

## داهبرد مدیریت مالی

دانشگاه الزهرا (س)  
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی  
تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۱۲  
تاریخ تصویب: ۱۳۹۶/۱۲/۱۵

سال ششم، شماره بیستم  
بهار ۱۳۹۷  
صص ۹۳-۱۱۴

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

#### نمایی هلت-وینترز ضربی<sup>۱</sup>

احسان محمدیان امیری<sup>۲</sup> و سید بابک ابراهیمی<sup>۳</sup>

#### چکیده

در سال‌های اخیر سنتجهی 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-وینترز ضربی که با سه پارامتر هموارساز، مدل را در سطح، روند و فصل تعديل می‌نماید و جزو قدرتمندترین مدل‌های خانواده هموارسازی نمایی محسوب می‌شود، به پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر شاخص خودرو و بانک، از فروردین ماه سال ۱۳۹۰ تا شهریور ماه سال ۱۳۹۵ در دو سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ پرداخته شده است. برای ارزیابی دقیقت 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 لوپز و بلاکو-ایهل صورت گرفت. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی پیش‌بینی قابل‌اتکا و دقیقی از ارزش در معرض خطر شاخص‌های بورس موردمطالعه، ارائه می‌دهد.

**واژه‌های کلیدی:** ارزش در معرض خطر، هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی، آزمون نسبت شکست کوپیک، آزمون استقلال کریستوفرسن، آزمون لوپز.

**طبقه‌بندی موضوعی:** C22, C52, C53, Q40

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.15099.1355

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی مالی، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی خواجه‌نصیرالدین طوسی تهران، Email: Emohammadian@email.kntu.ac.ir

۳. استادیار و عضو هیئت‌علمی دانشکده مهندسی صنایع، گروه مهندسی مالی، دانشگاه صنعتی خواجه‌نصیرالدین طوسی تهران، نویسنده مسئول، Emial:B\_ebrahimi@email.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. درنتیجه، جستجو برای سنجه‌ای که بتواند ریسک را به صورت دقیق و قابل اتقا 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 موردنموده گستره سرمایه‌گذاران و نهادهای مالی قرار گرفته است (چرتین<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۰). به طور کلی می‌توان، مدل‌های پیش‌بینی را به دو گروه مدل‌های تعیینی<sup>۲</sup> و مدل‌های توصیفی<sup>۳</sup> تقسیم نمود. مدل‌های تعیینی با بررسی مشاهدات گذشته، الگوهایی را شناسایی کرده و آنها را به آینده بسط و تعیین 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-وینترز ضربی که جزء مدل‌های تعیینی 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 دهن. لذا در این پژوهش سعی شده با استفاده از روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی که دارای بیشترین پارامترهای هموارساز در میان سایر روش‌های هموارسازی نمایی می‌باشد، به پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر پرداخته شود. روش مذکور، داده‌ها را به وسیله‌ی سه پارامتر هموارساز در سطح، روند و فصل تعدیل نماید و به تبع آن پیش‌بینی دقیق‌تر و استواری نسبت به سایر روش‌ها ارائه می‌نماید. به‌منظور اعتبارسنجی مدل پیشنهادی از آزمون‌های پس آزمایی متشکل از آزمون نسبت شکست کوپیک، آزمون استقلال کریستوفسن 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 لوپز 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 داخل و خارج کشور از روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی 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.

گنجی و سلیچوک<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) به اندازه‌گیری سنجه‌ی ارزش در معرض خطر با استفاده از سه روش شبیه‌سازی تاریخی، واریانس-کوواریانس و تئوری مقدار فرین پرداختند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که تئوری مقدار فرین در چند کهای بالاتر از دقت بیشتری نسبت به سایر روش‌ها در محاسبه ارزش در معرض خطر برخوردار می‌باشد. نیکوز<sup>۲</sup> (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. ماریمتو<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهش خود به برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از مدل‌های شرطی و غیرشرطی، تئوری مقدار فرین، شبیه‌سازی تاریخی و شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده برای موقعیت‌های خرید و فروش در بازار نفت را پرداختند. نتایج مشخص می‌سازد که تئوری مقدار فرین و شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده نسبت سایر روش‌ها عملکرد قابل اکاتری را دارا بودند. آلویی و مابروک<sup>۴</sup> (۲۰۱۰) به اندازه‌گیری مقدار ارزش در معرض خطر در بازارهای کالاهای نفتی و گازی پرداختند که در مطالعه آن‌ها از مدل‌های GARCH، FIGARCH، HYGARCH و FIAPARCH با سه تابع توزیع مختلف استفاده شده است. نتایج

