



پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل سازی توزیع های حاشیه ای: کاربردی از مدل های گارچ کاپولا ی گوسی و تی

محمد رضا حدادی^۱

یونس نادمی^۲

حامد فرهادی^۳

تاریخ دریافت مقاله: ۹۸/۰۸/۱۲ تاریخ پذیرش مقاله: ۹۸/۱۰/۲۲

چکیده

با توجه به اهمیت قیمت طلا در بازارهای مالی و اثرات اقتصادی حاصل از نوسانات قیمتی آن، روند تغییرات قیمت طلا در اقتصاد ملی و جهانی، توجه بسیاری از محققان و تحلیلگران اقتصادی را به خود جلب کرده است. از این رو هدف اصلی این مطالعه، پیش بینی روند حرکت قیمت طلای جهانی می باشد. این پژوهش با هدف معرفی یک الگوی ترکیبی از مدل های کاپولا و مدل گارچ کلاسیک (GARCH-Copula) و مقایسه آن با مدل های خانواده گارچ، جهت پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا در بازه زمانی ۲۰۰۰/۰۱/۰۴ تا ۲۰۱۸/۰۶/۲۶، در افق های پیش بینی ۱، ۵، ۱۰، و ۲۲ روزه، صورت پذیرفته است. دقت پیش بینی مدل های مذکور با استفاده از معیار خطای RMSE، مورد ارزیابی و مقایسه قرار گرفته اند. نتایج بدست آمده حاکی از آن بود که در افق های پیش بینی کوتاه مدت مدل کاپولا ی نرمال با توزیع حاشیه ای GARCH-t و در افق پیش بینی بلندمدت مدل کاپولا ی تی با توزیع حاشیه ای GARCH-t از عملکرد بهتری نسبت به مدل های رقیب برخوردار بودند. مدل ترکیبی معرفی شده در این پژوهش دارای پتانسیل بالایی در جهت پیش بینی روند حرکت قیمت طلای جهانی می باشد، بنابراین استفاده از این مدل برای سرمایه گذاران بخش های مختلف، تحلیلگران اقتصادی و نیز برنامه ریزان کلان کشور نتایج ارزنده ای را می تواند داشته باشد.

کلمات کلیدی

قیمت طلا، پیش بینی، سری های زمانی، کاپولا، مدل گارچ- کاپولا

۱- گروه ریاضی، دانشکده علوم پایه، دانشگاه آیت الله بروجردی، بروجرد، ایران. haddadi.math@gmail.com

۲- گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت الله بروجردی، بروجرد، ایران. (نویسنده مسئول) Younesnademi@abru.ac.ir

۳- گروه ریاضی، دانشکده علوم پایه، دانشگاه آیت الله بروجردی، بروجرد، ایران. farhadi70hamed@yahoo.com

مقدمه

امروز بازارهای مالی^۱، دارای نقش کلیدی در تجهیز و هدایت وجوه موجود در اقتصاد به سمت بخش‌های صنعتی و تولیدی و به تبع آن بهبود رشد اقتصادی هستند. بازار سرمایه^۲ به عنوان یکی از رکن‌های بازار مالی نقش به‌سزایی در بسیج امکانات و سرمایه‌ای به منظور رشد و توسعه اقتصادی کشورها دارد و هم‌اکنون در بسیاری از کشورهای جهان نقش تأمین اعتبارات مورد نیاز بنگاه‌های اقتصادی را بر عهده دارد (صنوبر؛ ۱۳۸۶). در کشورهایی که بازارهای مالی خصوصاً بازار سهام پیشرفته و فعال وجود ندارد یا نهادینه نشده است و ارزش پول نیز به دلیل تورم مداوم کاهش می‌یابد، مردم برای جلوگیری از زیان‌های ناشی از تورم، دارایی‌های خود را به صورت واقعی پس‌انداز می‌کنند. یکی از این نوع دارایی‌ها که قابلیت نقدشوندگی نیز دارد طلاست که در ایران و جهان همواره به عنوان پس‌انداز مطلوب در جامعه با استقبال روبرو است (سرافرازو افسر، ۱۳۸۴).

طلا همواره به عنوان رقیبی برای پول‌های رایج و جایگزینی برای آن در ایفای نقش ذخیره ارزش، موقعیت خود را در بحران‌های سیاسی و اقتصادی حفظ کرده است. طلا به عنوان محافظی در مقابل افزایش یا کاهش ارزش پول و سرمایه‌گذاری امن مورد توجه قرار گرفته است. اهمیت عینی بازار طلا در مطبوعات مالی، و انعکاس نوسانات روزانه قیمت آن به صورت برجسته، این واقعیت را نشان می‌دهد که قیمت و عملکرد سرمایه‌گذاری طلا به عنوان یک دارایی بسیار با اهمیت است. در بسیاری از کشورهای جهان، ماهیت قیمت طلا به عنوان یک کالای فیزیکی و دارایی مالی و وجود عوامل متعدد تأثیرگذار بر بازارهای آتی طلا موجب شده است که تحلیل روابط متغیرهای اصلی این بازارها پیچیده‌تر شود. همچنین قیمت طلا در طول دهه‌های گذشته، همواره دارای روند صعودی بوده و این روند صعودی در سال‌های اخیر به مراتب چشمگیرتر بوده است. با افزایش شدید بهای نفت خام و به تبع آن درآمدهای حاصل از صادرات نفت در کشور، نقدینگی زیادی وارد بازار طلا شده و با افزایش تقاضا و سرمایه‌گذاری در طلا روند قیمت آن صعودی شده، که این امر سرمایه‌گذاران زیادی را به سرمایه‌گذاری در بازار طلا ترغیب کرده است. از این رو، با توجه به اهمیت کالا، پیش‌بینی قیمت آن همواره مورد توجه سرمایه‌گذاران و کارشناسان اقتصادی بوده است. قیمت طلا می‌تواند نقش مهمی را در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌هایی بین‌المللی داشته باشد. معمولاً طلا نوسان کمی دارد و به عنوان یک محافظ ویژه در دوره تورم می‌باشد. قیمت طلا طی سال‌های اخیر همواره افزایش یافته است. البته بخش زیادی از افزایش قیمت جهانی طلا به علت کاهش ارزش دلار و تشکیل حباب در بازار بوده است. در حال حاضر طلا به عنوان یک بازار بزرگ اقتصادی در کنار بازارهای سرمایه دیگر، پیش رو سرمایه‌گذاران قرار دارد و نوسانات قیمت آن بیش از

پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل سازی.../حدادی، نادمی و فرهادی

پیش در متغیرهای اقتصادی، رونق و رکورد سایر بازارها مؤثر است. در سال‌های اخیر رشد چشمگیر قیمت طلا در بازارهای جهانی به همواره تأثیر آن بر روی بازارهای موازی به طور بی‌سابقه‌ای موجب افزایش روند رشد سکه در کشور گردید. بررسی رشد چشمگیر طلا در بازارهای جهانی با وجود سیاست‌های کنترل‌کننده، که بازارهای داخلی نیز از آن بی‌نسیب نیست، حائز اهمیت می‌باشد.

