اندیشه مدیریت راهبردی، سال یازدهم، شماره دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶، شماره پیاپی ۲۲، صص۲۰۵-۲۲۶

مقایسه مدل‌های ارزش در معرض خطر شبیه‌سازی تاریخی و گارچ در پیش‌بینی وجه تضمین قراردادهای آتی

میرفیض فلاح شمس*
علیرضا ناصرپور**
علی ثقفی***
محمدتقی تقوی فرد****

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۲/۰۹
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۹/۳۰

چکیده

مدیریت ریسک اتاق پایاپای در معاملات قراردادهای مشتقه عمدتاً با أخـذ وجـوه تضـمین از دارندگان موقعیت‌های معاملاتی انجام می‌شود. از طرفی با توجه به هزینه فرصـت ایـن وجـوه برای دارندگان موقعیت در قراردادهای آتی، محاسبه مقدار وجـه تضـمین بهینـه توسـط اتـاق پایاپای یکی از مسائل حساس این معاملات است.

در این تحقیق با استفاده از داده‌های تغییرات قیمتی آتی و نقدی سکه طلا، در بازه زمانی سـال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹٤ پس از تخمین مقدار وجه تضمین با استفاده از مدل گارچ مبتنی بر توزیع اجزا اخلال تی استیودنت و نرمال، گارچ نمایی و گارچ GJR با استفاده از توابع زیـان دوم لـوپز و بلانکو ـ ایهل، نتایج آن با مدل شبیه‌سازی تاریخی، مقایسه شد. همچنین با آزمون‌های کوپیـک و پوشش شرطی کریستوفرسن اقدام به پس‌آزمایی این مدل‌ها شد.

با توجه به اینکه داده‌های نقدی از ویژگی خودرگرسـیونی برخـوردار بـوده و در نوسـانات آن ناهمسانی واریانس مشاهده می‌شود، مدل‌های مبتنی بر گارچ مدل‌های مناسـبی بـرای تخمـین وجه تضمین برای این داده‌ها می‌باشند. همچنین با توجه بـه دنبالـه‌هـای پهـن توزیـع تجربـی داده‌های نقدی، از آن‌جایی که مدل مبتنی بر شبیه‌سازی تاریخی هـیچ فرضـی را در خصـوص نوع توزیع داده‌ها در نظر نمی‌گیرد، عملکرد مناسبی نسبت به مدل‌های پارامتریک داشته است.

* دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
fallahshams@gmail.com
** دکتری مدیریت مالی، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامـه طباطبـایی، تهـران، ایران.
*** استاد، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
**** دانشیار، گروه مدیریت صنعتی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

واژگان کلیدی: پس‌آزمایی کریستوفرسن، مدل ارزش در معرض خطر، مدل گارچ نمایی، وجه تضمین.

مقدمه

در دو دهه اخیر، اکثر مطالعات اقتصاددانان مالی بر روی مدل‌سازی و تخمین نوسان سری‌های زمانی اقتصادی متمرکز بوده است. علت این امر عمدتاً به واسطه آن است که از نوسان به عنوان معیاری جهت محاسبه ریسک استفاده می‌شود. یکی از مهمترین نهادها در بازارهای مشتقه که نقش محوری و اساسی در ثبات و ایمنی بازار را بر عهده دارد اتاق پایاپای[1] بازارهای مشتقه می‌باشد، که با ریسک نکول طرف قرارداد در بازارهای مشتقه مواجه است و مدیریت این ریسک یکی از اصلی‌ترین وظایف این نهاد است. این نهادها با سازوکار أخذ وجوه تضمین و تسویه روزانه[2] قراردادهای آتی، قادر به تضمین تعهدات طرفین قرارداد شده و ریسک نکول تعهدات این قراردادها را از جانب طرفین کاهش داده‌اند (French et al, 1987, p. 3). لذا دریافت وجه تضمین در قراردادهای آتی از دارندگان موقعیت‌های باز مهمترین ابزار مدیریت ریسک این نهاد می‌باشد.

اگرچه مقادیر بالای وجه تضمین، اتاق پایاپای و کارگزاران را در مقابل ریسک نکول مشتریان محافظت می‌کند، هزینه فرصت وجوه تضمین برای دارندگان موقعیت در قراردادهای آتی جذابیت این ابزار مالی را کاهش می‌دهد. لذا محاسبه مقدار وجه تضمین توسط اتاق‌های پایاپای مسئله بسیار حساسی است (Broussard, 2001, p. 365).

در عمده روش‌های محاسبه وجه تضمین توجه به تغییرات قیمتی دارایی پایه قراردادهای آتی است. زیرا اگر سطح تغییرات قیمت در یک روز در قراردادهای آتی بیشتر از سطح وجه تضمین قراردادهای آتی باشد، در آن صورت امکان نکول، دارندگان موقعیت که تغییر قیمت به زیان آن‌ها بوده است، وجود خواهد داشت. اگر سطح وجه تضمین، تغییرات قیمت و تابع توزیع احتمال تجمعی تغییرات قیمت را به ترتیب با ML،Δp و $F(x)$ نشان دهیم، در این صورت احتمال عدم کفایت وجه تضمین در یک روز، به صورت ساده از رابطه زیر محاسبه خواهد شد (Longin, 1999, p. 127).

$$p = prob(\Delta p > ML) = F(ML)$$ رابطه ۱)

در بیشتر مدل‌ها محاسبه وجه تضمین، مبتنی بر رویکرد ارزش در معرض خطر[۳] می‌باشد. روش‌های سنتی فرض پیروی بازدهی قیمت‌های آتی از توزیع نرمال را مطرح می‌کردند. ولی تحقیقات اخیر نشان داده است توزیع تاریخی قیمت‌های آتی، دنباله پهن‌تری نسبت به توزیع نرمال دارد (Edwards & Neftci, 1998, p. 639; Warshawsky, 1989, p. 420). لذا از توزیع های دیگری مانند تی استیودنت برای تخمین تابع چگالی احتمال قیمت‌ها استفاده شد. همچنین در تخمین مدل‌های ارزش در معرض خطر، ناهمسانی واریانس اجزاء اخلال نیز بسیار مورد توجه است. زیرا اگر توزیع اجزا اخلال دارای واریانس ناهمسان باشند، عدم توجه به این مسئله باعث تخمین اشتباه مدل‌ها خواهد شد. مدل‌های خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس[۴] (ARCH) و خودرگرسیونی عمومی مشروط بر ناهمسانی واریانس[۵] (GARCH)، مسئله ناهمسانی واریانس را از طریق مدل‌سازی واریانس مرتفع می‌سازند. اگرچه مدل‌های گارچ از پیچیدگی‌های بیشتری در مدل‌سازی نوسانات برخوردار است ولی این اعتقاد وجود دارد که در ادبیات مالی کاربردی عمدتاً از مدل‌های ساده‌تر استفاده می‌شود (محمدی و نصیری، ۱۳۸۹، ص ۹۵). به طوری که ادعا می‌شود، بیش از ۷۰ درصد بانک‌ها و اتاق‌های پایاپای دنیا برای سنجش ریسک از مدل شبیه‌سازی تاریخی به جای مدل‌های پیچیده‌تر استفاده می‌کنند (King, 2013, p. 4). لذا در این مقاله سعی بر این است که در محاسبه وجه تضمین قراردادهای آتی سکه طلای بورس کالای ایران مدل‌های پیچیده ارزش در معرض خطر در مقابل مدل‌های ساده‌تر شبیه‌سازی تاریخی و واریانس کواریانس مورد مقایسه قرار گیرد.

