Wiley & Sons.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity". *Journal of econometrics*, 31(3), pp.307-327.
- Chrétien, S., Coggins, F., & Trudel, Y. (2010). "Performance of monthly multivariate filtered historical simulation value-at-risk". *Journal of Risk Management in Financial Institutions*, 3(3), pp.259-277.
- Christoffersen, P. F. (1998). "Evaluating interval forecasts". *International economic review*, 2(1), pp.841-862.
- Croux, C., Gelper, S., & Mahieu, K. (2011). "Robust control charts for time series data". *Expert Systems with Applications*, 38(11), pp.13810-13815.
- Damodaran, A. (2010). *Applied corporate finance*. John Wiley & Sons.
- Gelper, S., Fried, R. and Croux, C. (2010), "Robust forecasting with exponential and Holt-Winters smoothing". *Journal of Forecast*, 29(2), pp.285-300.
- Gencay, R., & Selcuk, F. (2004). "Extreme value theory and Value-at-Risk: Relative performance in emerging markets". *International Journal of Forecasting*, 20(2), pp.287-303.
- Gregoriou, G. N. (Ed.). (2009). "The VaR Implementation Handbook: Financial Risk and Applications in Asset Management, Measurement and Modeling". *Risk Measures and Their Applications in Asset Management*, 32(6), pp.243-264.
- Holt, C. (1959). "Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages". *ONR ResearchMemorandum*, 4(1), pp.1-11.
- Kalekar, P. S. (2004). "Time series forecasting using holt-winters exponential smoothing". *Kanwal Rekhi School of Information Technology*, pp.1-13.
- Kupiec, P. H. (1995). "Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models". *The J. of Derivatives*, 3(2), pp.10-19.
- Lopez, J. A. (1999). "Methods for evaluating value-at-risk estimates". *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, (2), pp.3-12.
- Mabrouk, S. (2016). "Forecasting daily conditional volatility and h-step-ahead short and long Value-at-Risk accuracy: Evidence from financial data". *The Journal of Finance and Data Science*, 2(2), pp.136-151.
- Marimoutou, V., Raggad, B., & Trabelsi, A. (2009). "Extreme value theory and value at risk: application to oil market". *Energy Economics*, 31(4), pp.519-530.
- Niguez, T. M. (2008). "Volatility and VaR forecasting in the Madrid stock exchange". *Spanish Economic Review*, 10(3), pp.169-196.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika*, 75(2), pp.335-346.
- Sudheer & Suseelatha, A. (2015). "Short term load forecasting using wavelet transform combined with Holt-Winters and weighted nearest neighbor models". *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*, 64, pp.340-346.
- Tabasi, M., & Fallahpoor, S. (2014). "Evaluating Value at Risk Using a Hybrid Model of Support Vector Machine Based and the GARCH". *Financial Management Strategy*, 1(1), pp.90-109. (in Persian).

- Tratar, L. F., & Sirměnik, E. (2016). "The comparison of Holt–Winters method and Multiple regression method: A case study". *Energy*, 109, pp. 266-276.
- Winters, P. R. (1960). "Forecasting sales by exponentially weighted moving averages". *Management Science*, 6(3), pp.324-342.
- Wu, L., Liu, S., & Yang, Y. (2016). "Grey double exponential smoothing model and its application on pig price forecasting in China". *Applied Soft Computing*, 39, pp.117-123.