با توجه به مطالب ذکر شده و اهمیت پیش‌بینی قیمت طلا و آگاهی از آینده روند تغییرات قیمت آن، در این تحقیق روند حرکت قیمت طلای جهانی با مدل گارچ - کاپولا پیش‌بینی می‌شود و دقت پیش‌بینی این مدل با مدل‌های خانواده گارچ مقایسه می‌شود که مشاهده شود از میان مدل‌های ذکر شده کدام یک دقت پیش‌بینی بالاتری دارند. این پیش‌بینی‌ها می‌تواند در جهت تصمیم‌گیری سیاست‌گذاران اقتصادی و صاحبان صنایع و کسب و کار مورد استفاده قرار گیرد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

امروزه پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برای سیاست‌گذاران و سایر واحدهای اقتصادی برخوردار است. در نتیجه در دهه‌های اخیر، مدل‌های پیش‌بینی گوناگونی توسعه یافته و به رقابت با یکدیگر پرداخته‌اند. ارتباط پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی با عملکرد سیاست‌های پولی و مالی کشورها اهمیت پیش‌بینی را افزون‌تر نیز کرده است. در حال حاضر اکثر دولت‌ها و بانک مرکزی، سیاست‌های مالی و پولی‌شان را نه صرفاً بر مبنای وضع موجود، بلکه بر مبنای پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت از متغیرهای کلیدی اقتصادی تدوین کرده و به مورد اجرا می‌گذارند (مشیری، ۱۳۸۰). تاکنون روش‌های زیادی برای پیش‌بینی قیمت طلا مورد استفاده قرار گرفته است، از جمله روش‌های سنتی کمی مانند رگرسیون و مدل‌های سری‌زمانی و غیره که برای پیش‌بینی در بازارهای مالی نیز بسیار مورد توجه بوده‌اند. اما از آنجا که بازار طلا یک سیستم خطی است، استفاده از روش‌های کلاسیک، خطای پیش‌بینی را افزایش می‌دهد. با توسعه روش‌های غیرخطی هم‌چون شبکه‌های عصبی و شبکه‌های عصبی فازی، می‌توان از این روش‌ها برای پیش‌بینی نوسانات قیمت طلا استفاده نمود (امیرحسینی و داورپناه، ۱۳۹۵).

تئوری کاپولا

کلمه کاپولا (یا کوپولا) واژه‌ای لاتین به معنی لینک، اتصال و گره می‌باشد. واژه کاپولا اولین بار در علم آمار و ریاضی توسط اسکالر^۳ (۱۹۵۹)، معرفی شد. به طور کلی کاپولا یک تکنیک ریاضی انعطاف‌پذیر است که مجموعه‌ای از توابع احتمال حاشیه‌ای تک متغیره را به یکدیگر متصل و یک تابع

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره چهل و دوم / بهار ۱۳۹۹

احتمال تجمعی چند متغیره را تولید می‌کند. در واقع کاپولا مبتنی بر ارتباط و وابستگی غیرخطی بین متغیرها بوده و پیوند دهنده توزیع توأم و توابع حاشیه‌ای است.

کاپولا از دو منظر قابل تفسیر است. از یک نگاه، کاپولا توابعی هستند که توابع توزیع چند متغیره را به توابع توزیعی حاشیه‌ای یک بعدی آن‌ها اتصال می‌دهند و از نگاه دیگر دارای حاشیه‌های یک بعدی یکنواخت در بازه [0,1] می‌باشند. کاپولاها اصولاً قادر به تشکیل هر شکلی از توابع احتمال تجمعی حاشیه‌ای می‌باشند. زیرا برای ساخت یک مدل چند متغیره، توابع حاشیه‌ای می‌توانند به طور مستقل از هم انتخاب شوند و نیازی نیست مانند توابع توزیع دو متغیره، تابع حاشیه‌ای از توزیع خاصی تبعیت کند. مهم‌تر آن که کاپولا قادر به تشریح تغییرات درجه همبستگی متغیرها در بخش‌های مختلف توزیع احتمال توأم می‌باشد، که این خصوصیت در سایر روش‌های شبیه‌سازی متغیرهای تصادفی مشاهده نمی‌شود.

کاپولا اتصال دهنده توابع توزیع حاشیه‌ای P متغیر تصادفی $(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_p(x_p))$ و تابع توزیع توأم آن‌ها $(F(x_1, x_2, \dots, x_p))$ بوده، به طوری که با داشتن یک تابع توزیع توأم مجموعه توابع حاشیه‌ای محتمل تشکیل دهنده آن قابل ارزیابی است و برعکس.

$$C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_p(x_p)) = F(x_1, x_2, \dots, x_p) \quad (1)$$

و

$$F_1(x_1) = U_1, \quad F_2(x_2) = U_2, \quad F_p(x_p) = U_p \quad (2)$$

در نتیجه:

$$C(u_1, u_2, \dots, u_p) = \Pr(U_1 \leq u_1, U_2 \leq u_2, \dots, U_p \leq u_p) \quad (3)$$

توجه به این نکته ضروری است که مقادیر هر کدام از این متغیرها در بازه [0,1] قرار می‌گیرند. به عبارت دیگر، هر جفت (U_1, U_2) منجر به یک نقطه $G(y)$ و $F(x)$ در مربعی به ابعاد واحد $[0,1] \times [0,1]$ می‌شود و این جفت داده، به نوبه خود دارای مقداری در بازه [0,1] به عنوان توزیع توأم $H(x, y)$ می‌باشند.

قضیه اسکالر

اگر F یک تابع توزیع توأم n بعدی با توزیع حاشیه‌های F_1, F_2, \dots, F_n در نظر گرفته شود، آنگاه مفهوم کاپولا بر روی (x_1, x_2, \dots, x_n) به صورت زیر خواهد بود:

پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل سازی.../حدادی، نادمی و فرهادی

$$\begin{aligned} F(x_1, x_2, \dots, x_n) &= P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) \\ &= C(P(X_1 \leq x_1), \dots, P(X_n \leq x_n)) \\ &= C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \end{aligned} \quad (4)$$

هنگامی متغیرها پیوسته باشند، تئوری اسکالر نشان می‌دهد که هر تابع توزیع احتمال چند متغیره می‌تواند با یک توزیع حاشیه‌ای و یک ساختار وابسته نمایش داده شود و به صورت زیر مشتق می‌شود.

$$\begin{aligned} f(x_1, x_2, \dots, x_n) &= \frac{\partial F(x_1, x_2, \dots, x_n)}{\partial x_1, \dots, \partial x_n} = \frac{\partial C(u_1, \dots, u_n)}{\partial u_1, \dots, \partial u_n} \times \prod_i \frac{\partial F_i(x_i)}{\partial x_i} \\ &= C(\tilde{u}) \times \prod_i f_i(x_i) \end{aligned} \quad (5)$$

که در آن f_i ها توابع چگالی حاشیه‌ای، $F_i(x_i)$ ها تابع توزیع حاشیه‌ای، $u_i = F_i(x_i)$ برای $i = 1, \dots, n$ و $\tilde{u} = (u_1, \dots, u_n)$ و $C(\tilde{u})$ تابع چگالی کاپولا می‌باشد (چروبینی، لوسیانو و وچیاتو^۴، ۲۰۰۴).

اگر همه حاشیه‌ها پیوسته باشد آنگاه کاپولا واحد است، در غیر این صورت با حد فاصل توزیع حاشیه‌ای به دست می‌آید. بنابراین طبق قضیه اسکالر کاپولای C ای وجود دارد که:

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \quad (6)$$

در زمینه مدل سازی نوسانات و ویژگی‌های بازدهی طلا و نیز روش‌های مختلف پیش‌بینی نوسانات، تحقیقات متعددی صورت گرفته است که هر یک از آنها با در نظر گرفتن شرایط مختلف به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند.

بکی حسکوئی و صمدی (۱۳۹۱) نشان دادند که برآورد واریانس پرتفوی، در شرایطی که دارایی‌های مالی موجود در پرتفوی، دارای ساختار وابستگی غیر خطی باشند، می‌توان از ساختار مدل‌های کاپولا^۵ برای مدل سازی واریانس پرتفوی استفاده نمودند. آنها با استفاده از معیارهای مناسب تصمیم‌گیری مانند AIC و SBC بهترین مدل را انتخاب کردند. نتایج این پژوهش، نشان داد که در بین انواع مدل‌ها، کاپولای جویی کلیتون متقارن^۶ (SJC) بیشترین برآزش را بر داده‌ها دارد و ساختار وابسته بین متغیرهای پرتفو را بهتر از سایر مدل‌ها، توضیح می‌دهد.