1. Gencay & Selcuk

2. Niguez

3. Marimoutou

4. Aloui & Mabrouk

نشان می‌دهد که مدل FIAPARCH در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها دارد. سودهر و سوسلامه<sup>۱</sup> (۲۰۱۵) برای پیش‌بینی تقاضای آتی در بازار برق کالیفرنیا و اسپانیا، یک روش ترکیبی متشکل از سه روش تبدیل موجک، روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز و مدل وزن دهی بر حسب نزدیک‌ترین همسایه بهره گرفتند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که روش پیشنهادی از دقت قابل توجهی برخوردار است. تراتر و استرمیک<sup>۲</sup> (۲۰۱۶) در سه افق زمانی روزانه، هفتگی و ماهانه به پیش‌بینی حرارت توسط دو روش رگرسیون چندگانه و روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز 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-وینترز عملکرد بهتری از خود نشان داده است. ویو<sup>۳</sup> 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 پرورش دهنده‌گان آن از ضرر و زیان ناشی از پایین بودن قیمت خوک اقدام می‌کند. دولت بخشی از گوشت خوک منجمد را به عنوان درپوش قیمت در زمان افزایش قیمت خوک به بازار آزاد عرضه می‌نماید. بنابراین، قیمت خوک به یک روند ثبت شده را در کوتاه مدت نشان می‌دهد. آنان برای پیش‌بینی قیمت خوک در کشور چین از روش هموارسازی نمائي دوبل خاکستری<sup>۴</sup> استفاده نمودند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که روش هموارسازی نمایی دوبل خاکستری پیش‌بینی دقیق‌تری به نسبت روش هموارسازی نمای دوبل ساده داشته و مشکلات آن روش را تا حدود زیادی برطرف می‌نماید. مابروک<sup>۵</sup> (۲۰۱۶) به ارزیابی روزانه و نوسانات شرطی و به پیش‌بینی H-Gام 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<sup>۶</sup> ، FIAPARCH<sup>۷</sup> و HYGARCH<sup>۸</sup> پرداخت. نتایج حاصل شده 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 پانزده روزه عمل کرده است.

1. Sudheer & Suseelatha

2. Tratar & Strmcnik

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-وینترز، سری داده‌های نوسانات با مدل ARMAX<sup>۱</sup> 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-وینترز و مدل ARMAX و به شیوه‌ای که بیان شد، در هیچ‌یک از مطالعات داخلی، انجام‌نشده است. طبیعی 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 پشنهدی می‌باشد. کیانی و همکاران (۱۳۹۴) به برآورد ارزش در معرض خطر شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادران 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 (۱۰) با توزیع تی استودنت بهترین عملکرد را در مقایسه با سایر مدل‌های خانواده گارچ از خود نشان داده است. فیروز جایی و همکاران (۱۳۹۵) با به کارگیری روش شبیه‌سازی زنجیره مارکف مونت‌کارلو<sup>۲</sup> به پیش‌بینی روزانه یک گام به جلوی ارزش در معرض خطر برای پنج شاخص بورس اوراق بهادران تهران پرداختند. آنان بر این موضوع تأکید داشتند که در روش مونت‌کارلو، تولید داده‌ها بر مبنای فرایندهای تصادفی براونی صورت می‌پذیرد ولی در روش شبیه‌سازی زنجیره مارکف مونت‌کارلو، تولید داده‌ها بر اساس نمونه‌گیری الگوریتم متropolis-هastings<sup>۳</sup> ایجاد می‌شود. آنان برای ارزیابی دقت پیش‌بینی ارزش در معرض خطر از چهار نوع آزمون بازخورد مشکل 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 بهادران 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، سوالات پژوهش را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