۱. ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

وجه تضمین یک قرارداد آتی را معمولاً برابر با سود یا زیان برخواسته از بیشترین افزایش یا کاهش در قیمت (که در روزهای آینده با سطح اطمینان مشخصی قابل پیش‌بینی می‌باشد)، در نظر می‌گیرند. این بیشترین کاهش یا افزایش پیش‌بینی شده از طریق مدل‌های مبتنی بر رویکرد ارزش در معرض خطر (VAR) محاسبه می‌گردد. اینکه از کدام مدل ارزش در معرض خطر برای محاسبه وجه تضمین اولیه[۶] هر قرارداد آتی استفاده شود، بستگی به دارایی پایه قرارداد آتی و نوع نوسانات و توزیع قیمتی آن دارد،

که این مسئله موضوع اصلی بررسی ما در این نوشتار در مورد قراردادهای آتی سکه طلای بورس کالای ایران می‌باشد. مهمترین مشخصه مدل‌های مبتنی بر رویکرد پارامتریک این است که در آن‌ها فرض خاصی در مورد توزیع بازده قیمت‌ها در نظر گرفته می‌شود و سپس تمامی این محاسبات بر اساس این فرض توزیعی بنا می‌گردد. این توزیع می‌تواند نرمال، تی استیودنت یا هر توزیع آماری دیگری باشد.

این در حالی است که بسیاری از متغیرهای مالی دنباله‌هایی پهن‌تر از توزیع نرمال و یا تی استیودنت دارند. بنابراین توزیع‌های مذکور نمی‌تواند چولگی و کشیدگی متغیرهای بازار و همبستگی غیرخطی آن‌ها را نشان دهد (Hall & Welsh, 1984, p. 1072) . بر این اساس عمده نهادهای مالی از مدل‌های شبیه‌سازی که در واقع یک مدل ناپارامتریک می‌باشد، برای تخمین VaR استفاده می‌کنند.

همچنین در تخمین مدل‌های ارزش در معرض خطر توجه به ناهمسانی واریانس اجزاء اخلال نیز بسیار مورد توجه است، زیرا اگر توزیع اجزای اخلال دارای واریانس ناهمسان باشند، عدم توجه به این مسئله باعث تخمین اشتباه مدل‌ها خواهد شد. زمانی که متغییر ما بازده قیمت است و واریانس بازده، نشانگر سطح ریسک بازده‌های پیش بینی شده می‌باشد ممکن است برخی از دوره‌های زمانی از برخی دوره‌های دیگر ریسکی‌تر باشند. به علاوه این زمان‌های ریسکی به صورت تصادفی در طی داده‌های سالانه و یا... پراکنده نیستند، بلکه درجه‌ای از خودهمبستگی در ریسکی بودن بازدهی‌های مالی وجود دارد. یعنی دامنه نوسان بازده در برخی از دوره‌های زمانی بیشتر و در سایر دوره‌ها کمتر است. از این پدیده به عنوان خوشه‌بندی نوسان[۷] یاد می‌کنند. مدل‌های خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس (ARCH) و خودرگرسیونی عمومی مشروط بر ناهمسانی واریانس (GARCH)، مسئله ناهمسانی واریانس را از طریق مدل‌سازی واریانس مرتفع می‌سازند.

تاکنون مطالعات بسیار زیادی بر روی ابعاد مختلف قراردادهای آتی صورت گرفته است که با توجه به اهمیت وجه تضمین در ساختار معاملات قراردادهای آتی و ارتباط متقابل آن با بسیاری از مؤلفه‌های بازار، سهم قابل توجهی از این مطالعات در حوزه تعیین بهینه وجه تضمین در قراردادهای آتی است.

همان‌گونه که ذکر شد نکته بسیار مهم در ارائه مدل‌های تعیین وجه تضمین بهینه، توجه به توزیع آماری قیمت‌های آتی مورد بررسی است. در مطالعات مختلفی فرض نرمال بودن توزیع قیمت قراردادهای آتی به طور کلاسیک در نظر گرفته شده است (Figlewski, 1984, p. 385). اما نکته بسیار اساسی که در مطالعات مختلف به آن پرداخته شد، این موضوع بود که قیمت‌های آتی و بازدهی قیمت‌های آتی لزوماً از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند (Gay et al , 1986, p. 307). ادورادو نفتسی و وارشاوسکی با به‌کارگیری توزیع تاریخی قیمت‌های آتی نشان دادند که فرض نرمال بودن توزیع قیمت قراردادهای آتی صادق نیست و به همین دلیل سطح وجوه تضمین پیشنهاد شده با استفاده از مدل‌هایی که این پیش‌فرض در آن‌ها لحاظ شده است، کمتر از حد واقعی است (Edwards & Neftci, 1998, p. 639; Warshawsky, 1989, p. 420).

کاتر و لانگین بر استفاده از توزیع تاریخی در محاسبات تعیین وجه تضمین تأکید می‌کنند. این روش اگرچه مشکلات موجود در استفاده از مدل‌های مبتنی بر توزیع نرمال را حل می‌کند، اما به دلیل کمبود داده‌های تاریخی در دوره‌های مورد بررسی در برخورد با تغییرات قیمت با احتمال بسیار کم، ناتوان است (Cotter & Longin, 2004, p. 14). کاتر و لانگین با به‌کارگیری داده‌های بین روزی[۸] در مدل‌های مقدار کرانی علاوه بر لحاظ کردن پویایی درون روزی قیمت‌های آتی در محاسبه وجه تضمین مورد نیاز با ایجاد داده‌هایی با فراوانی بالا تخمین مدل‌های آماری را دقیق‌تر می‌کنند.

انگل برای اولین بار مدلی را ارائه نمود که بر اساس آن توانست ناهمسانی واریانس شرطی را مدل‌سازی نماید (Engel, 1982, p. 987). پس از آن مدل‌های گوناگونی بر پایه مدل اولیه انگل (مدل ARCH) توسط محققین مختلف ارائه گردید که به طور گسترده‌ای در زمینه تحلیل سری‌های زمانی مالی مورد استفاده قرار گرفتند. در حوزه تعیین وجه تضمین قراردادهای آتی برای اولین بار هسیه (Hsieh, 1991, p. 1839) اهمیت مدل‌سازی ناهمسانی شرطی در تعیین وجه تضمین را بیان می‌کند. او پیشنهاد می‌کند که تابع توزیع احتمال شرطی، می‌تواند در تعیین پویای وجه تضمین مفید باشد. توجه به ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی داده‌ها همواره در داده‌های مالی مطرح بوده است. کاتر با به‌کارگیری یک مدل گارچ، یک فرایند شرطی را برای توزیع قیمت‌های آتی (برای

بررسی ویژگی پویایی نوسانات قیمت‌های آتی) در نظر گرفت (Cotter J. , 2001, p. 1475). نات و پولنگی وجه تضمین قراردادهای آتی را با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس تخمین زدند (Knott & Polenghi, 2006, p. 17). کاتر و دود نیز مدل گارچ به همراه ریزش مورد انتظار را برای تخمین وجه تضمین اتاق پایاپای مورد استفاده قرار دادند (Cotter & Dowd, 2006, p. 18).

