راهبرد مدیریت مالی
سال ششم، شماره بیستم
بهار ۱۳۹۷
صص ۱۱۴-۹۳

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

پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر بر مبنای روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی[۱]

احسان محمدیان امیری[۲] و سید بابک ابراهیمی[۳]

چکیده

در سال‌های اخیر سنجه‌ی ارزش در معرض خطر توانسته به‌عنوان 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 تعدیل می‌نماید وجزء 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٪ پرداخته‌شده است. برای ارزیابی دقت‌ارزش در معرض خطرپیش‌بینی‌شده برمبنای روش مذکور، از آزمون نسبت شکست کوپیک، آزمون استقلال کریستوفرسن و آزمون ترکیبی استفاده‌شده است. همچنین مقایسه‌ای نیز بین روش پیشنهادی و روش کلاسیک توسط آزمون‌های لوپز و بلانکو-ایهل صورت گرفت. نتایج به‌دست‌آمده 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.

واژه های 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@kntu.ac.ir

Archive of SID
www.SID.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 پیش‌بینی‌شده (حاصل از مدل‌سازی ریسک)، مدیریت و کنترل آن را با مشکل مواجه می‌کند. درنتیجه، جستجو برای سنجه‌ای که بتواند ریسک را به‌صورت دقیق و قابل‌اتکا 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 شناخته‌شده برای اندازه‌گیری، پیش‌بینی و مدیریت ریسک، سنجه ارزش در معرض خطر می‌باشد که موردتوجه گسترده سرمایه‌گذاران و نهادهای مالی قرارگرفته است (چرتین[1] و همکاران، ۲۰۱۰). به‌طورکلی می‌توان، مدل‌های پیش‌بینی را به دو گروه مدل‌های تعمیمی[2] و مدل‌های توصیفی[3] تقسیم نمود. مدل‌های تعمیمی با بررسی مشاهدات گذشته، الگوهایی 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–وینترز ضربی که جزء مدل‌های تعمیمی محسوب می‌شود به پیش‌بینی چند گام به جلوی ارزش در معرض خطر پرداخته‌شده 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–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 به‌وسیله‌ی سه پارامتر هموارساز در سطح، روند و فصل تعدیل نماید و به‌تبع 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 کریستوفرسن و آزمون ترکیبی استفاده شده است. علاوه بر

1. Chrétien
2. Generalization Models
3. Extrapolation Models

Archive of SID

www.SID.ir

آن به‌منظور قیاس عملکرد آن با روش کلاسیک (روش مورداستفاده مطالعات گذشته) از آزمون‌های لوپز و بلانکو–ایهل نیز استفاده‌شده است. در ادامه این بخش به سؤالات پژوهش پرداخته می‌شود:

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

با توجه به آن‌که 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 انجام‌شده در زمینه برآورد و پیش‌بینی ارزش در معرض خطر و بخش دیگر به‌مرور مطالعات انجام‌شده درزمینه روش‌های هموارسازی نمایی که عموماً برای پیش‌بینی نوسانات سهام، قیمت، بازده و تقاضا استفاده گشته، پرداخته می‌شود.

گنچی و سلچوک[1] (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 چندک‌های بالاتر از دقت بیشتری نسبت به سایر روش‌ها در محاسبه ارزش در معرض خطر برخوردار می‌باشد. نیکوز[2] (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. ماریموتو[3] 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 خریدوفروش در بازار نفت را پرداختند. نتایج مشخص می‌سازد که تئوری مقدار فرین و شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده نسبت سایر روش‌ها عملکرد قابل‌اتکاتری را دارا بودند. آلویی و مابروک[4] (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 استفاده‌شده است. نتایج

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

Archive of SID

www.SID.ir

نشان می‌دهد که مدل FIAPARCH در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها دارد. سودهر و سوسلاتها[1] (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 برحسب نزدیک‌ترین همسایه بهره گرفتند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که روش پیشنهادی از دقت قابل‌توجهی برخوردار است. تراتر و استرمنیک[2] (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[3] 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 نمائی دوبل خاکستری[4]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[5] (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[6]، HYGARCH[7] و FIAPARCH[8] پرداخت. نتایج حاصل‌شده نشان می‌دهد که مدل FIAPARCH با توزیع تی‌استودنت بهتر از دو مدل دیگر در پیش‌بینی‌های خارج از نمونه برای افق زمانی یک، پنج و پانزده‌روزه عمل کرده است.