در مطالعه زراء نژاد، رئوفی و کیانی (۱۳۹۱) یک شبکه عصبی فازی ANFIS بر مبنای مدل تاکاگی- سوگنو و همچنین الگوریتم یادگیری پس انتشار و حداقل مربعات خطا در جهت بهبود دقت پیش‌بینی و افزایش سرعت همگرایی استفاده شد. بازه زمانی به کار رفته شده برای پیش‌بینی قیمت

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره چهل و دوم / بهار ۱۳۹۹

روزانه طلا در مطالعه مذکور، از ۱۲ / ۰۷ / ۲۰۱۰ تا ۱۸ / ۰۵ / ۲۰۱۲ است. نتایج با توجه به معیارهای متداول ارزیابی خطای پیش‌بینی نشان می‌دهد که مدل شبکه عصبی ANFIS نسبت به مدل ARIMA پیش‌بینی دقیق‌تری ارائه داده است.

در مطالعه نصیری، حسنلو و ابراهیمی (۱۳۹۳) با عنوان «برآورد ارزش در معرض خطر پرتفوی سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل‌های کاپولا-گارچ: مطالعه موردی؛ بازار ارز، طلا و سهام» با استفاده از ترکیب مدل گارچ به منظور مدل سازی توزیع‌های حاشیه‌ای برای هر یک از دارایی‌ها در پرتفوی و مدل‌های کاپولا به منظور تشکیل تابع توزیع توأم^۷، ارزش در معرض خطر VAR^۸ پرتفوی سرمایه‌گذاری را برآورد کردند. در این پژوهش از کاپولای چند متغیره گوسی، تی-استیودنت و کلایتون برای توصیف ساختار ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاری استفاده شده است. یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد که کاپولای تی-استیودنت نسبت به سایر مدل‌ها در برآورد ارزش در معرض خطر و توصیف ساختار وابستگی پرتفوی یری بازده‌ها، عملکرد بهتری دارد.

امیرحسینی و داورپناه (۱۳۹۴) با استفاده از الگوریتم پرواز پرندگان، الگوریتم ژنتیک و ترکیبی از این دو الگو به پیش‌بینی قیمت طلا پرداختند. نتایج حاصل، حاکی از این بود که استفاده از الگوی ترکیبی پرواز پرندگان با الگوی ژنتیک، به علت پوشش نقاط ضعف هر یک از الگوها و استفاده از نقاط قوت آن‌ها در مسیر پیش‌بینی، دقت پیش‌بینی بیشتری دارد.

اسکندری (۱۳۹۶) در تحقیقی از سه مدل (گارچ^۹، آی گارچ^{۱۰} و فیگارچ^{۱۱}) برای پیش‌بینی نوسان‌های قیمت طلا و نرخ دلار در بازار آزاد و مدل تصحیح خطای برداری و همگرایی یوهانسن-جوسیلیوس برای ارزیابی نوسان‌های قیمت طلا و نرخ دلار در بازار آزاد بر شاخص کل قیمت سهام اوراق بهادار تهران استفاده کرد. داده‌های به کار برده شده از نوع روزانه و از فروردین ۱۳۸۸ تا دی ماه ۱۳۹۶ هستند. نتایج نشان داد که مدل فیگارچ بهتر از سایر مدل‌ها نوسان‌های قیمت طلا را پیش‌بینی می‌کند، ولی برای نوسان‌های قیمت دلار در بازار آزاد با شاخص کل قیمت سهام رابطه معنی داری دارند و با توجه به الگوی تصحیح برداری و همگرایی یوهانسن - جوسیلیوس، نوسان‌های قیمت طلا و شاخص قیمت کل سهام همگرا هستند.

بنتس^{۱۲} (۲۰۱۵) در یک پژوهش با عنوان «پیش‌بینی نوسانات در بازار طلا تحت چارچوب‌های IGARCH, FIGARCH, GARCH: یافته‌های جدید» با استفاده از داده‌های روزانه آگو ست ۱۹۷۶ تا فوریه ۲۰۱۵ و تقسیم کردن نمونه به دو دوره از داده‌های درون نمونه از دوم آگوست ۱۹۷۱ تا ۲۴

پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل سازی.../حدادی، نادمی و فرهادی

اکتبر ۲۰۰۸ برای برآورد کردن مدل استفاده کرد و نتایج را در برون نمونه از ۲۷ اکتبر ۲۰۰۸ تا ۶ فوریه ۲۰۱۵ را پیش بینی کرد. وی در این پژوهش از مدل های $GARCH(1,1)$ ، $IGARCH(1,1)$ و به صورت ویژه $FIGARCH(1,d,1)$ را به کار برده است. نتایج بدست آمده توسط ایشان حاکی از آن بود که مدل $FIGARCH(1,d,1)$ بهترین مدل برای دربرگرفتن وابستگی های خطی در وار یانس شرطی بازده طلا که اغلب به وسیله معیارهای اطلاعات بدست می آید، هست.

سپیان^{۱۳} (۲۰۱۷) در پژوهشی نوسانات قیمت طلا را با استفاده از مدل $ARIMA - GARCH$ پیش بینی کرد. تمام مدل ها تحت سه فرض توزیع شده که، نرمال، تی - استیودنت و GED هستند، برآورد می شوند. نتایج حاصل، حاکی از این بود که $ARIMA(2,0,2)$ بهترین مدل عملکرد را برای پیش بینی بازگشت طلا ارائه داد. و همچنین توزیع بازگشت با مدل $ARIMA(2,0,2) - GARCH-N$ و مدل $ARIMA(2,0,2) - GARCH-GED$ ، مجموع بازدهی بیش از مدل $ARIMA(0,0,2) - GARCH-t$ دارند.

در پژوهشی دوری و بینگ^{۱۴} (۲۰۱۸)، به دنبال مدل قیمت طلا در بورس طلا شانگهای (SGE) بوده و توانایی پیش بینی مدل خانواده $ARCH$ را ارزیابی کرده است. این تجزیه و تحلیل طی سال های ۲۰۰۲ - ۲۰۱۶ به ترتیب به عنوان در نمونه و خارج از نمونه مورد استفاده قرار می گیرند. نتایج حاصل از عملکرد آماری درون نمونه نشان می دهد که مدل های $GARCH$ و $EGARCH$ و در عملکرد خارج از نمونه مدل $GARCH$ به عنوان بهترین مدل برای بازده انتخاب شده اند و همچنین بر اساس توریج تی - استیودنت مدل $GARCH$ و $ARCHM$ بهترین مدل برای پیش بینی درون نمونه و خارج از نمونه هستند.

کریش نا^{۱۵} و همکاران (۲۰۱۹)، در مطالعه ای عملکرد پیش بینی دو مدل میانگین متحرک خودرگرسیون انباشته ($ARIMA$) و شبکه های عصبی مصنوعی (ANN) برای قیمت روزانه طلا در هند را با استفاده از میانگین خطای مطلق (MAE)، میانگین درصد خطای مطلق ($MAPE$) و میانگین خطای میانگین مربعات ($RMSE$)، مورد بررسی و مقایسه قرار دادند. در نهایت به این نتیجه رسیدند که مدل های شبکه ای عصبی خوراک رو به جلو ($FFNN$) از مدل $ARIMA$ سنتی بهتر هستند.

آلامر^{۱۶} و همکاران (۲۰۱۹)، یک مدل جدید را برای پیش بینی دقیق نوسانات ماهانه قیمت طلای ارائه می دهند. این مدل با استفاده از یک روش متا اکتشافی اخیر به نام الگوریتم بهینه سازی نهنگ^{۱۷} به عنوان یک مربی برای یادگیری شبکه عصبی پرسپترون چند لایه (NN) استفاده می کند. نتایج

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره چهل و دوم / بهار ۱۳۹۹

حاصل از مدل پیشنهادی با سایر مدل‌ها، از جمله NN کلاسیک، بهینه‌سازی ذرات برای NN (PSO-NN)، الگوریتم ژنتیکی برای NN (GA-NN) و بهینه‌سازی گرگ خاکستری^{۱۸} برای NN (GWO-NN) مقایسه شده است. نتایج تجربی نشان دهنده برتری مدل ترکیبی WOA-NN نسبت به سایر مدل‌ها است.