۱) آیا می‌توان روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی 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 ضربی در قیاس با روش مرسوم دارای عملکرد و

پیش‌بینی قابل انکا و قابل قبولی می‌باشد؟

### ارزش در معرض خطر<sup>۱</sup>

ارزش در معرض خطر شاخص آماری سنجش ریسک می‌باشد و تخمین زننده بالاترین حد مرزی در یک سبد سرمایه‌گذاری با سطح معینی از اطمینان می‌باشد (بست<sup>۲</sup>، 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 سنجه ارزش در معرض خطر، به عنوان معیار تعیین حد کفایت سرمایه برای بازارهای سرمایه و نهادهای مالی یاد می‌شود (گرگوریو<sup>۳</sup>، ۲۰۰۹). از لحاظ آماری ارزش در معرض خطر را می‌توان بیان کننده صد ک توزیع سود یا زیان برای افق زمانی و سطوح اطمینان  $\alpha$  معین دانست که از رابطه زیر پیروی می‌کند:

$$\text{VaR}_{(\alpha)}(X) = -q^{\alpha}(x) \quad (1)$$

که در آن  $(x)$  بزرگ‌ترین صد ک  $(\alpha)$  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  $(\Omega, F, P)$  با تابع توزیع  $F_X(x)$  و

$\alpha$  سطح خطای آماری می‌باشد. همچنین می‌توان ارزش در معرض خطر را به صورت زیر نیز نشان داد:

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

1. Value at Risk
2. Best
3. Gregoriou

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

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

### أنواع روش‌های برآورد و پیش‌بینی

#### روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته<sup>۱</sup>

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

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

### مدل کلاسیک<sup>۳</sup>

برای پیش‌بینی دوره‌های آتی ارزش در معرض خطر اغلب از روش کلاسیک استفاده می‌شود که از رابطه (۴) پیروی می‌کند.

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

### روش هموارسازی نمایی ساده<sup>۴</sup>

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 متاخر ک نمایی وزنی<sup>۱</sup> 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 عقب تر بازگردیدم، وزن‌ها به صورت نمایی کاهش می‌یابند. این روش برخلاف روش میانگین متاخر ک 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 ضریب از اختلاف مقدار پیش‌بینی شده سال قبل با مقدار واقعی سال قبل می‌باشد که به صورت زیر نشان داده می‌شود (کالکار<sup>۲</sup>):

(۲۰۰۴،

$$\begin{aligned}\hat{Y}_{t+1} &= \lambda \cdot Y_t + \lambda \cdot (1-\lambda) \cdot Y_{t-1} + \lambda \cdot (1-\lambda)^2 \cdot Y_{t-2} + \dots \\ \hat{Y}_{t+1} &= \lambda \cdot Y_t + (1-\lambda) \cdot [\lambda \cdot Y_{t-1} + \lambda \cdot (1-\lambda) \cdot Y_{t-2} + \dots] \\ \hat{Y}_{t+1} &= \lambda \cdot Y_t + (1-\lambda) \cdot \hat{Y}_t \Rightarrow \hat{Y}_{t+1} = \lambda \cdot Y_t + \hat{Y}_t - \lambda \cdot \hat{Y}_t\end{aligned}\quad (\text{V})$$

و درنهایت داریم:

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

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  $\lambda$  ضریب هموارساز 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 خطأ افزایش خواهد یافت. همچنین این مدل قادر به پیش‌بینی چند گام به جلوی نمی‌باشد.

1. Weighted exponential moving average

2. Kalekar

### روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته

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

$$\hat{Y}_{t+1} = \lambda_1 \cdot Y_t + (1 - \lambda_1)(\hat{Y}_t + F_t) \quad (9) \text{ معادله‌ی سطح}$$

$$F_{t+1} = \lambda_2 \cdot (Y_{t+1} - Y_t) + (1 - \lambda_2) \cdot F_t \quad (10) \text{ معادله‌ی رشد}$$

$$\hat{Y}_{t+h|t} = \hat{Y}_t + hF_t \quad (11) \text{ معادله‌ی پیش‌بینی}$$

که در آن  $F_{t+1}$  شاخص هموارسازی در زمان  $t+1$ ،  $\hat{Y}_{t+1}$  مقدار پیش‌بینی بر اساس روش هموارسازی نمایی ساده در زمان  $t+1$ ،  $Y_{t+1}$  مقدار واقعی در زمان  $t+1$ ،  $\lambda_1$  و  $\lambda_2$  به ترتیب به عنوان ضریب هموارساز در سطح و رشد بوده و در نهایت  $h$  تعداد گام‌های رویه‌جلوی برای پیش‌بینی می‌باشد.

