برآورد و ارزیابی ارزش در معرض ریسک بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای روش شبیه سازی پنجره

باقر ادبی فیروزجایی[1]، محسن مهرآرا[2]، شاپور محمدی[3]

دریافت: ۹۳/۱۲/۱۹ پذیرش: ۹٤/۱۲/۲۵

چکیده

یکی از شاخص‌های مهم برای اندازه‌گیری ریسک، معیار ارزش در معرض ریسک می‌باشد که در دو دهه اخیر وارد ادبیات مالی شده است. به طور معمول سه رویکرد کلی پارامتریک، ناپارامتریک و شبه‌پارامتریک برای اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این مقاله یک روش جدیدی بنام روش شبیه‌سازی پنجره ارائه می‌شود که می‌توان آن را در دسته رویکرد ناپارامتریک قرار داد. شیوه برآورد ارزش در معرض ریسک در این روش همانند روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو، مبتنی بر بازتولید داده‌ها است. البته تولید داده‌ها در این روش جدید، بر مبنای معیارهای مختلف شباهت و فاصله انجام می‌گیرد به طوری که با انتخاب صدک توزیع بازدهی ها به دست آمده، ارزش در معرض ریسک برآورد می‌گردد. در ادامه با بکارگیری روش مذکور، ارزش در معرض ریسک شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران محاسبه می‌شوند و همچنین دقت ارزش در

۱. دکتری اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) Email: bagheradabi@gmail.com
۲. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران Email: mmehrara@ut.ac.ir
۳. دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران Email: shmohammadi@gmail.com

معرض ریسک برآورد شده بر مبنای آماره‌های آزمون بازخورد مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. نتایج تجربی حاکی از این است که در روش پنجره بهترین عملکرد به ترتیب از آن معیارهای شباهت اقلیدسی، DTW، کولموگروف-اسمیرنوف، مربع کای دو، شباهت-فاصله و فاصله کسینوسی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: ارزش در معرض ریسک، روش پنجره، معیار شباهت، آزمون بازخورد
طبقه‌بندی JEL : G14: G17: C22

۱. مقدمه

سیر تاریخی نوسان در بازارهای مالی مانند تبدیل نظام نرخ ارز ثابت به نظام نرخ ارز شناور در سال ۱۹۷۱، شوک قیمت نفتی سال ۱۹۷۳، سقوط سهام آمریکا در دوشنبه سیاه ۱۹۸۷، ترکیدن حباب قیمت سهام ژاپن در سال ۱۹۸۹، بحران مالی آسیای جنوب شرقی در سال ۱۹۹۷ و مسدود شدن بازارهای مالی و کاهش ارزش سهام آمریکا در یازدهم سپتامبر ۲۰۰۱، دلایلی برای الزام مدیریت ریسک و توجه نهادهای مالی به آن می باشد. علاوه بر این وقوع بحران بازارهای مالی ۲۰۰۸ – ۲۰۰۷، اهمیت مدیریت ریسک و اندازه گیری دقیق ریسک را بیش از پیش مورد توجه قرار داده است.

به طور کلی چندین نوع ریسک در بازارهای مالی وجود دارند. ریسک بازاری، ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری و ریسک عملیاتی چهار نوع عمده از ریسک مالی می باشند. مفهوم ارزش در معرض ریسک (VaR)[1] که عمدتا مرتبط با ریسک بازار می‌باشد در سال ۱۹۹۴ توسط جی.پی.مورگان[2] ارائه گردید و به عنوان یک معیار مهم برای اندازه گیری شاخص ریسک در نظر گرفته می شود. از دیدگاه یک نهاد مالی ارزش در معرض ریسک را می‌توان به عنوان حداکثر زیان انتظاری یک موقعیت مالی در طی یک دوره زمانی مشخص (یک روز، یک هفته یا یک ماه) در یک سطح احتمال معین تعریف کرد. ارزش در معرض ریسک، ریسک محاسبه شده را به صورت یک عدد نشان می دهد و به همین دلیل به عنوان یک معیار رایج به طور گسترده توسط نهاد های مالی مورد استفاده قرار می گیرد. به عنوان نمونه کمیته بازل[3] در سال ۱۹۹۶ ارزش در معرض ریسک را به عنوان معیار رسمی ریسک بازاری معرفی نمود و مقرر شده نهاد های مالی بر اساس این معیار حد کفایت سرمایه را تعیین نمایند. به طور کلی با توجه به گسترش روزافزون بازارهای مالی و نیاز فراوانی که به ایجاد ساختاری پایدار برای این بازارها وجود دارد، نهادهایی که وظیفه نظارت و سازماندهی بازارهای گوناگون را بر عهده دارند در حال

1. Value at Risk
2. J.P.Morgan
3. Basel Committe

حاضر VaR را به عنوان استانداردی برای مدیریت یکپارچه ریسک می‌شناسند. تعدادی از این سازمان‌ها شامل بازار بورس اوراق بهادار نیویورک، کمیسیون نظارت بر بورس و اوراق بهادار آمریکا (SEC)[1]، بانک فدرال رزرو آمریکا، بانک تسویه حساب‌های بین‌المللی (BIS)[2]، کمیته بازل ناظر بر امور بانکی (BCBS)[3]، بانک‌های مرکزی، بیمه‌های مرکزی و بازارهای بورس اکثر کشورهای جهان می باشند.

اگرچه ارزش در معرض ریسک دارای مفهوم ساده و قابل درکی می باشد اما محاسبه و برآورد آن مساله دشواری است. در واقع یافتن توزیع احتمال بازدهی که در طول زمان ثابت نیست مشکلاتی را برای برآورد مقادیر بحرانی در سطح احتمال مورد نظر و بالطبع برای محاسبه ارزش در معرض ریسک ایجاد می کند. از طرف دیگر یک روش پذیرفته شده واحد برای برآورد VaR وجود ندارد به طوری که مقادیر ریسک محاسبه شده با استفاده از مدل های مختلف دارای تفاوت معنی داری با یکدیگر می باشند. بنابراین علاوه بر برآورد ارزش در معرض ریسک از طریق روش های مختلف، ارزیابی آنها نیز مسئله مهمی می باشد. در حالت کلی سه رویکرد عمده برای محاسبه و برآورد VaR وجود دارد که شامل رویکردهای پارامتریک، ناپارامتریک و شبه پارامتریک می باشد. در روش ناپارامتریک هیچ محدودیتی بر توزیع بازدهی ها وضع نمی شود و VaR بر اساس صدک توزیع تجربی بازدهی های تاریخی و یا صدک بازدهی های پیش بینی شده محاسبه می شود. روش شبیه سازی تاریخی و شبیه سازی مونت کارلو جزء این رویکرد بوده است. در رویکرد کاملا پارامتریک VaR بر اساس فروض مشخص درباره نوع توزیع بازدهی و نیز در مورد پویایی‌های مدل نوسان، برآورد می شود. مدل های نوسان نوع GARCH و مدل ریسک سنجی جز این دسته می باشند. نهایتا در رویکرد شبه پارامتریک در مورد پویایی‌های مدل، پیش فرض می‌گذارند اما پیش فرضی بر توزیع خطا وضع نمی کنند. روش شبیه سازی تاریخی با نوسانات وزنی و روش شبیه سازی تاریخی فیلتر شده از این نوع می باشند.

1. The US Securities and Exchange Commission
2. Bank of International Settlement (BIS)
3. Basel Committee on Banking Supervision (Basel)

مطالعات داخلی متعددی برای محاسبه ارزش در معرض ریسک بر مبنای سه رویکرد کلی ذکر شده انجام گرفته است که در ذیل به چند مورد از آن اشاره می‌شود.

محمدی و همکاران (۱۳۸۷) در مقاله‌ای با عنوان محاسبه ارزش در معرض خطر پارامتریک با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی در بورس اوراق بهادار تهران به محاسبه ارزش در معرض ریسک در مورد دو پرتفوی متشکل از بورس اوراق بهادار تهران شامل پرتفوی متشکل از تمامی شرکت‌ها برای دوره زمانی ۱۳۷۶/۱/۱ تا ۱۳۸۵/۱۲/۳۰ و پرتفوی متشکل از ۵۰ شرکت با نقدشوندگی بالا در بازه زمانی ۱۳۸۱/۱/۱ تا ۱۳۸۵/۱۲/۳۰ پرداختند. در این تحقیق از مدل‌های نوع گارچ بر روی سه توزیع احتمال نرمال، تی‌استیودنت و توزیع خطای تعمیم یافته برای محاسبه مقادیر VaR پارامتریک استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که اول این که، پیش بینی مقادیر ارزش در معرض ریسک یک روزه و ده روزه با استفاده از توزیع‌های لپتوکورتیک از دقت و عملکرد بالاتری برخوردار می باشند. دوم این که انتخاب حجم های نمونه ای متفاوت بر تعداد و نتایج مدل هایی که ارزش در معرض خطر را به درستی تخمین می زنند تأثیر گذار است.

خیابانی و ساروقی (۱۳۹۰) در مقاله ای با عنوان "ارزش گذاری برآورد VaR بر اساس مدل های خانواده ARCH " به محاسبه ارزش در معرض خطر VaR در دوره زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۶ بازار اوراق بهادار پرداختند. در این مقاله با استفاده از شبیه‌سازی پارامتریک قدرت سنجش پیش‌بینی الگوهای TGARCH ARCH,GARCH,EGARCH, و به دنبال آن قدرت اندازه‌گیری هر یک از آنها را در محاسبه ارزش در معرض ریسک در بازار بورس اقتصاد ایران مورد شبیه سازی و قدرت پیش بینی آنها مورد بررسی قرار گرفت و به این نتیجه رسیدند که در بین براوردکنندگان VaR ،الگو GARCH، با توزیع تی‌استیودنت از توانمندی مناسب‌تری در مقایسه با الگوهای هم خانواده دیگر مانند TGARCH و EGARCH در برآورد ریسک یک روز آینده بورس اوراق بهادار تهران، برخوردار است.

راعی و فلاح‌طلب (۱۳۹۲) در مطالعه‌شان به معرفی روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو مبتنی بر فرایند گام تصادفی در سنجش ارزش در معرض ریسک پرداختند و با این روش به پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک شاخص بورس اوراق بهادار تهران و پنج سهم نمونه از بازار مذکور پرداختند و نتایج را با دو روش شبیه‌سازی تاریخی و روش واریانس-کوواریانس مقایسه نمودند. نتایج نشان می‌دهد که روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو به خصوص در سطوح اطمینان بالاتر روشی قابل اتکا بوده و صلاحیت بیشتری در پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک دارد.

عباسی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای ارزش در معرض ریسک بازار فارکس بر اساس لگاریتم نسبت قیمتی یورو به دلار را با بکارگیری سه رویکرد پارامتریک، شبیه‌سازی تاریخی و شبیه‌سازی مونت‌کارلو برای بازه زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۹ برای دوره‌های ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۳۶ ماهه و در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵، ۹۹ درصد، مورد برآورد و ارزیابی قرار دادند. نتایج تحقیق حاکی از این است که برآورد VaR بر اساس سه روش مزبور در سطوح اطمینان و دوره‌های زمانی مختلف روی دو ارز یورو و دلار دارای تفاوت معناداری با یکدیگر ندارند.