اگرچه مطالعات صورت گرفته در این حوزه در ایران چندان چشمگیر نیست، ولی دو تحقیق صورت گرفته در این حوزه قابل توجه است. فلاح در تحقیقی بر اساس آمار معاملات قراردادهای آتی سکه طلا در بورس کالای ایران با استفاده از مدل GARCH چند متغیره، اثر تغییرات وجه تضمین بر قیمت، نوسان‌پذیری قیمت و حجم معاملات را مورد بررسی قرار داد. نتایج، نشان‌دهنده ارتباط منفی بین افزایش وجه تضمین و قیمت قراردادهای آتی و حجم معاملات و همچنین رابطه مثبت بین افزایش وجه تضمین و نوسانات قیمت قراردادهای آتی بوده است (فلاح, ۱۳۹۳, ص ۱۱۷). کریمی در تحقیقی وجه تضمین قراردادهای آتی را با استفاده از نظریه ارزش فرین شرطی محاسبه کرده است (کریمی، ۱۳۹۱، ص ۱٤۷).

در این تحقیق وجه تضمین قراردادهای آتی سکه طلای بورس کالای ایران با تأکید بر رویکردهای ناپارامتریک و پارامتریک ارزش در معرض خطر و به طور خاص با مدل‌های متعددی از جمله شبیه‌سازی تاریخی، ارزش در معرض خطر نرمال و تی استیودنت، ارزش در معرض خطر مبتنی بر مدل گارچ در قالب چندین مدل محاسبه شده و در پایان با استفاده از روش‌های پس‌آزمایی[۹] مناسب این مدل‌ها با یکدیگر مقایسه شده است.

۱-۱. توسعه فرضیه‌ها

در این تحقیق، مدل‌های ارزش در معرض خطر واریانس کوواریانس مبتنی بر توزیع نرمال و تی استیودنت، شبیه‌سازی تاریخی، گارچ مبتنی بر اجزا اخلال با توزیع نرمال و تی استیودنت، گارچ نمایی و گارچ GJR برای تخمین وجه تضمین بهینه مورد مقایسه خواهند گرفت، تا عملکرد مدل‌های ساده‌ای مانند شبیه‌سازی تاریخی نسبت به

مدل‌های پیچیده گارچ سنجیده شود. همچنین نتایج عملکرد مدل‌هایی که توانایی بهتری در مدل‌سازی دنباله‌های پهن دارند، نسبت به مدل واریانس ـ کواریانس نرمال بررسی می‌شود. لذا فرضیه‌های تحقیق به این شرح مطرح می‌شود:

فرضیه اول: مدل‌های ارزش در معرض خطر گارچ در هر سطح اطمینان عملکرد بهتری نسبت به مدل‌ها واریانس کواریانس نرمال دارد.

فرضیه دوم: مدل ارزش در معرض خطر شبیه‌سازی تاریخی عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های مبتنی بر گارچ و مدل‌های واریانس کواریانس دارد.

۲. روش‌شناسی

تحقیق حاضر از حیث هدف، کاربردی، به لحاظ روش اجرای تحقیق، توصیفی و از نوع تحلیل همبستگی بوده و با توجه به اینکه بر مبنای تجزیه تحلیل اطلاعات مشاهده شده، انجام می‌شود از نظر ماهیت داده‌ها از نوع مطالعات پس رویدادی است. در این تحقیق از روش حداکثر درستنمایی برای تخمین پارامترهای مدل گارچ استفاده شده است. همچنین برای سنجش قابل قبول بودن مدل‌ها به لحاظ آماری از آزمون‌های پس آزمایی کوپیک و آزمون پوشش شرطی کریستوفرسن استفاده شده است، همچنین برای مقایسه مدل‌ها با یکدیگر از توابع زیان دوم لوپز و بلانکو ـ ایهل استفاده شده است.

۲-۱. ابزار گردآوری داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق از اسناد و مدارک پایگاه‌های اطلاعاتی شرکت بورس کالای ایران و نیز اتحادیه طلا و جواهرسازان کشور گردآوری شده است. نمونه تحقیق شامل قیمت‌های قرارداد آتی سکه طلای بورس کالای ایران از سال ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۹٤ است که با توجه به ملاحظات موجود در هر مدل داده‌ها پالایش شده‌اند. قلمرو مکانی این تحقیق قیمت‌های نقد و آتی سکه طلا در بازار ایران است. با توجه به راه‌اندازی قراردادهای آتی در بورس کالای ایران از سال ۱۳۸۷ قلمرو زمانی این تحقیق از سال ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۹٤ می‌باشد.

۲-۲. نحوه استخراج قیمت‌های آتی

برای استخراج یکسری زمانی از قیمت‌های آتی، به این مهم توجه شده است که در هر زمان چندین سررسید در بازار معاملات قراردادهای آتی سکه طلا در بورس کالا، فعال می‌باشند. روش ایجاد یکسری زمانی از درصد تغییرات قیمت آتی به این صورت است که معمولاً اولین سررسید قرارداد آتی به عنوان سررسیدی که قیمت‌های آن مبنای محاسبات قرار می‌گیرد، انتخاب می‌شود و با سررسید شدن آن نماد معاملاتی از قیمت‌های سررسید بعدی استفاده خواهد شد. البته با توجه به اینکه در روزهای منتهی به سررسید قرارداد عملاً نقدشوندگی کافی بر روی آن نماد معاملاتی خاص وجود ندارد، معمولاً چند روز قبل از سررسید یعنی از ابتدای ماه سررسید قرارداد از قیمت‌های سررسید بعدی استفاده شده است و بدین ترتیب یکسری زمانی از قیمت‌های آتی ایجاد شده است. این روش در بسیاری از تحقیقات انجام شده مورد استفاده قرار گرفته است. (Cotter & Longin, 2004, p. 14).

با توجه به اینکه در مدل‌های ارزش در معرض خطر واریانس ـ کواریانس مبتنی بر توزیع نرمال و تی استیودنت از درصد تغییرات قیمت‌ها، در مدل شبیه‌سازی تاریخی از قدر مطلق درصد تغییرات قیمت‌ها و در مدل‌های گارچ از دیفرانسیل لگاریتم قیمت‌ها استفاده شده است، لذا در روزی که انتقال به سررسید جدید اتفاق می‌افتد، بازدهی آن روز باتوجه با قیمت روز قبل در همان سررسید محاسبه می‌شود، و برای محاسبه بازدهی در روز انتقال نیازی به استفاده از قیمت روز قبل در سررسید قبل نیست، لذا جهش در بازدهی‌ها به دلیل تغییر سررسید نیز در این داده‌ها وجود نخواهد داشت.

۲-۳. مدل‌های پژوهش

در ادامه مدل‌های مورد استفاده در این پژوهش برای تخمین ارزش در معرض خطر معرفی می‌گردد.

الف. ارزش در معرض خطر نرمال

با توجه به قضیه حد مرکزی ، در نظر گرفتن فرض نرمال برای توزیع بازده دارایی‌ها بسیار رایج و معقول است. این توزیع همچنین به دلیل داشتن دو پارامتر مورد توجه قرار می‌گیرد. محاسبه ارزش در معرض خطر با استفاده از فرض نرمال برای بازده

دارایی‌ها رابطه ساده‌ای به صورت زیر دارد:

$$VAR_p(x) = z_\alpha \sigma_t + \mu$$ رابطه ۲)

به طوری که z_α معرف صدک α ام دنباله سمت چپ توزیع نرمال استاندارد می‌باشد. اگر فرض توزیع را در این مورد توزیع تی استیودنت در نظر بگیریم در این صورت ارزش در معرض خطر تی استیودنت را خواهیم داشت.

ب. روش شبیه‌سازی تاریخی

روش شبیه‌سازی تاریخی روشی ناپارامتریک است که بر اساس اطلاعات گذشته استوار است. در این روش مستقیماً از داده‌های شبیه‌سازی تاریخی برای برآورد ریسک استفاده می‌شود و هیچ تعدیلی روی این داده‌ها انجام نمی‌شود. برای برآورد ارزش در معرض خطر، کافی است که صدک آلفای توزیع بازده را استخراج کنیم. برای این کار ابتدا سری بازده را از کوچک به بزرگ مرتب می‌کنیم و جایگاه صدک مورد نظر را مشخص می‌کنیم.

