



Modeling Value at Risk of Futures Contract of Bahar Azadi Gold Coin with Considering the Historical Memory in Observations Application of FIAPARCH-CHUNG Models Mojtaba Biek Khormizi¹, Meysam Rafei^{* 2}

1-M.Sc. Department of Financial Engineering, Faculty of Industrial Engineering, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran

st_m_beikkhormizi@azad.ac.ir

2- Assistant Professor, Department of General Economics, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran
m.rafei@khu.ac.ir

Abstract

Objective: Value-at-Risk (VaR) is a standard tool for measuring potential risk of economic losses in financial markets, thus it is largely used in controlling and predicting a wide variety of risks such as market, credit, and financial risks.

Method: Applying criteria information, this study shows that the best model for measuring the volatility of coin's futures return, during the period 2013/12/17 to 2016/10/27, is MA(1)-FIAPARCH-CHUNG (2, d, 1). According to the applied model, the VAR, for short- and long-term positions, was calculated and, then, to confirm the accuracy of the applied VAR, Kupic test was run.

Results: Our findings indicate that asymmetry evaluation and long-term memory of return volatility can ensure a more accurate VAR model which enhances the quality of the risk management process in the Tehran Futures Market.

Keywords: Value-at-Risk, Long Run Memory, Volatility, Futures Contract, Coin

مدل سازی ارزش در معرض ریسک قراردادهای آتی سکه بهار آزادی با در نظر گرفتن حافظه تاریخی در

مشاهدات: کاربردی از الگوهای FIAPARCH-CHUNG

مجتبی بیگ خورمیزی^۱، میثم رافی^{* ۲}

۱- کارشناس ارشد، گروه مهندسی مالی، دانشکده صنایع، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران جنوب، تهران، ایران

st_m_beikkhormizi@azad.ac.ir

۲- استادیار، گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

m.rafei@khu.ac.ir

چکیده

هدف: ارزش در معرض ریسک ابزاری استاندارد و مناسب برای اندازه گیری ریسک بالقوه زیانهای اقتصادی در بازارهای مالی است که امروزه به طور وسیعی برای کنترل و پیش بینی انواع ریسک بازاری، اعتباری و مالی استفاده می شود.

روش: در این مطالعه با بهره گرفتن از معیارهای اطلاعات نشان داده شد بهترین الگویی که می تواند طی دوره ۱۳۹۲/۹/۲۶ تا ۱۳۹۵/۸/۶ نوسانات بازده آتی های سکه بهار آزادی را نمایش دهد، الگوی MA(1)-FIAPARCH-CHUNG(2,d,1) است. در ادامه ارزش در معرض ریسک، با توجه به الگوی ذکر شده در دو موقعیت خرید و فروش برای این دارایی سنجیده و برای تأیید خوب بودن فرایند محاسبه ارزش در معرض ریسک از آزمون کوپیک استفاده شد.

نتایج: طبق نتایج، ارزیابی ویژگی عدم تقارن و حافظه بلندمدت در نوسانات بازده ممکن است سبب انتخاب الگوی ارزش در معرض ریسک مناسب برای عملکرد مدیریت ریسک در بازار آتی های سکه تهران شود و تحلیل ها در این پژوهش می تواند ابزاری با ارزش برای فعالیت در بورس کالای ایران محسوب شود.

واژه های کلیدی: ارزش در معرض ریسک، حافظه بلندمدت، نوسان، قرارداد آتی، سکه

* نویسنده مسؤول

مقدمه

اندازه‌گیری ریسک به یکی از مسائل مهم برای بسیاری از مدیران و سرمایه‌گذاران تبدیل شده است. در این زمینه و براساس یافته‌های مطالعات اخیر، چنین استنباط می‌شود که ادبیات مالی بر موضوع مدیریت ریسک توجه خاصی دارد؛ از این رو، تحلیل‌های ارزش در معرض ریسک برای مدیریت ریسک مالی اهمیت بسزایی دارد. مفهوم ارزش در معرض ریسک به طور گسترده‌ای برای اندازه‌گیری بیشترین مقدار ممکن زیان یک دارایی یا سبد دارایی در دوره زمانی مشخص و البته با سطح اطمینان معین استفاده شده است که توسط مدیران سبد دارایی تعیین می‌شود؛ به عبارت دیگر، ارزش در معرض ریسک بیشترین مقدار ضرر را برای یک سبد در دوره زمانی مشخص و با سطح اطمینان معین اندازه‌گیری می‌کند. الگوهای ریسک متریک توسعه داده شده توسط گروه مدیریت ریسک^۱ در سال ۱۹۹۴ که معیاری برای اندازه‌گیری ریسک نوسانات بازار از سبد دارایی زیر فرض نرمال است، یکی از روش‌های پرطرفدار است^۲. مشکل اصلی الگوهای ریسک متریک این است که هم درصدی از کشیدگی و دنباله را در توزیع بازده نادیده می‌گیرد هم تعدادی از سری‌های بازده مالی را لحاظ نمی‌کند که نشان‌دهنده حافظه بلندمدت است (کانگ^۳ و یون^۴، ۲۰۰۸).

همان‌طور که بیان شد، به تازگی مطالعات تجربی در ادبیات مالی بر ارزیابی نوسانات پویا، مدیریت ریسک و تحلیل ارزش در معرض ریسک تمرکز کرده‌اند. برای مثال یون و کانگ (۲۰۰۷) نشان دادند الگوهای حافظه بلندمدت با توزیع تی استودنت چوله ارزیابی دقیق‌تری از ارزش در معرض ریسک را نسبت به

الگوهای با توزیع نرمال و تی استودنت برای سری‌های بازده روزانه از داده‌های مالی ژاپن تولید می‌کنند. وو^۵ و شی^۶ (۲۰۰۷) نوسانات بازده اوراق قرضه آتی را با استفاده از دو الگو با حافظه بلندمدت همچون FIGARCH (1,d,1) و HYGARCH (1,d,1)^۷ و زیر توزیع‌های نرمال و تی استودنت چوله بررسی و ارزش در معرض ریسک را با کمک این دو الگو محاسبه کردند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد الگوی HYGARCH (1,d,1) با توزیع تی استودنت چوله این نوآوری را دارد که براساس آزمون کوپیک، ارزیابی دقیق‌تری از ارزش در معرض ریسک ارائه دهد. کانگ و یون (۲۰۰۸) عملکرد الگوی ریسک متریک و دو الگو با حافظه بلندمدت را برای محاسبه ارزش در معرض ریسک با فرض توزیع‌های نرمال، تی استودنت و تی استودنت چوله در سهام کره ارزیابی کردند و نشان دادند تحلیل‌های ارزش در معرض ریسک با توزیع تی استودنت چوله برآورد دقیق‌تری از ارزش در معرض ریسک ارائه می‌دهد. کاسمن^۸ (۲۰۰۹) خاصیت حافظه بلندمدت را از شاخص بازار آتی سهام ترکیه با استفاده از الگوی FIGARCH (1,d,1) بررسی و ارزش در معرض ریسک را محاسبه کرده و نشان داده است الگوی FIGARCH (1,d,1) با توزیع تی استودنت چوله، برآورد ارزش در معرض ریسک بهتری را نسبت به توزیع نرمال تولید می‌کند. دمیرلی^۹ (۲۰۱۰) بازده شاخص بورس اوراق بهادار استانبول را با استفاده از الگوهای از نوع گارچ متقارن و نامتقارن مدل‌سازی و دقت ارزش در معرض ریسک یک روز پیش روی آن را با استفاده از توزیع‌های تی استودنت و تی استودنت

5. Wu

6. Shieh

7. Hyperbolic generalized autoRegressive conditional heteroscedasticity

8. Kasman

9. Demireli

1. J.P Morgan

2. Jorion

3. Kang

4. Yoon

استاوریانیس^۹ و زارانگاس^{۱۰} (۲۰۱۳) کارآمدی یک الگوی اقتصادی را نشان دادند؛ در حالی که نوسانات آن به واسطه فرایند GARCH (1,1) مدل‌سازی شده بود. نوآوری آنها استفاده از توزیع استاندارد شده پیرسون نوع چهارم بود. آنها دقت الگو را به وسیله الگوهای مختلف ارزش در معرض ریسک بررسی کردند و نشان دادند الگوی ارائه شده توسط آنها الگوی معتبر و دقیقی برای برآورد ارزش در معرض ریسک است. لنور^{۱۱} (۲۰۱۶) ابتدا برای رفتارهای با حافظه بلندمدت در نوسانات قراردادهای آتی انرژی و سپس برای تفکیک حافظه بلندمدت ساختگی و حقیقی با استفاده از راهبردهای تجربی، آزمون‌های آتی را روی داده‌ها انجام دادند؛ آزمون مبنی بر اینکه آیا این راهبردهای تجربی روی پارامترهای دارای حافظه بلندمدت قبل و بعد از حذف تاریخ معافیت‌ها صدق می‌کنند یا خیر؛ بنابراین، یکی از اهداف مهم مقاله او بحث درباره این موضوع است که رفتار حافظه بلندمدت مشاهده شده در سری‌های نوسانات آتی‌های انرژی، رفتاری صحیح است یا ساختگی و به واسطه حضور معافیت‌هاست. هدف بعدی این مقاله، اعمال این راهبردها بر چهار قرارداد انرژی (نفت خام، پروپان، روغن و بنزین معمولی) و با همه تاریخ‌های سررسید و پس از آن ارزیابی عملکرد خارج از نمونه این الگوها با استفاده از یک تابع زیان استاندارد و الگوی VaR بود؛ هدف سوم، این بود که بررسی وابستگی راهبرد تجربی ارائه شده به فرکانس داده‌ها طرح شد که نتایج تجربی نشان داد راهبرد تجربی به فرکانس داده‌ها وابسته نیست. نتایج تجربی شواهدی قوی مبنی بر حضور حافظه بلندمدت در سری‌های نوسانات اصلی را نشان می‌داد و

چوله بررسی کرد. او دریافت که FIAPARCH با توزیع تی‌استودنت خاصیت اهرم فشار و حافظه بلندمدت را در بازده شاخص بورس اوراق بهادار استانبول مدل‌سازی می‌کند و ارزش در معرض ریسک کارآمدی را ارائه می‌دهد. بی^۱ و میورلی^۲ (۲۰۱۰) آزمون بازخورد^۳ را با استفاده از چندین الگوی ارزش در معرض ریسک برای اندازه‌گیری ریسک بازار ارائه دادند. آنها سه فرایند آماری مختلف را برای زیان‌ها همچون الگوهای از نوع گارچ و الگوهای از نوع EWMA^۴ معرفی کردند.

میوری^۵، مکنی^۶ و منصور^۷ (۲۰۱۰) تأثیر الگوهای نوسانات با حافظه بلندمدت نامتقارن را بر دقت برآورد ارزش در معرض ریسک بازده شاخص سهام محاسبه شده بررسی کردند. آنها دریافتند مقدار ارزش در معرض ریسک محاسبه شده داخل نمونه و خارج از آن، با استفاده از الگوهای نوسانات با حافظه بلندمدت نامتقارن، دقت بیشتری را نسبت به الگوهای FIGARCH متقارن دارد. یون، وو^۸ و کانگ^۸ (۲۰۱۱) عملکرد تحلیل‌های ارزش در معرض ریسک را داخل نمونه و خارج از آن، با استفاده از الگوی FIAPARCH و با توزیع‌های نرمال، تی‌استودنت و تی‌استودنت چوله برای بازار سهام شانگهای بررسی کردند. آنها نشان دادند الگوهای ارزش در معرض ریسک با توزیع تی‌استودنت چوله در موقعیت‌های خرید و فروش در بازار سهام شانگهای، ارزیابی ارزش در معرض ریسک دقیق‌تری را ارائه می‌دهد.

1. Bee
2. Miorelli
3. Back testing
4. Exponentially weighted moving average
5. Mighri
6. Mokni
7. Mansouri
8. Woo

9. Stavroyiannis
10. Zarangas
11. Lanouar

بیان کننده آن بود که این رفتار، رفتار صحیحی است و به واسطه معافیت‌ها ایجاد نشده است و معافیت‌های ساختاری اثر مهمی را بر اندازه پارامترهای حافظه بلندمدت کسری برآورد شده ندارد.