سجاد و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه خود به مقایسه روش‌های سنتی برآورد ارزش در معرض ریسک (مانند شبیه‌سازی تاریخی و روش ناپارامتریک) و رویکرد نظریه ارزش فرین به پیش‌بینی و ارزیابی VaR پرداختند. نتایج تجربی برای بازده لگاریتمی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، نرخ برابری دلار و یورو به صورت روزانه و برای سه سطح اطمینان نشان می‌دهد که محاسبه ارزش در معرض ریسک با استفاده از روش‌های سنتی لزوما به نتایج مناسبی نمی‌انجامد و در برخی موارد، استفاده از نظریه ارزش فرین و در نظر گرفتن نوسانات شرطی برای داده‌ها موجب نتایج بهتری می‌شود به طوری که این نتایج در سطوح اطمینان بالاتر قابل مشهودتر است.

در این مقاله یک روش جدید بر مبنای داده کاوی داده های بازدهی (روش پنجره) به صورت نظری و تجربی ارائه می‌گردد. این روش جدید را می توان در دسته رویکرد ناپارامتریک قرار داد به این دلیل که آن همانند روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو، داده‌ها را پیش

بینی می‌کند و سپس مانند شبیه‌سازی تاریخی با در نظر گرفتن صدک بازدهی‌های ایجاد شده، ارزش در معرض ریسک را پیش بینی می‌کند. توجه گردد در شبیه‌سازی مونت کارلو، پیش‌بینی بر اساس فرایندهای تصادفی صورت می‌گیرد اما در روش پنجره، پیش بینی داده ها بر مبنای معیارهای فاصله یا شباهت انجام می‌گیرد که توضیح آن در ادامه بیان می‌شود. به طور خلاصه در این مقاله علاوه بر ارائه نظری روش پنجره برای پیش بینی ارزش در معرض ریسک، این شاخص ریسک برای پنج شاخص بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای معیارهای شباهت مختلف برآورد می گردد و هم چنین دقت ارزش در معرض ریسک پیش بینی شده از طریق آماره های آزمون بازخورد[1] مورد ارزیابی و مقایسه قرار می گیرد.

ساختار کلی این مقاله به این صورت است که در قسمت دوم به مرور ادبیات نظری مرتبط با ارزش در معرض ریسک و نیز تشریح روش جدید پنجره پرداخته می‌شود در قسمت سوم آماره های آزمون بازخورد ارائه می‌گردد یافته‌های تحقیق در قسمت چهارم مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند و در قسمت پنجم یک نتیجه گیری کلی از این مقاله ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

در این قسمت ابتدا مفهوم ارزش در معرض ریسک و نیز روش های مرسوم برآورد آن به طور مختصر نشریح می شود و سپس روش جدید پنجره ارائه می گردد.

۲-۱. ارزش در معرض ریسک و رویکردهای آن

ارزش در معرض ریسک حداکثر زیانی است که کاهش ارزش سبد دارایی برای دوره معینی در آینده، با سطح اطمینان مشخصی، از آن بیشتر نشود. به عبارت دیگر ارزش در معرض ریسک بدترین زیان مورد انتظار را تحت شرایط عادی بازار و طی یک دوره زمانی مشخص و در سطح اطمینان معین اندازه گیری می کند. بر اساس تعریف، ارزش در معرض ریسک دارای دو پارامتر مهم است یکی افق زمانی که به صورت تعداد روز نشان داده

1. Backtesting

می‌شود و دیگری سطح اطمینان می‌باشد. به طور کلی با فرض اینکه افق زمانی N روز و سطح اطمینان (C=1-α) درصد باشد میزان ارزش در معرض ریسک که بر حسب واحد پول بیان می‌شود، مقدار زیانی است که معادل با صدک (۱۰۰-α)ام منحنی توزیع احتمال تغییرات ارزش سبد سهام در طی N روز آینده است. به عبارت ساده‌تر ما (۱۰۰-α) درصد اطمینان داریم که طی N روز آتی، قطعاً بیشتر از مبلغ VaR متحمل زیان نخواهیم شد. به بیان ریاضی می توان نوشت:

رابطه (۱) $$VaR(c) = \inf\{l\epsilon R: P(L > VaR) \leq \alpha\} = \inf\{l\epsilon R: F_L(l) \geq (1-\alpha)\}$$

که در آن inf بیانگر مجموعه اطلاعات و F_L تابع توزیع زیان می باشد. البته تعریف ارزش در معرض ریسک بر حسب توزیع بازدهی ها (r_t) را می‌توان به صورت زیر بیان کرد.

رابطه (۲) $$pr(r_t < VaR_t) = 1 - \alpha$$

که در آن pr بیانگر احتمال می‌باشد. رابطه فوق مبین این است که احتمال اینکه نرخ بازدهی از مقدار ارزش در معرض ریسک فراتر نرود برابر با سطح اطمینان $(1-\alpha)$ است. به منظور محاسبه کمی، ارزش در معرض ریسک به صورت منفی صدک $(1-\alpha)$ ام توزیع بازدهی ها تعریف می شود:

رابطه (۳) $$VaR_t^C = -Q_{1-\alpha}(r_t|\ \Omega_{t-1}) = -inf(r \in R: P(r_t \leq VaR|\ \Omega_{t-1} \geq 1-\alpha)$$

که در آن Q نماد صدک، r_t متغیر تصادفی بازدهی در دوره t و Ω_{t-1} اطلاعات موجود در دوره قبل می باشد.

به طور معمول فرض بر این است که سری زمانی بازدهی دارایی های مالی $\{r_t\}_{t=1}^{T}$ از یک فرآیند تصادفی به صورت زیر تبعیت می کند:

$$r_t = E(r_t|\ \Omega_{t-1}) + \varepsilon_t = \mu_t + \sigma_t z_t \qquad \text{رابطه (۴)}$$
$$z_t \sim iid(0,1), \quad E(\varepsilon_t|\ \Omega_{t-1}) = 0, \quad \sigma_t^2 = E(\varepsilon_t^2|\ \Omega_{t-1})$$

که در آن μ_t و σ_t^2 به ترتیب بیانگر میانگین شرطی و واریانس شرطی بازدهی ها در دوره t با توجه به اطلاعات دوره t-1 می باشد. ε_t شوک بازدهی ها و Z_t متغیر iid با میانگین ۰ و واریانس ۱ می باشد. البته در رابطه ۴ در این صورت ارزش در معرض ریسک در سطح اطمینان C و با اطلاعات دوره قبل برابر خواهدبود با:

$$VaR_t^c = -Q_{1-\alpha}(r_t|\ \Omega_{t-1}) = -\left(\mu_t + \sigma_t Q_{1-\alpha}(z)\right) \qquad \text{رابطه (۵)}$$

که در آن $Q_{1-\alpha}(z)$، صدک $(1-\alpha)$ ام توزیع شوک بازدهی ها (z) می باشد. همان طور که ملاحظه می شود در رابطه (۴) ارزش در معرض ریسک هم بر اساس صدک توزیع بازدهی ها (r) و هم بر اساس صدک توزیع z تعریف می شود. حال اگر فرض کنیم r به ترتیب دارای تابع چگالی f و تابع توزیع F باشد و نیز تابع چگالی و تابع توزیع z به ترتیب g و G باشد در آن صورت می توان نشان داد:

$$Q_{1-\alpha}(r) = -F_r^{-1}(1-\alpha), \qquad Q_{1-\alpha}(z) = -G_z^{-1}(1-\alpha) \qquad \text{رابطه (۶)}$$

بنابراین در حالت کلی ارزش در معرض ریسک در زمان t و با سطح اطمینان c به دو شکل زیر برآورد می شود:

$$VaR_t^c = F_r^{-1}(1-\alpha) = -Q_{1-\alpha}(r) \qquad \text{رابطه (۷)}$$

$$VaR_t^c = \sigma_t G_z^{-1}(1-\alpha) - \mu_t \qquad \text{رابطه (۸)}$$

طبق رابطه اخیر، محاسبه ارزش در معرض ریسک بستگی به معکوس تابع توزیع تجمعی بازدهی ها و یا برآورد واریانس شرطی و تعیین نوع توزیع z دارد. در واقع بسته به انتخاب رابطه ۷ یا ۸ و یا تلفیقی از این دو برای محاسبه ارزش در معرض ریسک، نوع رویکرد VaR تبیین می شود. به عبارت دیگر در رویکرد پارامتریک، ارزش در معرض

ریسک بر اساس رابطه ۸ برآورد می شود به این صورت که میانگین و واریانس شرطی بازدهی ها بر اساس معادلات نوسان GARCH و یا مدل ریسک سنجی پیش بینی می گردد و با معین بودن نوع توزیع شوک بازدهی ها (معمولا توزیع نرمال یا توزیع تی استیودنت) و نیز مقدار صدک آن، ارزش در معرض ریسک برآورد می شود. رویکرد ناپارامتریک مبتنی بر رابطه ۷ می باشد به طوری که VaR بر مبنای صدک توزیع بازدهی ها پیش بینی می شود. دو روش اصلی این رویکرد، شبیه سازی تاریخی و شبیه سازی مونت کارلو می باشد. رویکرد شبه پارامتریک از ترکیب دو رویکرد پارامتریک و ناپارمتریک به دست می آید، ابتدا بر مبنای رویکرد پارامتریک، نوسانات بازدهی ها پیش بینی می شود و سپس سری زمانی بازدهی های تجربی بر اساس نوسانات پیش بینی شده تعدیل می گردد و در پایان ، VaR از طریق صدک بازدهی های تعدیل یافته بر مبنای رویکرد ناپارامتریک به دست می آید. روش های شبیه سازی تاریخی با نوسانات وزنی و شبیه سازی تاریخی فیلتر شده در این رویکرد قرار می گیرند.

۲-۲. روش پنجره و معیارهای شباهت

روش پنجره را می توان همانند روش های شبیه سازی تاریخی و مونت کارلو، روش مبتنی بر صدک دانست و بالطبع آن را در دسته رویکرد ناپارامتریک قرار داد. به همین منظور ابتدا با توضیح اجمالی از دو روش شبیه سازی، به تشریح روش جدید پرداخته می شود.