### روش هموارسازی نمایی دوگانه با روند<sup>۳</sup>

این روش را می‌توان حالت خاصی از روش هموارسازی نمایی تعدیل یافته در نظر گرفت مشروط بر آن که  $\lambda_2 = \lambda_1$  باشد.

### روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی<sup>۴</sup>

این روش در دهه‌ی ۱۹۶۰ میلادی توسط وینترز<sup>۵</sup> 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-وینترز استفاده نمود. معادلات مربوط به روش هلت-وینترز به صورت زیر می‌باشد:

$$L_t = \alpha \frac{A_t}{S_{t-1}} + (1 - \alpha)(L_{t-1} + T_{t-1}) \quad (12) \text{ معادله‌ی سطح}$$

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

(۱۳) معادله رشد

$$T_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1-\beta)T_{t-1} \quad (14) \text{معادله فصلی}$$

$$F_{t+m} = (L_t + mT_t)S_{t-L-m} \quad (15) \text{معادله پیش‌بینی}$$

که در آن  $A_t$  مقادیر واقعی که در زمان  $t$  دارای عامل فصلی و روند،  $I_t$  مقدار هموارشده داده‌های 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 پریوید بعد از زمان  $t$  و  $\gamma, \beta, \alpha$  به ترتیب ضرایب هموارساز سطح، روند و فصل می‌باشند.

روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریب به‌وسیله‌ی سه پارامتر هموارساز خود ( $\alpha, \beta, \gamma$ ) قابلیت تعديل داده‌های پرت (شوک‌های 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 ضریب به عنوان یک مدل استوار (مدل ریاست) نیز یاد می‌کنند (Gelper<sup>1</sup> و همکاران، ۲۰۱۰). سایر مدل‌های موجود در این حیطه از ویژگی ذکر شده محروم بوده و نمی‌توانند به صورت استوار ارزش در معرض خطر را به صورت استوار برآورد و پیش‌بینی کنند. همچنین در روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضریب، 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 داده‌ای اخیر کاهش می‌یابد که سبب پیش‌بینی‌های باثبات‌تر (نه لزوماً دقیق‌تر) می‌شوند. لذا ضرایب هموارساز، می‌باشد مقداری بین صفر و یک داشته باشند. مقدار بهینه این ضرایب از رابطه (۱۶) به دست می‌آید (کروکس<sup>2</sup> و همکاران، ۲۰۱۱):

$$\lambda^{opt} = \arg \min \sum_{t=1}^n (\mathbf{Y}_t - \hat{\mathbf{Y}}_{t-1})^2 \quad (16)$$

## روش‌شناسی پژوهش

در این مقاله از داده‌های روزانه دو شاخص بورس اوراق بهادار تهران مشکل 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. Croux

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-وینترز ضربی اقدام به عمل آمد. به‌منظور اعتبارسنجی مدل پیشنهادی از آزمون‌های پس آزمایی متشکل از آزمون نسبت شکست کوپیک، آزمون استقلال کریستوفرسن و آزمون ترکیبی در دو سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ استفاده شده است. سپس مقایسه‌ای بین آن و روش کلاسیک به‌وسیله‌ی آزمون‌های لوپز و بلانکو-ایهل صورت گرفت. در ادامه به‌طور مختصر هر یک از این آزمون‌ها توضیح داده می‌شوند.