مبارک^۱ (۲۰۱۶) ابتدا ظرفیت پیش بینی سه الگوی واریانس شرطی با حافظه بلندمدت (FIGARCH, HYGARCH, FIAPARCH) را تبیین کرد و به صورت دقیق‌تر درباره دارایی‌های مالی شامل ۷ شاخص سهام Dow Jones, Nasdaq 100, S&P500, CAC40, Nikkei225 و DAX300, FTSE100, و ۳ نرخ ارز در برابر دلار آمریکا (ین، یورو و پوند) و با توزیع تی استودنت ناریب ارزیابی لازم را انجام داد. این پیش‌بینی برای افق‌های زمانی یک، پنج و پانزده روزه اجرا شد. نتایج پیش‌بینی نشان داد هر سه الگو قدرت یکسانی را برای پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک دارند؛ اما الگوی FIAPARCH تاحدی عملکرد بهتری نسبت به دو الگوی دیگر دارد و پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک برای افق‌های زمانی مدنظر براساس الگوی AR(1)-FIAPARCH (1,d,1) و با در نظر گرفتن توزیع تی استودنت ناریب ارزیابی شده است. نتایج آزمون بازخورد نشان داد الگوی مذکور نتایج صحیح‌تری را برای افق زمانی یک‌روزه نسبت به پنج و پانزده روزه ارائه می‌دهد. او نتیجه گرفت که در نظر گرفتن خوشه بندی نوسانات و عدم تقارن و حافظه بلندمدت در نوسانات و توزیع ناریب، عملکرد بهتری برای پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک در هر دو موقعیت معاملاتی خرید و فروش ارائه می‌دهد. سو^۲ (۲۰۱۷) از ۶ نوع الگوی مبتنی بر گارچ برای به دست آوردن برخی ویژگی‌های مالی رایج همچون سطح قیمت و اثرات اهرمی و توزیعی که در بازده

دارایی و تنوع آنها یافت می‌شود، برای ارزیابی نوسانات ۷ کالای بازار نفت آمریکا و ۷ کالای فلزی در بورس فلزات لندن و نرخ ارز و شاخص سهام ۷ کشور استفاده کرد؛ سپس این موضوع را بررسی کرد که کدام ویژگی مهم‌ترین نقش را در پیش‌بینی نوسانات در هر بازار ایفا می‌کند و کدام یک از سه الگوی گارچ نامتقارن (AGARCH-N, QGARCH-N, GJR-GARCH-N) بهترین عملکرد پیش‌بینی را دارد. او دریافت که کالاها در بازار نفت بیشترین ریسک را دارند و پس از آن کسانی قرار دارند که در بازار فلزات و بازار شاخص‌های سهام‌اند؛ این در حالی است که ارزها در بازار ارز کمترین مقدار ریسک را دارند. الگوی GJR-GARCH-N مناسب‌ترین عملکرد پیش‌بینی نوسانات را دارد؛ پس از آن الگوی QGARCH-N قرار دارد. در مقابل، الگوی AGARCH-N بدترین عملکرد پیش‌بینی را دارد. به علاوه تأثیر سطح قیمت بر پیش‌بینی نوسانات در بازار نفت و اثر اهرمی در پیش‌بینی نوسانات در بازار فلزات و سهام بسیار مهم است.

اسلیم^۳، کوبا^۴ و بنسودا^۵ (۲۰۱۷) قدرت پیش‌بینی سه الگوی شرطی و هفت فرضیه توزیع در برآورد ارزش در معرض ریسک شاخص‌های بازار جهانی سهام را برای هر دو موقعیت خرید و فروش بررسی کردند. آنها برای تحلیل اثرات فرضیه‌های توزیع، عملکرد توزیع‌های نرمال، تی استودنت و تی استودنت چوله و چهار توزیع غیرنرمال (NIG, MXN, VG, CGMY) را در هر یک از ویژگی‌های نوسان مقایسه کردند و دریافتند که برای ریسک موقعیت خرید، رتبه‌بندی عملکرد توزیع‌های مفروض، به الگوی

3. Slim
4. Koubaa
5. BenSaïda

1. Mabrouk
2. Su

شواهدی از عدم متقارن نوسانات یا به اصطلاح، اثرات اهرمی در بازار چهار کشور مشهود بود. خودهمبستگی مرتبه اول قابل توجه در لحظه اول و حافظه بلندمدت در لحظه دوم بازار سهام چهار کشور نشان داد فرضیه کارآیی ضعیف بازار در این بازارها رد می‌شود که این امر پیامدی را برای تخصیص بهره‌وری و گسترش سهم بازارهای سهام در رشد اقتصادی داشت. به علاوه این نتایج پیامدی را برای متنوع‌سازی سبد سهام و ارزش‌گذاری مشتقات نشان داد. رد فرضیه کارآیی ضعیف بازار بدین معنی است که باید به ویژگی‌های خاصی مانند عدم نقدینگی، عدم گستردگی و عمق این بازارها و نظارت ضعیف مربوط به تجارت داخلی توجه شود.

شاهمرادی و زنگنه (۲۰۰۷) با استفاده از ۴ الگواز نوع الگوهای گارچ، ارزش در معرض ریسک را برای ۵ شاخص عمده بورس اوراق بهادار تهران - که واریانس ناهمسانی شرطی در آنها مشاهده می‌شود - برآورد کردند. با توجه به پهن‌بودن دنباله، توزیع احتمال داده‌ها درباره شاخص‌های بررسی شده تأیید شده است. الگوها نیز با فرض توزیع تی‌استودنت برآورد شدند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد این گروه الگوها رفتار میانگین و واریانس داده‌ها را به‌طور مطلوبی توضیح می‌دهند و فرض توزیع تی‌استودنت، در نتایج برآوردها بهبودی ایجاد نمی‌کند. برای برآورد ارزش در معرض ریسک، نتایج به‌دست آمده بیانگر اهمیت توجه به پهن‌بودن دنباله توزیع داده‌هاست. ضمن اینکه الگوی ریسک‌سنجی حساسیت کمتری نسبت به نوع تابع توزیع احتمال دارد. در مجموع شاخص‌های قیمت و بازده نقدی صنعت و ۵۰ شرکت فعال‌تر، نسبت به شاخص‌های دیگر ارزش در معرض ریسک کمتری دارد. عباسی، تیمورپور و برجسته‌ملکی (۲۰۰۹) با

نوسانات مربوط نیست. تعریف نادرست ریسک درباره توزیع نرمال به‌طور عمده از دست‌کم گرفتن و ناچیز شمردن ارزش در معرض ریسک نشئت می‌گیرد. در مقایسه با آن در توزیع تی‌استودنت مهم‌ترین دلیل تعریف نادرست ریسک، ارزیابی بیش‌ازحد ارزش در معرض ریسک است. به نظر می‌رسد توزیع‌های تی‌استودنت چوله و Levy در بازارهای توسعه‌یافته و در حال ظهور، عملکرد نسبتاً خوبی دارند؛ با این حال، در موقعیت خرید کاملاً متفاوت اند و حمایت قوی برای استفاده از الگوهای سری زمانی نرمال است و دقت توزیع‌های غیرنرمال به شدت به الگوی نوسانات شرطی بستگی دارد. اگرچه توزیع نرمال ممکن است برای توصیف ریسک در حالت نوسان کم مفید باشد، نتایج نشان داد تقریب نامطلوب در حالت نوسان بالا وجود دارد. عملکرد بالای توزیع غیرنرمال Levy در طول بحران روشن است و توانایی پیش‌بینی آنها بسیار نزدیک به الگوهای رقابتی همچون (MN-GARCH, NCT-APARCH) است. عملکرد الگوی ارزش در معرض ریسک به بازار بررسی شده بستگی دارد. الگوهای مرتبط شواهدی از حافظه بلندمدت در بازارهای توسعه‌یافته را نشان می‌داد و بیان می‌کرد که الگوی FIGARCH بر الگوهای GARCH و GJR ترجیح داده می‌شود. کوتا^۱ (۲۰۱۷) حافظه بلندمدت را در لحظات دوم در بازار سهام غنا، کنیا، نیجریه و آفریقای جنوبی تحلیل کرد. او از مجموعه‌ای از داده‌ها بهره برد که از تاریخ ۲ ژانویه ۱۹۹۶ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۱۵ را در بر می‌گرفت و از الگوی FIGARCH نیز استفاده کرد. نتایج به‌دست آمده نشان داد نوعی خودهمبستگی مرتبه اول در بازده و حافظه بلندمدت در واریانس هر چهار کشور وجود دارد. علاوه بر این

درصد برآورد کرده است. نتایج آزمون‌های چندمتغیره به روش اندازه‌های تکراری و آزمون اثرات درون گروهی نشان می‌دهد میانگین مقادیر ارزش در معرض ریسک به سه روش مزبور و در سطوح اطمینان و دوره‌های زمانی مختلف بر دو ارز یورو و دلار تفاوت معناداری ندارند. نتایج آزمون برگشتی نشان می‌دهد اعتبار محاسبات برای حداقل مقادیر ارزش در معرض ریسک تأیید نشد؛ اما برای حداکثر مقادیر تأیید شد. پویان‌فر و افشاری (۲۰۱۶) وجه تضمین اولیه قرارداد آتی سکه طلا را به کمک نظریه ارزش فرین با دو رویکرد ماکسیم بلوک‌ها و فراتر از آستانه محاسبه کردند. آنها برای محاسبه ارزش در معرض ریسک قراردادهای آتی و تعیین وجه تضمین از نظریه ارزش فرین استفاده و در رویکردی مقایسه‌ای، نتایج حاصل از آن را با روش پارامتریک با فرض توزیع نرمال و تی استودنت بررسی کردند. نتایج به دست آمده نشان دهنده آن است که الگوی پارامتریک در همه سطوح اطمینان با فرض توزیع نرمال، بدترین عملکرد را از نظر تعداد تخطی و تابع زیان دارد و نظریه ارزش فرین با رویکرد فراتر از آستانه برای محاسبه وجه تضمین قرارداد آتی سکه بهار آزادی در سطوح اطمینان ۹۹.۹۵ و ۹۹.۹۹ درصد از نظر سطح محافظه کاری عملکرد بهتری دارد.

همان‌طور که از مرور ادبیات ارزش در معرض ریسک مشاهده شد، وجود حافظه بلندمدت و کوتاه مدت در یک سری زمانی از مشاهدات می‌تواند بر نتایج تأثیر بگذارد که در مطالعات انجام شده در داخل کشور این مطلب کمتر در نظر گرفته شده است. تا آنجا که در بیشتر موارد ارزش در معرض ریسک، تنها به کمک حافظه کوتاه مدت محاسبه شده است. نکته دیگری که در پژوهش‌های گذشته اهمیت دارد،

استفاده از ارزش در معرض ریسک به منزله معیار اندازه‌گیری ریسک، سبد سهام بهینه را در بازار بورس تهران تشکیل دادند. در این پژوهش ارزش در معرض ریسک محاسبه شده به روش پارامتریک با استفاده از بازده‌های پانزده روزه ۱۰۰ شرکت از تاریخ ۸۰/۱/۱ تا ۸۶/۹/۱ به منزله محدودیت به الگوی سبد سهام مارکویتز اضافه شد و با تغییر پارامترهای ارزش در معرض ریسک مورد قبول سرمایه‌گذار و درصد اطمینان مورد قبول او سبدهای بهینه مختلفی تشکیل شد. نتیجه این پژوهش نشان می‌دهد افزودن محدودیت ارزش در معرض ریسک به الگوی مارکویتز ممکن است مرز کار را محدود کند یا از بین ببرد. حسینی‌ایمنی و نجفی (۲۰۱۳) پژوهشی با هدف پیشنهاد اوزان بهینه سرمایه‌گذاری در صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران با تمرکز بر روابط بین این صنایع و بررسی شکاف قیمتی خرید و فروش آنها با استفاده از رویکرد VaR-Multivariate GARCH و ارزش در معرض ریسک انجام دادند. آنها برای رسیدن به سبد بهینه سرمایه‌گذاری در صنایع مختلف، در نظر گرفتن ریسک نقدشوندگی و در نظر نگرفتن آن را مقایسه کردند. نتایج نشان داد در صورت در نظر نگرفتن ریسک نقدشوندگی، صنایع چندرشته‌ای، صنعتی، رادیویی و بانک بیشترین سهم سبد را به خود اختصاص خواهند داد؛ این در حالی است که با در نظر گرفتن پارامترهای این ریسک، گروه خودرو سهم خود را در سبد افزایش می‌دهد و جایگزین گروه بانکی می‌شود. عباسی (۲۰۱۳) بر اساس لگاریتم نسبت قیمتی یورو به دلار، ارزش در معرض ریسک را به سه روش پارامتریک، تاریخی و شبیه‌سازی مونت کارلو برای بازده زمانی ۲۰۰۴/۱۰/۱۲ تا ۲۰۰۹/۳/۱۲ در دوره‌های زمانی ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۳۶ ماهه و در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹

بر همین اساس این مقاله در قسمت‌های زیر تعریف شده است: پس از بیان مقدمه، مبانی نظری تشریح می‌شود. در بخش روش پژوهش به صورت خلاصه به روش‌شناسی مفاهیم الگوهای تلاطم‌پذیری و ارزش در معرض ریسک پرداخته و سپس مشخصات آماری داده‌ها و گزارش‌ها و نتایج تجربی مربوط به آنها و در نهایت نتایج و پیشنهادها ارائه می‌شود.