شبیه سازی تاریخی که ساده‌ترین روش برای محاسبه VaR می‌باشد برخی از مشکلات مربوط به روش پارامتریک را کنار می‌گذارد. به عنوان مثال فروض اصلی توزیع نرمال بازدهی‌ها و ثابت‌بودن همبستگی‌ها بین عوامل ریسکی، در این رویکرد کنار گذاشته می شود. یعنی هیچ پیش فرض های توزیعی در مورد داده ها وجود ندارد فقط این فرض که توزیع بازدهی ها در دوره گذشته همانند توزیع بازدهی های آتی می باشد. در واقع فرض اصلی شبیه سازی تاریخی این است که احتمال تکرار گذشته در آینده وجود دارد به عبارت دیگر، گذشته می تواند معیار خوبی برای پیش بینی های آینده باشد. با این تفاسیر،

ارزش در معرض ریسک از طریق انتخاب صدکی توزیع بازدهی های تاریخی شبیه سازی شده (r_t) در سطح اطمینان مورد نظر برآورد می شود.

$$VaR_{t+1}^{1-\alpha} = -Q^{1-\alpha}(\{r_t\}_{t=1}^{n}) \qquad \text{رابطه (۹)}$$

روش شبیه‌سازی مونت کارلو که یکی از ابزارهای قدرتمند در تحلیل ریسک است در برخی موارد به روش شبیه‌سازی تاریخی شباهت دارد. در این روش بر خلاف روش شبیه سازی تاریخی از اطلاعات تاریخی استفاده نمی‌کنند، بلکه در این روش با استفاده از فرآیندهای تصادفی و استفاده از نمونه‌های شبیه‌سازی شده زیاد که توسط رایانه انجام می شود پیش بینی تغییرات آتی بازدهی ها انجام می‌شود البته فرض بر این است که در رابطه ۴ واریانس z برابر t باشد تا فرایند ایتو را داشته باشیم. به عبارت دیگر در این روش ابتدا به منظور در نظر گرفتن تغییرات متعدد در فاکتور های بازار با استفاده از مدل های تصادفی حرکت براونی در ادبیات مالی، قیمت های سهام و یا شاخص‌های بورس پیش بینی می شوند و سپس همانند شبیه سازی تاریخی از صدک توزیع بازدهی های شاخص‌های ایجاد شده (r_t^*)، ارزش در معرض ریسک محاسبه می شود.

$$VaR_{t+1}^{1-\alpha} = -Q^{1-\alpha}(\{r_t^*\}_{t=1}^{n}) \qquad \text{رابطه (۱۰)}$$

هر چند در روش پنجره همانند شبیه سازی مونت کارلو پیش بینی داده ها انجام می گیرد اما چگونگی ایجاد داده ها متفاوت می باشد. روند کلی این روش به این صورت است که ابتدا پنجره هایی با ابعاد مختلف از آخرین داده های در دسترس انتخاب می شوند به طوری که ابعاد پنجره ها بین دو کران پایین (L) و کران بالا (U) قرار دارند. هر یک از پنجره ها را به ترتیب از نقطه شروع داده های سری زمانی شاخص ها تا ماقبل پنجره در نظر گرفته شده به صورت متوالی جلو می بریم و بر اساس معیار های شباهت یا فاصله که در ادامه بیان می شوند، شبیه ترین پنجره به پنجره مورد نظر را بر می گزینیم با تعدیل عدد

بعدی این پنجره بر اساس درون یابی، مقدار شاخص روز بعد پیش بینی می گردد. در واقع بر اساس این روش به ازای هر پنجره یک داده بازتولید می شود، در این صورت با انجام چنین شبیه سازی U-L+1 شاخص ایجاد می شود. حال با استخراج سری بازدهی های پیش بینی جدید ($\widehat{r_t}$) از شاخص های بازتولید شده، ارزش در معرض ریسک همانند شبیه سازی تاریخی با در نظر گرفتن صدک آنها محاسبه می شود.

$$VaR_{t+1}^{1-\alpha} = -Q^{1-\alpha}(\{\widehat{r_t}\}_{t=1}^{n}) \qquad \text{رابطه (۱۱)}$$

از آنجایی که تکنیک اصلی در روش پنجره برای پیش بینی و بازتولید داده ها استفاده از معیارهای فاصله یا شباهت می باشد به همین خاطر لازم است به معرفی این معیارها پرداخته شود.

به طور کلی معیار های شباهت نقش بسزایی را در طیف گسترده ای از کاربرد های علمی همچون شناسایی الگو، داده کاوی، پیش بینی و پیشگویی مربوط به امور مالی و سرمایه گذاری ، اطلاعات بورس و غیره بر عهده دارند. این معیار ها نوعی از توابع امتیاز دهی هستند که یک مقدار عددی را به یک جفت دنباله یا سری زمانی نسبت می دهند. بر این اساس که امتیاز بالاتر شباهت بیشتری را بیان می دارد. در منابع علمی موجود الگوریتم های متعددی برای محاسبه شباهت در بردارها ارائه شده اند، که در این مطالعه شش معیار مهم از آن ها به کار گرفته می شود.

الف) فاصله اقلیدسی: بر اساس این معیار فاصله بین دو بردار x و y، براساس ریشه دوم مجموع مربعات اختلاف بین مقادیر آنها، سنجیده می شود:

$$d_{Euc} = \sqrt{\sum_{i=1}^{t}(x_i - y_i)^2} \qquad \text{رابطه (۱۲)}$$

لازم به ذکر است این معیار جز دسته معیارهای فاصله قرار دارد به طوری که یک مقایسه و محاسبه ساده نقطه به نقطه بین دو دنباله صورت می پذیرد و از معیارهای مشابه به آن می توان به فاصله چبی شف[1] ، فاصله بلوکی[1] و فاصله مینکوفسکی[2] اشاره کرد.

1. Chebychev

ب) معیار مربع کای دو: این معیار که از معیارهای گروه کای دو می باشد، فاصله اقلیدسی را در بر می گیرد به عبارت دیگر این معیار با تعدیل فاصله اقلیدسی به صورت زیر نشان داده می شود

رابطه (۱۳) $$d_{chi} = \sum_{i=1}^{t} \frac{(x_i - y_i)^2}{x_i + y_i}$$

البته از معیارهای دیگر این گروه می توان به کای دو پیرسون[۳]، کای دو نیمان[۴] و کای دو نامتقارن اشاره کرد.

ج) فاصله کسینوسی[۵]*:* این معیار در دسته معیارهای شباهت متغیر[۶] قرار دارد. این گروه از معیارها از طریق حداقل میزان تغییرات جهت تطبیق دو دنباله به بررسی شباهت می پردازند. به گونه ای که با اعمال برخی تبدیلات بر روی یکی از دنباله ها آن را برروی دنباله دیگر مطابقت می دهند، هر چقدر میزان تفاوت میان دنباله تغییر یافته با دنباله مقایسه شده کمتر باشد (از خطای کمتری برخوردار باشد) شباهت بیشتری را میان دو دنباله تحت بررسی بیان می کنند. فاصله کسینوسی، ضریب همبستگی و فاصله ینسن[۷] نمونه هایی از این معیارها می باشند. در این قسمت به ارائه فاصله کسینوسی بسنده می‌کنیم.

رابطه (۱۴) $$s_{cos} = \frac{\sum_{i=1}^{t} x_i y_i}{\sqrt{x_i^2}\sqrt{y_i^2}}$$

این معیار بر پایه زاویه بین دو بردار می باشد و همواره در بازه [1 -1] قرار دارد که نسبت به تغییرات در مقیاس دامنه حساس نیست.

---

1. Block Distance
2. Minkowski(p)
3. Pearson
4. Neyman
5. Cosine
6. Variational Similarity Measure
7. Jensen

د) معیار DTW[1]: این معیار برخلاف روش های بالا که به صورت نقطه به نقطه عمل می کنند، یک نقطه از یک دامنه را با چند نقطه از دامنه دیگر مقایسه می کند. در این روش، ابتدا ماتریسی با ابعاد طول بردارهای ورودی ایجاد می شود که عناصر این ماتریس بر اساس یک تابع هزینه که معمولاً همان فاصله اقلیدسی است، جایگذاری می شود. سپس بر اساس این ماتریس هزینه، بهترین مسیر انتخاب می شود. برای یافتن بهترین مسیر، ماتریس جدیدی با استفاده از ماتریس هزینه و هم سایز با آن به صورت زیر بدست می آید : عنصر سطر اول و ستون اول با درایه متناظر ماتریس هزینه پر شده و بقیه درایه های این سطر و ستون از حاصل جمع درایه متناظر در ماتریس هزینه و عنصر قبلی در ماتریس جدید بدست می آیند. سپس برای سایر درایه ها از رابطه بازگشتی زیر استفاده می شود.

$$D(i,j) = cost(x_i, y_j) + \min\{D(i-1,j), D(i,j-1), D(i-1,j-1)\} \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

بدین ترتیب با توجه به رابطه فوق هر درایه از حاصل جمع درایه متناظر در ماتریس هزینه و حداقل مقدار در سه همسایگی قبلی حاصل می شود، و مقدار درایه آخر این ماتریس میزان حدفاصل DTW است که برابر مجموع عناصر موجود در بهترین مسیر می باشد.

ه) معیار فاصله شباهت: این معیار که در سال ۲۰۰۱ توسط سینگال و سبورگ[2] ارائه شد برای مقایسه دو مجموعه داده ای که دارای جهات فضایی یکسانی هستند و یا برای پنجره‌های با اجزا اصلی مشابه قابل کاربرد است. برای این امر ابتدا یک معیار فاصله ای بین میانگین داده های دو پنجره به صورت زیر تعریف می شود

$$d = \sqrt{(\bar{y} - \bar{x})^2 v_x^{-1}} \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

در رابطه فوق $\bar{y}$ و $\bar{x}$ به ترتیب بیانگر میانگین داده‌های پنجره اولیه و پنجره‌های جارو شده می‌باشد. (پنجره‌های جارو شده، پنجره‌های هم بعد با پنجره اولیه که حاوی تعدادی

1. Dynamic Time Warping (DTW)
2. Singhal & Seborg

متوالی از داده‌های سری زمانی تاریخی هستند و برای انتخاب مشابه‌ترین پنجره، براساس معیارهای شباهت به صورت یک به یک با پنجره اولیه مورد مقایسه قرار می‌گیرند.) و v_x^{-1} معکوس واریانس پنجره‌های جارو شده است. در این صورت معیار فاصله شباهت به صورت زیر نشان داده

رابطه (۱۷) $$s_{dist} = \int_d^{\infty} \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{\frac{-z^2}{2}} dz$$

توجه شود تابع فوق را می توان بر اساس جداول استاندارد و بسته های نرم افزاری ارزیابی کرد.

و) معیار کولموگروف-اسمیرنوف [1]: این معیار بر اساس یک آزمون آماری دو نمونه ای که توزیع داده های هر یک از پنجره ها با یکدیگر را مقایسه می کند، تعریف می شود. در واقع فرضیه صفر این آزمون به این صورت بیان می شود که دو پنجره شامل داده های x و y، دارای یک توزیع پیوسته یکسان می باشنددر این صورت آماره این آزمون که همان فاصله کولموگروف-اسمیرنوف می باشد به صورت زیر تصریح می شود

رابطه (۱۸) $$d_{KS} = \max(| F(x) - F(y) |)$$

که در آن F(x) و F(y) توابع توزیع تجمعی هریک از پنجره های در نظر گرفته می باشد.

۳.آزمون بازخورد

مفهوم ارزش در معرض ریسک به گونه ای است که پیش بینی آن از بسیاری جهات با پیش بینی متغیر های دیگر متفاوت است. بدیهی ترین تفاوت آن است که ارزش در معرض ریسک واقعی را نمی توان مشاهده کرد زیرا توزیع واقعی سود و زیان را نمی دانیم و تنها معیار مقایسه در دسترس همان مشاهدات واقعی است. از طرفی مفهوم خطای پیش بینی در مدل VaR نیز متفاوت است. در حالی که نگرانی اصلی در مدل های پیش بینی معمول این است که، تا چه اندازه پیش بینی ها به داده های واقعی نزدیک هستند، در

1. Kolmogorov-Smirnov

مدل‌های VaR نگرانی عمده این است که چند مرتبه مقدار زیان واقعی از مقدار زیان پیش بینی شده توسط VaR بزرگتر است. لذا بسیاری از معیارهای رایج در سنجش دقت مدل‌های پیش بینی مانند میانگین مجذور خطا (MSE) و میانگین قدر مطلق درصد خطا در پیش بینی‌های VaR کاربردی ندارد. به همین خاطر برای ارزیابی مدل های VaR از آزمون بازخورد استفاده می شود. در این قسمت چهار نوع از آماره های این آزمون ارائه می گردد.