کومار^{۱۹} (۲۰۱۹)، در بررسی و مقایسه دقت پیش‌بینی بازده طلا و نقره برای افق‌های پیش‌بینی مختلف، در بین چهار مدل، میانگین متحرک خودرگرسیون انباشته (ARIMA)، شبکه عصبی مصنوعی (ANN)، ترکیبی و مدل‌های گروه، به این نتیجه رسید که مدل ARIMA بهترین مدل برای پیش‌بینی بازده طلا است.

با مطالعه پژوهش‌های انجام گرفته در زمینه مدل‌سازی نوسانات و ویژگی‌های بازدهی طلا و نیز روش‌های مختلف پیش‌بینی نوسانات، می‌توان مشاهده کرد که در پژوهش‌های پیشین مدل گارچ-کاپولا در زمینه پیش‌بینی حرکت قیمت طلای جهانی استفاده نشده است و این می‌تواند بر اهمیت و نوآوری کار در این پژوهش بیافزاید. همچنین مدل‌های گارچ-کاپولا و خانواده گارچ در زمینه پیش‌بینی قیمت طلای جهانی با یکدیگر مورد ارزیابی و مقایسه قرار می‌گیرند.

روش‌شناسی پژوهش

هدف از انجام این پژوهش، معرفی یک الگوی ترکیبی جدید و مقایسه دقت پیش‌بینی آن با مدل‌های گارچ کلاسیک در بازار طلای جهانی می‌باشد. برای این منظور، از داده‌های روزانه قیمت طلای جهانی که از پایگاه اطلاعاتی، اتحادیه بازار شمش لندن جمع‌آوری شده، استفاده شده است. همچنین برای گردآوری اطلاعات، از کتاب‌های مختلف و مقالات پژوهشگران داخلی و خارجی زیادی استفاده شده است. در این مطالعه از معادلات خانواده گارچ، کاپولا نرمال و کاپولای تی-استیودنت استفاده می‌گردد. بدین منظور، معادلات به شرح ذیل می‌باشند:

مدل گارچ (GARCH)

زمانی نسبتاً طولانی است که اقتصادسنجی دانان و محققان پی برده‌اند که بازده دارایی‌های مالی دارای ویژگی خوشه‌بندی تغییرات است، یعنی توزیع احتمال فراوانی آن‌ها چولگی و کشیدگی بیشتری از توزیع احتمال فراوانی نرمال دارد. در دو دهه اخیر مدل‌های آماری که بتوانند این وابستگی‌ها را نشان دهند به وجود آمده‌اند. اولین مدل برای توضیح وابستگی از نوع خوشه‌بندی تغییرات سری زمانی توسط انگل^{۲۰} (۱۹۸۲) مطرح شد. وی مدل خودرگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی (ARCH) را برای توجیه

پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل سازی.../حدادی، نادمی و فرهادی

این نوع از وابستگی‌ها در سری زمانی مطرح نمود. بعد از وی مطالعات گوناگونی توسط سایر اقتصاددانان مانند بولرسو^{۲۱} (۱۹۸۶) صورت گرفت و مدل‌های دیگری از نوع ARCH مانند مدل خودرگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته (GARCH) به وجود آمدند تا بتوانند این ویژگی بازدهی‌های دارایی‌های مالی را به خوبی توضیح دهند. بیشتر مطالعات تجربی نشان داده‌اند که مدل‌های نوع GARCH از توانایی بیشتر در مدل سازی و پیش‌بینی برخوردار می‌باشد. یک مدل کلی ARCH(q) به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + V_t \quad (7)$$

مشکلی که در عمل به هنگام استفاده از این مدل‌ها به وجود می‌آید، این است که وقتی q عدد بزرگی باشد، به طور معمول باعث نقض شدن فرض غیر منفی بودن و شرایط مانایی معادله واریانس می‌باشد. مدل GARCH که توسط بولرسو (۱۹۸۶) توسعه یافت، راه‌کاری برای حل این مشکل و نیز مدلی صرفه در تعداد پارامترها می‌باشد (جانستون و اسکات^{۲۲}، ۲۰۰۰).

واریانس شرطی علاوه بر q توان دوم گذشته، شامل p وقفه واریانس شرطی گذشته (σ_{t-j}^2) نیز است. معادله واریانس شرطی در یک مدل GARCH(p, q) به صورت زیر می‌باشد

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + V_t \quad (8)$$

فعالان و تحلیل‌گران بازارهای مالی همیشه به دنبال یافتن تخمین‌هایی دقیق از واریانس شرطی قیمت دارایی‌های مالی هستند. از آنجا که مدل‌های گارچ در پیش‌بینی نوسانات شرطی از توانایی زیادی برخوردار هستند، شکل‌های کامل‌تری از این مدل‌ها ظهور یافته است و به طور خاص برای تخمین واریانس شرطی دارایی‌ها و ابزارهای مالی مورد استفاده قرار می‌گیرند. واریانس شرطی این مدل‌ها در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. واریانس شرطی مدل‌های مختلف گارچ

معادله واریانس شرطی	مدل
$Ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) + \mu_1 \left \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right + \beta_1 Ln(h_{t-1})$	EGARCH
$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \lambda_1 \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1}$ $\begin{cases} I_{t-1} = 1, & \varepsilon_{t-1} < 0 \\ I_{t-1} = 0, & \varepsilon_{t-1} \geq 0 \end{cases}$	GJR- GARCH
$h_t = \frac{\alpha_0}{1 - \beta_1} + (1 - \beta_1) \sum_{i=0}^{\infty} \beta_1^i \varepsilon_{t-1-i}^2$	IGARCH

مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای

بازده دارایی‌های مفروض توسط $\{X_t\}$ $t = 1, \dots, T$ نشان داده می‌شود. فرض می‌کنیم $GARCH(1,1)$ با تغییرات استاندارد به ترتیب دارای توزیع نرمال استاندارد (GARCH-n) یا توزیع تی - استیودنت استاندارد (GARCH-t) باشد. از این رو مدل به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$x_t = \mu + \alpha_t = \mu + \sigma_t \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \alpha_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (10)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0,1) \text{ or } \varepsilon_t \sim t_d$$

که در آن، $\alpha_0 \geq 0$ ، $\alpha_1 \geq 0$ ، $\beta \geq 0$ و $\alpha_1 + \beta = 1$ ؛ x_t بازده واقعی، μ بازده مورد انتظار و σ_t تلاطم بازده‌ها در زمان t می‌باشند معمولاً در این مدل‌ها فرض می‌شود باقیمانده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کنند. اما در واقعیت مدل گارچ نرمال نمی‌تواند کشیدگی بیشتر نسبت به توزیع نرمال، توسط بازده‌های دارایی را توضیح دهد. بلسف (۱۹۸۶) توزیع تی - استیودنت را برای خطاها به جای فرض نرمال بودن پیشنهاد کرد لذا توزیع حاشیه‌ای برای باقیمانده‌ها به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P(X_{t+1} \leq X) = P(\alpha_{t+1} \leq (X - \mu))$$

$$= P\left(\varepsilon_{t-1} \leq \frac{(x - \mu)}{\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \alpha_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2}}\right) \quad (11)$$

پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل سازی.../حدادی، نادمی و فرهادی

$$= \begin{cases} N\left(\frac{(x - \mu)}{\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \alpha_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2}}\right), & \text{if } \varepsilon \sim N(0,1) \\ t_d\left(\frac{(x - \mu)}{\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \alpha_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2}}\right), & \text{if } \varepsilon \sim t_d \end{cases} \quad (12)$$

همچنین به منظور تخمین پارامترهای مدل GARCH از روش MLE استفاده می شود.