مبانی نظری

ارزش در معرض ریسک ابزاری استاندارد و مناسب برای اندازه‌گیری ریسک بالقوه زیان‌های اقتصادی در بازارهای مالی است که امروزه به‌طور وسیعی در کنترل و پیش‌بینی انواع ریسک نظیر ریسک بازار، اعتباری و مالی استفاده می‌شود. درباره نحوه محاسبه این متغیر مهم پیش روی سرمایه‌گذاران، روش‌های مختلفی در حوزه مالی معرفی شده است که در این زمینه و در سال‌های اخیر، به مدل‌سازی ارزش در معرض ریسک براساس الگوهای تلاطم‌پذیری توجه ویژه‌ای شده است. لیو^۳، چنگ^۴ و تزو^۵ (۲۰۰۹) ارزش در معرض ریسک بازده روزانه بورس اوراق بهادار تایوان را با استفاده از الگوهای GARCH و GJR-GARCH^۶ بررسی کردند و الگوی GJR-t/GARCH-HT را به‌منزله ابزار مفید اندازه‌گیری ریسک در بازارهای باثبات ارائه دادند. دلاوری و رحمتی (۲۰۱۰) تغییرپذیری قیمت سکه طلا در ایران را با استفاده از الگوهای ناهمسانی واریانس بررسی کردند. در الگوی بررسی شده، الگوی گارچ نمایی عملکرد بهتری نسبت به سایر الگوها داشته است. آنها قیمت بین‌المللی نفت و نرخ برابری دلار را به‌منزله عوامل

این است که در بیشتر موارد به صورت پیش فرض الگوهای با حافظه کوتاه‌مدت بهترین الگو در نظر گرفته و سپس با استفاده از آزمون در داخل نمونه و خارج از نمونه الگوی مفروض به کار گرفته می‌شود؛ اما در پژوهش پیش رو، تلاش بر مدل‌سازی ارزش در معرض ریسک است و محاسبات با در نظر گرفتن الگوهای مختلف و انتخاب بهترین الگو انجام شده است؛ بنابراین، دو موضوع استفاده از حافظه بلندمدت و مدل‌سازی با استفاده از الگوهای مختلف موضوعاتی‌اند که موقعیت این پژوهش را نسبت به آثار دیگر مشخص می‌کنند. هدف این مقاله در نظر گرفتن تداوم نوسانات برای سری‌های بازده روزانه بازار آتی سکه تهران و محاسبه ارزش در معرض ریسک با استفاده از توزیع GED^۱ است. در این زمینه میزان نوسانات در بازار آتی سکه بورس کالای تهران با استفاده از الگوهای با حافظه بلندمدت محاسبه می‌شود. برای بررسی نوع حافظه داده‌ها، ۱۶ الگو از الگوهای با حافظه کوتاه‌مدت و بلندمدت ARIMA-ARFIMA برای تعیین الگوی میانگین شرطی و ۴۵ الگو از الگوهای GARCH, EGARCH, GJR, FIAPARCH-CHUNG, FIGARCH-BBM, FIEGARCH, HYGARCH با مقادیر مختلف p و q برای تعیین الگوی واریانس شرطی، وجود حافظه کوتاه‌مدت و بلندمدت را در نوسانات بازار آتی سکه تهران و با استفاده از توزیع GED طی بازه زمانی ۱۳۹۲/۹/۲۶ تا ۱۳۹۵/۸/۶ - شامل ۷۹۹ مشاهده - بررسی کردند؛ پس از آن با انتخاب مناسب‌ترین الگو، عملکرد تحلیل‌های ارزش در معرض ریسک براساس آزمون کوپیک^۲ بررسی و برای این تحلیل‌ها از هر دو موقعیت خرید و فروش استفاده شد.

3. Liu

4. Cheng

5. Tzou

6. Glosten-jagannathan-runkle GARCH

1. Generalized error distribution

2. Kupiec

کشاورزحداد و صمدی (۲۰۰۸) با بررسی تلاطم و پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک شاخص بورس تهران با استفاده از روش‌های گارچ دریافتند که الگوهای دارای حافظه بلندمدت نظیر FIGARCH عملکرد بهتری نسبت به دیگر الگوها دارند.

انتخاب توزیع دنباله‌های متفاوت، گاهی اوقات نتایج متناقضی را برای پژوهشگران این حوزه در محاسبه ارزش در معرض ریسک ایجاد کرده است. جرمیک^۶ و ترزیک^۷ (۲۰۱۴) ارزش در معرض ریسک را با توزیع‌های تی استودنت و نرمال و برای سطح اطمینان‌های مختلف برای بورس اوراق بهادار بلغراد برآورد کردند. آنها نشان دادند فرض نرمال برای سطوح اطمینان بالاتر می‌تواند به میزان چشمگیری ارزش در معرض ریسک را کمتر ارزیابی کند. دمیرلی^۸ و اولسی^۹ (۲۰۱۴) برآورد ارزش در معرض ریسک را برای چهار فلز گرانبها همچون طلا، نقره، پلاتین و پالادیوم با الگوهای مختلف با حافظه بلندمدت و با فرض توزیع نرمال و تی استودنت بررسی کردند. آنها دریافتند الگوهای با نوسانات با حافظه بلندمدت زیر توزیع تی استودنت، عملکرد خوبی را در پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک در هر دو موقعیت خرید و فروش دارند.

سری‌های زمانی می‌تواند به دو صورت متقارن و نامتقارن به تکانه‌های اقتصادی واکنش نشان دهد؛ توضیح اینکه چنانچه یک خبر خوب از لحاظ شدت، تأثیر متفاوتی را نسبت به یک خبر بد بر سری زمانی داشته باشد، عموماً ادعا می‌شود چنین سری زمانی، رفتاری نامتقارن به تکانه‌ها دارد و باید رفتار به شکل نامتقارن مدل‌سازی شود. برای ارزیابی هر دو موضوع

مؤثر بر تغییرپذیری قیمت سکه آزمون کردند. در نهایت نرخ برابری دلار بیشترین تأثیر را بر واریانس شرطی داشت و قیمت جهانی نفت در رده بعدی قرار گرفت.

در مبانی نظری الگوهای سری زمانی و هنگامی که حجم مشاهدات بالاست و داده‌ها، تواتر روزانه دارند، عموماً بیان می‌شود که باید وجود حافظه بلندمدت نیز در مدل‌سازی‌ها بررسی شود. در مطالعات مالی به دلیل آنکه به طور معمول با حجم مشاهدات بالا سروکار داریم، این احتمال وجود دارد که توجه به نکته اخیر ما را به نتایج بهتری رهنمون کند؛ به عبارت دیگر، در ادبیات مالی بر برخی حقایق تجربی همچون نوسانات بیش از حد، خوشه نوسانات، توزیع‌های بازده دنباله‌دار، حافظه بلندمدت و عدم تقارن در قیمت‌های دارایی تأکید می‌شود. به همین علت و به دلیل ارزیابی این ویژگی‌ها در بازده، از الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته متقارن و نامتقارن (الگوهای نوع گارچ) به صورت رایج در ادبیات مالی استفاده شده است؛ به ویژه نوسانات متغیر در بازده و داده‌های با فرکانس بالا توسط الگوهایی از نوع گارچ مدل‌سازی شده‌اند که تنها نشان‌دهنده وابستگی کوتاه مدت‌اند؛ بنابراین، بایلی^۱، بولرسلو^۲ و میکلسن^۳ (۱۹۹۶) الگوی FIGARCH^۴ را ارائه کردند که ویژگی حافظه بلندمدت را در نوسانات سری‌های زمانی مالی بررسی می‌کند. اگرچه الگوی FIGARCH می‌تواند وابستگی طولانی مدت را در واریانس شرطی به دست آورد، فرض می‌کند که شوک مثبت (خبر خوب) و شوک منفی (خبر بد) تأثیر یکسانی بر نوسان دارند (تی‌سی^۵، ۱۹۵۱؛ یون و کانگ، ۲۰۰۷).

1. Baillie
2. Bollerslev
3. Mikkelsen
4. Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
5. Tsay

6. Jeremic

7. Terzic

8. Demiralay

9. Ulusoy

می‌شود. با در نظر گرفتن سری زمانی y_t و خطای پیش بینی $\varepsilon_t = y_t - E_{t-1}[y_t]$ که در حالی که $E_{t-1}[\cdot]$ مقدار میانگین شرطی مورد انتظار بر مجموعه اطلاعات و در زمان $t-1$ است، الگوی GARCH(p,q) توسط بولرسلو (۱۹۸۶) به صورت زیر معرفی و تعریف می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \quad (1)$$

به صورتی که $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0$ و نشان‌دهنده اپراتور وقفه است.

$$\alpha(L) \equiv \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_q L^q \quad (2)$$

$$\beta(L) \equiv \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_p L^p \quad (3)$$

به طور خاص، الگوی GARCH(p,q) پیش‌بینی نوسانات را به منزله میانگین وزنی از واریانس ثابت یا متوسط تولید می‌کند. پیش‌بینی نوسانات پیشین، منعکس‌کننده اخبار درباره بازده است. علاوه بر این الگوی GARCH(p,q) فواید عمده بیشتری را نسبت به الگوی ARCH(q) ارائه شده توسط انگل فراهم می‌کند. این الگو هم بسیار با صرفه‌تر از الگوی سابق است و هم از بیش‌برازش دوری می‌کند؛ در نتیجه، این الگو کمتر در معرض نقص‌های ناشی از محدودیت‌های غیرمنفی نسبت به الگوی استاندارد ARCH(q) قرار دارد. از آنجا که الگوی GARCH(p,q) نزول شوک‌ها را با نرخ‌نمایی سریع در نظر می‌گیرد، این ویژگی برای شرح حافظه بلندمدت مناسب نیست و تنها برای پدیده‌های با حافظه کوتاه‌مدت مناسب است. بایلی و همکاران (۱۹۹۶) الگوی FIGARCH را به صورتی ارائه دادند که اجازه مدل‌سازی ویژگی حافظه بلندمدت را در نوسانات داشته باشد. حافظه بلندمدت به وسیله زوال بسیار آهسته در همبستگی‌های مطلق و

عدم تقارن و حافظه بلندمدت در واریانس شرطی، تی‌سی (۱۹۵۱) یک الگوی خودانباشته نامتقارن کسری از ARCH ارائه داد که الگوی FIAPARCH^۱ نام گرفت؛ پس از آن پژوهش‌ها درباره ریسک‌های بازار به صورت گسترده‌ای از رویکرد ارزش در معرض ریسک بر پایه الگوهای از نوع GARCH^۲ و FIGARCH استفاده کردند. چکیلی^۳، حموده^۴ و خونگ‌نگوین^۵ (۲۰۱۴) تأثیر ویژگی عدم تقارن و حافظه بلندمدت را در مدل‌سازی و پیش‌بینی واریانس شرطی و ریسک بازار از چهار کالای معامله همچون گاز طبیعی، طلا، نفت خام و نقره تحلیل کردند. نتایج در داخل نمونه و خارج از نمونه نشان می‌دهد الگوی FIAPARCH مناسب‌ترین الگو برای برآورد پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک است.

با دقت در نکات ذکر شده فهمیده می‌شود که یک مدل‌سازی مناسب در حوزه تلاطم‌های سری زمانی برای محاسبه ارزش در معرض ریسک، الگویی است که مشمول نوع حافظه موجود در مشاهدات (کوتاه‌مدت یا بلندمدت) و انتخاب توزیع آماری مناسب با محیط پژوهش (مالی و غیرمالی) شود؛ از این رو، هدف مطالعه حاضر این است که از بین الگوهای مختلف، الگویی انتخاب شود که در آن به موارد مذکور دقت و توجه لازم شده باشد.

روش پژوهش

در این بخش ابتدا الگوهای GARCH(p,q)، FIGARCH(p,d,q)، FIAPARCH(p,d,q) معرفی و در ادامه مفهوم ارزش در معرض ریسک تعریف

1. Fractionally integrated asymmetric power ARCH
2. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
3. Chkili
4. Hammoudeh
5. Khuong Nguyen

که در این رابطه:

$$\lambda(L) = 1 - \frac{\phi(L)}{[1 - \beta(L)]} (1 - L)^d \quad (۷)$$

علاوه بر این، $(1 - L)^d$ می‌تواند به وسیله توسعه سری مکلاورین بیان شود؛ بنابراین، به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} & (1 - L)^d \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(d+1)L^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(d-k+1)} \\ &= 1 - \sum_{k=0}^{\infty} ck(d)L^k \end{aligned} \quad (۸)$$

$$c_1(d) = d \quad c_2(d) = \frac{1}{2}d(1 - d) \quad c_3(d) = \frac{1}{6}d(1 - d)(2 - d) \dots etc$$

که در اینجا $\Gamma(\cdot)$ نشان دهنده تابع گاما است و از آنجا که $k^{-d-1} \approx \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(k+1)}$ اگر k بزرگ باشد ضریب در چند جمله‌ای نامحدود بالا به صورت هذلولی نزول خواهد بود (میسری و همکاران، ۲۰۱۰). الگوی FIGARCH(p,d,q) فرض می‌کند که تأثیرات مثبت یا منفی اخبار (اخبار مثبت یا منفی) بر نوسانات به صورت یکسان است؛ بنابراین، تی سی (۱۹۵۱) الگوی FIAPARCH را توسعه داد. او الگوی FIGARCH را با اضافه کردن تابع $(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta$ به الگوی ناهمسانی واریانس خودرگرسیو شرطی نامتقارن (APARCH) برای ارزیابی ویژگی عدم تقارن و حافظه بلندمدت در واریانس شرطی گسترش داد. الگوی FIAPARCH(p,d,q) ارائه شده توسط او به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\sigma_t^\delta = w + (1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L) (1 - L)^d) (|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta \quad (۹)$$

که در این رابطه γ و δ پارامترهای الگو هستند و $\lambda(L) = \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_i L^i$ پارامتر حافظه

مربع بازده مشخص می‌شود. بر اساس نظر بایلی اثرات شوک‌ها (خبرهای خوب یا بد) در نوسانات بازده محدود است. الگوی FIGARCH(p,d,q) که الگوی توسعه یافته مربعات خطا در الگوی ARFIMA است، به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\phi(L)(1 - L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]V_t \quad (۴)$$

در اینجا L نشان دهنده عملگر وقفه، ε_t خطای همبستگی با میانگین صفر و ε_t^2 مربع خطای فرایند گارچ است. فرایند V_t برای واریانس شرطی σ_t^2 به منزله تغییرات $V_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$ در نظر گرفته می‌شود. فرض بر این است که همه ریشه‌های $\phi(L)$ و $[1 - \beta(L)]$ بیرون از دایره مثلثاتی اند. پارامتر d ، پارامتر جمعی کسری است که درجه حافظه بلندمدت یا تداوم شوک‌های واریانس شرطی را نشان می‌دهد و مقداری بین صفر و یک دارد. اگر $0 < d < 1$ باشد الگو نشان دهنده محدوده‌ای متوسط از حافظه بلندمدت خواهد بود و این بدان معنی است که شوک‌های نوسانات در یک شکل هذلولی از بین می‌روند. اگر $d=0$ باشد، فرایند FIGARCH(p,d,q) به فرایند GARCH(p,q) کاهش می‌یابد و اگر $d=1$ باشد، فرایند FIGARCH فرایندی جمعی (IGARCH) خواهد شد. الگوی (۴) به صورت اصلاح شده زیر نیز نوشته می‌شود:

$$\left[\frac{1 - \beta(L)}{\beta(L)} \right] \sigma_t^2 = W + [1 - \beta(L) - \phi(L)(1 - L)^d] \varepsilon_t^2 \quad (۵)$$