۳-۱.آزمون نسبت شکست (POF) کوپیک[1]

این آزمون یک آزمون پوشش غیر شرطی است و فرضیه صفر آن به صورت $H_0: \alpha = \hat{\alpha}$ می باشد که در آن α سطح احتمال مورد نظر و یا نسبت شکست مورد انتظار می باشد و $(\hat{\alpha} = \frac{X}{T})$ نسبت شکست واقعی می باشد که T تعداد مشاهدات برون نمونه ای و X تعداد خطاها یا تعداد شکست های رخ داده شده می باشد یعنی X برابر تعداد دفعاتی است که زیان های واقعی از زیان های برآورد شده توسط VaR بزرگتر می باشد. کوپیک (۱۹۹۹) نشان داد با فرض این که احتمال وقوع هر خطا ثابت در نظر گرفته شود در این صورت تعداد کل خطاها X از یک توزیع دو جمله ای $B(T,\alpha)$ پیروی می کند. در این صورت آماره نسبت درستنمایی این آزمون که دارای توزیع $\chi^2(1)$ است، به صورت زیر تبیین می‌شود

$$LR_{POF} = 2Ln\left[\frac{\hat{\alpha}^x(1-\hat{\alpha})^{T-x}}{\alpha^x(1-\alpha)^{T-x}}\right] \quad \text{رابطه (۱۹)}$$

۳-۲. آزمون زمان وقوع اولین شکست (TUFF) کوپیک[2]

کوپیک فرض می‌کند که تعداد شکست ها از توزیع POFاین آزمون همانند آزمون دو جمله ای پیروی می کند. فرضیه صفر آن به صورت زیر می باشد

$H_0: \alpha = \hat{\alpha} = \frac{1}{v}$

1. Kupiec Proportion of Failure
2. Kupiec Time Until First Failure

که در آن v مدت زمانی است تا اولین خطا رخ دهد. در این حالت آماره نسبت درستنمایی این آزمون پوشش غیر شرطی که دارای توزیع $\chi^2(1)$ می باشد، به صورت زیر بیان می شود

$$LR_{TUFF} = 2Ln\left[\frac{\frac{1}{v}\left(1-\frac{1}{v}\right)^{v-1}}{\alpha(1-\alpha)^{v-1}}\right]$$ رابطه (۲۰)

۳-۳.آزمون وقفه پیش بینی کریستوفرسن[1]

کریستوفرسن (۱۹۹۸) یک آزمون شرطی را مطرح نمود که بر مبنای آن برابری نسبت شکست های واقعی با نسبت شکست پیش بینی، مورد هدف نیست بلکه استقلال سریالی خطا ها را مورد آزمون قرار می دهد. در واقع آماره آزمون استقلال کریستفرسن همانند آزمون های پوشش غیر شرطی از نوع نسبت احتمال می‌باشد و فرضیه صفر استقلال را در برابر فرض وابستگی مرتبه اول مارکوف آزمون می کند. اگر مدل دقیق باشد در آن صورت نباید خطای امروز به خطایی که در روز قبل رخ داده، وابسته باشد به عبارت دیگر خطا ها برای روزهای متوالی رخ ندهند. آماره نسبت درستنمایی این آزمون همانند دو آماره فوق دارای توزیع کای دو با درجه آزادی ۱ است و به صورت زیر بیان می شود.

$$LR_{ind} = -2L\,n\left(\frac{(1-\pi)^{n_{00}+n_{10}}\pi^{n_{01}+n_{11}}}{(1-\pi_0)^{n_{00}}\pi^{n_{01}}(1-\pi)^{n_{10}}\pi^{n_{11}}}\right)$$ رابطه (۲۱)

$$\pi_0 = \frac{n_{01}}{n_{00}+n_{01}}, \pi_1 = \frac{n_{11}}{n_{10}+n_{11}}, \pi = \frac{n_{01}+n_{11}}{n_{00}+n_{01}+n_{10}+n_{11}}$$

که در آن $n_{i,j}$ بیانگر تعداد مشاهداتی است که در آن‌ها حالت j بعد از i روی داده است به عنوان مثال n_{01} بیانگر تعداد مشاهداتی است که برای روزهای متوالی، عدم خطا در روز اول با وقوع خطا در روز دوم همراهی می شود و π_i بیانگر احتمال مشاهده یک خطا شرطی در وضعیت i برای روز قبل می باشد.

1. Christoffersen Interval Forecast

۳-٤.آزمون مشترک یا ترکیبی[1]

این آزمون از ترکیب آزمون استقلال کریستوفرسن و آزمون پوشش غیر شرطی POF کوپیک بدست می آید در واقع بر اساس این آزمون نه تنها برابری خطا های انتظاری با خطا های واقعی در نظر گرفته می شود بلکه استقلال سریالی خطا ها نیز مورد بررسی قرار می گیرد. آماره نسبت درستنمایی پوشش شرطی دارای توزیع کای دو با در جه آزادی ۲ می باشد و به صورت زیر بیان می شود.

$$LR_{cc} = LR_{POF} + LR_{IND}$$ رابطه (۲۲)

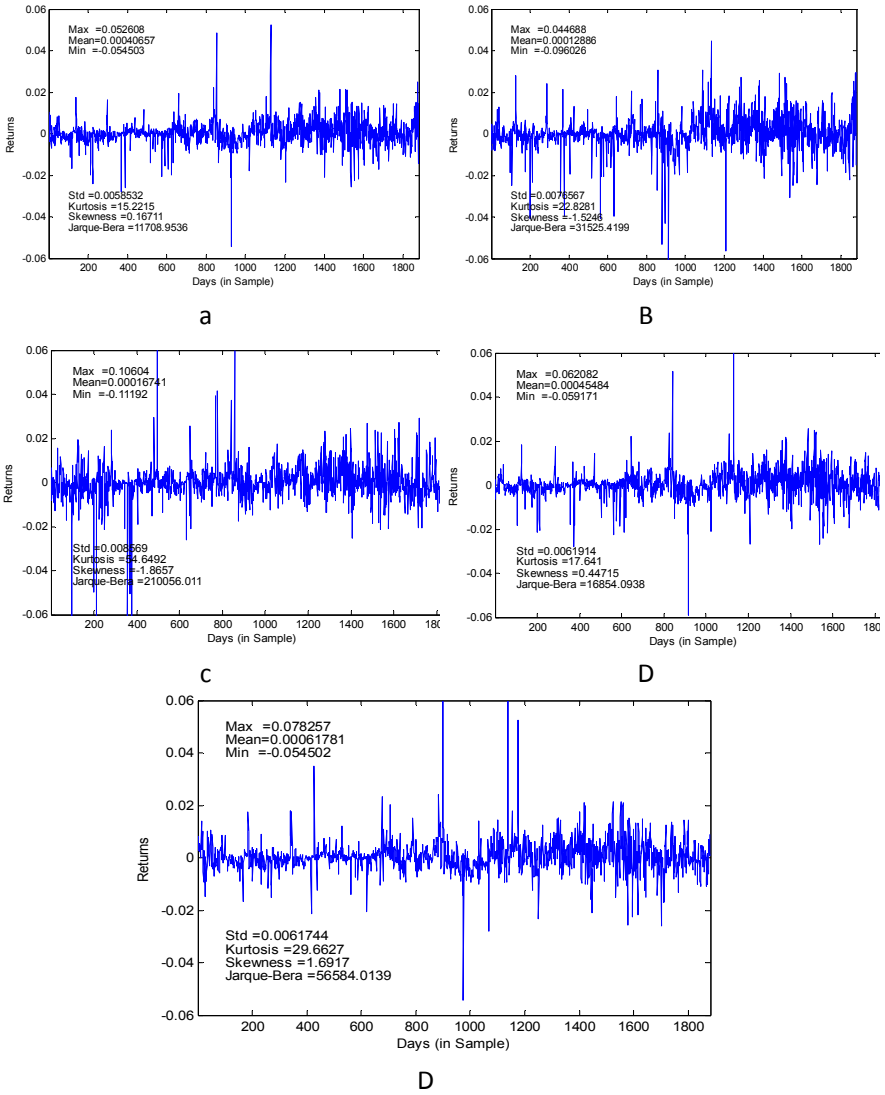
٤. نتایج تجربی

٤-۱. توصیف آماری داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های روزانه پنج شاخص بورس اوراق بهادار تهران شامل شاخص کل، شاخص قیمت و بازده نقدی، شاخص صنعت، شاخص ۵۰ شرکت برتر و شاخص واسطه گری های پولی و مالی در بازه زمانی ۲۴ شهریورماه سال ۱۳۸۳ تا ۲۴ شهریورماه سال ۱۳۹۳ استفاده شده است. بازه‌ی مذکور شامل ۲۳۵۰ مشاهده است که به دو قسمت درون نمونه‌ای شامل ۱۸۸۰ مشاهده ابتدایی به منظور برآورد ارزش در معرض ریسک و قسمت برون نمونه‌ای شامل ۴۷۰ مشاهده پایانی برای انجام آزمون بازخورد، تقسیم شده است. سری زمانی داده های بازدهی روزانه از رابطه $r_t = \ln(\frac{P_t}{P_{t-1}})$ محاسبه می شود که در آن p_t بیانگر شاخص روزانه می باشد. نمودار سری زمانی بازدهی روزانه برای شاخص های منتخب در بازه زمانی ذکر شده در نمودار ۱ نشان داده می شود.

1. Joint Test

شکل ۱. نمودار سری زمانی بازدهی روزانه



a) شاخص کل b)شاخص ۵۰ شرکت برتر c) شاخص واسطه گریd) شاخص صنعت e) شاخص قیمت و بازده نقدی

(منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول (۱) برخی از آماره‌های توصیفی بازدهی های شاخص های مذکور را نشان می‌دهد. مشاهده می شود بیشترین و کمترین بازدهی به ترتیب مربوط به شاخص قیمت و بازده نقدی با میانگین ۰/۰۰۰۶۱ و شاخص ۵۰ شرکت برتر با میانگین ۰/۰۰۰۱ می باشد. بر اساس اطلاعات انحراف معیار بازدهی شاخص ها، ملاحظه می شود که شاخص کل کمترین ریسک و شاخص واسطه گری بیشترین ریسک را دارا می باشند. ضریب چولگی برای شاخص کل و شاخص صنعت هر چند مثبت ولی مقدار آن کوچک و نزدیک به صفر می‌باشد که بیانگر این است که توزیع بازدهی این دو شاخص نزدیک به توزیع متقارن می‌باشد. از طرفی منفی بودن این ضریب برای بازدهی های دو شاخص ۵۰ شرکت برتر و شاخص واسطه گری دلالت بر چولگی منفی این دو توزیع دارد و این در حالی است که شکل توزیع بازدهی های شاخص قیمت و بازده نقدی به خاطر مثبت بودن ضریب چولگی به صورت چوله به راست است. مقادیر بالای معیار کشیدگی برای کلیه شاخص ها نشان دهنده دم پهن بودن توزیع شرطی بازدهی ها می‌باشد. همچنین مقادیر آماره جارک-برا[1] بسیار بزرگ و از نظر آماری معنی دار می باشد که بیانگر این است که فرضیه صفر نرمال بودن توزیع بازدهی بازار سهام تهران در سطح معنای ۱ درصد رد می‌شود.