کاپولای گوسی

کاپولای گوسی^{۲۳}، کاپولای توزیع نرمال چند متغیره می باشد که به صورت زیر تعریف می شود.

$$C_R^{Ga}(u) = \varphi_R^n(\varphi^{-1}(u_1), \dots, \varphi^{-1}(u_n)) \quad (13)$$

که در آن φ_R^n تابع توزیع مشترک توابع توزیع نرمال استاندارد n متغیره با ماتریس همبستگی R می باشد، و φ^{-1} معکوس تابع توزیع، توزیع نرمال استاندارد هر متغیر می باشد (امبرکتس، لیند سکوف، مایکل^{۲۴}، ۲۰۰۱).

اگر $u_j = \varphi(x_j)$ باشد، آنگاه $x_j = \varphi^{-1}(u_j)$ خواهد بود. بنابراین تابع چگالی به صورت زیر می باشد:

$$C_R^{Ga}(u_1, \dots, u_n) = \frac{1}{|R|^{\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2} X^T (R - 1) X\right) \quad (14)$$

که در آن $X = (\varphi^{-1}(u_1), \dots, \varphi^{-1}(u_n))^T$ می باشد (چروبینی، لوسیانو و وچیاتو، ۲۰۰۴).

کاپولای تی - استیودنت

روش استنتاج کاپولای تی^{۲۵}، همانند روش کاپولای گوسی می باشد، که به صورت زیر تعریف می شود:

$$T_{R,v}(u_1, \dots, u_n) = t_{R,v}(t_v^{-1}(u_1), \dots, t_v^{-1}(u_n)) \quad (15)$$

که در آن $t_{R,v}$ تابع توزیع مشترک تی - استیودنت n بعدی با ماتریس همبستگی R می باشد، همچنین t_v^{-1} معکوس تابع توزیع استاندارد تک متغیره با درجه آزادی v می باشد (چروبینی، لوسیانو و وچیاتو، ۲۰۰۴).

تابع چگالی تی - استیودنت نیز به صورت زیر بدست می آید:

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره چهل و دوم / بهار ۱۳۹۹

$$C_{v,R}^t(u_1, \dots, u_n) = |R|^{-\frac{1}{2}} \frac{\beta\left(\frac{v+n}{2}\right)}{\beta\left(\frac{v}{2}\right)} \left(\frac{\beta\left(\frac{v}{2}\right)}{\beta\left(\frac{v+1}{2}\right)}\right)^n \frac{\left(1 + \frac{1}{v} X_T R^{-1} X\right)^{-\frac{v+n}{2}}}{\prod_{j=1}^n \left(1 + \frac{X_j^2}{v}\right)^{-\frac{v+1}{2}}} \quad (16)$$

که در آن $X_j = t_v^{-1}(u_j)$ می‌باشد.

پارامترهای تابع کاپولا با استفاده از روش حداکثر راست نمایی^{۲۶} برآورد می‌شوند و همچنین در این پژوهش فرایند برآورد مدل‌های کاپولا و گارچ به ترتیب با استفاده از نرم افزارهای MATLAB و Eviews انجام می‌شود.

یافته‌های پژوهش

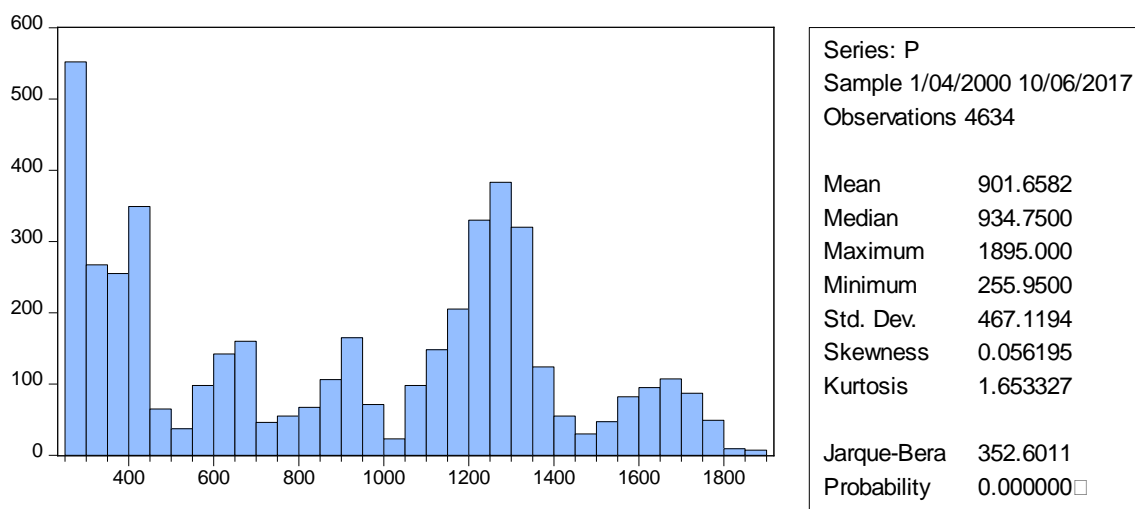
در این بخش، ابتدا اطلاعات آماری و دقیق از داده‌های مورد استفاده در این پژوهش گزارش داده می‌شود. سپس آزمون‌های مورد نیاز بر روی داده‌ها و نتایج مربوط به آن‌ها و در نهایت نتایج حاصل از پیش‌بینی برون نمونه‌ای برای مدل‌های خانواده گارچ و گارچ - کاپولا با دوره‌های پیش‌بینی ۱، ۵، ۱۰ و ۲۲ روزه گزارش داده می‌شود و مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

معرفی داده‌ها

همان‌طور که در قسمت قبل گفته شد، داده‌های مورد بررسی که قیمت‌های روزانه طلا می‌باشد، از تاریخ ۲۰۰۰ / ۰۱ / ۰۴ تا ۲۰۱۸ / ۰۶ / ۲۶، از پایگاه اطلاعاتی، اتحادیه بازار شمش لندن جمع‌آوری گردیده است. در مجموع ۴۶۳۴ مشاهده برای قیمت طلا موجود می‌باشد. این اطلاعات به صورت فایل‌های اکسل دریافت و برای انجام محاسبات به نرم‌افزارهای مذکور منتقل داده شده است.

پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل سازی.../حدادی، نادمی و فرهادی

ویژگی آماری داده‌ها



نمودار ۱. نمودار توزیع داده‌ها

همان طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، سری مربوط به داده‌های مورد نظر دارای دنباله پهن می‌باشد به دلیل اینکه چولگی^{۲۷} مربوط به داده‌ها غیر صفر می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی این است که توزیع مورد نظر متقارن نمی‌باشد و دارای چولگی می‌باشد. از طرفی مشاهده می‌شود که توزیع داده‌ها دارای کشیدگی^{۲۸} از چپ هستند. بر اساس ضرائب چولگی و کشیدگی، آماره‌ی مربوط به آزمون جارک- برا^{۲۹} به دست می‌آید که آزمون نرمال بودن توزیع جملات خطا را تحت فرضیه صفر(نرمال بودن جمله خطا) بررسی می‌کند. بر اساس نتایج جارک- برا، مقدار احتمال آن صفر می‌باشد(کوچکتر از ۰/۰۵) که نشان دهنده‌ی این است جملات خطا متغیر مورد بررسی از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند.

بررسی مانایی داده‌ها

جدول (۲)، نتایج مربوط به آزمون مانایی (ریشه واحد) متغیر، که با استفاده از آزمون دیکی - فولر، بر اساس فرضیه صفر وجود ریشه واحد (متغیر مورد نظر نامانا می‌باشد) صورت می‌پذیرد، را نشان می‌دهد.