در حالی که σ_t^2 واریانس شرطی از ε_t^2 به صورت زیر نشان داده شده است:

$$\sigma_t^2 = \frac{\phi(L)}{[1 - \beta(L)]} + \lambda(L)\varepsilon_t^2 \quad (۶)$$

که α همان سطح معنی داری است. به طور معمول ارزش در معرض ریسک برای یک روز در سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد محاسبه شده است و نشان دهنده این موضوع است که زیان محاسبه شده توسط ارزش در معرض ریسک گزارش شده از یک سبد سرمایه گذاری در یک یا پنج درصد از مواقع بیشتر از میزان مورد انتظار است. مدیران سبدهای سرمایه گذاری، معامله گران و سرمایه گذاران هم باید موقعیت های معامله خرید و هم موقعیت های معاملاتی فروش را ارزیابی کنند. در موقعیت های تجاری خرید (قسمت سمت چپ توزیع)، ریسک زیان زمانی اتفاق می افتد که قیمت دارایی معامله شده افزایش می یابد (دمیرلی و اولسون، ۲۰۱۴؛ یون و کانگ، ۲۰۰۷). ارزش در معرض ریسک یک چارک برای موقعیت های معامله خرید و فروش و با فرض نرمال به صورت زیر برآورد می شود (دمیرلی و اولسون، ۲۰۱۴):

$$VaR_{long} = \hat{\mu}_t - z_{\alpha} \hat{\sigma}_t \quad (11)$$

$$VaR_{short} = \hat{\mu}_t + z_{\alpha} \hat{\sigma}_t \quad (12)$$

که در این روابط $\hat{\mu}_t$ میانگین شرطی و $\hat{\sigma}_t$ واریانس شرطی اند. به همین ترتیب z_{α} چندک سمت راست یا چپ در سطح معنی داری α درصد برای توزیع نرمال است. براساس توزیع تی استودنت نیز داریم:

$$VaR_{long} = \hat{\mu}_t - st_{\alpha.v} \hat{\sigma}_t \quad (13)$$

$$VaR_{short} = \hat{\mu}_t + st_{\alpha.v} \hat{\sigma}_t \quad (14)$$

که $st_{\alpha.v}$ چارک سمت راست یا چپ در سطح معنی داری α درصد برای توزیع تی استودنت است. برای ارزیابی عملکرد ارزش در معرض ریسک محاسبه شده در سطح معنی داری از پیش تعیین شده در

بلندمدت است و با مقدار $0 < d < 1$ واریانس شرطی ویژگی حافظه بلندمدت دارد. این به این معنی است که اثرات یک شوک به واریانس شرطی با یک نرخ هایپربولیک باقی می ماند (میقی و همکاران، ۲۰۱۰؛ یون و کانگ، ۲۰۰۷؛ دمیرلی و اولسون، ۲۰۱۴). پارامتر عدم تقارن $\gamma > 0$ شوک های منفی نوسانات بیشتری را نسبت به شوک های مثبت ایجاد می کند و بر عکس می توان نشان داد الگوی FIAPARCH با مقادیر $\gamma = 0$ و $\delta = 2$ به یک الگوی FIGARCH تبدیل می شود؛ به عبارت دیگر، الگوی FIAPARCH از الگوی FIGARCH برتر است؛ زیرا می تواند هر دو ویژگی عدم تقارن و حافظه بلندمدت را در نوسانات ارزیابی کند.

ارزش در معرض ریسک بیشترین مقدار زیان در طول افق زمانی مدنظر با سطح اطمینان مشخص تعریف و به صورت گسترده برای اندازه گیری ریسک بالقوه از زیان های مالی در بازارهای مالی استفاده می شود. اگر قیمت یک دارایی در زمان t به صورت P_t نشان داده شود، با استفاده از آن بازده روزانه به صورت $R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100$ محاسبه خواهد شد. داده های تولید شده به واسطه فرایندی از بازده به صورت زیر خواهد بود:

$$R_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

بنابراین، بازده می تواند واریانس ناهمسان باشد. یک فرایند فراینده و ضربی برای ε_t به صورت زیر نمایش داده می شود:

$$R_t = \mu_t + \sigma_t z_t \quad t = 1, \dots, T$$

که در آن $\varepsilon_t = \sigma_t z_t$ است.

به زبان ریاضی ارزش در معرض ریسک k روزه در روز t به صورت زیر بیان می شود:

$$P(P_{t-k} - P_t \leq VaR(t, k, \alpha)) = 1 - \alpha \quad (10)$$

معاملات در نمادهای مختلف و براساس تحویل در ماه‌های مختلف انجام می‌شود. ساده‌ترین راه برای بررسی قیمت‌های این بازار بررسی قیمت‌های هر نماد معاملاتی به دنبال نماد دیگر است؛ اما مشکل روش اخیر این است که با پایان هر سررسید و به دلیل اختلاف قیمت ذاتی سررسیدهای مختلف، شکستگی بزرگی در قیمت‌ها ایجاد می‌شود و قیمت‌ها با نوعی پرش همراه می‌شوند. راه حل مناسب‌تر آن است که قیمت‌های هر نماد معاملاتی به صورت جداگانه بررسی شوند و برای هر نماد، تحلیل و رابطه ای جداگانه داشته باشیم؛ اما این کار نیز با مشکلاتی همراه است. آنچه در این پژوهش استفاده شده است میانگینی موزون از قیمت‌های نزدیک‌ترین نمادهای قابل معامله در بازار است و برای آنکه زمان تا سررسید خیلی بزرگ نشود تنها از دو نماد نزدیک استفاده شده است. وزن‌های داده‌شده بدین صورت است که در ابتدا که زمان تا سررسید برای نزدیک‌ترین نماد ۲ ماه و برای سررسید دورتر ۴ ماه است، وزن سررسید نزدیک عددی بسیار نزدیک به یک و وزن قیمت نماد با سررسید دورتر نزدیک به صفر است. با گذشت زمان و با هرچه نزدیک‌تر شدن به پایان سررسید نماد نزدیک‌تر، وزن آن کمتر می‌شود و به صفر می‌رسد. از طرف دیگر، وزن نماد با سررسید دورتر به سمت یک نزدیک می‌شود؛ به طوری که در آخرین روز معاملاتی وزن نماد نزدیک‌تر در عمل صفر و وزن نماد دورتر برابر یک می‌شود. از این زمان به بعد وزن نماد دورتر که حالا خود نزدیک‌ترین نماد است، رو به کاهش می‌گذارد و وزن سومین نماد که حالا دومین نماد به لحاظ تاریخ سررسید به حساب می‌آید، از صفر شروع می‌شود و به مرور افزایش می‌یابد.

همان‌طور که بیان شد در این پژوهش از آمار و اطلاعات مربوط به قیمت تسویه روزانه معاملات سکه

دامنه‌ای از α ، ۵ تا ۲۵ درصد، کوپیک (۱۹۹۵) آزمون نسبت درست‌نمایی را - که Kupiec LR^۱ نامیده می‌شد - معرفی کرد و آن را گسترش داد^۲. آزمون کوپیک براساس نرخ شکست است و نرخ شکست، میزان دفعاتی از زمان x بیان می‌شود که بازده از ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده و برای حجم نمونه N تجاوز می‌کند. فرضیه $H_0: f = \alpha$ در مقابل $H_1: f \neq \alpha$ آزمون می‌شود و f نرخ شکست است. اگر الگوی ارزش در معرض ریسک به درستی تصریح شده باشد، نرخ شکست باید برابر با سطح معنی‌داری α باشد. آماره این آزمون، آزمون کوپیک Kupiec LR نامیده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LR = -2\ln[(1 - \alpha)^{N-x}(\alpha)^x] + 2\ln[(1 - \hat{f})^{N-x}(\hat{f})^x] \sim X^2_{(1)} \quad (15)$$

که در اینجا \hat{f} نرخ شکست و x تعداد مشاهدات ارزش در معرض ریسک پیش‌بینی شده و N حجم نمونه است. آماره آزمون دارای توزیع X^2 با یک درجه آزادی است و مقادیر بحرانی در سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۹ درصد برابر با ۳/۸۴ و ۶/۶۴ است. براساس تعریف توزیع X^2 ، چنانچه مقدار LR بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، انگاره فرضیه صفر رد می‌شود و نشان می‌دهد الگوی VaR ناکافی است.

یافته‌ها

آمار و اطلاعات استفاده شده در این مطالعه به قیمت تسویه قراردادهای آتی سکه طلای بهار آزادی معامله شده در بورس کالای تهران مربوط است که از طریق سایت بورس کالای ایران گردآوری شده است. در معاملات آتی سکه بورس کالای ایران،

1. Likelihood ration
2. Giot & laurent; Tang & Shieh

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد را با معیارهای دیکی-فولر-تعمیم یافته^۴، فیلیپس-پرون^۵ و کوواتکوویسکی-فیلیپس-اشمیت-شین^۶ ارائه می دهد. بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۲) و از آنجا که مقادیر بحرانی برای مک کیننون^۷ ۲/۸۶۵- و برای فیلیپس-اشمیت-شین ۰/۴۶۳۰۰۰ است، در سطح معناداری ۵٪، متغیر بازده آتی سکه، ریشه واحد ندارد و مانایی سری بازده تأیید می شود.

اولین گام در فرایند الگوسازی این است که فرایند در سطح الگوسازی شود؛ به عبارت دیگر، قرار است در این قسمت معادله میانگین شرطی فرایند آتی سکه بهار آزادی تخمین زده شود. ابتدا با استفاده از ۱۶ الگو از الگوهای با حافظه بلندمدت و کوتاه مدت با مقادیر مختلف p و q مناسب ترین الگو برای معادله میانگین شرطی تخمین زده می شود که نتایج آن در جدول (۳) به تفصیل آمده است. بر اساس مطالب ذکر شده در این جدول، زیر معیارهای اطلاعات آکائیک^۸، حنان کوین^۹ و شوارتز-بیزین^{۱۰} بهترین الگو برای نشان دادن رفتار متغیر در سطح معادله $ARMA(0,1)$ است. می توان معادله μ_t میانگین شرطی را با توجه به نتایج تخمین به صورت زیر نوشت:

$$\mu_t = 0/000319 + u_t + 0/067963 * u_{t-1} \quad (17)$$

بهار آزادی در بازه زمانی ۱۳۹۲/۹/۲۶ تا ۱۳۹۵/۸/۶ استفاده شده است که شامل ۷۹۹ داده می شود. برای محاسبه بازده این شاخص باید به سراغ بازده لگاریتم نسبت قیمت رفت. دلیل استفاده از بازده روزانه این است که بازده دارایی یک شاخص بهترین مقیاس برای ارزیابی فرصت های سرمایه گذاری است و تحلیل سری های زمانی بازده آسان تر از سری زمانی قیمت است (کمپل^۱، لویو^۲ و کرایگ^۳ مکینلی، ۱۹۹۷)؛ بنابراین، بازده در زمان t از رابطه زیر محاسبه می شود:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100 \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (16)$$

که P_t قیمت کنونی شاخص و P_{t-1} قیمت یک دوره قبل شاخص است.

نمودارهای آمار توصیفی سری قیمت و بازده تسویه روزانه شاخص آتی سکه تهران در جدول (۱) و نمودارهای (۱)، (۲) و (۳) نشان داده شده اند.

جدول (۱) نشان دهنده مشخصات آماری سری آتی سکه تهران است و همان طور که در نتایج مشخص است، آماره جارک برا فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن داده ها را رد می کند و این نکته تأیید کننده این موضوع است که در سری های زمانی مالی، داده ها نرمال نیستند (تی سی، ۱۹۵۱). به همین ترتیب مشخصات آماری دیگری چون میانگین، میانه، ماکزیمم، مینیمم و... نیز در جدول (۱) آورده شده است.

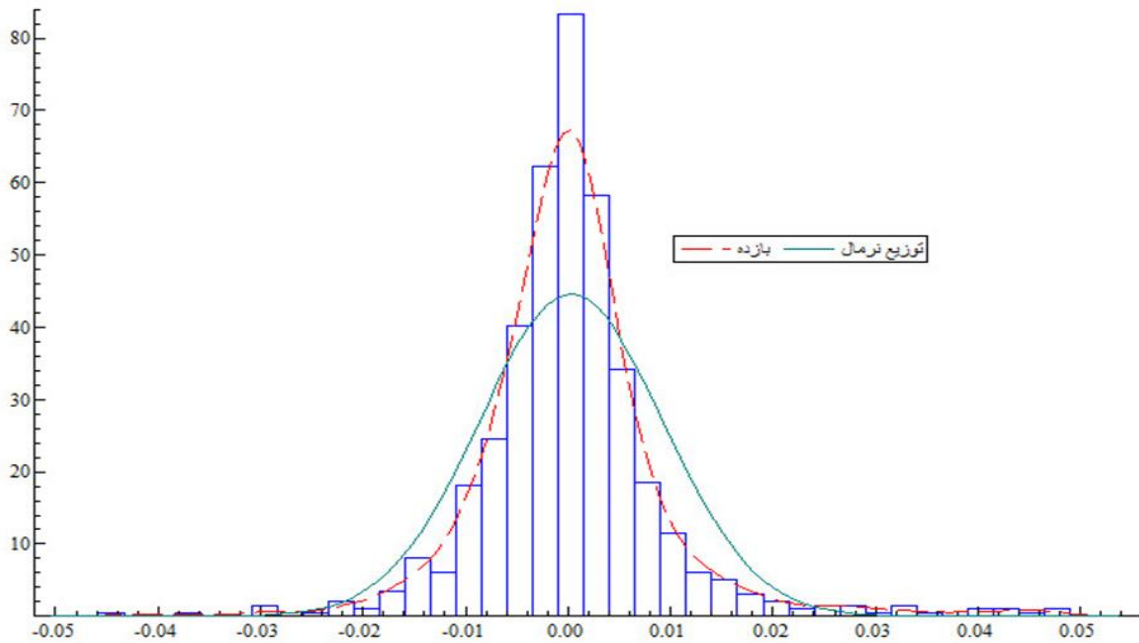
نمودار (۱) نشان دهنده توزیع آماری سری قیمت آتی سکه است. در نمودارهای (۲) و (۳) نمودار سری زمانی بازده قیمت های روزانه آتی سکه و نمودار سری قیمت های تسویه روزانه آتی سکه نشان داده شده است.