جدول۱. آماره‌های توصیفی بازدهی شاخص ها

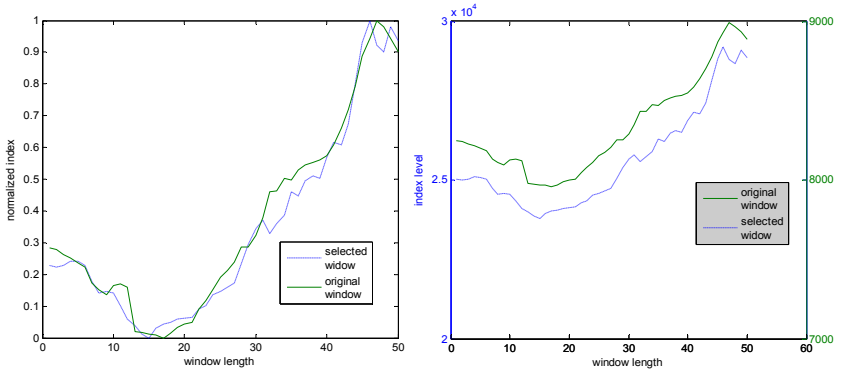
شاخص‌ها	میانگین	انحراف معیار	شاخص چولگی	شاخص کشیدگی	آماره جارک-برا
شاخص کل	۰/۰۰۰٤	۰/۰۰۵۸	۰/۱۷	۱۵/۲۲	۱۱۷۰۸/۹۵
شاخص ۵۰ شرکت برتر	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۷٦	-۱/۵۲	۲۲/۸۲	۳۱۵۲۵/٤۲
شاخص واسطه‌گری	۰/۰۰۰۱٦	۰/۰۰۸۵	-۱/۸٦	۵٤/٦٤	۲۱۰۰۵٦/۰۱
شاخص صنعت	۰/۰۰۰٤۵	۰/۰۰٦۲	۰/٤۵	۱۷/٦٤	۱٦۸۵٤/۰۲
شاخص قیمت و بازده نقدی	۰/۰۰۰٦۱	۰/۰۰٦۱	۱/٦۹	۲۹/٦٦	۵٦۵۸٤/۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Jarque–Bera

٤-۲. نتایج برآورد ارزش در معرض ریسک و آزمون بازخورد

همان طور که بیان شد هدف از این مقاله برآورد ارزش در معرض ریسک شاخص های بورس اوراق بهادار تهران از طریق روش پنجره می باشد. برای انجام شبیه سازی روش پنجره نرم افزار MATLAB 2009 به کار گرفته شده است. روند شبیه سازی به این صورت است که در ابتدا، پنجره هایی با کران پایین و بالا که به ترتیب شامل ۵ و ۵۰ از آخرین داده سری زمانی شاخص ها انتخاب گردیده است. واضح است که ۴۶ پنجره در نظر گرفته شده است. هریک از این پنجرها به ترتیب از ابتدای داده ها تا پنجره ماقبل آخر، شناور می سازیم (جلو می بریم) و بر اساس معیار های شباهت مطرح شده، پنجره ای که بیشترین شباهت را با پنجره آخر داشته باشد، انتخاب می شود. در این صورت با تعدیل اولین مقدار شاخص بعد از پنجره مشابه بر اساس درون یابی، شاخص پیش بینی به دست می آید. با تکرار این روند برای پنجره های با طول مختلف، ۴۶ شاخص پیش بینی می گردد که با در نظر گرفتن صدک بازدهی این شاخص‌ها، ارزش در معرض ریسک به آسانی محاسبه می شود. روند انتخاب پنجره مشابه بر حسب شاخص ها و نیز شاخص های نرمالایز شده در نمودار شکل ۲ بر اساس معیار فاصله اقلیدسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد به عنوان نمونه نشان داده می شود. لازم به ذکر است این روند را می توان بر مبنای سایر معیار های فاصله و در سطوح اطمینان مختلف متصور شد که به دلیل تعدد حالات ممکن از ارائه آنها صرفنظر می کنیم.



شکل۲. نمودار انتخاب پنجره مشابه (منبع: یافته‌های تحقیق)

با توضیحات داده شده، می توان مقادیر ارزش در معرض ریسک شاخص های منتخب بورس اوراق بهادار تهران را به راحتی از طریق صدک توزیع بازدهی های ایجاد شده بر اساس معیارهای مختلف شباهت به دست آورد. نتایج تجربی به دست آمده روش پنجره بر اساس شش معیار شباهت فاصله اقلیدسی، فاصله کسینوسی، آماره مربع کای دو، معیار شباهت فاصله، آماره کولموگروف و روش DTW در دو سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد در جداول ۲ تا ۶ نشان داده می شود. مقادیر ارزش در معرض ریسک روزانه برای دو سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد در سطر اول هریک از این جداول آمده است. قابل ذکر است که مقادیر ارزش در معرض ریسک بر حسب یک واحد سهم یک ریالی می باشند. با نگاه اجمالی از سطر اول جداول ۲ تا ۶ مشاهده می شود که بکار گیری معیارهای شباهت مختلف، برآورد های متفاوتی از ارزش در معرض ریسک ارائه می دهد و همان طور که بیان شد، دقت VaR برآورد شده توسط رویکردهای مختلف می بایست از طریق آزمون بازخورد مورد بررسی قرار گیرند. به همین منظور آماره های چهار نوع آزمون بازخورد که در قسمت قبل بیان شده است، گزارش می شوند. البته توجه شود برای محاسبه آماره های آزمون بازخورد لازم است برخی از پارامتر های مهم آن ها مورد توجه قرار گیرند.

برای محاسبه آماره آزمون نسبت شکست کوپیک (POF) نیاز به تعداد خطاهای مورد انتظار (خطاهای مطلوب) و تعداد خطاهای واقعی (رخ داده شده) داریم. به عبارت دیگر بر اساس آزمون POF کوپیک، خطاهای واقعی یا تعداد شکست های که عملا اتفاق می افتد نباید فاصله زیادی با تعداد شکست های مورد انتظار (α.T) در سطح اطمینان (1-α) درصد داشته باشند که در آن T تعداد مشاهدات برون نمونه ای می باشد و در این مطالعه برابر ۴۷۰ می باشد. به عنوان مثال در سطح اطمینان ۹۵ درصد تعداد خطاها نباید فاصله زیادی با ۲۳/۵ (۵۷۰×۰/۰۵) داشته باشند و یا اینکه در سطح اطمینان ۹۹ درصد تعداد خطاها باید نزدیک ۴/۷ باشند. داده های مربوط به تعداد خطاهای مطلوب (انتظاری) و خطاهای واقعی به ترتیب در سطر دوم و سوم کلیه جداول در دو سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصدی برای کلیه روش ها ارائه شده است.

برای محاسبه آماره آزمون TUFF کوپیک، اولین روزی که خطا رخ می دهد (V) پارامتر مهمی محسوب می شود به عبارت دیگر اگر مقدار ارزش در معرض ریسک دقیق برآورد شود، بایستی نسبت (1/v)حول و حوش سطح معنی داری باشد. هم چنین برای به دست آوردن آماره استقلال کریستفرسن نیاز به معیار های تصمیم گیری می باشد بدین صورت که اگر خطایی صورت گیرد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ در نظرگرفته می شود که بر این اساس ماتریس مشروط دو در دو که دارای ۴ عضو می باشد، قابل تعریف است. اولین عضو (n_{00}) این ماتریس برابر تعداد روزهایی است که هیچ خطایی برای دو روز متوالی رخ نداده است، دومین مقدار (n_{10}) تعداد روزهایی را نشان می دهد که خطای روز اول با عدم وقوع خطا در روز بعد همراهی شود، مقدار سوم (n_{01}) بیانگر تعداد روزهایی است که عدم وقوع خطا در روز اول با خطا در روز بعد همراهی شود و نهایتا (n_{11}) مقدار چهارم تعداد روزهایی که در دو روز متوالی خطا رخ می دهد. نتایج مربوط v و n_{ij} برای روش های مختلف در سطر های پنجم تا هفتم جداول مورد نظر در دو سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد آورده شده است. در سطور هشتم تا پانزدهم، نتایج مربوط به آماره‌های نسبت راستنمایی چهار آزمون بازخورد مطرح شده به همراه نتیجه عدم رد و یا رد فرضیه های صفر مرتبط به آنها برای سطوح ۹۵ و ۹۹ درصد نمایش داده شده است. شایان ذکر است برای تایید دقت VaR برآورد شده توسط معیارهای مختلف، مقدار آماره‌های محاسبه شده آزمون بازخورد، بایستی از مقادیر بحرانی جدول که در ذیل نشان داده می شوند، کمتر باشد.

$$\chi^2(0.05,1) = 3.84, \quad \chi^2(0.05,1) = 5.99, \quad \chi^2(0.01,1) = 6.63, \quad \chi^2(0.01,1) = 9.2$$

جدول ۲. نتایج روش پنجره (شاخص کل)

	سطح اطمینان	معیار شباهت- فاصله	فاصله اقلیدسی	فاصله کسینوسی	آماره مربع کای دو	آماره کولموگروف	آماره DTW
ارزش در معرض ریسک	۰/۹۵ ۰/۹۹	-۰/۰۰۸۵ -۰/۰۲۶۷	-۰/۰۱۲۵ -۰/۰۲۲۱	-۰/۰۰۶٤ -۰/۰۱۵۹	-۰/۰۱٤۹ -۰/۰۲۳۲	-۰/۰۰۹۲ -۰/۰۳۲	-۰/۰۱۲۵ -۰/۰۲۲۱
تعداد خطای انتظاری	۰/۹۵ ۰/۹۹	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷
تعداد خطای واقعی	۰/۹۵ ۰/۹۹	۵۰ ۱	۲٤ ۱	۷۳ ۸	۱۳ ۱	٤۱ ۰	۲٤ ۱
V	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ na	۱ ۱
N_{00}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۳۸۳ ٤٦۷	٤۲۲ ٤٦۷	۳٤۷ ٤۵۳	٤٤۳ ٤٦۷	۳۹۷ ٤٦۹	٤۲۲ ٤٦۷
$N_{01}= N_{10}$	۰/۹۵ ۰/۹۹	۳٦ ۱	۲۳ ۱	٤۹ ۸	۱۳ ۱	۳۱ ۰	۲۳ ۱
N_{11}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱٤ ۰	۰ ۰	۲٤ ۰	۰ ۰	۱۰ ۰	۱ ۰
LR_{POF}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۲٤/۱ ٤/۳۳	۰/۰۱۱ ٤/۳۳	۷۲/۱۸ ۱/۹۳	۵/۸۵ ٤/۳۳	۱۱/۳۳ na	۰/۰۱۱ ٤/۳۳
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد عدم رد	عدم رد عدم رد	رد عدم رد	رد عدم رد	رد رد	عدم رد عدم رد
LR_{TUFF}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ na	۵/۹۹ ۹/۲
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد
LR_{IND}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱۳/۵۰ ۰/۰۰٤۲	۰/۰٤۹ ۰/۰۰٤۲	۱٦/٦٦ ۰/۲۵	۰/۷٤ ۰/۰۰٤۲	۱۰/۱۳ na	۰/۰٤۹ ۰/۰۰٤۲
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد عدم رد	عدم رد عدم رد	رد عدم رد	عدم رد عدم رد	رد رد	عدم رد عدم رد
LR_{CC}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۳۷/٦۱ ٤/۳٤	۰/۰٦۱ ٤/۳٤	۸۸/۸۵ ۲/۲۱	٦/۵۹ ٤/۳٤	۲۱/٤٦ na	۰/۰٦۱ ٤/۳٤
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد عدم رد	عدم رد عدم رد	رد عدم رد	رد عدم رد	رد رد	عدم رد عدم رد

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه نتایج آماره های آزمون بازخورد جدول ۲ و نیز مقایسه تعداد خطاهای واقعی و انتظاری، مشاهده می شود که برای شاخص کل در سطح اطمینان ۹۵ درصد، روش پنجره بر مبنای معیارهای شباهت اقلیدسی، مربع کای دو و DTW مقدار ارزش در معرض ریسک را دقیق برآورد می کنند. اما مقادیر VaR محاسبه شده بر اساس معیارهای کولموگروف، کسینوسی و شباهت، مقدار ریسک را کمتر از حد برآورد می کنند. با افزایش سطح اطمینان به ۹۹ درصد ملاحظه می گردد، به غیر از معیار کولموگروف که مقدار ارزش در معرض ریسک را بیش از حد برآورد می کند و به طوری که هیچ خطایی رخ نمی دهد و آماره های آزمون بازخورد مربوط به آن وجود ندارند، سایر معیارها، برآورد دقیقی از VaR ارائه می‌دهند.