جدول ۲. بررسی مانایی سری

فرض صفر وجود ریشه واحد	آزمون دیکی- فولر	مقدار محاسبه	احتمال	مقادیر بحرانی ۱٪	مقادیر بحرانی ۵٪	مقادیر بحرانی ۱۰٪
		-۱/۱۸۸۴۹۷	۰/۴۸۱۷	-۳/۴۳۱۵۷۹	-۲/۸۶۱۹۶۸	-۲/۵۶۷۰۴۱

منبع: محاسبات پژوهش

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره چهل و دوم / بهار ۱۳۹۹

با توجه به نتایج جدول (۲)، چون آماره احتمال آزمون بیشتر از ۰/۰۵ است و همچنین قدر مطلق مقدار محاسبه شده کمتر از مقادیر بحرانی است، پس نتیجه می‌گیریم که فرض صفر ما رد نمی‌شود و سری مورد نظر دارای ریشه واحد است و نامانا می‌باشد. از این رو، رفع مشکل نامانایی را با تفاضل‌گیری انجام می‌دهیم. جدول (۳)، نتایج مانایی سری را برای تفاضل مرتبه اول نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج مانایی سری تفاضلی شده

فرض صفر	آزمون	مقدار محاسبه	احتمال	مقادیر بحرانی ۱٪	مقادیر بحرانی ۵٪	مقادیر بحرانی ۱۰٪
وجود ریشه واحد	دیکی- فولر	-۶۸/۴۰۷۸۴	۰/۰۰۰۱	-۳/۴۳۱۵۷۹	-۲/۸۶۱۹۶۸	-۲/۵۶۷۰۴۱

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که قدر مطلق مقدار آماره‌ی این آزمون برای متغیر مورد نظر، از مقادیر بحرانی بیشتر می‌باشد و مقدار احتمال آن، کمتر از (۰/۰۵) می‌باشد. لذا فرضیه صفر (وجود ریشه واحد) رد می‌شود و سری از یک فرایند تصادفی مانا پیروی می‌کند.

بررسی ناهمسانی واریانس

استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی نیازمند وجود آثار ناهمسانی واریانس در پسماندهای معادله میانگین بوده که آزمون متداول برای وجود این آثار ضریب لاگرانژ است. جدول (۴) نتایج آزمون ضریب لاگرانژ ARCH_LM^{۳۰} را به منظور بررسی ثابت یا متغیر بودن واریانس جمله خطا (ناهمسانی واریانس) را نشان می‌دهد که نتیجه حاصل شده حاکی از وجود ناهمسانی واریانس شرطی در متغیر تفاضل قیمت طلاست.

جدول ۴. نتایج آزمون لاگرانژ ARCH_LM

آماره آزمون	احتمال	نتیجه آزمون
۶۲/۰۸۸۹۲	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر یا تایید وجود آثار ناهمسانی

منبع: محاسبات پژوهش

برآورد مدل GARCH با توزیع‌های مختلف

از مدل GARCH(1,1) با توزیع نرمال و توزیع تی - استیودنت، برای حذف واریانس ناهمسانی استفاده می‌نماییم و از میان آن‌ها مدل مناسب‌تر را جهت انتخاب مدل حاشیه‌ای برمی‌گزینیم. پارامترهای مدل مذکور با استفاده از روش MLE برآورد می‌شوند. نتایج تخمین گارچ نرمال و تی برای متغیر طلا و یک وقفه قیمت آن در جدول (۵) گزارش داده شده است.

پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل سازی.../حدادی، نادمی و فرهادی

جدول ۵. نتایج برآورد پارامترهای مدل GARCH

یک وقفه		طلا		پارامترها
GARCH-t	GARCH-n	GARCH-t	GARCH-n	
۰/۱۰۸۴۱۰	۰/۱۳۱۴۳۷	۰/۱۰۷۷۷۶	۰/۱۳۰۷۶۶	μ
۰/۰۲۸۸۹۹	۰/۰۹۶۱۳۹	۰/۰۲۸۷۸۶	۰/۰۹۶۰۹۳	α_0
۰/۰۵۳۵۹۴	۰/۰۶۸۴۵۰	۰/۰۵۳۵۵۸	۰/۰۶۸۴۳۹	α_1
۰/۹۵۱۴۵۴	۰/۹۳۶۰۱۵	۰/۹۵۱۴۸۴	۰/۹۳۶۰۳۱	β
۴/۷۸۰۴۶۰	-	۴/۷۸۵۷۹۱	-	درجه آزادی
۶/۸۴۹۴۰۰	۶/۹۴۸۱۳۶	۶/۸۴۹۵۷۱	۶/۹۴۸۱۸۸	معیار آکایک
۶/۸۵۶۳۵۲	۶/۹۵۳۶۹۸	۶/۸۵۶۵۲۲	۶/۹۵۳۷۴۸	معیار بیزین

منبع: محاسبات پژوهش

جدول (۵) نتایج برآورد مدل گارچ کلاسیک را روی متغیر طلا و یک وقفه قیمت از آن را نشان می‌دهد. مقدار معیارهای آکائیک و بیزین- شوارتز مدل گارچ با توزیع تی-۱ استیودنت از مقدار معیارهای مدل گارچ با توزیع نرمال برای هر دو متغیر کمتر می‌باشد که نشان می‌دهد برای مقدار طلا و یک وقفه از قیمت آن، مدل گارچ با توزیع تی-استیودنت، مدل مناسب‌تری می‌باشد. لذا مدل گارچ با توزیع تی-استیودنت برای مدل سازی توزیع حاشیه‌ای مدل‌های کاپولا انتخاب می‌شود.

برآورد پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل‌های پژوهش

در این بخش ابتدا برآورد مدل‌های مختلف گارچ با تصریح‌های مختلف معادله میانگین شرطی و در نهایت مدل‌های کاپولا-گارچ در دقت پیش‌بینی برون نمونه‌ای برای نوسانات قیمت طلا در دوره‌های ۱، ۵، ۱۰ و ۲۲ گزارش داده می‌شود، و توسط معیار جذر میانگین مربع خطای (RMSE) پیش‌بینی، مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. جداول (۶) و (۷) این نتایج را گزارش می‌دهند.