4. Augmented dickey fuller(ADF)
5. Phillips-perron(PP)
6. Kwiatkowski-phillips-schmidt-shin (KPSS)
7. MacKinnon
8. Akaike information criterion (AIC)
9. Hannan-Quinn(HQ)
10. Schwarz-bayesian information criterion (BIC)

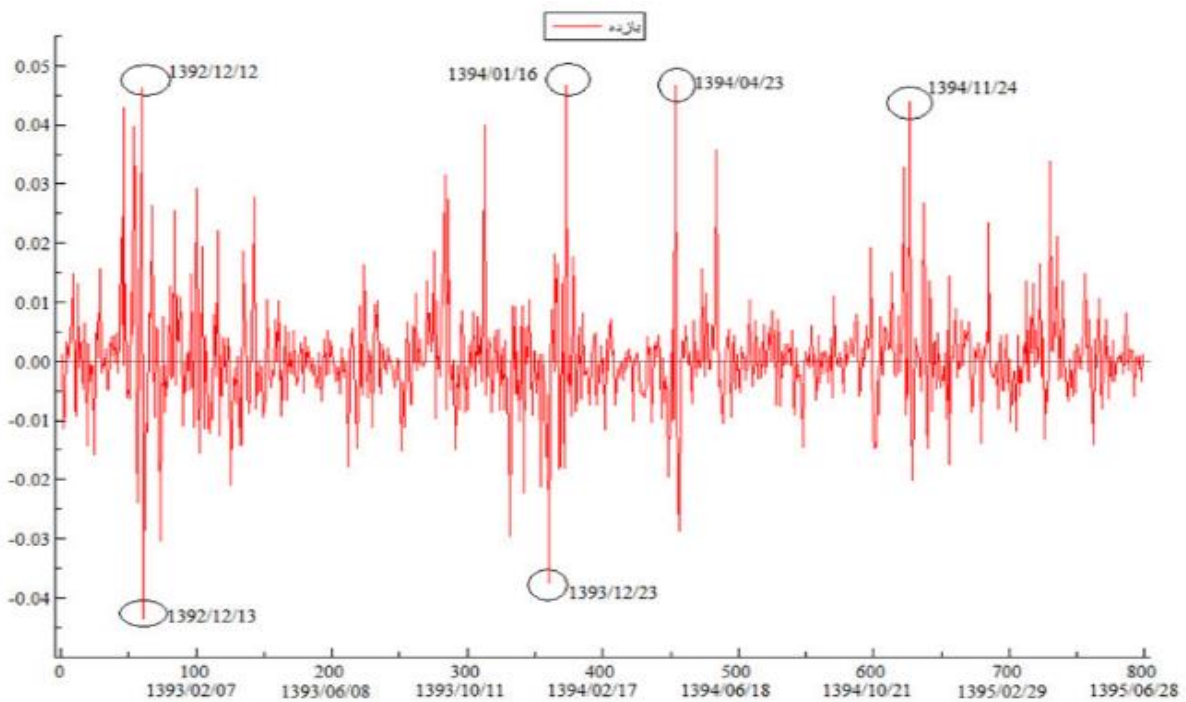
1. Kample
2. Lo
3. Craig Mackinlay

جدول (۱) مشخصات آماری بازده آتی سکه تهران

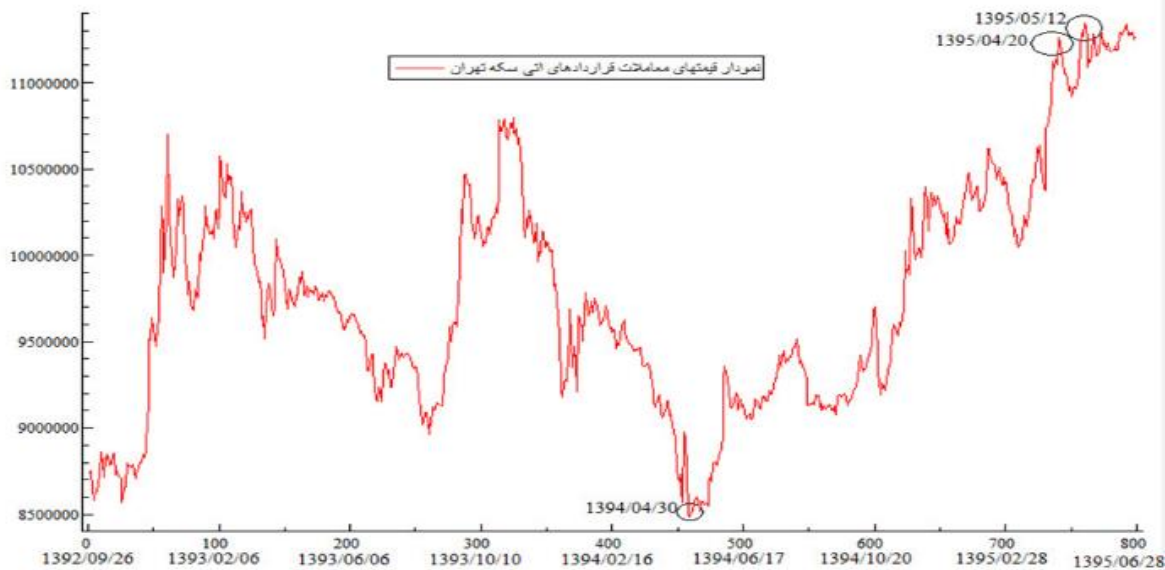
سری بازده	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	جارتک برا	سطح معناداری
	۷۹۸	۰/۰۰۰۰۳۱۸	۰/۰۰۰۰۰۴۱۷-	۰/۰۴۶۵۷۶	۰/۰۴۳۶۲۹-	۰/۰۰۸۹۶۵	۱/۰۱۵۹۱۹	۹/۵۱۶۵۳۵	۱۵۴۹/۲۳۷	۰۰۰۰۰۰/۰



نمودار (۱) توزیع آماری بازده آتی های سکه تهران و توزیع نرمال



نمودار (۲) بازده قیمت های آتی سکه بهار آزادی



نمودار (۳) قیمت‌های آتی‌های سکه بهار آزادی

جدول (۲) آزمون ریشه واحد

آزمون	آماره آزمون
ADF	-۲۶/۴۹۳۳۰
PP	-۲۶/۴۰۶۰۴
KPSS	۰/۰۹۶۵۶۱

جدول (۳) نتایج تخمین معادله میانگین شرطی به صورت حافظه کوتاه مدت و بلندمدت

	ARIMA-ARFIMA					
	SHORT MEMORY					
	(۱,۰,۰)	(۰,۰,۱)	(۱,۰,۰)	(۰,۰,۲)	(۲,۰,۰)	(۱,۰,۲)
AR ₁	۰/۰۶۲۲۰۰۷		-۰/۴۶۲۷۱۵		۰/۰۶۵۲۴۳۶	۰/۴۲۲۶۹۶
AR ₂					-۰/۰۴۸۹۲۰۷	
MA ₁		۰/۰۶۷۹۶۲۶	۰/۵۲۷۹۸۲	۰/۰۶۲۱۸۰۵		-۰/۳۶۰۴۷۹
MA ₂				-۰/۰۴۴۲۵۱۶		-۰/۰۷۴۷۸۹۳
d	۰	۰	۰	۰	۰	۰
constant	۰/۰۰۰۳۱۸۴	۰/۰۰۰۳۱۸۵	۰/۰۰۰۳۱۸۷	۰/۰۰۰۳۱۹۲	۰/۰۰۰۳۱۹۳	۰/۰۰۰۳۲۰۱
log-likelihood	۲۶۳۱/۸۳۴۸	۲۶۳۱/۹۸۵	۲۶۳۲/۴۴۶۱۹	۲۶۳۲/۶۸۸۹۶	۲۶۳۲/۷۹۱۳۸	۲۶۳۳/۱۰۹۲۱
no. of parameters	۳	۳	۴	۴	۴	۵
mean(return)	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳
var(return)	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰
AIC	-۶/۵۸۸۶	-۶/۵۸۸۹	-۶/۵۸۷۶	-۶/۵۸۸۲	-۶/۵۸۸۴	-۶/۵۸۶۷
HQ	-۶/۵۸۱۸	-۶/۵۸۲۲	-۶/۵۷۸۶	-۶/۵۷۹۲	-۶/۵۷۹۴	-۶/۵۷۵۵
SC	-۶/۵۷۱	-۶/۵۷۱۳	-۶/۵۶۴۱	-۶/۵۶۴۷	-۶/۵۶۵	-۶/۵۵۷۴

AR ₁	SHORT MEMORY		LONG MEMORY			
	(۲,۰,۱)	(۲,۰,۲)	(۱,d,۰)	(۰,d,۱)	(۱,d,۱)	(۰,d,۳)
AR ₂	۰/۴۷۶۲۳۶	۰/۵۵۵۴۵۷	۰/۱۱۴۹۷۷		-۰/۱۴۹۸۱۱	
MA ₁	۰/۰۸۰۰۴۸۳	-۰/۴۵۳۶۳۶				
MA ₂	۰/۴۱۲۱۸	-۰/۴۹۲۱۷۱		۰/۱۱۵۱۸۷	۰/۲۵۲۸۸۷	۰/۰۹۲۰۶۵۲
d		۰/۳۷۸۴۱۶				-۰/۰۲۵۸۱۷۳
constant	۰	۰	-۰/۰۵۳۴۹۰۱	-۰/۰۴۹۵۶۲۷	-۰/۰۳۸۶۶۹۸	-۰/۰۲۸۸۸۶۸
log-likelihood	۰/۰۰۰۳۲۰۳	۰/۰۰۰۳۲۰	۰/۰۰۰۳۰۶۱۶	۰/۰۰۰۳۰۷۲	۰/۰۰۰۳۰۹۹	۰/۰۰۰۳۱۲۳
no. of parameters	۲۶۳۳/۲۶۴۹۳	۲۶۳۳/۸۲	۲۶۳۲/۴۷۹۵۷	۲۶۳۲/۶۷۷۷۲	۲۶۳۲/۷۴۶۵۲	۲۶۳۲/۷۹۲۷۸
mean(return)	۵	۶	۴	۴	۵	۵
var(return)	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳
AIC	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰
HQ	-۶/۵۸۷۱	-۶/۵۸۶	-۶/۵۸۷۷	-۶/۵۸۸۲	-۶/۵۸۵۸	-۶/۵۸۵۹
SC	-۶/۵۷۵۹	-۶/۵۷۲۵	-۶/۵۷۸۷	-۶/۵۷۹۱	-۶/۵۷۴۶	-۶/۵۷۴۷
AR ₁	-۶/۵۵۷۸	-۶/۵۵۰۸	-۶/۵۶۴۲	-۶/۵۶۴۷	-۶/۵۵۶۵	-۶/۵۵۶۶
LONG MEMORY						
AR ₂	(۲,d,۰)	(۱,d,۲)	(۲,d,۱)	(۲,d,۲)		
MA ₁	۰/۰۸۹۳۷۰۲	۰/۹۲۱۳۱۴	۰/۵۰۸۶۳۸	۰/۳۹۷۵۷۸		
MA ₂	-۰/۰۳۸۶۶۵۶		-۰/۰۸۴۵۱۷۶	-۰/۴۸۰۱۴۶		
d		-۰/۶۲۵۶۷۶	-۰/۴۷۳۹۷۲	-۰/۳۲۴۱۴۷		
constant		-۰/۱۷۱۴۱۷		۰/۴۱۹۰۵		
log-likelihood	-۰/۰۲۴۸۱۶۱	-۰/۲۳۸۸۷۶	۰/۰۲۹۴۵۱۱	-۰/۰۰۸۴۰۹۲۷		
no. of parameters	۰/۰۰۰۳۱۳۴	۰/۰۰۰۲۶۴۱	۰/۰۰۰۳۲۷۸	۰/۰۰۰۳۱۷۹۹		
mean(return)	۲۶۳۲/۸۹۰۶	۲۶۳۳/۹۱۲۴۴	۲۶۳۳/۳۱۹۵	۲۶۳۳/۷۹۶۰۵		
var(return)	۵	۶	۶	۷		
AIC	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳	۰/۰۰۰۳۱۸۳		
HQ	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰۸۰		
SC	-۶/۵۸۶۲	-۶/۵۸۶۲	-۶/۵۸۴۸	-۶/۵۸۳۴		
AR ₁	-۶/۵۷۴۹	-۶/۵۷۲۷	-۶/۵۷۱۲	-۶/۵۶۷۷		
AR ₂	-۶/۵۵۶۹	-۶/۵۵۱	-۶/۵۴۹۶	-۶/۵۴۲۴		

برای این منظور و تعیین مناسب‌ترین الگو برای معادله واریانس شرطی، ۴۵ الگو از الگوهای با حافظه کوتاه‌مدت و بلندمدت و با مقادیر متفاوت p و q

در زمینه مدل‌سازی، پس از تعیین معادله میانگین شرطی باید به سراغ تعیین معادله واریانس شرطی رفت؛ به دیگر سخن، باید نوسانات متغیر مدل‌سازی شود که

ارزیابی شدند. براساس نتایج به دست آمده و زیرمعیارهای اطلاعات، معادله FIAPARCH- مناسب ترین الگو انتخاب می شود. CHUNG(2,d,1)

نتایج تخمین الگوی واریانس شرطی و پارامترهای مختلف آن در جدول های (۴) و (۵) آمده است.