جدول ۳. نتایج روش پنجره (شاخص ۵۰ شرکت برتر)

	سطح اطمینان	معیار شباهت- فاصله	فاصله اقلیدسی	فاصله کسینوسی	آماره مربع کای دو	آماره کولموگروف	آماره DTW
ارزش در معرض ریسک	۰/۹۵ ۰/۹۹	-۰/۰۱٤ -۰/۰۲۲۵	-۰/۰۰۷٦ -۰/۰۱۸٦	-۰/۰۰۷٦ -۰/۰۲۱٦	-۰/۰۲۱۲ -۰/۰۳۹۵	-۰/۰۲٤۸ -۰/۰٤٤۸	-۰/۰۰۷٦ -۰/۰۱۸٦
تعداد خطای انتظاری	۰/۹۵ ۰/۹۹	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷
تعداد خطای واقعی	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱۹ ۳	۷۷ ۷	۷۷ ٤	٤ ۰	۲ ۰	۷۷ ۷
V	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱
N_{00}	۰/۹۵ ۰/۹۹	٤٤٤ ٤٦۳	۳٤۳ ٤٥٦	۳٤۳ ٤٦۲	٤٦۲ ٤٦۹	٤٦٥ ٤٦۹	۳٤۳ ٤٥٦
$N_{01}= N_{10}$	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱۲ ۳	٤۹ ٦	٤۹ ۳	۳ ۰	۲ ۰	٤۹ ٦
N_{11}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱ ۰	۲۸ ۱	۲۸ ۱	۱ ۰	۰ ۰	۲۸ ۱
LR_{POF}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۰/۷۱ ٤/۳۳	۸۲/٤٥ ۰/۹۸	۸۲/٤٥ ۰/۱۱	۲٥/٦۷ na	۳٤/۱٦ na	۸۲/٤٥ ۰/۹۸
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	عدم رد عدم رد	رد عدم رد	رد عدم رد	رد رد	رد رد	رد عدم رد
LR_{TUFF}	۰/۹۵ ۰/۹۹	٥/۹۹ ۹/۲	٥/۹۹ ۹/۲	٥/۹۹ ۹/۲	٥/۹۹ na	٥/۹۹ na	٥/۹۹ ۹/۲
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد
LR_{IND}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۰/۸۲ ۰/۰۳۸	۲۲/٥۱ ۲/۹۷	۲۲/٥۱ ٥/۳٤	٥/۳٤ na	۰/۰۱۷ na	۲۲/٥۱ ۲/۹۷
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	عدم رد عدم رد	رد عدم رد	رد عدم رد	رد رد	عدم رد رد	رد عدم رد
LR_{CC}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۳/٦٦ ۰/۷٥	۱۰٤/۹٦ ۳/۹٥	۱۰٤/۹٦ ٥/۳٥	۳۱/۰۱ na	۳٤/۱۸ na	۱۰٤/۹٦ ۳/۹٥
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	عدم رد عدم رد	رد عدم رد	رد عدم رد	رد رد	رد رد	رد عدم رد

منبع: یافته‌های تحقیق

برای شاخص ۵۰ شرکت برتر با توجه به نتایج به دست آمده از جدول ۳، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تنها روش پنجره بر مبنای معیار شباهت-فاصله قابلیت اتکا دارد و میزان VaR را دقیق برآورد می‌کند و دقت ارزش در معرض ریسک به دست آمده بر مبنای سایر معیارها مورد تایید قرار نمی‌گیرند. به بیان دیگر بر اساس آماره‌های آزمون بازخورد معیارهای اقلیدسی، کسینوسی و DTW مقدار ارزش در معرض ریسک را کمتر از حد برآورد می‌کنند و معیار کای دو و کولموگروف مقدار آن را بیش از حد اندازه می گیرند. در سطح اطمینان ۹۹ درصد، به جز معیارهای کای دو و کولموگروف که مقدار ریسک را بیش از حد برآورد می کنند، دقت ارزش در معرض ریسک برآورد شده بر مبنای چهار معیار دیگر تایید می شود.

جدول ٤. نتایج روش پنجره (شاخص واسطه‌گری)

	سطح اطمینان	معیار شباهت- فاصله	فاصله اقلیدسی	فاصله کسینوسی	آماره مربع کای دو	آماره کولموگروف	آماره DTW
ارزش در معرض ریسک	۰/۹۵ ۰/۹۹	-۰/۰۰۷۱ -۰/۰۲۱٤	-۰/۰۰۹۲ -۰/۰۱۲۰	-۰/۰۰۹۲ -۰/۰۱۲۰	-۰/۰۰۸۹ -۰/۰۱۲۸	-۰/۰۱٦۲ -۰/۰۲۲۰	-۰/۰۰۹۲ -۰/۰۱۲۰
تعداد خطای انتظاری	۰/۹۵ ۰/۹۹	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷
تعداد خطای واقعی	۰/۹۵ ۰/۹۹	٦۸ ۹	۵۹ ٤۷	۵٦ ٤۷	۵۹ ٤۳	۲۸ ۸	۵۹ ٤۷
V	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱
N_{00}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۳۵۸ ٤۳٤	۳۷٤ ۳۸۸	۳۷۸ ۳۸۸	۳۷٤ ۳۹۲	٤۱۸ ٤۳۲	۳۷٤ ۳۸۸
$N_{01}= N_{10}$	۰/۹۵ ۰/۹۹	٤۳ ۱۵	۳٦ ۳٤	۳۵ ۳٤	۳٦ ۳٤	۲۳ ۱٦	۳٦ ۳٤
N_{11}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۲۵ ۵	۲۳ ۱۳	۲۱ ۱۳	۱ ۹	۵ ۵	۲۳ ۱۳
LR_{POF}	۰/۹۵ ۰/۹۹	٦۰/۰۹ ۲/۷۳	٤۰/۵۲ ۱۳۵/۵۲	۳٤/٦۸ ۱۳۵/۵۲	٤۰/۵۲ ۱۱۷/۰۱	۰/۸۵ ۱/٦۵	٤۰/۵۲ ۱۳۵/۵۲
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد عدم رد	رد رد	رد رد	رد رد	عدم رد عدم رد	رد رد
LR_{TUFF}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ na	۵/۹۹ na	۵/۹۹ ۹/۲
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد
LR_{IND}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۲۵/۵۷ ۵/۱۱	۳۲/۰۸ ۱۳/٤۸	۲۹/۲٤ ۱۳/٤۸	۳۲/۰۷ ٦/۱۷	۲/۹۱ ٤/۸٤	۳۲/۰۸ ۱۳/٤۸
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد عدم رد	رد رد	رد رد	رد عدم رد	عدم رد عدم رد	رد رد
LR_{CC}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۸۵/٦٦ ۷/۸٤	۷۲/۵۹ ۱٤۹/۲۹	٦۳/۹۳ ۱٤۹/۲۹	۷۲/۵۹ ۱۲۳/۱۸	۳/۷٦ ٦/۱۹	۷۲/۵۹ ۱٤۹/۲۹
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد عدم رد	رد رد	رد رد	رد رد	عدم رد عدم رد	رد رد

منبع: یافته‌های تحقیق

ارزش در معرض ریسک برای شاخص واسطه گری تنها با استفاده از معیار شباهت در سطح اطمینان ۹۹ درصد و نیز معیار کولموگروف در دو سطح ۹۵ و ۹۹ دقیق برآورد شده است و این در حالی است که سایر معیارها در سطوح اطمینان مورد نظر، مقدار ارزش در معرض ریسک را بیش از حد محاسبه می نمایند.

جدول ۵. نتایج روش پنجره (شاخص صنعت)

	سطح اطمینان	معیار شباهت- فاصله	فاصله اقلیدسی	فاصله کسینوسی	آماره مربع کای دو	آماره کولموگروف	آماره DTW
ارزش در معرض ریسک	۰/۹۵ ۰/۹۹	-۰/۰۱۰۲ -۰/۰۱۶۹	-۰/۰۱۳٤ -۰/۰۱۷۵	-۰/۰۰۸ -۰/۰۱٤۷	-۰/۰۱٤۲ -۰/۰۳۳	-۰/۰۱۵٤ -۰/۰۱۷۵	-۰/۰۱۳٤ -۰/۰۱۷۱
تعداد خطای انتظاری	۰/۹۵ ۰/۹۹	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷
تعداد خطای واقعی	۰/۹۵ ۰/۹۹	۳۹ ۱۱	۲۰ ۱۰	٤۳ ۱٤	۱۸ ۰	۱٦ ۱۰	۲۰ ۱۰
V	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۰	۱ ۱	۱ ۱
N_{00}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۳۹۹ ٤٤۵	٤۳۰ ٤٤۷	۳۹۳ ٤٤۱	٤٤۱ ٤٦۹	٤٤۵ ٤٤۷	٤۳۰ ٤٤۷
$N_{01}= N_{10}$	۰/۹۵ ۰/۹۹	۳۱ ۱۲	۱۹ ۱۱	۳۳ ۱٤	۱٤ ۰	۱۲ ۱۱	۱۹ ۱۱
N_{11}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۸ ۰	۱ ۰	۱۰ ۰	۰ ۰	۰ ۰	۱ ۰
LR_{POF}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۹/۰۵ ٦/۱۸	۰/۵۷ ۵/۲٤	۱۳/۸۲ ۱۲/۱٤	۲/۱۱ na	۲/۸۳ ۵/۲٤	۰/۵۷ ۵/۲٤
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد عدم رد	عدم رد عدم رد	رد رد	عدم رد رد	عدم رد عدم رد	عدم رد عدم رد
LR_{TUFF}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ na	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد
LR_{IND}	۰/۹۵ ۰/۹۹	٦/۳۱ ۰/٦۳	۰/۰۲٦ ۰/٤۲	۸/۵۷ ۰/۸٦	۰/۸٤ na	۰/٦۳ ۰/۵۲	۰/۰۲٦ ۰/٤۲
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد عدم رد	عدم رد عدم رد	رد عدم رد	عدم رد رد	عدم رد عدم رد	عدم رد عدم رد
LR_{CC}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱۵/۳۷ ٦/۸۱	۰/٦۰ ۵/٦٦	۲۲/٤۰ ۱۳/۰۱	۲/۹۵ na	۳/٤٦ ۵/۷٦	۰/٦۰ ۵/٦٦
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد عدم رد	عدم رد عدم رد	رد رد	عدم رد رد	عدم رد عدم رد	عدم رد عدم رد

منبع: یافته‌های تحقیق

برای شاخص صنعت در سطح اطمینان **۹۵**، به جز معیارهای شباهت و کسینوسی که میزان VaR را کمتر از حد برآورد می کنند، چهار معیار دیگر اندازه گیری دقیقی از ریسک ارائه می دهند. در سطح اطمینان **۹۹** درصد معیار کسینوسی مقدار ریسک را نیز کمتر از حد برآود می کند و از طرفی معیار کای دو آن را بیش از حد برآورد می کند، این در حالی است که دقت ارزش در معرض ریسک برآورد شده بر مبنای چهار معیار دیگر تایید می شود.