ج. مدل ناهمسانی واریانس شرطی

برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از مدل‌های گارچ و با در نظر گرفتن توزیع نرمال برای اجزا اخلال، به ارزش در معرض نرمال شرطی معروف است. در این مدل زیان به صورت $x_t = \mu_t + z_t\sigma_t$ تعریف می‌شود که در آن باقی‌مانده‌های z_t از هم مستقل و دارای توزیع یکسان با میانگین صفر و واریانس یک هستند. واریانس شرطی نیز به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-j}^2$$ رابطه ۳)

که در آن α_0 مقدار ثابت، α_1 ضریب رگرسیونی نوسانات دوره قبل و β ضریب رگرسیونی واریانس آخرین دوره را نشان می‌دهد. در این مدل باقی‌مانده‌های استاندارد شده و برای محاسبه ارزش در معرض خطر مورد استفاده قرار می‌گیرند. ارزش در معرض خطری که با استفاده از مدل گارچ و استفاده از رابطه زیر به دست می‌آید، به ارزش در معرض خطر نرمال شرطی معروف است.

$$VAR_{t+1,p} = \mu_{t+1} + \sigma_{t+1}\Phi^{-1}(p)$$ رابطه ٤)

که در آن $\Phi^{-1}(p)$ صدک توزیع نرمال استاندارد، μ_{t+1} و σ_{t+1} پیش‌بینی‌هایی از میانگین

و انحراف استاندارد در زمان t+1 هستند که از اطلاعات تا زمان t قابل محاسبه می‌باشد. تمامی پارامترهای این مدل مثبت و شرط $\alpha + \beta > 1$ در آن‌ها برقرار است.

برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از مدل‌های گارچ و با در نظر گرفتن توزیع تی استیودنت برای اجزاء اخلال، به ارزش در معرض خطر تی شرطی معروف است. که در اینجا هم پس از تخمین پارامترهای مدل گارچ و محاسبه باقی‌مانده‌های نرمال شده ارزش در معرض خطر از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

رابطه ۵) $$VAR_{t+1,p} = \mu_{t+1} + \sigma_{t+1} F^{-1}(p$$

که در آن $F^{-1}(p)$ صدک توزیع t با درجه آزادی v برای $v > 2$ است.

د. مدل ناهمسانی واریانس شرطی نمایی (EGARCH)

با استفاده از این مدل می‌توان اثرات اهرمی را مدل‌سازی کرد. مفهوم اثرات اهرمی که توسط بلک و فرنچ و همکاران مطرح گردید، بیان می‌کند که تغییرات قیمت یک دارایی با تغییرات نوسان آن دارایی، همبستگی منفی نشان می‌دهد (French et al, 1987, p. 3; Black, 1976, p. 177). در این مدل هیچگونه محدودیتی روی علامت ضرایب وجود ندارد، چون در مدل δ^2 به صورت لگاریتمی وارد شده است. بنابراین، حتی اگر پارامترها منفی هم باشند، مثبت خواهد شد. از این رو دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیرمنفی بودن ضرایب وجود ندارد. دوم اینکه در مدل فوق امکان لحاظ عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود دارد (آل عمران و آل عمران، ۱۳۹۱، ص ۱۱۹).

ساختار مدل EGARCH(1,1) ارایه شده توسط نلسون به صورت زیر می‌باشد (Nelson, 1991, p. 347):

رابطه ٦) $$ln\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \, ln\sigma_{t-j}^2$$

در ادبیات مالی این مدل به شکل زیر نیز به کار می‌رود:

رابطه ۷) $$ln\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \, ln\sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \left(\frac{|\epsilon_{t-i}|}{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right)$$

ضریب γ اثرات نامتقارن شوک‌ها را اندازه می‌گیرد. اگر این ضریب مخالف صفر باشد،

در این صورت وجود اثرات نامتقارن شوک‌ها بر نوسانات دلالت دارد و اگر این ضریب مثبت باشد نشان دهنده این است که شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی با اندازه یکسان، تأثیر بیشتری بر نوسانات شرطی دارند. لذا وجود اثرات اهرمی را می‌توان با فرض $\gamma > 0$ آزمون کرد. اگر $\gamma \neq 0$ باشد، آنگاه اثر شوک‌ها بر واریانس شرطی به صورت نامتقارن خواهد بود. پس از تخمین پارامترها ارزش در معرض خطر از رابطه ٤ قابل محاسبه می‌باشد.

هـ مدل ناهمسانی واریانس شرطی GJR[۱۰]

این مدل عدم تقارن که پروسه گارچ را مدل می‌کند، توسط گالستن، جاناتن و رونکل ارائه شد. طبق این مدل، اگر نوسانات منفی شوک بیشتری نسبت به نوسانات مثبت به قیمت وارد کنند در این صورت، مدل‌سازی نوسانات با این مدل مناسب خواهد بود (Glosten et al, 1993, p. 1779)

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i I_{t-1} \epsilon_{t-i}^2 \qquad \text{رابطه ۸)}$$

که اگر $\epsilon_{t-i} \geq 0$ باشد $I_{t-1} = 0$ است و اگر $\epsilon_{t-i} < 0$ باشد $I_{t-1} = 1$ است (Ali, 2013, p. 57). پس از تخمین پارامترها ارزش در معرض خطر از رابطه ٤ قابل محاسبه می‌باشد.

۲-۴. پس‌آزمایی مدل‌ها

برای پس‌آزمایی مدل‌های ارزش در معرض خطر از یک فرایند دو مرحله‌ای استفاده خواهد شد. در مرحله اول از آزمون های پوشش غیرشرطی کوپیک، آزمون‌های استقلال و پوشش شرطی کریستوفرسن، استفاده شده است. در مرحله دوم، برای مقایسه عملکرد مدل‌ها با یکدیگر از رویکرد توابع زیان شامل دومین تابع زیان لوپز و تابع زیان بلانکو وایهل استفاده شده است.

در مرحله اول ما به دنبال آزمون دقت مدل‌ها، به لحاظ آماری هستیم. چنانچه مقدار داده‌های واقعی یعنی تغییرات قیمت از مقدار برآورد شده توسط مدل بیشتر باشد، آنگاه این رویداد به عنوان یک شکست محسوب می‌شود. در مرحله اول، آزمون‌های آماری با تمرکز به نسبت این شکست‌ها، به کل مقادیر برآورد شده، به دنبال آزمون این مسئله هستند که آیا

احتمال شکست در هر آزمایش معادل احتمال مورد نظر مدل (یعنی سطح اطمینان مدل) می‌باشد یا خیر. به این ترتیب دقت یک مدل ارزش در معرض خطر، به لحاظ آماری مورد آزمون قرار می‌گیرد و اگر رد نشود به لحاظ آماری مدل قابل قبولی است.

بدیهی است در این مرحله تعدادی از مدل‌ها به لحاظ آماری مورد تأیید قرار می‌گیرند و انتخاب مدل مناسب از بین مدل‌های تأیید شده به عنوان مسئله اصلی باقی مانده است. لذا در مرحله دوم رتبه‌بندی مدل‌ها با توابع زیان مناسب صورت خواهد گرفت.