جدول (۴) نتایج تخمین معادله واریانس شرطی به صورت حافظه کوتاه مدت

SHORT MEMORY						
GARCH						
(p,q)	(۰,۱)	(۱,۱)	(۰,۲)	(۲,۲)	(۱,۲)	(۲,۱)
CST(M)	۰/۰۰۰۹۰۷	۰	-۲۱/۴۷۵۶۳	۰	-۰/۰۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۰۶
Ma(۱)	۰/۳۹۵۹۲۴	۰/۰۲۰۹۵۹	۱/۰۰۰۰۰۹	۰/۰۲۰۹۵۵	۰/۰۲۴۷۴۸	۰/۰۲۳۳۷۸
Cst(V) x ۱۰ ^{۸۶}	۱۷۴۴/۱۴۵۸	۲/۴۶۵۱۹۵	۳۰۴۴/۴۷۶۳	۰/۳۶۳۰	۲/۴۵۱۸۵	۰/۲۴۴۸۸
ARCH(ALPHA ۱)	۱/۴۹۴۱۷۵	۰/۱۲۰۲۰۹	۰/۰۰۰۰۰۷	۰/۱۲۶۲۲۸	۰/۱۲۳۸۰۱	۰/۰۱۱۵۲
ARCH(ALPHA ۲)			۵/۲۷۷۹۵۱	-۰/۱۰۸۲۳۲	-۰/۰۰۳۹۷۴	
GJR(Gamma ۱)						
GJR(Gamma ۲)						
GARCH(Beta ۱)		۰/۸۵۳۰۷		۱/۶۹۴۹۵۹	۰/۸۵۳۷۳۳	۱/۸۴۷۴۸۷
GARCH(Beta ۲)				-۰/۷۱۶۹۳۸		-۰/۸۶۱۳۷
Alpha[۱]+Beta[۱]	۱/۴۹۴۱۷	۰/۹۷۳۲۸	۵/۲۷۷۹۶	۰/۹۹۶۰۲	۰/۹۷۳۵۶	۰/۹۹۷۶۳
EGARCH(Theta ۱)						
EGARCH(Theta ۲)						
G.E.D.(DF)	۰/۳۰۰۰۵۵	۰/۹۰۲۱۷۴	۰/۳۰۰۹۳۳	۰/۹۰۱۴۶۹	۰/۹۰۳۸۹۶	۰/۸۸۰۶۸۷
LN(L)	۲۵۴۳/۵۷	۲۸۰۷/۳۶	-۲۰۳۵/۹۴	۲۸۰۷/۵۱	۲۸۰۷/۳۵	۲۸۰۱/۳
AIC	-۶/۳۶۲۳	-۷/۰۲۰۹	۵/۱۱۷۶	-۷/۰۱۶۳	-۷/۰۱۸۴	-۷/۰۰۳۳
HQ	-۶/۳۵۱	-۷/۰۰۷۴	۵/۱۳۱۲	-۶/۹۹۸۳	-۷/۰۰۲۶	-۶/۹۸۷۵
SC	-۶/۳۳۳	-۶/۹۸۵۷	۵/۱۵۲۸	-۶/۹۶۹۴	-۶/۹۷۷۴	-۶/۹۶۲۲
EGARCH						
(p,q)	(۰,۱)	(۱,۱)	(۰,۲)	(۲,۲)	(۱,۲)	(۲,۱)
CST(M)	-۰/۰۰۱۰۰۸	-۰/۰۰۰۱۱۱	-۰/۰۰۰۲۳۸	-۰/۰۰۰۰۸۹	-۰/۰۰۰۱۱۴	-۰/۰۰۰۰۹
Ma(۱)	۰/۲۸۱۵۰۸	۰/۰۲۴۸۷۲	۰/۴۱۳۰۷۳	۰/۰۱۹۴۹۴	۰/۰۲۴۹	۰/۰۱۹۷۶
Cst(V) x ۱۰ ^{۸۶}	۰/۰۳۹۹۹۶	۰/۰۴۰۰۴۲	۰/۰۳۹۵۵۷	۰/۰۴۱۸۵۹	۰/۰۴۰۴۹۶	۰/۰۴۱۴
ARCH(ALPHA ۱)	۱/۳۲۸۲۵۱	۰/۱۵۹۶۹۶	۰/۷۵۹۷۶۸	۱/۰۴۹۷۶۹	۰/۰۰۹۳۰۵	۰/۹۳۱۵
ARCH(ALPHA ۲)			۰/۵۶۰۴۸	۰/۱۳۹۲۲۴	۰/۱۶۸۷۹۶	
GJR(Gamma ۱)						
GJR(Gamma ۲)						
GARCH(Beta ۱)		۰/۹۹۷۰۲۱		۰/۰۶۰۸۸	۰/۹۹۶۸۶۷	۰/۰۵۹۲

GARCH(Beta ψ)				۰/۹۳۳۲۷۲		۰/۹۳۵۱
Alpha[1]+Beta[1]						
EGARCH(Theta 1)	-۰/۱۵۰۳۲۸	-۰/۰۲۳۴۷۶	-۱/۳۰۱۳۱۵	۰/۰۲۳۱۱۳	-۰/۰۲۹۱۸۵	-۰/۰۳۰۳
EGARCH(Theta ψ)	۲/۶۵۴۶۸۱	۰/۵۷۲۵۳۶	۹/۳۹۶۴۱۶	۰/۵۸۹۱۷۶	۰/۵۸۰۸۷	۰/۶۵۵۶
G.E.D.(DF)	۰/۱۳۴۳۶۵	۰/۷۵۱۳۸۹	۰/۲۸۳۳۸۶	۰/۷۴۷۹۶	۰/۷۴۷۴۷۹	۰/۷۵۵۰
LN(L)	۲۳۸۴/۶۱	۲۷۵۰/۱۴	۲۴۹۹/۹	۲۷۴۸/۴۲	۲۷۴۷/۰۸	۲۷۵۱/۴۹
AIC	-۵/۹۵۸۹	-۶/۸۷۲۵	-۶/۲۴۵۴	-۶/۸۶۳۲	-۶/۸۶۲۴	-۶/۸۷۳۴
HQ	-۵/۹۴۳۱	-۶/۸۵۴۵	-۶/۲۲۷۳	-۶/۸۴۰۷	-۶/۸۴۲۱	-۶/۸۵۳۱
SC	-۵/۹۱۷۸	-۶/۸۲۵۶	-۶/۱۹۸۴	-۶/۸۰۴۵	-۶/۸۰۹۶	-۶/۸۲۰۶
GJR						
(p,q)	(۰,1)	(1,1)	(۰,2)	(2,2)	(1,2)	(2,1)
CST(M)	-۰/۰۰۰۰۶۹	.	۰/۰۰۰۰۳۶	-۰/۰۰۰۰۴۴	-۰/۰۰۰۰۶۳	.
Ma(1)	۰/۰۳۰۱۳۶	۰/۰۲۰۹۸۶	۰/۰۳۱۱۳۸	۰/۰۴۰۵۶۵	۰/۰۲۹۵۱۱	۰/۰۲۰۹۴
Cst(V) x 1۰۸۶	۱۷۰/۵۷۹۱۹	۲/۳۹۱۹۸	۴۰/۶۹۲۴۲۱	۰/۷۱۷۵	۲/۵۰۲۳۵	۲/۴۶۶۲۳
ARCH(ALPHA 1)	۱/۰۸۹۴۵۱	۰/۱۱۶۸۷۸	۰/۲۰۰۲۳۶	۰/۱۸۷۳۳۸	۰/۱۴۳۵۹۲	۰/۱۱۸۷۶
ARCH(ALPHA ψ)			۰/۴۱۱۸۳۲	-۰/۱۵۱۳۸۸	-۰/۰۲۵۰۹	
GJR(Gamma 1)	۱/۲۶۲۱۳	۰/۰۰۴۵۱	۰/۱۹۴۲۲	-۰/۱۷۲۸۸	-۰/۰۷۸۶۳	۰/۰۰۶۱۳
GJR(Gamma ψ)			-۰/۲۶۹۰۴۱	۰/۱۸۲۹	۰/۰۸۶۵۸۵	
GARCH(Beta 1)		۰/۸۵۵۳۸		۱/۵۳۹۶۲۱	۰/۸۵۱۳۴۲	۰/۸۳۹۳۵
GARCH(Beta ψ)				-۰/۵۸۶۴۲۲		۰/۰۱۲۷
Alpha[1]+Beta[1]						
EGARCH(Theta 1)						
EGARCH(Theta ψ)						
G.E.D.(DF)	۰/۵۱۰۱۴	۰/۹۰۲۲۴۷	۰/۸۷۷۹	۰/۹۱۶۳	۰/۹۰۴۷	۰/۹۰۱۶
LN(L)	۲۷۳۴/۲۹	۲۸۰۷/۳۷	۲۷۹۴/۶۸	۲۸۰۹/۳	۲۸۰۷/۴۹	۲۸۰۷/۴۳
AIC	-۶/۸۳۷۸	-۷/۰۱۸۵	-۶/۹۸۴۲	-۷/۰۱۵۸	-۷/۰۱۳۸	-۷/۰۱۶۱
HQ	-۶/۸۲۴۳	-۷/۰۰۲۷	-۶/۹۶۶۱	-۶/۹۹۳۳	-۶/۹۹۳۵	-۶/۹۹۸۱
SC	-۶/۸۰۲۶	-۶/۹۷۷۴	-۶/۹۳۷۲	-۶/۹۵۷۱	-۶/۹۶۱	-۶/۹۶۹۲

جدول (۵) نتایج تخمین معادله واریانس شرطی به صورت حافظه بلندمدت

	LONG MEMORY									
	FIGARCH-BBM									
	(1,d,0)	(0,d,1)	(1,d,1)	(0,d,2)	(2,d,0)	(2,d,2)	(1,d,2)	(2,d,1)		
CST(M)	0	0/0039	-0/00006	0/0029	0	0/0019	0/00009	0/00001		
Cst(V) x ۶۸۱۰	۱/۶۷۸۶	۶/۹۶۱	۱/۵۵۵۴	۷/۳۵۹	۱/۵۴۳۳	۲/۴۹۵	۱/۷۳۷۱	۱/۸۳۱		
d-figarch	۱/۰۳۵۳	۰/۳۶۶۲	۱/۰۷۵۵	۰/۳۴۵۸	۱/۰۶۶۶	۰/۸۴۸۷	۰/۸۸۳	۰/۷۹۷۹		
ARCH (Phi1)		-0/2281	-0/0375	-0/199		-0/189	0/1162	0/3352		
ARCH (Phi2)				0/0349		0/17	0/1034			
GARCH (Beta1)	0/8699		0/88284		0/896	0/4938	0/8421	0/9544		
GARCH (Beta2)					-0/013	0/2738		-0/1345		
EGARCH (Theta1)										
EGARCH (Theta2)										
APARCH (Gamma1)										
APARCH (Delta)										
Log Alpha (HY)										
G.E.D. (DF)	0/8832	0/8950	0/882	0/8961	0/8826	0/8891	0/8858	0/8874		
MA(1)	0/0209	0/0208	0/0232	0/0198	0/0210	0/0199	0/02142	0/0194		
LN(L)	2806/6	2804/9	2806/6	2804/8	2806/6	2807/8	2807/34	2806/79		
AIC	-7/019	-7/0149	-7/0165	-7/012	-7/016	-7/014	-7/0159	-7/0145		
HQ	-7/0055	-7/0013	-7/0008	-6/996	-7/001	-6/994	-6/9979	-6/9965		
SC	-6/9838	-6/9797	-6/9755	-6/971	-6/975	-6/961	-6/969	-6/9676		
	FIEGARCH							FIAPARCH -CHUNG		
CST(M)	(1,d,0)	(0,d,1)	(1,d,1)	(0,d,2)	(2,d,0)	(2,d,2)	(1,d,2)	(2,d,1)	(0,d,1)	(1,d,1)
Cst(V) x ۶۸۱۰	-0/0089	-0/0029	-0/0069	-0/0069	-0/0019	-0/009	-0/009	-0/0059	0/00003	0/00003
d-figarch	0/01528	0/03971	0/0398	0/03982	0/02425	0/0389	0/0398	0/0374	11514/6	20890/8
ARCH (Phi1)	1/0393	2/03661	1/037	1/05332	1/1369	0/1322	1/0562	0/040	0/3167	0/3083
ARCH (Phi2)		-1/0014	0/3408	-0/0408		1/0975	-0/019	0/8822	-0/2043	-0/2382