### آزمون نسبت شکست کوپیک<sup>۱</sup>

این آزمون توسط کوپیک (۱۹۹۵) ارائه گردید که بر پایه نسبت تخطی یا نسبت شکست می‌باشد. هر گاه 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 خطاهای از یک توزیع دوچمله‌ای  $B(v, a)$  پیروی می‌کند که در آن  $v$  تعداد نمونه و  $\alpha$  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:

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

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 به درستی پیش‌بینی کرده است، لذا مدل مذکور قادر اعتبار می‌شود و در غیر این صورت دقیق و صحیح پیش‌بینی ارزش در معرض خطر تأیید می‌گردد.

---

1. Kupiec proportion of failure test

### آزمون استقلال کریستوفرسن<sup>۱</sup>

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. درواقع برای انجام آماره آزمون استقلال کریستوفرسن یک ماتریس گذر احتمال<sup>۲</sup> به صورت زیر تشکیل می‌دهد:

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{00} & \pi_{01} \\ \pi_{10} & \pi_{11} \end{bmatrix} \quad (19)$$

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

$$\pi_{01} = \frac{\nu_{01}}{\nu_{01} + \nu_{00}} \quad \pi_{11} = \frac{\nu_{11}}{\nu_{10} + \nu_{11}} \quad \pi_{00} = 1 - \pi_{01} \quad \pi_{10} = 1 - \pi_{11} \quad (20)$$

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

$$LR_{ind} = 2 \ln \left[ \frac{(1 - \pi_{01})^{\nu_{00}} \pi_{01}^{\nu_{01}} (1 - \pi_{11})^{\nu_{10}} \pi_{11}^{\nu_{11}}}{\hat{\alpha}^{\nu_0} (1 - \hat{\alpha})^{\nu - \nu_0}} \right] \quad (21)$$

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

### آزمون ترکیبی<sup>۳</sup>

این آزمون، ترکیبی از آزمون نسبت شکست کوپیک و آزمون استقلال کریستوفرسن بوده و دارای توزیع کای‌دو 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:

$$LR_{CC} = LR_{POF} + LR_{ind} \quad (22)$$

1. Christoffersen independence test
2. Probability transition matrix
3. Joint test

### آزمون لوپز<sup>۱</sup>

در این تابع که توسط لوپز (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 لوپز به صورت زیر قابل‌بیان می‌باشد:

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

### آزمون بلاتکو-ایهل<sup>۲</sup>

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 (بلاتکو و ایهل، ۱۹۹۸):

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

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

### تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

داده‌های مورداستفاده 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 مانابی شاخص‌های مذکور آورده شده است.

- 
1. Lopez test
  2. Blanco& Ihle test

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

شاخص جارک-برا		شاخص کشیدگی	شاخص چولگی	انحراف معیار	بیشینه	کمینه	میانگین	نوع شاخص
P-Value	مقدار آماره							
۰/۰۰۰۰	۳۳۲/۳۲	۲/۰۵۴۸	۰/۰۵۸۹۲	۱/۹۰۳۷	۱۳/۰۱۳	-۷/۰۵۱	۰/۰۵۶۴	شاخص خودرو
۰/۰۰۰۰	۳۵۲/۳۸	۲/۰۴۸۰	۰/۰۵۷۶۴	۱/۱۰۳۹	۷/۱۳۸	-۳/۷۹۵	۰/۰۶۷۵	شاخص بانک

  

نتایج آزمون مانایی								
P-Value		مقدار آماره	نوع آزمون					
۰/۰۰۰۰		-۱۸/۱۳۲۱	آزمون دیکی فولر تعییم‌یافته					
۰/۰۰۰۰		-۲۸/۰۵۹۹	آزمون فیلیپس و پرون					
۰/۰۰۰۰		-۱۷/۱۳۵۰	آزمون دیکی فولر تعییم‌یافته					
۰/۰۰۰۰		-۲۷/۸۹۶۵	آزمون فیلیپس 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 ریسک‌گریز کشش بیشتری 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 متقاضن می‌باشد. همچنین ضریب کشیدگی هر دو شاخص عددی کمتر از سه شده، که دلالت بر این موضوع دارد، داده‌ها دارای کشیدگی کمتری نسبت توزیع نرمال هستند و درنهایت ضریب بالای جارک-برا برای هر دو شاخص بیانگر فاصله به نسبت زیاد توزیع آن‌ها با توزیع نرمال می‌باشد. همچنین با توجه به نتایج حاصل شده از آزمون‌های مانایی می‌توان دریافت که داده‌های مورداستفاده 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  $\omega$ ،  $\alpha$ ،  $\beta$  به ترتیب ضریب ثابت، ضریب آرج و ضریب گارچ می‌باشند.