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره چهل و دوم / بهار ۱۳۹۹

جدول ۶. نتایج پیش‌بینی برون نمونه‌های مدل‌های گارچ

مدل	1-step RMSE	5-step RMSE	10-step RMSE	22-step RMSE
AR(1) – GARCH(1, 1)	۱/۵۱۱	۶/۸۲۴	۵/۶۴۱	۶/۳۱۸
AR(2) – GARCH(1, 1)	۱/۵۱۵	۶/۸۲۱	۵/۶۳۹	۶/۳۱۷
MA(1) – GARCH(1, 1)	۱/۵۱۱	۶/۸۲۴	۵/۶۴۱	۶/۳۱۸
MR(2) – GARCH(1, 1)	۱/۵۱۶	۶/۸۲۱	۵/۶۳۹	۶/۳۱۷
ARMA(1, 1) – GARCH(1, 1)	۱/۵۱۷	۶/۸۲۷	۵/۶۴۳	۶/۳۱۹
ARMA(1, 2) – GARCH(1, 1)	۱/۵۰۵	۶/۸۳۰	۵/۶۴۴	۶/۳۱۹
ARMA(2, 1) – GARCH(1, 1)	۱/۷۴۶	۶/۸۷۳	۵/۶۶۴	۶/۳۵۷
ARMA(2, 2) – GARCH(1, 1)	۱/۸۴۸	۶/۸۵۵	۵/۶۶۷	۶/۳۵۹
AR(1) – EGARCH(1, 1)	۱/۵۱۸	۶/۸۵۰	۵/۶۵۲	۶/۳۴۸
AR(2) – EGARCH(1, 1)	۱/۴۸۶	۶/۸۸۵	۵/۶۷۳	۶/۳۵۸
MA(1) – EGARCH(1, 1)	۱/۵۱۰	۶/۸۴۸	۵/۶۵۱	۶/۳۴۶
MR(2) – EGARCH(1, 1)	۱/۴۳۴	۶/۸۷۹	۵/۶۷۰	۶/۳۵۱
ARMA(1, 1) – EGARCH(1, 1)	۱/۴۶۲	۶/۸۵۰	۵/۶۵۲	۶/۳۴۸
ARMA(1, 2) – EGARCH(1, 1)	۱/۵۶۴	۶/۸۹۸	۵/۶۸۰	۶/۳۶۴
ARMA(2, 1) – EGARCH(1, 1)	۱/۶۱۸	۶/۸۴۴	۵/۶۶۸	۶/۳۶۰
AR(1) – IGARCH(1, 1)	۱/۵۱۳	۶/۸۲۴	۵/۶۴۱	۶/۳۱۸
AR(2) – IGARCH(1, 1)	۱/۵۲۱	۶/۸۱۷	۵/۶۳۷	۶/۳۱۶
MA(1) – IGARCH(1, 1)	۱/۵۱۳	۶/۸۲۴	۵/۶۴۱	۶/۳۱۸
MA(2) – IGARCH(1, 1)	۱/۵۲۲	۶/۸۱۷	۵/۶۳۶	۶/۳۱۶
ARMA(1, 1) – IGARCH(1, 1)	۱/۷۰۵	۶/۸۱۴	۵/۶۴۸	۶/۳۲۲
ARMA(1, 2) – IGARCH(1, 1)	۱/۵۰۹	۶/۸۲۷	۵/۶۳۴	۶/۳۱۹
ARMA(2, 1) – IGARCH(1, 1)	۱/۶۳۵	۶/۷۹۶	۵/۶۳۹	۶/۳۱۸
ARMA(2, 2) – IGARCH(1, 1)	۱/۸۶۷	۶/۸۵۶	۵/۶۶۸	۶/۳۶۰
AR(1) – GJR	۱/۵۸۳	۶/۸۴۱	۵/۶۴۹	۶/۳۳۵
AR(2) – GJR	۱/۵۷۷	۶/۸۴۶	۵/۶۵۲	۶/۳۳۶

پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل سازی.../حدادی، نادمی و فرهادی

MA(1) – GJR	۱/۵۸۳	۶/۸۴۱	۵/۶۴۹	۶/۳۳۵
MA(2) – GJR	۱/۵۷۷	۶/۸۴۵	۵/۶۵۱	۶/۳۳۶
ARMA(1, 1) – GJR	۱/۶۵۶	۶/۸۷۷	۵/۶۶۶	۶/۳۵۹
ARMA(1, 2) – GJR	۱/۵۶۸	۶/۸۵۴	۵/۶۵۷	۶/۳۳۸
ARMA(2, 1) – GJR	۱/۵۷۰	۶/۸۵۴	۵/۶۵۷	۶/۳۳۸
ARMA(2, 2) – GJR	۱/۹۰۲	۶/۸۶۷	۵/۶۷۱	۶/۳۶۲

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۷. نتایج پیش بینی برون نمونه ای مدل کاپولا - گارچ

مدل	1-step RMSE	5-step RMSE	10-step RMSE	22-step RMSE
Copula t – GARCH – t	۱/۴۴۰	۶/۵۹۹	۵/۹۲۴	۵/۹۸۹
Copula n – GARCH – t	۰/۸۷۵	۶/۶۲۳	۵/۸۷۸	۵/۹۷۸

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۶) و (۷)، در بین مدل های رقیب، مدل های برتر از لحاظ دقت پیش بینی بر اساس معیار خطای مذکور، در جدول (۸) و (۹)، گزارش داده شده است.

جدول ۸. رتبه بندی مدل های برتر در افق ۱ و ۵ روزه

مدل	1- step RMSE	رتبه	مدل	5-step RMSE	رتبه
Copula n – GARCH – t	۰/۸۷۵	۱	Copula n – GARCH – t	۶/۵۹۹	۱
MA(2) – EGARCH(1, 1)	۱/۴۳۴	۲	Copula t – GARCH – t	۶/۶۲۳	۲
Copula t – GARCH – t	۱/۴۴۰	۳	ARMA(1, 1) – IGARCH(1, 1)	۶/۸۱۴	۳

منبع: محاسبات پژوهش

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره چهل و دوم / بهار ۱۳۹۹

جدول ۹. رتبه‌بندی مدل‌های برتر در افق ۱۰ و ۲۲ روزه

رتبه	22-step RMSE	مدل	رتبه	10- step RMSE	مدل
۱	۵/۹۷۸	Copula n – GARCH – t	۱	۵/۶۳۶	MA(2) – IGARCH(1, 1)
۲	۵/۹۸۹	Copula t – GARCH – t	۲	۵/۶۳۷	AR(2) – IGARCH(1, 1)
۳	۶/۳۱۶	AR(2) – IGARCH(1, 1) MA(2) – IGARCH(1,1)	۳	۶/۶۳۹	AR(2) – GARCH(1, 1) MA(2) – GARCH(1, 1) ARMA(2,1) – IGARCH(1,1)

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جداول (۸) و (۹)، نتایج حاصل از پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل‌های رقیب و مقایسه آن‌ها، به شرح زیر می‌باشد:

در افق پیش‌بینی ۱ روزه به ترتیب مدل‌های ، Copula – n, GARCH – t ، MA(2) – EGARCH(1,1) و Copula – t, GARCH – t، بهترین مدل‌ها هستند.

در افق پیش‌بینی ۵ روزه، مدل‌های کاپولا تی و نرمال، نسبت به مدل‌های رقیب از عملکرد دقیق‌تری برخوردار هستند، و بعد از مدل‌های کاپولا تی و نرمال، مدل – ARMA(1,1) IGARCH(1,1) در رتبه سوم قرار دارد.

در افق پیش‌بینی ۱۰ روزه، نتایج متفاوت است. مدل‌های کاپولا که در افق ۱ و ۵ روزه، از عملکرد خوبی برخوردار بودند، در افق پیش‌بینی ۱۰ روزه، بین مدل‌های رقیب در رتبه خوبی قرار نگرفته‌اند و در این افق مدل MA(2) – IGARCH(1,1)، در رتبه نخست قرار دارد و بعد از آن مدل – AR(2) IGARCH(1,1) در رتبه دوم و در بین مدل‌های رقیب، مدل‌های AR(2) – GARCH(1,1)، MA(2) – GARCH(1,1) و ARMA(2,1) – IGARCH(1,1)، که دارای توان یکسانی در پیش‌بینی قیمت طلای جهانی دارند، در رتبه سوم افق پیش‌بینی ۱۰ روزه قرار گرفته‌اند.

در افق پیش‌بینی ۲۲ روزه، مدل‌های کاپولا نرمال و تی و همچنین دو مدل – AR(2) IGARCH(1,1) و MA(2) – IGARCH(1,1) که دارای توان یکسانی در پیش‌بینی ۲۲ روزه دارند، به ترتیب دارای بیشترین دقت در پیش‌بینی بلندمدت هستند.