برای اینکه رتبه‌بندی مدل‌ها را اجرا کنیم، باید از بین توابع زیان متفاوتی که وجود دارد، تابع زیان را مشخص کنیم. یکی از پرکاربردترین توابع زیان، دومین تابع زیان لوپز است، که به صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطه ۹)
$$C_t\begin{cases}1+(L_t-VaR_t)^2 & if L_t > VaR_t\\ 0 & if L_t \le VaR_t\end{cases}$$

این رابطه امکان احتساب اندازه زیان‌های موجود در دنباله را فراهم می‌سازد و به مدلی که زیان‌های دنباله آن بالاتر است، مقدار بیشتری می‌دهد، لذا هر مدلی که میانگین زیان‌های دنباله آن که از رابطه زیر محاسبه می‌شود بیشتر باشد، عملکرد ضعیف‌تری داشته است.

رابطه ۱۰)
$$\mathrm{QPS}=\frac{2}{\mathrm{T}}\sum \mathrm{C_t}$$

یکی از ایرادات این مدل آن است که به دلیل آنکه هیچ تعبیر خاصی برای مجذور زیان‌های بالاتر از VaR وجود ندارد، درک شهودی ما را دچار ابهام می‌سازد. برای رفع این مشکل بلانکو و ایهل تابع زیان زیر را پیشنهاد کردند (عبده تبریزی و رادپور، ۱۳۸۸، ص ۳۷۲):

رابطه ۱۱)
$$C_t\begin{cases}(L_t-VaR_t)/VaR_t & if L_t > VaR_t\\ 0 & if L_t \le VaR_t\end{cases}$$

درک شهودی این تابع زیان، آسان‌تر است و این اطمینان را ایجاد می‌کند که زیان‌های بزرگتر دنباله، C_t بزرگتری می‌گیرد. در این حالت معیار مقایسه نیز به صورت زیر خواهد بود:

رابطه ۱۲)
$$P_t=\frac{ES_t-VaR_t}{VaR_t}$$

تابع نمره برای مدل بلانکو و ایهل به صورت زیر خواهد بود:

رابطه ۱۳)
$$QPS = \frac{2}{T}\sum (C_t - P_t)^2$$

نتایج حاصل از این تابع زیان نشان دهنده عملکرد مدل‌ها خواهد بود و هر چقدر که مقدار تابع زیان برای مدلی بالاتر باشد، نشان دهنده عملکرد ضعیف آن مدل می‌باشد (Žiković, 2008, p. 25).

۳. تحلیل یافته‌ها و داده‌های تحقیق

همان‌گونه که در آمار توصیفی داده‌ها قابل مشاهده می‌باشد، با توجه به اینکه کشیدگی داده‌ها بیشتر از ۳ می‌باشد، لذا دنباله داده‌ها بسیار پهن‌تر از توزیع نرمال است، که این کشیدگی در داده‌های مربوط به قیمت نقدی بسیار بیشتر است. با توجه به اینکه تمامی داده‌ها مقدار اندکی چولگی مثبت نیز دارند، به نظر می‌رسد که داده‌ها تا حدی چوله به راست نیز می‌باشند.

جدول ۱. آمار توصیفی و نتایج آزمون جارگو ـ برا برای سنجش نرمالیتی داده‌ها

	درصد تغییرات قیمت‌های نقدی	دیفرانسیل لگاریتم قیمت‌های نقدی	درصد تغییرات قیمت‌های آتی	دیفرانسیل لگاریتم قیمت‌های آتی
میانگین	۰,۰۰۰۹۵	۰,۰۰۰۸۲	۰,۰۰۰۱۹	۰,۰۰۰۱
انحراف معیار	۰,۰۱۵۸۵	۰,۰۱۵۸۲	۰,۰۱۳۸	۰,۰۱۳۸
چولگی	۰,۳۷	۰,۰۱۳	۱,۵٦	۰,۰۷۲۵
کشیدگی	۱۷,۸۳	۱۷,۳۱	٦,۲۵	۵,۸۱
آماره آزمون	16899	12388	1681	18195
مقدار بحرانی آزمون در سطح خطای ۵درصد	5.96	5.96	5.96	5.96

آزمون نرمالیتی داده‌ها با استفاده از آزمون جارگو ـ برا نیز انجام پذیرفته است که نتایج مشابهی را در پی دارد. همان‌طور که آزمون جارگو ـ برا نشان می‌دهد، با توجه به اینکه در تمامی داده‌های نقدی و آتی آماره آزمون در سطح خطای ۵ درصد از مقدار بحرانی بزرگتر است، نرمال بودن بازدهی قیمت‌ها به صورت قوی رد می‌شود و همان‌طور که از

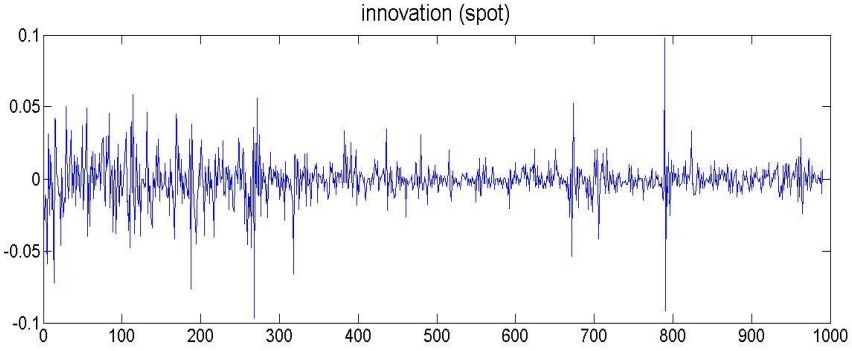
آمار توصیفی داده‌ها مشخص است، دلیل این امر عمدتاً به خاطر کشیدگی بیش از حد داده‌ها به خصوص بازدهی قیمت‌های نقدی است. همچنین در بررسی فرض وجود ریشه واحد، آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته نشان داد، متغیر تغییرات قیمت با روند و عرض از مبدأ مانا هستند.

جدول ۲. خلاصه نتایج آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته در بررسی مانایی داده‌ها

	پی ولیو	آماره آزمون	مقدار بحرانی آماره آزمون
لگاریتم قیمت‌های نقدی	۰,۰۰۱	-۳۸,۲۹۸۹	-۱,۹٤۱٦
درصد تغییرات قیمت‌های نقدی	۰,۰۰۱	-۳۸,۲۳۸۳	-۱,۹٤۱٦
لگاریتم قیمت‌های آتی	۰,۰۰۱	-۳٤,۸۹۹۷	-۱,۹٤۱٦
درصد تغییرات قیمت‌های آتی	۰,۰۰۱	-۳٤,۸۸٦۱	-۱,۹٤۱٦

۳-۱. تخمین پارامترهای مدل‌های گارچ

برای بررسی وجود خودرگرسیونی و اثر آرچ ابتدا یک مدل گارچ (۱و۱) برای هر کدام از انواع مدل‌های گارچ اجرا کردیم. که نتایج حاصل از تخمین پارامترها در جدول ۳ نشان داده شده است. نمودار ۱ نمودار اجزای اخلال مدل گارچ (۱و۱) با توزیع اجزای اخلال نرمال می‌باشد که به خوبی وجود نوسانات خوشه‌ای را نشان می‌دهد. یعنی یک نوسان‌پذیری کوچک پشت یک نوسان‌پذیری کوچک و یک نوسان‌پذیری بزرگ پشت یک نوسان‌پذیری بزرگ برای یک دوره زمانی اتفاق افتاده است.