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

شاخص خودرو	شاخص بانک	پارامتر
۲/۷۶۳۰*	۳/۰۴۶۷*	$\omega$
۰/۱۰۰۲	۰/۱۸۵۲	$\alpha$
۰/۸۴۱۴	۰/۸۱۴۸	$\beta$

### خروجی‌های مدل پیشنهادی و نتایج آزمون‌های پس آزمایی

در جدول ۳ به ترتیب ضرایب هموارساز سطح، روند و فصل برای روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی می‌باشد. نسبت تخطی در سطر ششم از تقسیم تعداد دفعاتی که مقدار زیان واقعی از مقدار پیش‌بینی بزرگ‌تر شده بر کل تعداد پیش‌بینی حاصل می‌شود و نهایتاً  $\pi_{ij}$  و  $\gamma_{ij}$  به ترتیب احتمال رخداد و تعداد دفعاتی است که در آن حالت ز مشروط بر رخداد  $i$  می‌باشد.

جدول ۳. خروجی‌های مدل هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی برای شاخص‌های خودرو و بانک

C=۰/۹۹		C=۰/۹۵		خروجی‌ها
شاخص بانک	شاخص خودرو	شاخص بانک	شاخص خودرو	
۰/۰۴۴۹	۰/۰۱۳	۰/۰۴۴۹	۰/۰۱۳	$\alpha$
۰/۱۲۵	۰/۵	۰/۱۲۵	۰/۵	$\beta$
۰/۱	۰/۰۸۳۷	۰/۱	۰/۰۸۳۷	$\gamma$
۰/۰۳۳۹	۰/۰۳۳۹	۰/۰۵۰۸	۰/۰۵۰۸	نسبت تخطی
۵۷	۵۷	۵۵	۵۵	$\nu_{00}$
۱	۰	۱	۱	$\nu_{01}$
۰	۱	۲	۱	$\nu_{10}$
۱	۱	۱	۲	$\nu_{11}$
۰/۹۸۲۸	۱	۰/۹۸۲۱	۰/۹۸۲۱	$\pi_{00}$
۰/۰۱۷۲	۰	۰/۰۱۷۹	۰/۰۱۷۹	$\pi_{01}$
۰	۰/۵	۰/۶۶۶۷	۰/۳۳۳۳	$\pi_{10}$
۱	۰/۵	۰/۳۳۳۳	۰/۶۶۶۷	$\pi_{11}$

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 (۰/۰۶۵۰)	۴/۸۳۴۲ (۰/۰۶۵۰)	۰/۰۹۹۱ (۰/۰۵۳۸)	۰/۰۹۹۱ (۰/۰۵۳۸)	آزمون نسبت شکست کوپیک
۷/۶۳	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 کریستوفرسن
۷/۶۳	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 می‌بایست مقادیر سطر سوم از سطر چهارم کمتر باشد تا مدل از منظر دققت در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر تأیید گردد. در آزمون استقلال کریستوفرسن 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 ضربی در تمامی آزمون‌ها و در هر دو سطح اطمینان برای هر دو شاخص‌ها با استثنای آزمون استقلال کریستوفسن 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 ۰/۰۷۴۰ مورد تأیید قرار نگرفتند که اعدادی بسیار کوچک و نزدیک به صفر بوده و می‌توان از آن صرف نظر نمود. حال پس از تأیید شدن روش پیشنهادی، به مقایسه آن با روش کلاسیک به وسیله آزمون‌های پس آزمایی لوپز و بلانکو-ایهل پرداخته شده است. لازم به ذکر می‌باشد که آزمون‌های نسبت شکست کوپیک، استقلال کریستوفسن و آزمون ترکیبی دقت مدل‌های پیش‌بینی را از لحاظ آماری موردنبررسی قرار داده و از نتایج این دو آزمون تنها می‌توان در موردنیزیر را رد مدل از لحاظ آماری اظهارنظر کرد که از این آزمون‌ها به عنوان 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 شناخته شده ترین این آزمون‌ها، آزمون‌های لوپز و بلانکو-ایهل می‌باشند. نتایج این دو آزمون در جداول(۵) و (۶) آورده شده است:

جدول ۵. نتایج آزمون لوپز 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				
۰/۰۴۶۸ (۲)	۰/۰۲۹۰ (۱)	۰/۰۶۶۶	۰/۰۶۶۰	روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضربی
۰/۰۱۹۶ (۱)	۰/۰۹۰۰ (۲)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۵۰	روش کلاسیک
شاخص بانک				
۰/۰۱۳۶ (۱)	۰/۰۰۱۵ (۱)	۰/۰۳۳۴	۰/۰۹۶۵	روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضربی
۰/۰۱۹۶ (۲)	۰/۰۹۰۰ (۲)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۵۰	روش کلاسیک

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

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

اختلاف با مدل معیار		نمره آزمون		نوع مدل
$C=0/99$	$C=0/95$	$C=0/99$	$C=0/95$	
شاخص خودرو				
۰/۰۱۸۵ (۱)	۰/۰۷۴۵ (۱)	۰/۰۳۸۳	۰/۰۲۰۵	روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضربی
				روش کلاسیک
شاخص بانک				
۰/۰۲۹۸۳ (۲)	۰/۰۷۵۶ (۱)	۰/۰۳۱۸۱	۰/۰۱۹۴	روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضربی
				روش کلاسیک

\* اعداد داخل پرانتز، رتبه‌های هر یک از روش‌های مورد بررسی 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 لوپیز از طریق رابطه (۲۶) محاسبه می‌گردد که در آن  $C_t$  همان رابطه‌ی (۲۳) و (۲۴)،  $\alpha$  سطح اطمینان و  $n$  تعداد

مشاهدات می‌باشد

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

از نتایج حاصل شده از جداول (۵) و (۶) می‌توان دریافت که روش هموارسازی نمایی هلت-ویترز ضربی در مقایسه با روش کلاسیک در تمامی حالت‌ها پیش‌بینی بهتر و دقیق‌تری از ارزش در معرض خطر ارائه می‌دهد و تنها در آزمون لوپیز در سطح اطمینان ۹۹٪ برای شاخص خودرو و در آزمون بلانکو-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<sup>۱</sup>، 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 عملده 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-وینترز ضربی که جزء خانواده هموارسازی نمایی بوده و درنتیجه نوعی 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<sup>(۴)</sup> نشان می‌دهد که روش مذکور در اکثر آزمون‌های پس آزمایی در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ از منظر دقیقت در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر، تأیید شده است. سپس پس از تأیید روش، مقایسه‌ای بین آن و روش کلاسیک توسط آزمون‌های لوپز و بلانکو-ایهل صورت گرفت. نتایج حاصل شده از جداول<sup>(۵)</sup> و<sup>(۶)</sup> نشان می‌دهد که روش پیشنهادی با توجه به نمره‌های ۰/۰۲۹۰، ۰/۰۴۶۸، ۰/۰۱۵ و ۰/۰۱۳۶ و ۰/۰۰۷۵۶، ۰/۰۰۷۴۵، ۰/۰۰۱۸۵، ۰/۰۰۷۴۵ و ۰/۰۰۲۹۸۳ اخذ شده توسط آزمون بلانکو-ایهل، در ۷۵٪ موضع عملکرد بهتری نسبت به روش کلاسیک داشته و می‌تواند جایگزین شایسته‌ای برای این روش باشد. درنهایت به منظور پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد از سایر روش‌های پیش‌بینی ارزش در معرض خطر همانند شیوه‌سازی 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-وینترز ضربی 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(۲)، صص ۴۱-۶۲.
- ادبی فیروز جایی، باقر. مهر آر، 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 مارکف مونت کارلو (MCMC)". *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۷(۲۶)، صص. ۱۰۱-۱۲۲.
- طبسی، مليحه. فلاح پور، 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 پذیرفته شده 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., Fareed, 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.
- Noguez, 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., & Strmčník, 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.