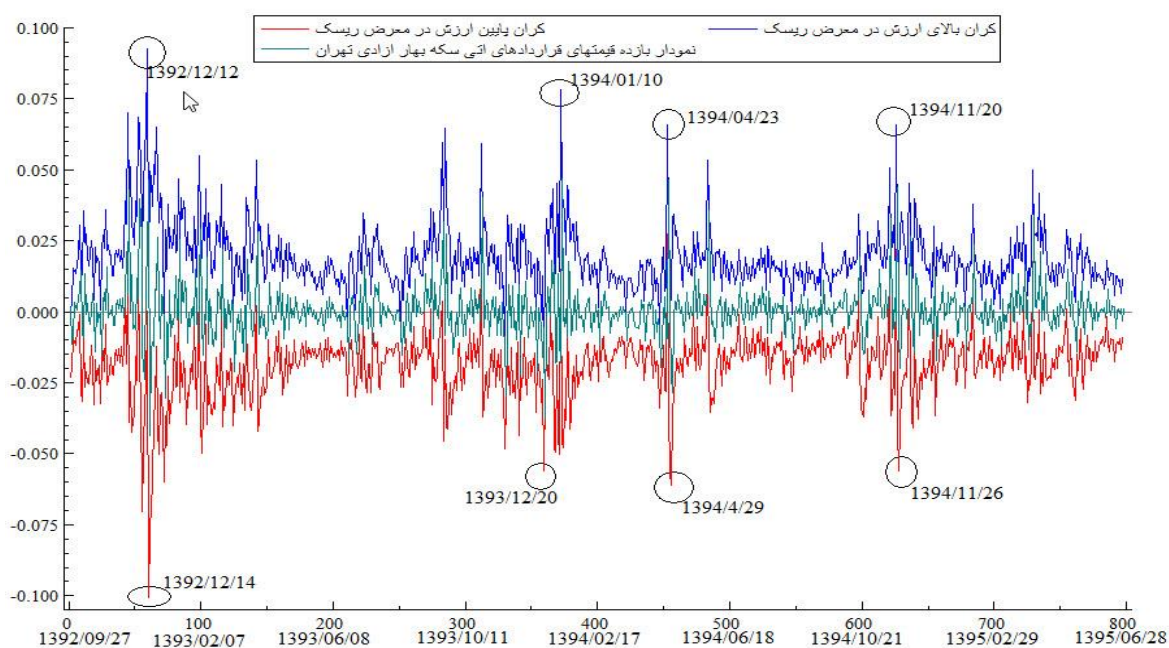
GARCH (Beta 1)				-۰/۰۲۱۹		۰/۱۰۶۱	-۰/۰۲۶			
GARCH (Beta 2)	-۰/۰۴۰۳		-۰/۳۷۶۷		۰/۱۲۷۹۴	۰/۰۲۲۸	-۰/۰۳۱	-۰/۰۰۲۷		-۰/۰۴۶۳
EGARCH (Theta 1)					-۰/۴۷۵۳	۰/۹۶۳۴		۰/۹۹۴۷		
EGARCH (Theta 2)	-۰/۰۲۱۲	-۰/۰۲۵۷	-۰/۰۱۹۱	-۰/۰۲۰۱	-۰/۰۰۷۵	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۰	-۰/۰۲۰۶		
APARCH (Gamma 1)	۰/۵۸۹۷۸	۰/۵۹۸۰۸	۰/۵۸۱۵	۰/۵۸۲۴۲	۰/۵۷۳۱۵	۰/۴۶۰۷	۰/۵۸۵۸	۰/۶۳۱۴		
APARCH (Delta)									-۰/۲۶۴۸	-۰/۲۷۲۳
Log Alpha (HY)									۱/۱۰۶	۰/۹۸۵۵
G.E.D. (DF)										
MA(1)	۰/۷۷۴۵	۰/۷۶۱۰۵	۰/۷۷۰۱	۰/۷۶۷۹۲	۰/۷۷۸۴	۰/۷۴۴۷	۰/۷۷۱۹	۰/۷۴۸۲	۰/۹۲۲۱	۰/۹۲۳۸
LN(L)	۰/۰۲۹۹۳	۰/۰۰۸۷	۰/۰۱۷۸	۰/۰۱۷۷۱	۰/۰۱۰۷	۰/۰۲۳۱	۰/۰۲۴۵	۰/۰۲۸۸	۰/۰۳۰۷	۰/۰۳۱۴
AIC	۲۷۵۲/۲۳	۲۷۵۳/۱۹	۲۷۵۲/۲	۲۷۵۱/۸۲	۲۷۵۳/۱۳	۲۷۴۸/۷	۲۷۵۱/۸	۲۷۵۹/۴	۲۸۰۸/۱۱	۲۸۰۹/۰۴
HQ	-۶/۸۷۷۸	-۶/۸۸۰۲	-۶/۸۷۵۲	-۶/۸۷۴۲	-۶/۸۷۷۵	-۶/۸۶۱	-۶/۸۷۱	-۶/۸۹۰۸	-۷/۰۱۷	-۷/۰۱۷۶
SC	-۶/۸۵۹۷	-۶/۸۶۲۱	-۶/۸۵۴۹	-۶/۸۵۳۹	-۶/۸۵۷۲	-۶/۸۳۶	-۶/۸۴۹	-۶/۸۶۸۳	-۶/۹۹۹۸	-۶/۹۹۷۳
CST(M)	-۶/۸۳۰۸	-۶/۸۳۳۲	-۶/۸۲۲۴	-۶/۸۲۱۴	-۶/۸۲۴۷	-۶/۷۹۷	-۶/۸۱۳	-۶/۸۳۲۲	-۶/۹۷۰۹	-۶/۹۶۴۸
FIAPARCH-CHUNG				HYGARCH						
	(۰,d,2)	(1,d,2)	(2,d,1)	(۰,d,1)	(1,d,1)	(۰,d,2)	(2,d,2)	(1,d,2)	(2,d,1)	
CST(M)	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۳۴	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۲۹	۰/۰۰۲۹	۰/۰۰۰۲۹	۰/۰۰۰۳۹	۰/۰۰۰۰۳	
Cst(V) x ۶ ^{۱۰}	۱۴۷۳۰/۱	۳۱۷۵۳/۸	۷۵۵۸۵	۶/۷۱۷۱	۷/۲۸۴۶	۵/۷۵۶۶	۲/۸۶۸۳	۲/۵۴۲	-۰/۸۹۰۶	
d-figarch	۰/۳۰۶۲	۰/۲۹	۰/۱۷۱۰۶	۰/۳۶۴۵	۰/۳۳۱۶	۰/۳۲۹۲	۰/۹۷۵۲	۱/۶۰۲۲	۰/۲۹۱۸	
ARCH (Phi 1)	-۰/۱۹۰۱	-۰/۱۳۷۶	۰/۹۳۶۵۱	-۰/۲۲۶۹	-۰/۴۶۴	-۰/۱۹۲	-۰/۲۵۳۷	۰/۵۴۴۹	-۰/۵۳۷۴	
ARCH (Phi 2)	۰/۰۱۵۱	۰/۰۳۳۰				۰/۰۴۰۱	۰/۱۱۵۷	۰/۴۱۷۸۰		
GARCH (Beta 1)		۰/۴	۰/۹۸۲۱۱۸		-۰/۲۶۸		۰/۵۶۴۰	۰/۸۴۶۷۵	-۰/۳۳۶۹	
GARCH (Beta 2)			-۰/۱۱۷۸۹				۰/۲۶۰۳		۰/۰۳۷۳	
EGARCH (Theta 1)										
EGARCH (Theta 2)										
APARCH (Gamma 1)	-۰/۲۶۵۸	-۰/۲۷۹۲	-۰/۲۷۷							

APARCH (Delta)	۱/۰۵۲۵	۰/۸۹۰۴	۰/۷۳۷۰						
Log Alpha (HY)				۰/۰۰۴۳	۰/۰۳۹۴	۰/۰۳۵۳	-۰/۰۲۷۲	-۱/۲۴۵۴	۰/۱۴۱۹
G.E.D. (DF)	۰/۹۲۲۷	۰/۹۲۴۵	۰/۹۳۴۲	۰/۸۹۶۹	۰/۸۹۴۲	۰/۸۹۴۶	۰/۹۰۵۵۷	۰/۹۱۲۷	۰/۸۹۲۶
MA(1)	۰/۰۳۱۴	۰/۰۳۱۲	۰/۰۳۴۶	۰/۰۳۰۸	۰/۰۱۹۸	۰/۰۱۹۸	۰/۰۲۰۸	۰/۰۲۰۹	۰/۰۱۹۲
LN(L)	۲۸۰۸/۰۹	۲۸۰۹/۰۶	۲۸۱۱/۸	۲۸۰۴/۹۱	۲۸۰۵/۱	۲۸۰۴/۸	۲۸۰۸/۴۹	۲۸۰۹/۳۴	۲۸۰۴/۹۹
AIC	-۷/۰۱۵۳	-۷/۰۱۵۲	-۷/۰۲۲۱	-۷/۰۱۲۳	-۷/۰۱۰	-۷/۰۰۹	-۷/۰۱۳۸	-۷/۰۱۸۴	-۷/۰۰۷۵
HQ	-۶/۹۹۵	-۶/۹۹۲۶	-۶/۹۹۹۵	-۶/۹۹۶۵	-۶/۹۹۲	-۶/۹۹۱	-۶/۹۹۱۲	-۶/۹۹۸۱	-۶/۹۸۷۲
SC	-۶/۹۶۲۵	-۶/۹۵۶۵	-۶/۹۶۳۴	-۶/۹۷۱۲	-۶/۹۶۳	-۶/۹۶۲	-۶/۹۵۵۱	-۶/۹۶۵۶	-۶/۹۵۴۷

چون مقداری منفی و کوچک‌تر از صفر است، نشان‌دهنده این موضوع است که شوک‌های مثبت نوسانات بیشتری را نسبت به شوک‌های منفی به سری بازده قیمت‌ها وارد می‌کنند.

هدف اصلی این پژوهش برآورد ارزش در معرض ریسک برای بازده قیمت‌های تسویه معاملات آتی‌های سکه بهار آزادی تهران است. سطح معناداری مدنظر برای محاسبه ارزش در معرض ریسک ۱٪ و ۵٪ در نظر گرفته شده است. ابتدا برای محاسبه ارزش در معرض ریسک و در نظر گرفتن توزیع GED، ارزش در معرض ریسک با سطح معناداری ۱٪ برآورد می‌شود و با استفاده از فرمول‌های ارزش در معرض ریسک برای کران‌های بالا و پایین، ارزش در معرض ریسک در دو موقعیت خرید و فروش محاسبه می‌شود. کران‌های بالا و پایین و بازده آتی سکه تهران در نمودار (۴) مشاهده می‌شود.

همان‌طور که نتایج به دست آمده از معیارهای اطلاعات آکاییک، شوارتز بیزین و حنان کویین برای الگوهای آزمون شده در جدول‌های (۳)، (۴) و (۵) نشان می‌دهند، الگوی MA(1)-FIAPARCH-CHUNG(2,d,1) با توزیع GED، بهترین الگوی توصیف‌کننده بازده آتی سکه بهار آزادی است. همان‌طور که در جدول (۵) برای الگوی FIAPARCH-CHUNG(2,d,1) آمده است، مقدار عرض از مبدأ برای معادله میانگین شرطی برابر با ۰/۰۰۰۰۳۴ و مقدار عرض از مبدأ معادله واریانس شرطی برابر با ۷۵۵۸۵/۲۲ است. مقدار d برابر با ۰/۱۷۱۰۶۲ است که چون در بازه صفر تا نیم قرار دارد و معنی دار است، نشان‌دهنده ویژگی حافظه بلندمدت است. به همین صورت مقدار برآورد شده برای دلتا برابر با ۰/۷۳۷۰۹۵ و مقدار گاما برابر با ۰/۲۷۷۰۵۸- است که



نمودار (۴) نمودارهای کرن‌های بالا و پایین موقعیت‌های خرید و فروش ارزش در معرض ریسک و بازده

بزرگ تر است، فرضیه صفر رد نمی‌شود و این آزمون کافی و مناسب بودن VaR محاسبه شده را تأیید می‌کند. برای موقعیت خرید نیز در این فاصله اطمینان مقدار ۵۴٪ به دست آمده است که باز هم از ۶/۶۴ کمتر است و در محدوده رد نشدن فرضیه صفر قرار می‌گیرد. مقدار سطح معناداری نیز ۶۴٪ برآورد شده است که از ۵٪ بیشتر است و به معنای رد نشدن فرضیه صفر مبنی بر مناسب و کافی بودن VaR محاسبه شده است.

در جدول (۶) مقدار پارامترهای آزمون کوپیک برای سطح اطمینان ۹۹ درصد و برای موقعیت‌های خرید و فروش بیان شده است. از آنجا که فرضیه صفر آزمون کوپیک کافی بودن VaR محاسبه شده و مقدار بحرانی آن برای این سطح ۶/۶۴ است، با توجه به مقدار ۲/۶۸ به دست آمده برای موقعیت فروش توسط آزمون کوپیک که در محدوده رد نشدن فرضیه صفر قرار می‌گیرد و مقدار سطح معناداری به دست آمده که از ۵٪

جدول (۶) آزمون کوپیک برای کرن‌های بالا و پایین در سطح اطمینان ۹۹ درصد

آزمون بازخورد ارزش در معرض ریسک درون نمونه‌ای			
آماره نسبت درست‌نمایی کوپیک			
موقعیت فروش			
ارزش احتمال	آماره کوپیک	نرخ موفقیت	چارک
۰/۱۰۱۶	۲/۶۸۰۳	۰/۹۸۳۷۱	۰/۹۹
موقعیت خرید			
ارزش احتمال	آماره کوپیک	نرخ شکست	چارک
۰/۴۶۱۲۷	۰/۵۴۲۸۱	۰/۰۰۷۵۱۸۸	۰/۰۱

برای موقعیت خرید نیز در این سطح اطمینان مقدار $2/81$ به دست آمده است که باز هم از $3/84$ کمتر است و در محدوده ردنشدن فرضیه صفر قرار می‌گیرد. مقدار سطح معناداری نیز $0/09$ برآورد می‌شود که از 5% بیشتر است و به معنای ردنشدن فرضیه صفر مبنی بر مناسب و کافی بودن VaR محاسبه شده است؛ بنابراین، با توجه به محاسبات انجام شده براساس آزمون کوپیک برای VaR محاسبه شده، الگوی محاسبه شده در فواصل اطمینان 95 و 99 درصد و برای موقعیت‌های معاملاتی خرید و فروش کافی است و رد نمی‌شود.