نمودار ۱. نمودار اجزاء اخلال مدل گارچ برای تغییرات قیمت نقدی

برای بررسی خود رگرسیونی از آزمون جانگ ـ باکس[11] استفاده کرده‌ایم. در آزمون جانگ ـ باکس برای تمامی مدل‌ها فرض صفر یعنی عدم وجود خودرگرسیونی برای اجزا اخلال رد می‌شود. این بدان معناست که این داده‌ها دارای خودرگرسیونی می‌باشند. همچنین برای بررسی وجود اثر ARCH از تست ARCH LM استفاده شد، آزمون آرچ فرض صفر مبنی بر عدم وجود همسانی واریانس در اجزای خطا را قویاً رد می‌کند. لذا وجود ناهمسانی واریانس تأیید می‌گردد. بنابراین استفاده از مدل‌های گارچ جایز می‌باشد. در محاسبات از ۲۰ وقفه استفاده شده که در جدول ٤ نتایج ۵ وقفه برای مدل گارچ با اجزای اخلال نرمال مشاهده می‌شود.

جدول ۳. نتایج تخمین پارامترهای مدل گارچ برای داده‌های آتی

پارامتر	GARCH (normal)		GARCH (Tstudent)		E GARCH		GJR GARCH	
	نقدی	آتی	نقدی	آتی	نقدی	آتی	نقدی	آتی
K	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,٦٨٥-	۰,٥٣٩-	۰,۰	۰,۰
انحراف معیار	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,۰۹۹	۰,۰٥۲	۰,۰	۰,۰
α	۰,۳٥٥	۰,۲۱۷	۰,۲٤۲	۰,۱٦۸	۰,٤۹۳	۰,۳۸	۰,۲٥٥	۰,۱۹٥
انحراف معیار	۰,۰۲۷۰	۰,۰۱۹	۰,۰٥۱	۰,۰۳۲	۰,۰۳۱	۰,۰۲۳	۰,۰۳	۰,۰۲۰٤
β	۰,٦٤٤	۰,۷۸۲	۰,۷٥۷	۰,۸۳۱	۰,۹۱٦	۰,۹۳۷	۰,٦٦	۰,۷۸۰
انحراف معیار	۰,۰۲٤	۰,۰۱٥	۰,۰۳۳	۰,۰۲۳	۰,۰۱۱	۰,۰۰٥	۰,۰۲۳	۰,۰۱٦۱
γ					۰,۰۹۷-	۰,۰۱۲	۰,۱٦۸	۰,۰٤۸
انحراف معیار					۰,۰۱۷	۰,۰۱۲	۰,۰٤	۰,۰۲۹

جدول ۴. نتایج آزمون جانگ ـ باکس و آرچ ال ام، برای بررسی اثر آرچ برای داده‌های نقدی

وقفه	خودرگرسیونی برای مجذور اجزاء اخلال نقدی			آزمون اثر آرچ برای مجذور اجزاء اخلال نقدی		
	پی ـ ولیو	مقدار بحرانی آزمون در سطح خطای ۵ درصد	آماره آزمون	پی ـ ولیو	مقدار بحرانی آزمون در سطح خطای ۵ درصد	آماره آزمون
1	0	95.33	3.84	0	95.02	3.84
2	0	99.83	5.99	0	95.96	5.99
3	0	103.9	7.81	0	98.86	7.81
4	0	128.67	9.49	0	115.93	9.49
5	0	132.15	11.07	0	111.5	11.07

همان‌گونه که مشاهده می‌شود آزمون جانگ باکس و آزمون آرچ برای مجذور اجزاء اخلال استاندارد شده، حاکی از تأیید فرضیه عدم وجود خودهمبستگی و همسانی واریانس در وقفه‌های مختلف است. در محاسبات از ۲۰ وقفه استفاده شده که در جدول ۵ نتایج ۵ وقفه مشاهده می‌شود.

جدول ۵. نتایج آزمون جانگ ـ باکس در بررسی خودرگرسیونی اجزاء اخلال استاندارد شده داده‌های نقدی

خودرگرسیونی مجذور اجزاء اخلال استاندارد شده نقدی			آزمون اثر آرچ مجذور اجزاء اخلال استاندارد شده نقدی		
وقفه	پی ـ ولیو	مقدار بحرانی آزمون در سطح خطای ۵ درصد	آماره آزمون	پی ـ ولیو	مقدار بحرانی آزمون در سطح خطای ۵ درصد	آماره آزمون
1	0	0.308	3.84	0	0.0005	3.84
2	0	0.5194	5.99	0	0.0012	5.99
3	0	0.8401	7.81	0	0.0014	7.81
4	0	0.8722	9.49	0	0.0057	9.49
5	0	0.8743	11.07	0	0.0097	11.07

۳-۲. تخمین مقادیر وجه تضمین با استفاده از مدل‌ها

به منظور استفاده از داده‌ها برای تخمین ارزش در معرض خطر، باید ابتدا چارچوب متحرک داده‌ها را تعیین کنیم. بدین منظور داده‌ها را به دو گروه درون نمونه و بیرون نمونه تقسیم‌بندی می‌کنیم. برای انجام آزمون‌های پس‌آزمایی[۱۲] و مقایسه روش‌ها با یکدیگر به این صورت عمل شد که از داده‌های ۱ تا۹۹۰ استفاده شده و مقدار ارزش در معرض خطر با استفاده از روش‌های مختلف برای دوره ۹۹۱ ام در سطوح اطمینان مختلف پیش‌بینی شده، سپس از داده‌های ۲ تا ۹۹۱ ام استفاده شده و پیش‌بینی برای دوره ۹۹۲ ام صورت گرفته و به همین ترتیب تا پیش‌بینی دوره ۱۹۹۰ انجام شده است. (مهدوی و ماجدی، ۱۳۸۹، ص ۵۹). در این تحقیق تخمین‌ها با ۳ سطح اطمینان ۹۵، ۹۹، ۹۹,۹ درصد انجام خواهد شد.

بحث و نتیجه‌گیری

در سطح اطمینان ۹۵ درصد تنها مدل‌های خانواده گارچ در آزمون پوشش شرطی کریستوفرسن (LRcc) مورد تأیید قرار گرفتند. در حالی که در سطح اطمینان ۹۹,۹ درصد

تنها مدل‌های واریانس کواریانس تی استیودنت و گارچ مبتنی بر اجزای اخلال نرمال مورد تأیید قرار گرفتند. همچنین در سطح اطمینان ۹۹درصد برای داده‌های نقدی تمامی مدل‌ها در آزمون پوشش شرطی کریستوفرسن (LRcc) مورد تأیید قرار گرفتند. در حالی که برای داده‌های آتی تنها مدل واریانس کواریانس تی استیودنت و گارچ مورد تأیید قرار گرفتند. از آنجایی که آزمون پوشش شرطی برآیند دو آزمون پوشش غیرشرطی (LRUC) و آزمون استقلال (LRind) می‌باشد از اهمیت بالاتری برخوردار است. ولی همان‌گونه که در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود در این دو آزمون نتایج کمی متفاوت است.

رتبه‌بندی مدل‌ها بر اساس تابع زیان بلانکو وایهل و تابع زیان دوم لوپز صورت گرفته که در صورت تعارض این دو در خصوص یک مدل، تابع زیان بلانکو و ایهل به دلیل تعریف مناسب‌تری که از معیار مقایسه دارد، معیار بهتری خواهد بود. همچنین رتبه‌بندی تنها در خصوص مدل‌هایی که در مرحله اول رد نشده‌اند، صورت گرفته است.