پیش‌بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل‌سازی.../حدادی، نادمی و فرهادی

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

برای پیش‌بینی معمولاً از مدل‌های سری‌زمانی مانند روش‌های میانگین متحرک، هموارسازی نمایی و میانگین متحرک خودرگرسیون انباشته (آریما) و از این قبیل استفاده می‌کنند. اما این مدل‌ها با ضعف‌هایی همراه هستند که به محقق اجازه نمی‌دهند تا عوامل پیچیده و غیرخطی مؤثر بر پیش‌بینی را در نظر بگیرد. علاوه بر این مشاهده می‌شود که در بسیاری از مشاهدات، سری‌زمانی اقتصادی غیرخطی بوده و تخمین مدل‌های خطی برای مسائل پیچیده دنیای واقعی همیشه رضایت‌بخش نیست. همچنین پیش‌بینی بر اساس مدل‌های غیرخطی اقتصادسنجی نیز با محدودیت‌های زیادی همراه است از این رو استفاده از تکنیک‌های غیرخطی برای پیش‌بینی سری‌های زمانی روز به روز در حال گسترش بوده است. هدف از این مطالعه ارائه الگویی جدید جهت پیش‌بینی روند حرکت قیمت طلای جهانی با استفاده از روش GARCH-Copula می‌باشد. بدین منظور ابتدا با استفاده از مدل‌های تک رژیم گارچ مانند GARCH، EGARCH، IGARCH، GJR-GARCH به منظور پیش‌بینی قیمت طلا پرداخته شد. سپس جهت پیاده‌سازی مدل GARCH-Copula، پس از برآورد مدل گارچ کلاسیک با توزیع‌های نرمال و تی-استیودنت، که مدل گارچ با توزیع تی-استیودنت به منظور مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای مدل‌های کاپولای تی و نرمال انتخاب شد، پیش‌بینی روند حرکت قیمت طلای جهانی با مدل گارچ-کاپولا، صورت پذیرفت و مدل‌های مذکور در افق‌های پیش‌بینی برون نمونه‌ای ۱، ۵، ۱۰ و ۲۲ روزه توسط معیار جذر میانگین مربع خطا مورد ارزیابی و مقایسه قرار گرفتند. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از آن بود که بر اساس معیار خطای پیش‌بینی (RMSE)، مدل‌های کاپولای گوسی (نرمال) و تی با توزیع حاشیه‌ای GARCH-t عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های خانواده گارچ تک رژیم در افق پیش‌بینی کوتاه مدت و بلند مدت برخوردار بودند. همان‌طور که ملاحظه شد در افق‌های پیش‌بینی کوتاه مدت و بلند مدت خطا و درصد دقت پیش‌بینی مدل گارچ - کاپولا در مقایسه با روش‌های متعارف اقتصادسنجی بسیار مقبول بوده و لذا نشان‌دهنده‌ی قدرت این روش در پیش‌بینی می‌باشد. توابع کاپولا انواع مختلفی دارند، به همین منظور پیشنهاد می‌شود که مدل‌های مختلف کاپولا در پیش‌بینی قیمت طلای جهانی به کار رود و بهتر است نتایج آن‌ها با کمک چند معیار متنوع مقایسه شوند و مناسب‌ترین تابع کاپولا انتخاب شود.

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / شماره چهل و دوم / بهار ۱۳۹۹

منابع

- ۱) اسکندری، بهزاد (۱۳۹۶). کاربرد فیگارچ در پیش‌بینی نوسانات طلا و ارز و اثرات آن‌ها بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشده علوم پایه. دانشگاه آیت الله بروجردی (ره). بروجرد.
- ۲) امیرح سینی، زهرا؛ داورپناه، عاطفه (۱۳۹۵). طراحی الگویی جهت پیش‌بینی قیمت طلا، با استفاده از الگوریتم پرواز پرندگان و الگوریتم ژنتیک و الگوریتم ترکیبی. مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۲۶، ص ۵۹-۸۳.
- ۳) بکی حسکوئی، مرتضی؛ خواجه‌وند، فاطمه (۱۳۹۳). پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی نفت با استفاده از مدل‌های گارچ و مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ. فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۲۳، ص ۸۵-۱۰۸.
- ۴) زراءنژاد، منصور؛ رئوفی، علی؛ کیانی، پویان (۱۳۹۱). ارزیابی و مقایسه عملکرد مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته و شبکه عصبی فازی برای پیش‌بینی روزانه قیمت طلا. اولین کنفرانس بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها. دانشگاه آزاد واحد اسلامی سنندج، سنندج.
- ۵) سر فراز، لیلیا؛ افسر، امیر (۱۳۸۴). بررسی عوامل بر قیمت طلا و ارائه مدل و پیش‌بینی بر مبنای شبکه‌های عصبی فازی. فصلنامه پژوهشی اقتصادی، شماره ۱۶، ص ۱۴۹-۱۶۵.
- ۶) مشیری، سعید (۱۳۸۰). پیش‌بینی تورم ایران با استفاده از مدل‌های ساختاری، سری‌های زمانی و شبکه‌های عصبی. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۸، ص ۱۴۷-۱۸۴.
- ۷) نصیری، فرشاد؛ حسنلو، خدیجه؛ ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۳). برآورد ارزش در معرض خطر پرتقوی سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل‌های کاپولا-گارچ مطالعه موردی: بازار ارز، طلا و سهام. کنفرانس بین‌المللی مدیریت و مهندسی صنایع. تهران.
- 8) Alameer, Z., Elaziz, M. A., Ewees, A. A., Ye, H., & Jianhua, Z. (2019). Forecasting gold price fluctuations using improved multilayer perceptron neural network and whale optimization algorithm. Resources Policy, 61, 250-260.
- 9) Bentes, S. (2015). Forecasting Volatility in Gold returns under The GARCH, IGARCH, and FIGARCH. New evidence, ELSVIER, Physica, Vol (438), PP 355-364.
- 10) Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journ of Economics, Vol (31), PP 307- 32.

پیش بینی روند حرکت قیمت جهانی طلا با رویکرد مدل سازی.../حدادی، نادمی و فرهادی

- 11) Cherubini, U., Luciano, E., & Vecchiato, W. (2004). Copula Methods in Finance. West Sussex.
- 12) Dury, M., & Xiao, B. (2018). Forecasting the Volatility of the Chinese Gold Market by ARCH Family Models and extension to Stable Models.
- 13) Embrechts, P., & Lindckog, F., McNeil, A. (2001). Modelling Dependence with Copula and Applications to Risk Management. Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance, PP, 329-384.
- 14) Engle, F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, PP, 987-1007.
- 15) Kumar, S. (2019). Prediction of Gold and Silver Prices in an Emerging Economy: Comparative Analysis of Linear, Nonlinear, Hybrid, and Ensemble Models. The Journal of Prediction Markets, 12(3), 63-78.
- 16) Krishna, K. M., Reddy, N. K., & Sharma, M. R. (2019). Forecasting of Daily Prices of Gold in India using ARIMA and FFNN Models. International Journal of Engineering and Advanced Technology(IJEAT)ISSN2249-8958,Volume-8 Issue-3.
- 17) Sklar, A. (1959). Fonctions de repartition a n dimensions et leurs marges. Publications de Institut de Statistique de I Univercite de Paris , (8), PP, 299-331.
- 18) Sopipan, N. (2017). Trading Gold Future with ARIMA_ GARCH models. Thai Journal of Mathematics, Special Issue, Annual Meeting in Matematics.

یادداشت ها :

-
۱. Financial Markets
 ۲. Capital Market
 - ۳ - Sklar
 ۴. Cherubini, Luciano & Vevhiato
 ۵. Copula
 ۶. Symmetric Joe Clayton Copula
 ۷. Shared Distribution
 ۸. Value At Risk
 ۹. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
 ۱۰. Integrated GARCH

-
۱۱. Fractional Integrated GARCH
 ۱۲. Bentes
 ۱۳. Sopipan
 ۱۴. Dury & Bing
 ۱۵. Krishna
 ۱۶. Alameer
 ۱۷. whale optimization algorithm
 ۱۸. grey wolf optimization
 ۱۹. Kumar
 ۲۰. Engle
 ۲۱. Bollerslev
 ۲۲. Johnston & Scott
 ۲۳. Gaussian Copula
 ۲۴. Embrechts, Lindckog & McNeil
 ۲۵. Copula t
 ۲۶. Maximum Likelihood
 ۲۷. Skidding
 ۲۸. Elongation
 ۲۹. Jarque Bera
 ۳۰. Lagrange