مطابق جدول (۷) مقدار پارامترهای آزمون کوپیک برای سطح اطمینان 95 درصد و موقعیت‌های خرید و فروش بیان شده است. از آنجا که فرضیه صفر آزمون کوپیک کافی بودن VaR محاسبه شده و مقدار بحرانی آن هم $3/84$ است، با توجه به مقدار $0/11$ به دست آمده برای موقعیت فروش توسط این آزمون که در محدوده ردنشدن فرضیه صفر قرار می‌گیرد و مقدار سطح معناداری به دست آمده که از 5% بزرگ‌تر است، فرضیه صفر رد نمی‌شود و این آزمون کافی و مناسب بودن VaR محاسبه شده را در موقعیت فروش تأیید می‌کند.

جدول (۷) آزمون کوپیک برای کران‌های بالا و پایین در سطح اطمینان 95 درصد

آزمون بازخورد ارزش در معرض ریسک درون نمونه‌ای			
آماره نسبت درست‌نمایی کوپیک			
موقعیت فروش			
ارزش احتمال	آماره کوپیک	نرخ موفقیت	چارک
$0/73512$	$0/11466$	$0/94737$	$0/95$
موقعیت خرید			
ارزش احتمال	آماره کوپیک	نرخ شکست	چارک
$0/93213$	$2/818$	$0/37594$	$0/05$

با FIGARCH-BBM, FIGARCH, HYGARCH

مقادیر مختلف p و q برای تعیین الگوی واریانس شرطی، وجود حافظه بلندمدت در نوسانات بازار آتی سکه تهران و با استفاده از توزیع GED بررسی شد؛ پس از آن با انتخاب مناسب‌ترین الگو، عملکرد تحلیل‌های ارزش در معرض ریسک براساس آزمون کوپیک بررسی شد. همان‌طور که بیان شد، به دلیل اینکه در معاملات آتی سکه بورس کالای ایران، معاملات در نمادهای مختلف و براساس تحویل در ماه‌های مختلف انجام می‌شود، میانگینی موزون از قیمت‌های نزدیک‌ترین نمادهای قابل معامله در هر روز استفاده شد. در نتیجه گیری باید اظهار داشت که برای برآورد ارزش

نتایج و پیشنهادها

در مطالعات پیشین، دو موضوع استفاده نکردن از حافظه بلندمدت در مشاهدات و مدل‌سازی ارزش در معرض ریسک با استفاده از الگوهای مختلف کمتر در نظر گرفته شده است. به همین دلیل با هدف تعیین بهترین الگو برای شناسایی معادلات میانگین و واریانس، وجود حافظه‌های کوتاه مدت و بلندمدت در متغیر آتی سکه بهار آزادی بررسی شد؛ بنابراین، در این مطالعه با بررسی 16 الگو از الگوهای با حافظه کوتاه مدت و بلندمدت ARIMA-ARFIMA برای تعیین الگوی میانگین شرطی و 45 الگو از الگوهای GARCH, EGARCH, GJR, FIAPARCH-CHUNG,

استفاده از قیمت‌های نقد و آتی به صورت یک سبد محاسبه شود.

منابع فارسی

- [۱] پویانفر، الف.، و افشاری، ن. (۱۳۹۶). محاسبه ودیعه اولیه قرارداد آتی سکه طلا با استفاده از رویکرد ارزش در معرض ریسک و نظریه ارزش فرین. چهارمین همایش بین‌المللی و ششمین همایش بین‌المللی ایده‌های نوین در علوم مدیریت و اقتصاد.
- [۲] حسینی امینی، الف.، و نجفی، الف. (۱۳۹۲). تعیین سبد بهینه سرمایه‌گذاری در صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد VaR-Multivariate GARCH. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶ (۲۰)، ۴۴-۲۹.
- [۳] دلآوری، م.، و رحمتی، ز. (۱۳۸۹). بررسی تغییرپذیری نوسانات قیمت سکه طلا در ایران با استفاده از مدل‌های ARCH. *دانش و توسعه*، ۱۷ (۳۰)، ۶۸-۵۱.
- [۴] شاه‌مرادی، الف.، و زنگنه، م. (۱۳۸۶). محاسبه ارزش در معرض خطر برای شاخص‌های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک. *تحقیقات اقتصادی*، ۷۹، ۱۴۹-۱۲۱.
- [۵] عباسی، الف. (۱۳۹۲). برآورد و ارزیابی ارزش در معرض ریسک در بازار فارکس. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۴ (۱۷)، ۴۴-۲۳.
- [۶] عباسی، الف.، تیمورپور، ب.، و برجسته ملکی، م. (۱۳۸۸). کاربرد ارزش در معرض ریسک (VaR) در تشکیل سبد سهام بهینه در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۴ (۸۷)، ۱۱۴-۹۱.
- [۷] کشاورزحداد، غ.، و صمدی، ب. (۱۳۸۸). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و

در معرض ریسک بازده قیمت‌های معامله‌های قراردادهای آتی سکه تهران با استفاده از رویکرد پارامتریک و به‌طور خاص با استفاده از الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته، بهترین الگو برای پیش‌بینی واریانس و بازده این شاخص الگوی MA(1)-FIAPARCH-CHUNG(2,d,1) با توزیع GED است؛ به عبارت دیگر، زیرمعیارهای اطلاعات، الگوی MA(1)-FIAPARCH-CHUNG(2,d,1) بین ۴۵ الگو از الگوهای با حافظه کوتاه‌مدت و بلندمدت برای معادله واریانس شرطی و ۱۶ الگو از الگوهای با حافظه کوتاه‌مدت و بلندمدت برای معادله میانگین شرطی مناسب‌ترین الگو شناسایی شد.

الگوی FIAPARCH-CHUNG نشان‌دهنده این موضوع است که در سری زمانی بازده قیمت‌ها، عدم تقارن وجود دارد و این عدم تقارن به این معنی است که شوک‌های مثبت و منفی تأثیر یکسانی بر سری نمی‌گذارند؛ به عبارت دیگر، سری نوسانات بیشتری را در رویارویی با خبرهای بد نسبت به خبرهای خوب متحمل می‌شوند. از آنجا که این پژوهش مقدار $\gamma = -0/2771$ به دست آمده از الگوی FIAPARCH(2,d,1) را نشان می‌دهد و نظر به اینکه مقداری منفی و کوچک‌تر از صفر است، شوک‌های مثبت نوسانات بیشتری را نسبت به شوک‌های منفی به سری بازده آتی سکه بهار آزادی وارد می‌کنند؛ این مطلب گویای آن است که سری زمانی بازده قیمت‌های آتی سکه بهار آزادی تهران تأثیر بسیار بیشتری را در رویارویی با اخبار خوب نسبت به اخبار بد می‌پذیرد.

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی با استفاده از روش ارائه‌شده در این پژوهش، ارزش در معرض ریسک برای سایر شاخص‌های موجود در بازار ایران برآورد شود و میزان ریسک برای قیمت سکه با

[17] Hosseyni Imeni, A., & Najafi, A. (2013). Investigation optimize portfolio with use of VaR-multivariate garch. *Financial Knowledge of Security Analysis*, 6 (20), 29-44. (in persian).

[18] Jeremić, Z., & Terzić, I. (2014). Empirical estimation and comparison of normal and student-t linear VaR on the Belgrade Stock Exchange. *Sinteza*, 10, 289-302. DOI: 10.15308/sinteza-2014-298-302.

[19] Kampbell, J. Y., Lo, A. W., & Craig Mackinlay, A. (1997). *The Econometrics of Financial Market*. The United Kingdom: Princeton University press.

[20] Kang, S., & Yoon, S. M. (2008). Value-at-risk analysis of the long memory volatility process: The case of individual stock returns. *The Korean Journal of Finance*, 21, 4-18.

[21] Kasman, A. (2009). Estimating value-at-risk for the Turkish stock index futures in the presence of long memory volatility. *Central Bank Review*, 1: 1-14.

[22] Keshavarz Hadad, G., & Samadi, B. (2008). An appraisal on the performance of figarch models in the estimation of VaR: The case study of Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e- Eghtesadi)*, 44 (1), 193-235. (in persian).

[23] Kupiec, P. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk management models. *Journal of Derivatives*, 3, 73-84.

[24] Kuttu, S. (2017). Modelling long memory in volatility in sub-saharan African equity markets. *Research in International Business and Finance*, 44, 176-185. DOI: 10.1016/j.ribaf.2017.07.073.

[25] Lanouar, C. (2016). Breaks or long range dependence in the energy futures volatility: Out-of-sample forecasting and VaR analysis. *Economic Modelling*, 53, 354-374. DOI: 10.1016/j.econmod.2015.12.009.

[26] Liu, H. C., Cheng, Y. J., & Tzou, Y. P. (2009). Value-at-risk-based risk management on exchange traded funds: The Taiwanese experience. *Banks and Bank Systems*, 4 (2): 20-28.

[27] Mabrouk, S. (2016). Forecasting daily conditional volatility and h-step-ahead short and long VaR accuracy: Evidence from financial data. *The Journal of Finance and Data Science*, 2, 136-151. DOI: 10.1016/j.jfds.2016.06.001.

مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۴ (۱)، ۲۳۵-۱۹۳.

References

[8] Abbasi, E. (2013). The estimate and evaluation of value at risk in forex market. *Financial Engineering and Securities Management*, 4 (17), 23-44. (in persian).

[9] Abbasi, E., Teymourpour, B., & Barjesteh Maleki M. (2009). Optimum portfolio selection using value at risk in Tehran Stock Exchange. *Tahghighat-e-Eghtesadi*, 44 (87), 91-114. (in persian).

[10] Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3-30. DOI: 10.1016/S0304-4076(95)01749-6.

[11] Bee, M., & Miorelli, F. (2010). Dynamic VaR models and the peaks over threshold method for market risk measurement: An empirical investigation during a financial crisis. *Journal of Risk Model Validation*, 9, 1-40.

[12] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327. DOI: 10.1016/0304-4076(86)90063-1.

[13] Chkili, W., Hammoudeh, S., & Khuong Nguyen, D. (2014). Volatility forecasting and risk management for commodity markets in the presence of asymmetry and long memory. *Energy Economics*, 41, 1-18. DOI: 10.1016/j.eneco.2013.10.011.

[14] Delavari, M., & Rahmati, Z. (2010). The analysis of volatility of gold coin price fluctuations in Iran using arch models. *Journal of Knowledge and Development*, 17 (30), 51-68. (in persian).

[15] Demiralay, S., & Ulusoy, V. (2014). Value-at-risk predictions of precious metals with long memory volatility models. MPRA Munich Personal RePEc Archive. MPRA Paper No. 53229: 1-25.

[16] Demireli, E. (2010). Value at risk analysis and long memory: Evidence from fiaparch in Istanbul Stock Exchange. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24 (4), 217-228.

- [33] Su, J. (2017). How do financial features affect volatility forecasts? Evidence from the oil market and other markets. *Asia Pacific Management Review*, 23 (2), 95-107. DOI: 10.1016/j.apmr.2016.11.003.
- [34] Tsay, R. S. (1951). *Analysis of Financial Time Series*. Translated by: Ahmad Nabizadeh, Tehran: The Commerce Printing & Publishing Company.
- [35] Wu, P. T., & Shieh, S. J. (2007). Value-at-risk analysis for long-term interest rate futures: Fat-tail and long memory in return innovations. *Journal of Empirical Finance*, 14 (2), 248-259. DOI: 10.1016/j.jempfin.2006.02.001.
- [36] Yoon, S. M., & Kang, S. H. (2007). A skewed student-t value-at-risk approach for long memory volatility processes in Japanese financial markets. *International Economic Studies*, 11, 211-242. DOI: 10.11644/KIEP.JEAI.2007.11.1.169.
- [37] Yoon, S. M., Woo, H., & Kang, S. H. (2011). VaR analysis for the Shanghai stock market. In the proceeding of the 2011 International Conference on Advancements in Information Technology with workshop of ICBMG. IPCSIT. *IACSIT Press*, 20, 228-232.
- [38] www. Ime.co.ir
- [28] Mighri, Z., Mokni, K., & Mansouri, F. (2010). Empirical analysis of asymmetric long memory volatility models in value-at-risk estimation. *The Journal of Risk*, 13 (1), 55-128. DOI: 10.21314/JOR.2010.216.
- [29] Pouyanfar, A., & Afshari, N. (2016). Calculation of initial margin of the gold coin futures contract by using the value at risk approach and extreme value theory. The 4th National Conference in Management, Economics and Accounting. (in persian).
- [30] Shahmoradi, A., & Zanganeh, M. (2007). The parametric methods for estimating the value at risk for Tehran Stock Exchange indices. *Tahghighat- e- Eghtesadi*, 79, 121-149. (in persian).
- [31] Slim, S., Koubaa, Y., & BenSaïda, A. (2017). Value-at-risk under lévy garch models: Evidence from global stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 46, 30-53. DOI: 10.1016/j.intfin.2016.08.008.
- [32] Stavroyiannis, S., & Zarangas, L. (2013). Out of sample value-at-risk and backtesting with the standardized pearson type-iv skewed distribution. *Panoeconomicus*. *Panoeconomicus*, 60 (2), 231-247. DOI: 10.2298/PAN1302231S.