جدول ٦. نتایج روش پنجره (شاخص قیمت و بازده نقدی)

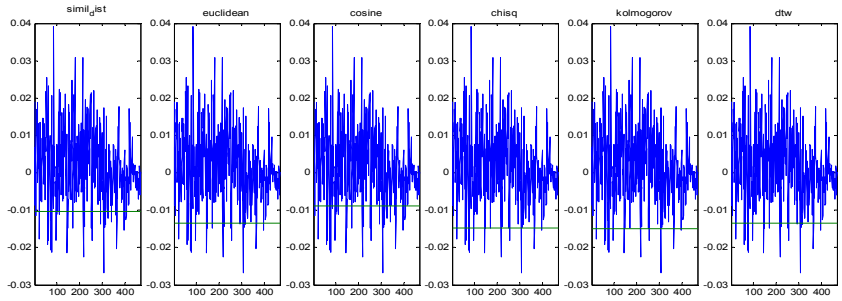
	سطح اطمینان	معیار شباهت- فاصله	فاصله اقلیدسی	فاصله کسینوسی	آماره مربع کای دو	آماره کولموگروف	آماره DTW
ارزش در معرض ریسک	۰/۹۵ ۰/۹۹	-۰/۰۰٤۳ -۰/۰۰۸۸	-۰/۰۰٤٦ -۰/۰۱۹۷	-۰/۰۰٦۱ -۰/۰۱۲٦	-۰/۰۱۳۲ -۰/۰۲٤۱	-۰/۰۱۱۷ -۰/۰۵۸۸	-۰/۰۰٤٦ -۰/۰۱۹۷
تعداد خطای انتظاری	۰/۹۵ ۰/۹۹	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷	۲۳/۵ ٤/۷
تعداد خطای واقعی	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱۱۱ ٤۸	۱۰۲ ۵	۷۳ ۲۵	۲۱ ٤	۳۱ ۰	۱۰۲ ۵
V	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۱	۱ ۰	۱ ۱
N_{00}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۲۸٦ ۳۸٦	۲۹۸ ٤۵۹	۳٤۵ ٤۲۰	٤۳۵ ٤٦۱	٤۱۲ ٤٦۹	۲۹٦ ٤۵۹
$N_{01}= N_{10}$	۰/۹۵ ۰/۹۹	۷۲ ۳۵	٦۹ ۵	۵۱ ۲٤	۱۵ ٤	۲٦ ۰	٦۹ ۵
N_{11}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۳۹ ۱۳	۳۳ ۰	۲۲ ۱	۵ ۰	۵ ۰	۳۳ ۰
LR_{POF}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱۸۲/۰۳ ۱٤۰/٦۲	۱۵۷/۵٦ ۰/۰۲	۷۲/۸۲ ٤۳/۸٦	۰/۷۵ ۰/۱۱	۲/۱۹ na	۱۵۷/۵٦ ۰/۰۲
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد رد	رد عدم رد	رد رد	عدم رد عدم رد	عدم رد عدم رد	رد عدم رد
LR_{TUFF}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ ۹/۲	۵/۹۹ na	۵/۹۹ ۹/۲
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد	رد رد
LR_{IND}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۹/۹۹ ۱۲/۵٤	۸/۰۵ ۰/۱۰	۱۲/۱۱ ۰/۱۰	۲/۳۳ ۰/۰٦	۱/۰۲ na	۸/۰۵ ۰/۱
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد رد	رد عدم رد	رد عدم رد	رد عدم رد	عدم رد رد	رد عدم رد
LR_{CC}	۰/۹۵ ۰/۹۹	۱۹۲/۰۲ ۱۵۳/۱٦	۱٦۵/۲۱ ۰/۱۲	۸٤/۹۳ ٤۳/۹٦	۳/۰۸ ۰/۱۷	۳/۲۱ na	۱٦۵/۲۱ ۰/۱۲
نتیجه آزمون	۰/۹۵ ۰/۹۹	رد عدم رد	رد عدم رد	رد رد	عدم رد عدم رد	عدم رد رد	رد عدم رد

منبع: یافته‌های تحقیق

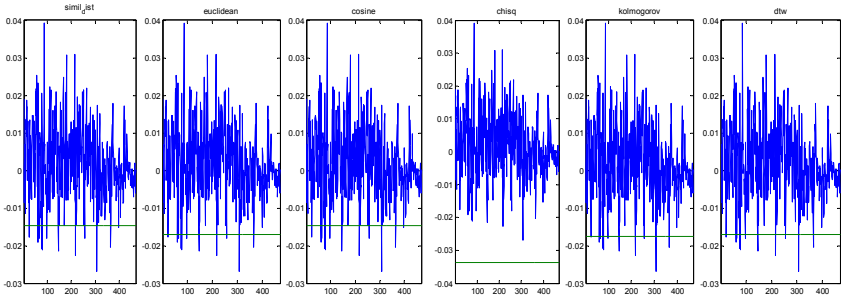
با توجه به نتایج جدول فوق، برای شاخص قیمت و بازده نقدی، معیارهای مربع کای دو و کلموگروف اندازه گیری دقیقی از ریسک در سطح اطمینان ۹۵ درصد ارائه می دهند و چهار معیار دیگر مقدار VaR را کمتر از حد برآورد می کنند. در سطح اطمینان ۹۹ درصد، دقت ارزش در معرض ریسک محاسبه شده بر مبنای سه معیار اقلیدسی، کای دو و DTW تایید می شود اما معیارهای شباهت و کسینوسی مقدار VaR را کمتر از حد برآورد می کنند و معیار کولمگروف مقدار آن را بیش از حد برآورد می کند.

در پایان نمودار ارزش در معرض ریسک روزانه به همراه داده های برون نمونه ای مربوط پنج شاخص مورد نظر در نمودار شکل‌های ۲ تا ۶ در دو سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد نشان داده می شود.

شکل ۲. نمودار ارزش در معرض ریسک روزانه و بازدهی های برون نمونه ای (شاخص صنعت)



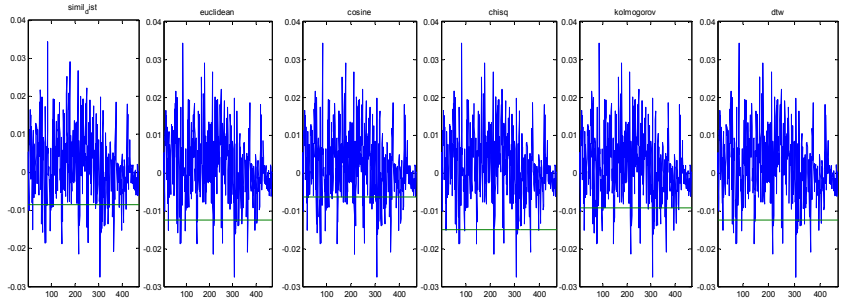
سطح اطمینان ۹۵ درصد



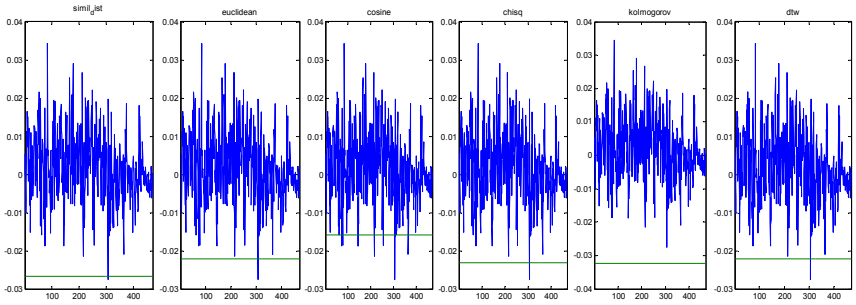
سطح اطمینان ۹۹ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل۳. نمودار ارزش در معرض ریسک روزانه و بازدهی های برون نمونه ای (شاخص کل)



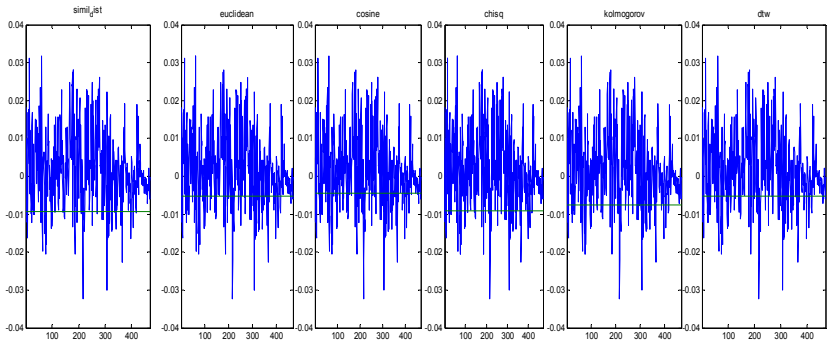
سطح اطمینان ۹۵ درصد



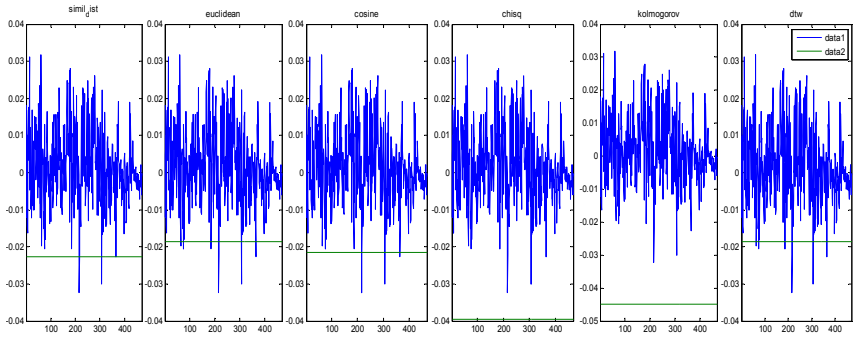
سطح اطمینان ۹۹ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ٤. نمودار ارزش در معرض ریسک روزانه و بازدهی های برون نمونه ای (شاخص ۵۰ شرکت برتر)