در سطح اطمینان ۹۵ درصد در بین مدل‌های گارچ که مورد تأیید قرار گرفته‌اند، با توجه به تابع زیان بلانکو وایهل برای قراردادهای آتی، مدل گارچ با توزیع اجزای اخلال نرمال و برای داده‌های نقدی مدل GJRGARCH بهترین عملکرد و مدل گارچ با توزیع اجزای اخلال تی استیودنت بدترین عملکرد را داشته‌اند. تابع زیان دوم لوپز نیز برای داده‌های آتی نتیجه مشابهی داشته است.

با توجه به اینکه مدل‌های گارچ با توزیع اجزای اخلال نرمال و تی استیودنت برای بیشتر سطح اطمینان‌ها به خصوص در داده‌های نقدی مورد تأیید قرار گرفته‌اند، لذا به نظر می‌رسد که اصولاً مدل گارچ مدل مناسبی برای تخمین وجه تضمین قراردادهای آتی به خصوص با استفاده از داده‌های نقدی است.

جدول ۶. نتایج محاسبات وجه تضمین در سطوح اطمینان مختلف و پیش‌آزمایی مدل‌ها

		نقدی					آتی				
	سطح اطمینان	VaR	نسبت شکست	LR_{cc}	LR_{ind}	LR_{uc}	VaR	نسبت شکست	LR_{cc}	LR_{ind}	LR_{uc}
variance covariance (normal)	۹۵%	3.84	0.033	28.74	21.86	6.87	3.2	0.059	20.78	19.17	1.61
	۹۹%	5.02	0.014	7.9	6.46	1.43	4.21	0.028	37.7	15.71	21.98
	۹۹.۹۰%	6.38	0.006	16.92	5.4	11.52	5.38	0.006	16.92	5.4	11.52

0	19.31	19.31	0.05	3.74	5.26	19.89	25.16	0.035	3.87	۹۵%	variance covariance (T student)
0.37	2.44	2.82	0.012	4.88	1.01	7.38	8.39	0.004	7.41	۹۹%	
0	10.27	10.27	0.001	6.29	0	10.27	10.27	0.001	13.41	۹۹.۹۰%	
1.28	16.56	17.85	0.058	3.25	7.77	17.9	25.67	0.032	3.91	۹۵%	Historical simulation
10.83	11.45	22.29	0.022	4.63	0	3.16	3.16	0.01	5.51	۹۹%	
0	10.27	10.27	0.001	6.7	5.09	7.38	12.47	0.004	7.92	۹۹.۹۰%	
0.98	0.18	1.17	0.057	2.58	3.89	0.14	4.04	0.037	2.97	۹۵%	GARCH (Normal)
7.82	0.35	8.18	0.022	3.39	1.43	1.62	3.06	0.014	3.88	۹۹%	
42.83	1.75	44.58	0.013	4.33	15.27	3.85	19.13	0.007	4.94	۹۹.۹۰%	
4.3455	0.01	4.36	0.065	2.53	3.53	3.37	0.24	0.038	3.01	۹۵%	GARCH (Tstudent)
7.8272	0.27	8.1	0.02	3.6	2.61	0	2.61	0.01	4.26	۹۹%	
8.1104	4.4	12.51	0.005	5.22	9.43	2.59	6.83	0.003	6.14	۹۹.۹۰%	
2.83	0.36	3.19	0.062	2.48	3.29	0.24	3.53	0.038	3.01	۹۵%	EGARCH
16.04	0.2	16.24	0.025	3.26	1.44	6.46	7.9	0.014	3.92	۹۹%	
28.13	2.97	31.11	0.01	4.17	23.61	9.88	33.49	0.009	4.97	۹۹.۹۰%	
1.28	0.13	1.41	0.058	2.57	3.29	0.19	3.48	0.038	2.97	۹۵%	GJRGARCH
10.84	0.35	11.19	0.022	3.38	6.47	0.73	7.2	0.019	3.88	۹۹%	
42.83	1.75	44.58	0.013	4.32	11.53	4.4	15.93	0.006	4.93	۹۹.۹۰%	

در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای داده‌های نقدی با توجه به تابع زیان بلانکو ـ ایهل مدل واریانس کواریانس نرمال بهترین و مدل شبیه‌سازی تاریخی بدترین عملکرد را داشته است، درحالی که با توجه به تابع زیان دوم لوپز مدل شبیه‌سازی تاریخی بهترین و مدل GJRGARCH بدترین عملکرد را داشته‌اند. برای داده‌های آتی با توجه با تابع زیان بلانکو و ایهل مدل گارچ با اجزای اخلال نرمال، بهترین و مدل واریانس کواریانس تی استیودنت بدترین عملکرد را داشته است.

در سطح اطمینان ۹۹,۹ درصد برای داده‌های نقدی با توجه به هر دو تابع زیان مدل شبیه‌سازی تاریخی بهترین عملکرد را داشته است. برای داده‌های آتی با توجه به تابع زیان بلانکو وایهل مدل گارچ مبتنی بر اجزاء اخلال نرمال و با توجه به تابع زیان دوم لوپز شبیه‌سازی تاریخی بهترین عملکرد را داشته‌اند.

مدل شبیه‌سازی تاریخی هم در مورد داده‌های نقدی و هم در مورد داده‌های آتی

نتایج مناسبی را در پی دارد و حداقل با توجه به نتایج تابع زیان لوپز، فرضیه دوم مورد تأیید قرار می‌گیرد.

نتایج پس‌آزمایی مدل‌ها نشان می‌دهد، مدل‌های غیر از گارچ در سطوح اطمینان پایین‌تر عملکرد ضعیفی دارند. همچنین با توجه به اینکه مدل واریانس کواریانس در بیشتر سطوح اطمینان در آزمون کریستوفرسن تأیید نشده است لذا فرضیه اول تأیید می‌شود.

جمع‌بندی

در این مقاله پس از تخمین مقدار وجه تضمین در قراردادهای آتی با استفاده از مدل‌های ارزش در معرض خطر ورایانس کواریانس مبتنی بر توزیع نرمال و تی استیودنت، شبیه‌سازی تاریخی، گارچ مبتنی بر اجزای اخلال نرمال و تی استیودنت، گارچ نمایی و گارچ GJR نتایج متفاوتی به دست آمد، که پس از اجرای آزمون‌های پس‌آزمایی بر روی این مدل‌ها در نهایت می‌توان به این جمع‌بندی رسید.

در خصوص داده‌های آتی باید گفت اگرچه برخی از مدل‌ها عملکرد خوبی بر روی این داده‌ها در سطح اطمینان ۹۹,۹ درصد داشته‌اند ولی با توجه به وجود دامنه نوسان قیمت در بازار آتی اصولاً داده‌های تاریخی آتی، داده‌های مناسبی برای تخمین وجه تضمین بهینه نمی‌باشند و ریسک را بسیار دست پایین گزارش خواهند کرد. به نظر می‌رسد که مدل مبتنی بر شبیه‌سازی تاریخی از آن‌جایی که هیچ فرضی را در خصوص نوع توزیع داده‌ها در نظر نمی‌گیرد به نوعی عملکرد مناسبی نسبت به مدل‌های پارامتریک داشته است. در خصوص مدل‌های گارچ نیز می‌توان گفت که این مدل‌ها در مجموع عملکرد مناسبی نسبت به مدل‌های واریانس کواریانس داشته‌اند.