---

1. Sudheer & Suseelatha
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 asymetric power autoregressive conditional heteroscedasticity

Archive of SID

www.SID.ir

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[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–وینترز و مدل ARMAX و به شیوه‌ای که بیان شد، در هیچ‌یک از مطالعات داخلی، انجام‌نشده است.طبسی 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 پشنهادی می‌باشد. کیانی و همکاران (۱۳۹۴) 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 شبیه‌سازی زنجیره مارکف مونت‌کارلو[2] 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 درروش مونت‌کارلو، تولید داده‌ها بر مبنای فرایندهای تصادفی براونی صورت می‌پذیرد ولی درروش شبیه‌سازی زنجیره مارکف مونت‌کارلو، تولید داده‌ها بر اساس نمونه‌گیری الگوریتم متروپولیس–هاستینگز[3] 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

Archive of SID

www.SID.ir

سؤالات پژوهش

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

۱) آیا می‌توان روش هموارسازی نمایی هلت–وینترز ضربی را به‌عنوان 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 قابل‌اتکا و قابل قبولی می‌باشد؟

ارزش در معرض خطر[1]

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[2]، ۱۹۹۹). ارزش در معرض خطر را سنجه‌ای می‌توان در نظر گرفت که با نگهداری مبلغی که پیشنهاد می‌نماید حتی درصورتی‌که حداکثر زیان ممکن روی‌داده باشد، سرمایه‌گذار به تعهدات خود عمل نماید. به همین دلیل است که از سنجه ارزش در معرض خطر، به‌عنوان معیار تعیین حد کفایت سرمایه برای بازارهای سرمایه و نهادهای مالی یاد می‌شود (گرگوریو[3]، ۲۰۰۹). ازلحاظ 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:

$$VaR_{(\alpha)}(X) = -q^{\alpha}(x) \qquad (۱)$$

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

$$q^{\alpha}(x) = \inf\left[X : P(X \le x) > \alpha\right] \qquad (۲)$$

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 به‌صورت زیر نیز نشان داد:

$$\Pr(V_{t+1} - V_t \le | VaR^{c}t+1 |) \ge 1-\alpha \text{ یا } \Pr(V_{t+1} - V_t \ge | VaR^{c}t+1 |) \le \alpha \qquad (۳)$$

---

1. Value at Risk
2. Best
3. Gregoriou

Archive of SID

www.SID.ir

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:

$$\alpha = \int_{-VaR}^{+\infty} f(x)dx \qquad (۴)$$

انواع روش‌های برآورد و پیش‌بینی

روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته[1]

برای برآورد ارزش در معرض خطر روش‌های مختلفی وجود دارد که ازجمله پرکاربردترین این روش‌ها می‌توان به مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی اشاره کرد. بلرسلو[2] (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 GARCH(1,1) به شرح زیر می‌باشد:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \qquad (۵)$$

مدل کلاسیک[3]

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

$$VaR_{T\,day} = VaR_{1\,day}\sqrt{T} \qquad (۶)$$

روش هموارسازی نمایی ساده[4]

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

Archive of SID

www.SID.ir

و گذشته صورت می‌پذیرد (آذر و مؤمنی،۱۳۸۸). روش هموارسازی نمایی ساده همانند روش میانگین متحرک نمایی وزنی[1] به داده‌های دوره‌های مختلف، اوزان مختلفی اختصاص می‌دهد که این وزن‌ها از یک تصاعد هندسی نزولی پیروی می‌کنند، بدین‌صورت که به آخرین داده حداکثر وزن تعلق‌گرفته و هرچه به دوره‌های عقب‌تر بازگردیم، وزن‌ها به‌صورت 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 پیش‌بینی‌شده برای هرسال در این روش برابر با مجموع مقدار پیش‌بینی‌شده برای سال قبل و ضریبی از اختلاف مقدار پیش‌بینی‌شده سال قبل با مقدار واقعی سال قبل می‌باشد که به‌صورت زیر نشان داده می‌شود(کالکار[2]، ۲۰۰۴):

$$\hat{Y}_{t+1} = \lambda \cdot Y_t + \lambda \cdot (1-\lambda) \cdot Y_{t-1} + \lambda \cdot (1-\lambda)^2 \cdot Y_{t-2} + \cdots \quad (۷)$$