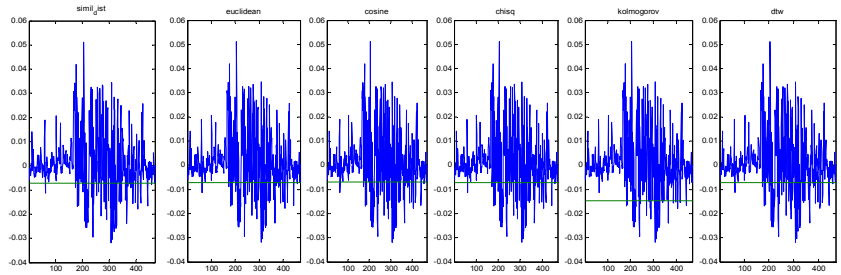
سطح اطمینان ۹۵ درصد



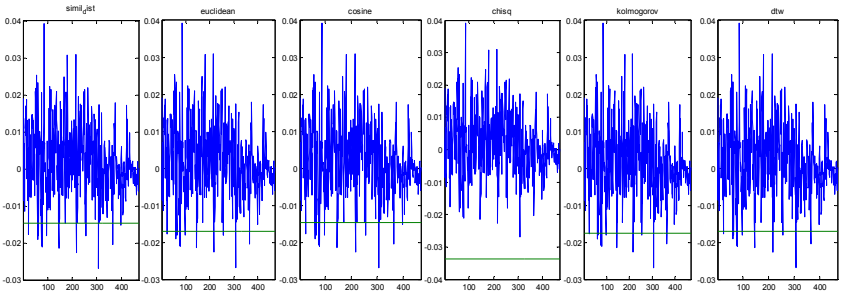
سطح اطمینان ۹۹ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ۵. نمودار ارزش در معرض ریسک روزانه و بازدهی های برون نمونه ای (شاخص واسطه گری)



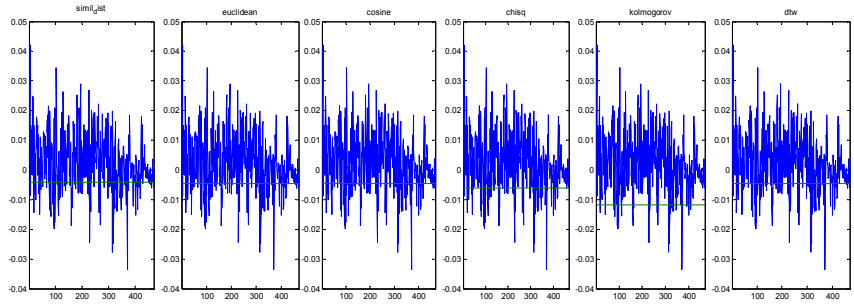
سطح اطمینان ۹۵ درصد



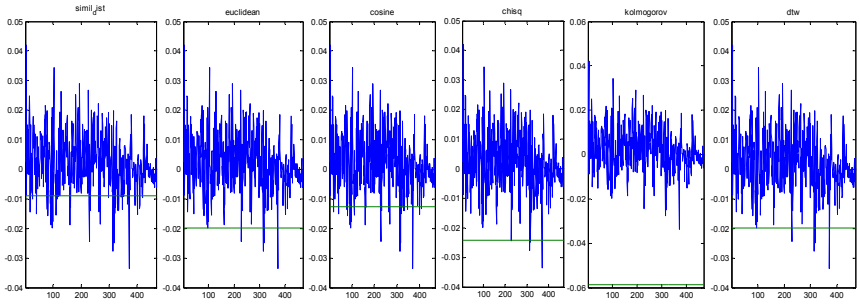
سطح اطمینان ۹۹ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ٦. نمودار ارزش در معرض ریسک روزانه و بازدهی های برون نمونه ای (شاخص قیمت و بازده نقدی)



سطح اطمینان ۹۵ درصد



سطح اطمینان ۹۹ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

به طور معمول سه روش کلی پارامتریک، ناپارامتریک و شبه پارامتریک برای برآورد ارزش در معرض ریسک به کار گرفته می شود. در این مطالعه ضمن معرفی و ارائه روش جدید پنجره که مبتنی بر پیش بینی داده ها بر اساس معیارهای شباهت و انتخاب صدک بازدهی ها می باشد، به برآورد ارزش در معرض ریسک پنج شاخص عمده بورس اوراق بهادار پرداخته شد. و همچنین دقت VaR محاسبه شده توسط روش مذکور از طریق

آزمون های بازخورد پوشش شرطی و غیر شرطی مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج تجربی حاصل از این تحقیق برای شاخص های بورس اوراق بهادار تهران نشان می دهد: اولا بر اساس نتیجه آزمون بازخورد در اکثر موارد دقت ارزش در معرض ریسک اندازه گیری شده از طریق روش پنجره با در نظر گرفتن هر شش معیار مطرح شده به جز معیار کسینوسی مورد تایید قرار گرفته است و ثانیا بر اساس مقادیر آماره های آزمون بازخورد و نیز مقایسه تعداد خطاهای واقعی و خطاهای مورد انتظار، روش پنجره به ترتیب با لحاظ معیارهای اقلیدسی، DTW ،کولموگروف، مربع کای دو و شباهت-فاصله، توانایی و کارایی بیشتری در پیش بینی ارزش در معرض ریسک شاخص های پنج گانه بازار بورس تهران را دارد.

منابع و مآخذ

- پیکارجو، کامبیز و حسین‌پور، بدریه(۱۳۸۹).اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک در شرکت‌های بیمه با استفاده از مدل GARCH. فصلنامه صنعت بیمه، شماره ۳، صفحات ۳۳-۵۸.
- خالوزاده، حمید و نسیبه امیری (۱۳۸۵). تعیین سبد سهام بهینه در بازار بورس تهران براساس نظریه ارزش در معرض ریسک، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۳، صفحات ۲۱۱-۲۳۱.
- خیابانی، ناصر و مریم ساروقی (۱۳۹۰)، ارزش‌گذاری برآورد VaR بر اساس مدل‌های خانواده ARCH ، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. سال شانزدهم شماره ۴۷. صفحات ۷۳-۵۳.
- راعی، رضا و حسین فلاح طلب (۱۳۹۲)، کاربرد شبیه سازی مونت کارلو و فرایند قدم زدن تصادفی در پیش بینی ارزش در معرض ریسک، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۱۶، صفحات ۹۲-۷۵.
- سجاد، رسول، هدایتی شهره و شراره هدایتی (۱۳۹۳)، برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از نظریه ارزش فرین در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، شماره ۹، صفحات ۱۵۵-۱۳۳.
- عباسی، ابراهیم (۱۳۹۲). برآورد و ارزیابی ارزش در معرض ریسک در بازار فارکس، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۱۷، صفحات ۴۴-۲۳.
- عباسی، ابراهیم و همکاران (۱۳۸۸) ، کاربرد ارزش در معرض ریسک در تشکیل سبد بهنه سهام در بورس اوراق بهادار تهران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۷، صفحات ۵۹-۷۵.
- فلاح شمس، میرفیض(۱۳۸۹).بررسی مقایسه‌ای کارایی مدل ریسک سنجی و مدل اقتصادسنجی GARCH در پیش‌بینی ریسک بازار بورس اوراق بهادار تهران. مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، شماره ۵، صفحات ۱۳۷-۱۵۹.
- محمدی، شاپور، راعی، رضا و فیض آباد، آرش(۱۳۸۷). محاسبه ارزش در معرض ریسک پارامتریک با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی در بورس اوراق

بهادار تهران. تحقیقات مالی، شماره ۲۵، صفحات ۱۰۹ - ۱۲۴.

- نصرالهی، زهرا و همکاران (۱۳۸۹)، مقایسه مدل های خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته و شبیه سازی مونت کارلو برای تخمین ارزش در معرض ریسک پرتفولیوی ارزی، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، شماره ۴۴، صفحات ۱۹۹ - ۲۲۴.

- Abad, P., & Benito, S. (2010). A Detailed Comparison of Value at Risk in International Stock Exchanges. Fundación De Las Cajas De Ahorros, Documento De Trabajo, 16 , 1-45.
- Alexander, c., John, W., & Sons, C. (2012). Market risk analysis, Value at Risk Models. Journal of economic Dynamics & control, 4, 23-41.
- Ashish Singhal & Dale E. Seborg (2001). Matching Patterns from Historical Data Using PCA and Distance Similarity Factors. Proceedings of the American Control Conference Arlington, VA June 25-27.
- Brown JR, Harvey ME (2008). "Rational Arithmetic Mathematica Functions to Evaluate the Two-Sided One sample K-S Cumulative Sample Distribution." Journal of Statistical Software, 26(2), 1–40.
- Barreto, H., & Howland, H. (2011). Introductory econometrics using Monte carlo simulation with Microsoft Excel. Cambridge university press, 23, 19-33.
- Basel Committee on Banking Supervision (1996). Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks.
- Barone-Adesi, G., Giannopoulos, K., (2001).Non-parametric VaR techniques. Myths and realities. Economic Notes by Banca Monte deiPaschi di Siena, SpA. 30, 167–181.
- Barone-Adesi, G., Giannopoulos, K., Vosper, L., (1999). VaR without correlations for nonlinear portfolios. Journal of Futures Markets 19, 583–602.
- Barone-Adesi, G., Giannopoulos, K., Vosper, L. (2002). Backtesting derivative portfolios with filtered historical simulation (FHS). European Financial Management 8, 31–58.
- Boudraa, A., Cexus, J., Groussat, M., and Brunagel, P. (2008), 'An Energy-Based Similarity Measure for Time Series',EURASIP Journal on Advances in Signal Processing, 13, 1–8.
- Christoffersen, P., (1998). Evaluating interval forecasting. International Economic Review 39, 841–862. Christofferssen, P. & Pelletier, P. (2004), Backtesting Value-at-Risk: A Duration Based Approach. Journal of Empirical Finance, 2, 84-108.
- Christoffersen, P., Diebold, F. 2006. Financial asset returns, direction-of-change forecasting and volatility dynamics. Management Science 52, 1273–1287.
- Chena Qi and Rongda Chen (2013). "Method of Value-at-Risk and empirical research for Shanghai stock market" Procedia Computer Science 17, 671 – 677.
- Drew JH, Glen AG, Leemis LM (2000). "Computing the Cumulative Distribution Function of the Kolmogorov-Smirnov Statistic." Computational

Statistics and Data Analysis, 34, 1–15.

- Gupta, R. (2008). Assessing the V alue -at -Risk (VAR) for BSE Index consisting of 30 stocks by using various parametric, nonparametric and semi-parametric models for estimating Value -at -Risk (VAR). UNIVERSITY OF NOTTINGHAM.
- Hull, J., White, A., (1998). Incorporating volatility updating into the historical simulation method for value-at-risk. Journal of Risk 1, 5–19.
- Kupiec, P., (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. Journal of Derivatives 2, 73–84.
- Kolmogorov A (1933). "Sulla Determinazione Empirica di una Legge di Distribuzione." Giornale dell' Istituto Italiano degli Attuari, 4, 83–91.
- J.P. Morgan, Riskmetrics, Technical Document, 4th ed., J.P. Morgan, New York, 1996.
- Piroozfar, G. (2009). Forecasting Value at Risk with Historical and Filtered Historical Simulation Methods. U.U.D.M. Project Report 2009:15.
- Romanyshyn, Y., and Tkachenko, V. (2010), 'Comparison of Similarity Measures of Speech Signals Fragments', Proceedings of 6th International Conference on Perspective Technology and Methods in MEMS design (MEMSTECH), Lviv, Ukraine, Vecha & Co, 978-1-4244-7325-0, p. 184.
- White, H., (2000). A reality checks for data snooping. Econometrica 68, 1097–1126.