جدول ۷. نتایج مقایسه مدل‌ها در هر سطح اطمینان با توابع زیان لوپز و بلانکو ـ ایهل

	سطح اطمینان	95%	رتبه	99%	رتبه	90.99%	رتبه	95%	رتبه	99%	رتبه	99.90%	رتبه
variance covariance (normal)	Aveage VaR	3.84		5.02		6.38		3.2		4.21		5.38	
	stde. VaR	0.07	(3)	0.03		0.01		0.118		0.058		0.012	
	Lopez (II)	0.10	(1)	0.04		0.02		0.0808		0.031		0.0131	
	Blanco& Ihle	3.91		5.51		7.92		3.25		4.63		6.7	
variance covariance (T student)	Aveage VaR	0.06	(2)	0.02	(3)	0.01	(3)	0.116	(1)	0.044	(1)	0.002	(1)
	stde. VaR	0.12	(5)	0.09	(3)	0.08	(3)	0.1047	(3)	0.081	(3)	0.0847	(2)

	سطح اطمینان	95%	رتبه	99%	رتبه	90.99%	رتبه	99%	رتبه	95%	رتبه	99.90%	رتبه
	Lopez (II)	3.87		7.41		13.41		4.88		3.74		6.29	
	Blanco& Ihle	0.07		0.01	(1)	0.00	(1)	0.024		0.1	(1)	0.002	
Historical simulation	Aveage VaR	0.38		0.18	(7)	0.00	(1)	0.0023		0.0762	(4)	0.3568	
	st. VaR	2.97		3.88		4.94		3.39		2.58		4.33	
	Lopez (II)	0.07	(1)	0.03	(3)	0.01	(4)	0.044	(1)	0.114	(3)	0.026	(1)
	Blanco& Ihle	0.11	(2)	0.05	(3)	0.02	(2)	0.0362	(1)	0.0952	(1)	0.0142	(1)
GARCH (Normal)	Aveage VaR	3.01		4.26		6.14		3.6		2.53		5.22	
	stde. VaR	0.08	(1)	0.02	(2)	0.01	(2)	0.046	(4)	0.13	(2)	0.012	(1)
	Lopez (II)	0.15	(4)	0.10	(6)	0.09	(4)	0.0875	(4)	0.1348	(3)	0.086	(2)
	Blanco& Ihle	3.01		3.92		4.97		3.26		2.48		4.17	
GARCH (Tstudent)	Aveage VaR	0.08	(1)	0.03	(3)	0.02		0.05	(3)	0.124		0.02	
	stde. VaR	0.13	(3)	0.05	(4)	0.02		0.0376	(3)	0.0997		0.0147	
	Lopez (II)	2.97		3.88		4.93		3.38		2.57		4.32	
	Blanco& Ihle	0.08	(1)	0.04	(4)	0.01		0.044	(2)	0.116		0.026	
EGARCH	Aveage VaR	0.11	(1)	0.05	(2)	0.02		0.0364	(2)	0.0957		0.0142	
	stde. VaR	3.84		5.02		6.38		4.21		3.2		5.38	
	Lopez (II)	0.07		0.03	(3)	0.01		0.058		0.118		0.012	
	Blanco& Ihle	0.10		0.04	(1)	0.02		0.031		0.0808		0.0131	
GJRGARCH	Aveage VaR	3.91		5.51		7.92		4.63		3.25		6.7	
	stde. VaR	0.06		0.02	(2)	0.01	(3)	0.044		0.116	(1)	0.002	(1)
	Lopez (II)	0.12		0.09	(5)	0.08	(3)	0.081		0.1047	(2)	0.0847	(3)
	Blanco& Ihle	3.87		7.41		13.41		4.88		3.74		6.29	

یادداشت‌ها

1. Clearing House
2. Daily Settlement
3. Value at Risk Approach
4. Autoregressive Conditional Heteroscedastic
5. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic
6. Initial Margin
7. Volatility Clustering
8. Intraday
9. Backtesting
10. Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH
11. Ljung-Box test
12. Back Test

کتابنامه

عبده تبریزی؛ حسین، رادپور، میثم (۱۳۸۸)، اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار: رویکرد ارزش در معرض ریسک. تهران: انتشارات آگاه.

فلاح، جواد (۱۳۹۳)، «آثار تغییرات وجه تضمین بر بازار قراردادهای آتی سکه طلا در بورس کالای ایران»، تهران: پایان‌نامه دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات.

کریمی، سمیرا (۱۳۹۱)، «محاسبه وجه تضمین قراردادهای آتی سکه طلا با استفاده از نظریه ارزش فرین شرطی»، تهران: پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شریف.

محمدی، تیمور و نصیری، سمیه (۱۳۸۹)، «مقایسه مدل‌های Riskmetric و GARCH در پیش‌بینی نوسانات شاخص بازده کل بورس اوراق بهادار تهران»، مجله مطالعات مالی، شماره ٦، صص ۹۵-۱۱۸.

مهدوی، غدیر و ماجدی، زهرا (۱۳۸۹)، «کاربرد نظریه مقدار کرانگینی در برآورد مقدار در معرض خطر: بررسی موردی بیمه مسئولیت شرکت بیمه ایران»، مجله علوم آماری، شماره ۱، صص ۵۹-۷٦.

Ali, G. (2013), EGARCH, GJR-GARCH, TGARCH, AVGARCH,NGARCH, IGARCH and APARCH Models forPathogens at Marine Recreational Sites. Journal of Statistical and Econometric Methods , 13, 57-73.

Black, F. (1976), Studies of Stock Price volatility Changes. in Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association , pp. 177-181.

Broussard, J. P. (2001), Extreme-value and margin setting with and without. The Quarterly Review of Economics and Finance , 41, 365-385.

Cotter, J. (2001), Margin Exceedances for European Stock Index Futures using Extreme Value Theory. Journal of Banking and Finance , 25, 1475-1502.

Cotter, J., & Dowd, K. (2006), Spectral Risk Measures with an Application to Futures Clearinghouse Variation. Dublin: University College Dublin. School of Business. Centre for Financial Markets.

Cotter, J., & Longin, F. (2004), Margin requirements with intraday dynamics. working papaer.

Edwards, F. R., & Neftci, S. N. (1998), Journal of Futures Markets. Extreme Price Movements and Margin Levels in Futures Markets , 8, 639-655.

Engel, R. F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica , 50, 987-1008.

Figlewski, S. (1984), Margins and Market Integrity: Margin Setting for Stock Index Futures and Options. Journal of Futures Markets , 4, 385-416.

French , K. R., Schwert , G. W., & Staumbaugh, R. F. (1987), Expected Stock Returns and Volatility. Journal of Financial Economics, 19(1), 3-29.

Gay , G. D., Hunter , W. C., & Kolb, R. W. (1986), Journal of Futures Markets. A Comparative Analysis of Futures Contract Margins, 6, 307-324.

Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993), On the Relation between

the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. journal of finance, 48(5), 1779-1801.
Hall, P., & Welsh, A. (1984), Best Attainable Rates of Convergence for Estimates of Parameters of Regular Variation. Annals of Statistics , 12, 1072-1084.
Hsieh, D. A. (1991), Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets. Journal of Finance , 46, 1839-1877.
King, N. (2013), IMR Methodology Review for the Equity Derivatives Market. Jojannesburg: JSE.
Knott, R., & Polenghi, M. (2006), Assessing central counterparty margin coverage on futures contracts. London: Bank of England.
Longin, F. M. (1999), Optimal Margin Levels in Futures Markets: Extreme Price Movements. Journal of Futures Markets , 19, 127-152.
Nelson, D. (1991), Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A new Approach. Econometrica , 59, 347-370.
Warshawsky, M. J. (1989), The Adequacy and Consistency of Margin Requirements: The Cash, Futures and Options Segments of the Equity Markets. Review of Futures Markets , 8, 420-437.
Žiković, S. (2008), Friends and Foes: A Story of Value at Risk and. Dubrovnik: YOUNG ECONOMISTS' SEMINAR to 14 Dubrovnik Econometric conference.