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

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

و درنهایت داریم:

$$\hat{Y}_{t+1} = \hat{Y}_t + \lambda \cdot (Y_t - \hat{Y}_t) \quad (۸)$$

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 هموارساز می‌باشد. یکی از مشکلات روش هموارسازی نمایی ساده آن است که اگر یک‌روند کاهشی یا افزایشی در داده‌های دوره‌های گذشته وجود داشته باشد، همواره پیش‌بینی را به ترتیب بیشتر و کمتر از میزان واقعی نشان می‌دهد، به‌گونه‌ای که باگذشت زمان، مقدار خطا افزایش خواهد یافت. همچنین این مدل قادر به پیش‌بینی چند گام به جلوی نمی‌باشد.

1. Weighted exponential moving average
2. Kalekar

Archive of SID

www.SID.ir

روش هموارسازی نمایی تعدیل‌یافته[1]

هلت[2] (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 به‌صورت زیر خواهد بود:

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

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

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

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 $t+1$، λ_1 و λ_2 به ترتیب به‌عنوان ضریب هموارساز در سطح و رشد بوده و درنهایت h تعداد گام‌های روبه‌جلوی برای پیش‌بینی می‌باشد.

روش هموارسازی نمایی دوگانه با روند[3]

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-وینترز ضربی[4]

این روش در دهه‌ی ۱۹۶۰ میلادی توسط وینترز[5] 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 به‌صورت زیر می‌باشد:

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

---

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

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

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 گرفته‌شده است، T_t مقدار هموارشده روند در زمان t، S_t مقدار هموارشده فصل در زمان t، L طول فصل، M تعداد پریود بعد از زمان t و γ,β,α به ترتیب ضرایب هموارساز سطح، روند و فصل می‌باشند.

روش هموارسازی نمایی هلت–وینترز ضربی به‌وسیله‌ی سه پارامتر هموارساز خود (γ,β,α) قابلیت تعدیل 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–وینترز ضربی به‌عنوان یک مدل استوار (مدل رباست) نیز یاد می‌کنند (گلپر[1] 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 درروش هموارسازی نمایی هلت–وینترز ضربی، 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 مقداری بین صفر و یک داشته باشند. مقدار بهینه این ضرایب از رابطه (۱۶) به دست می‌آید (کروکس[2] و همکاران،۲۰۱۱):

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

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 استفاده‌شده است. بازه مذکور خود به دو قسمت تقسیم‌شده که در قسمت اول، از فروردین‌ماه سال ۱۳۹۰ تا اسفندماه سال ۱۳۹۴ به

1. Gelper
2. Croux

Archive of SID

www.SID.ir

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٪ استفاده‌شده 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[1]

این آزمون توسط کوپیک (۱۹۹۵) ارائه گردید که بر پایه نسبت تخطی یا نسبت شکست می‌باشد. هرگاه مقدار زیان واقعی از مقدار پیش‌بینی‌شده 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 دوجمله‌ای $B(\nu, a)$ پیروی می‌کند که در آن ν تعداد نمونه و α سطح پوشش است و آزمون فرض آن به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: & \hat{\alpha} = \alpha \\ H_1: & \hat{\alpha} \neq \alpha \end{cases} \qquad (۱۷)$$

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

$$LR_{POF} = 2Ln\left[\frac{\hat{\alpha}^{\nu_0}(1-\hat{\alpha})^{\nu-\nu_0}}{\alpha^{\nu_0}(1-\alpha)^{\nu-\nu_0}}\right] \qquad (۱۸)$$

آماره LR_{POF} دارای توزیع کای‌دو با درجه آزادی یک می‌باشد و درصورتی‌که 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

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون استقلال کریستوفرسن[1]

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 مشاهده‌شده مدنظر نمی‌باشد، بلکه استقلال پیاپی شکست‌ها را مورد آزمون قرار می‌دهد. درواقع برای انجام آماره آزمون استقلال کریستوفرسن یک ماتریس گذر احتمال[2] به‌صورت زیر تشکیل می‌دهد:

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

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

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

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

$$LR_{ind}=2Ln\left[\frac{(1-\pi_{01})^{v_{00}}\pi_{01}^{v_{01}}(1-\pi_{11})^{v_{10}}\pi_{11}^{v_{11}}}{\hat{\alpha}^{v_0}(1-\hat{\alpha})^{v-v_0}}\right] \quad (۲۱)$$

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

آزمون ترکیبی[3]

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

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

---

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

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون لوپز[1]

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

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

آزمون بلانکو-ایهل[2]

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):

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

درنهایت لازم به ذکر می‌باشد که در این پژوهش، به‌منظور تحلیل آماری و اقتصادسنجی سری‌های زمانی از نرم‌افزارهای Matlab، Eviews، Oxmetrix و Excel استفاده‌شده است.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

داده‌های مورداستفاده این مقاله بازده لگاریتمی روزانه شاخص خودرو و بانک در طی بازه مذکور بوده، که از معادله $R_t = Log(\frac{P_t}{P_{t-1}})*100$ 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

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۱. آماره‌های توصیفی بازدهی و نتایج آزمون‌های مانایی شاخص‌های خودرو و بانک

نوع شاخص	میانگین	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	شاخص چولگی	شاخص کشیدگی	شاخص جارک-برا	
							مقدار آماره	P-Value
شاخص خودرو	۰/۰۵٦٤	-۷/۵۵۱	۱۳/۵۱۳	۱/۹۰۳۷	۰/۵۸۹۲	۲/۰۵٤۸	۳۳۲/۳۲	۰/۰۰۰۰
شاخص بانک	۰/۰٦۷۵	-۳/۷۹۵	٦/۱۳۸	۱/۱۵۳۹	۰/۵۷٦٤	۲/۲٤۸۰	۳۵۲/۳۸	۰/۰۰۰۰

نتایج آزمون مانایی

	نوع آزمون	مقدار آماره	P-Value
شاخص خودرو	آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته	-۱۸/۱۳۲۱	۰/۰۰۰۰
	آزمون فیلیپس و پرون	-۲۸/۰۵۹۹	۰/۰۰۰۰
شاخص بانک	آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته	-۱۷/۱۳۵۰	۰/۰۰۰۰
	آزمون فیلیپس و پرون	-۲۷/۸۹٦۵	۰/۰۰۰۰

بر اساس اطلاعات جدول۱ 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 متقارن 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 حاصل‌شده از آزمون‌های مانایی می‌توان دریافت که داده‌های مورداستفاده مانا بوده و از ویژگی‌های داده‌های مانا تبعیت می‌نمایند.

تخمین پارامترهای روش گارچ

در جدول۲ 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 ω، α، β به ترتیب ضریب ثابت، ضریب آرچ و ضریب گارچ می‌باشند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۲. نتایج تخمین پارامترهای روش گارچ برای شاخص خودرو و بانک در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪

پارامتر	شاخص بانک	شاخص خودرو
ω	۳/۰٤٦۷*۱۰^-٦	۲/۷٦۳۰*۱۰^-٦
α	۰/۱۸۵۲	۰/۱۰۰۲
β	۰/۸۱٤۸	۰/۸٤۱٤

خروجی‌های مدل پیشنهادی و نتایج آزمون‌های پس آزمایی

در جدول۳ γ,β,α به ترتیب ضرایب هموارساز سطح، روند و فصل برای روش هموارسازی نمایی هلت–وینترز ضربی می‌باشند. 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 π_{ij} و ν_{ij} به ترتیب احتمال رخداد و تعداد دفعاتی است که در آن حالت j مشروط بر رخداد i می‌باشند.

جدول۳. خروجی‌های مدل هموارسازی نمایی هلت–وینترز ضربی برای شاخص‌های خودرو و بانک

خروجی‌ها	C=۰/۹۵		C=۰/۹۹	
	شاخص خودرو	شاخص بانک	شاخص خودرو	شاخص بانک
α	۰/۰۱۳	۰/۰٤٤۹	۰/۰۱۳	۰/۰٤٤۹
β	۰/۵	۰/۱۲۵	۰/۵	۰/۱۲۵
γ	۰/۰۸۳۷	۰/۱	۰/۰۸۳۷	۰/۱
نسبت تخطی	۰/۰۵۰۸	۰/۰۵۰۸	۰/۰۳۳۹	۰/۰۳۳۹
ν_{00}	۵۵	۵۵	۵۷	۵۷
ν_{01}	۱	۱	۰	۱
ν_{10}	۱	۲	۱	۰
ν_{11}	۲	۱	۱	۱
π_{00}	۰/۹۸۲۱	۰/۹۸۲۱	۱	۰/۹۸۲۸
π_{01}	۰/۰۱۷۹	۰/۰۱۷۹	۰	۰/۰۱۷۲
π_{10}	۰/۳۳۳۳	۰/٦٦٦۷	۰/۵	۰
π_{11}	۰/٦٦٦۷	۰/۳۳۳۳	۰/۵	۱

Archive of SID

www.SID.ir

جدول٤. نتایج آزمون‌های پس آزمایی برای شاخص‌های خودرو و بانک به ازای هر سطح اطمینان

نوع آزمون	C=۰/۹۵		C=۰/۹۹	
	شاخص خودرو	شاخص بانک	شاخص خودرو	شاخص بانک
آزمون نسبت شکست کوپیک	۰/۰۹۹۱ (۰/۰۵۳۸)	۰/۰۹۹۱ (۰/۰۵۳۸)	٤/۸۳٤۲ (۰/۰٦٥٥)	٤/۸۳٤۲ (۰/۰٦٥٥)
توزیع کای‌دو با درجه آزادی یک	۳/۸٤	۳/۸٤	٦/٦۳	٦/٦۳
نتیجه آزمون	تأیید	تأیید	تأیید	تأیید
آزمون استقلال کریستوفرسن	۳/۹۲٤٦ (۰/۰۲۸٤)	۱/۷۲۷٤ (۰/۰٥۰۱)	۲/۷٤۷۸ (۰/۰۷٤۸)	٤/٥۸۳۱ (۰/۰٦۷٤)
توزیع کای‌دو با درجه آزادی یک	۳/۸٤	۳/۸٤	٦/٦۳	٦/٦۳
نتیجه آزمون	عدم‌تأیید	تأیید	تأیید	تأیید
آزمون ترکیبی	٤/۰۲۳۷	۱/۷۷۸۲	۷/٥۸۲۱	۹/٤۱۷٤
توزیع کای‌دو با درجه آزادی دو	٥/۹۹	٥/۹۹	۹/۲۱	۹/۲۱
نتیجه آزمون	تأیید	تأیید	تأیید	عدم‌تأیید

* اعداد داخل پرانتز، مقدار p_value هر یک از آزمون‌های موردبررسی می‌باشند.

در جدول۴ آزمون نسبت شکست کوپیک در صورتی مدل را تأیید می‌نمایید که آماره آن از توزیع کای‌دو با درجه آزادی یک کوچک‌تر باشد. به‌عبارت‌دیگر میباست مقادیر سطر سوم از سطر چهارم کمتر باشد تا مدل از منظر دقت در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر تأیید گردد. در آزمون استقلال کریستوفرسن همانند آزمون نسبت شکست کوپیک، در صورتی آماره آزمون از توزیع کای‌دو با درجه آزادی یک کوچک‌تر باشد، مدل را تأیید می‌نماید. اما در آزمون ترکیبی باید آماره آزمون از توزیع کای‌دو با درجه آزادی دو کوچک‌تر باشد تا مدل تأیید گردد. همان‌گونه در

Archive of SID

www.SID.ir

جدول(۴) مشاهده می‌شود، روش هموارسازی نمایی هلت–وینترز ضربی در تمامی آزمون‌ها و در هر دو سطح اطمینان برای هر دو شاخص‌ها به‌استثنای 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، تأییدشده 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 به‌وسیله آزمون‌های پس آزمایی لوپز و بلانکو–ایهل پرداخته‌شده است. لازم به ذکر می‌باشد که آزمون‌های نسبت شکست کوپیک، استقلال کریستوفرسن و آزمون ترکیبی دقت مدل‌های پیش‌بینی را ازلحاظ آماری موردبررسی قرار داده و از نتایج این دو آزمون تنها می‌توان در موردپذیرش را رد مدل ازلحاظ آماری اظهارنظر 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 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٪

نوع مدل	نمره آزمون		اختلاف با مدل معیار	
	C=۰/۹۵	C=۰/۹۹	C=۰/۹۵	C=۰/۹۹
شاخص خودرو				
روش هموارسازی نمایی هلت–وینترز ضربی	۰/۰۶۶۰	۰/۰۶۶۶	۰/۰۲۹۰ (۱)	۰/۰۴۶۸ (۲)
روش کلاسیک	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۹۰۰ (۲)	۰/۰۱۹۶ (۱)
شاخص بانک				
روش هموارسازی نمایی هلت–وینترز ضربی	۰/۰۹۶۵	۰/۰۳۳۴	۰/۰۰۱۵ (۱)	۰/۰۱۳۶ (۱)
روش کلاسیک	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۹۰۰ (۲)	۰/۰۱۹۶ (۲)

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

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٦. نتایج آزمون بلانکو-ایهل برای شاخص خودرو و بانک در سطوح اطمینان ٪۹۵ و ٪۹۹

نوع مدل	نمره آزمون		اختلاف با مدل معیار	
	C=۰/۹۵	C=۰/۹۹	C=۰/۹۵	C=۰/۹۹
شاخص خودرو				
روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی	۰/۰۲۰۵	۰/۰۳۸۳	۰/۰۷٤۵ (۱)	۰/۰۱۸۵ (۱)
روش کلاسیک	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۹۰۰ (۲)	۰/۰۱۹٦ (۲)
شاخص بانک				
روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی	۰/۰۱۹٤	۰/۳۱۸۱	۰/۰۷۵٦ (۱)	۰/۲۹۸۳ (۲)
روش کلاسیک	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۹۰۰ (۲)	۰/۰۱۹٦ (۱)

* 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 لوپز از طریق رابطه(۲۶) محاسبه می‌گردد که در آن C_t همان رابطه‌ی(۲۳) و (۲۴)، α سطح اطمینان و n تعداد مشاهدات می‌باشند

$$QPS = \frac{2}{n}\sum_{i=1}^{n}(C_t - \alpha)^2 \qquad (۲۶)$$

از نتایج حاصل‌شده از جداول (۵) و (۶) می‌توان دریافت که روش هموارسازی نمایی هلت-وینترز ضربی در مقایسه با روش کلاسیک در تمامی حالت‌ها پیش‌بینی بهتر و دقیق‌تری از ارزش در معرض خطر ارائه می‌دهد و تنها در آزمون لوپز 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.

Archive of SID

www.SID.ir

نتیجه‌گیری و بحث

ریسک و فرصت را می‌توان هم ذات دانست به گونه ای‌که وجود هر یک درگرو دیگری است. لذا حذف کامل ریسک به معنی حذف تمامی فرصت‌ها می‌باشد. با توجه به آن‌که در دنیای مالی همواره فرصت‌های گوناگونی وجود دارد به‌تبع‌آن ریسک وجود داشته و هیچ‌گاه از بین نخواهد رفت(دامودارن[1] ،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–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٪ پرداخته‌شده است. روش پیشنهادی از طریق سه آزمون نسبت شکست کوپیک، آزمون استقلال کریستوفرسن و آزمون ترکیبی مورد ارزیابی قرار گرفت. اطلاعات به‌دست‌آمده 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، تأییدشده است. سپس پس از تأیید روش، مقایسه‌ای بین آن و روش کلاسیک توسط آزمون‌های لوپز و بلانکو–ایهل صورت گرفت. نتایج حاصل‌شده از جداول (۵) و (۶) نشان می‌دهد که روش پیشنهادی با توجه به نمره‌های ۰/۰۲۹۰، ۰/۰۴۶۸، ۰/۰۰۱۵ و۰/۰۱۳۶ اخذشده توسط آزمون لوپز و نمره‌های ۰/۰۱۸۵/۰۷۴۵، ۰/۰۷۵۶ و ۰/۲۹۸۳ اخذشده توسط آزمون بلانکو–ایهل، در ۷۵٪ مواقع عملکرد بهتری نسبت به روش کلاسیک داشته و می‌تواند جایگزین شایسته‌ای برای این روش باشد. درنهایت به‌منظور پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد از سایر روش‌های پیش‌بینی ارزش در معرض خطر همانند شبیه‌سازی زنجیره مارکف مونت‌کارلو، FIGARCH، HYGARCH و FIAPARCH استفاده نموده و با نتایج این پژوهش مقایسه گردد. علاوه بر آن پیش‌بینی سایر معیارهای ریسک به‌وسیله روش هموارسازی نمایی هلت–وینترز ضربی نیز، می‌تواند در پژوهش‌های بعدی مدنظر قرار گیرد.

1. Damodaran

Archive of SID

www.SID.ir

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*، ۲(۷)، صص ۴۱-۶۲.
- ادبی فیروز جایی، 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 مارکف مونت‌کارلو (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 Comoposing 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.

Archive of SID

www.SID.ir

- 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).

Archive of SID

www.SID.ir

- Tratar, L. F., & Strmčnik, 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.

Archive of SID

www.SID.ir