تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۶/ ص ۷۳۴-۷۱۱

بررسی اثربخشی پوشش ریسک ثابت و پویا در قراردادهای آتی سکه طلا در بورس کالای ایران

محسن مهرآرا*[1]، فاطمه نائبی[2]

۱. استاد، اقتصاد نظری، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه تهران، mmehrara@ut.ac.ir

۲. کارشناسی ارشد، علوم اقتصادی، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه تهران، fnaebi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۲/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۳/۲۰

چکیده

در بازارهای نوظهور، رشد و توسعه‌ی بازار سرمایه می‌تواند به اثربخشی قرادادهای ایجاد شده در مدیریت ریسک بستگی داشته باشد. برای مدیریت و پوشش مؤثر ریسک، دانستن نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک، امری ضروری است. در این مطالعه نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه طلا مورد معامله در بورس کالای ایران و اثر بخشی آن با استفاده از رهیافت‌های مختلف اقتصادسنجی برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که استفاده از قراردادهای آتی در کنار موقعیت گرفتن در بازار نقدی، به اندازه‌ی قابل توجهی ریسک را کاهش می‌دهد. برخلاف آنچه انتظار می‌رفت در میان رهیافت‌های مختلف اقتصادسنجی با به‌کارگیری ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی و مدل‌سازی پویایی از نوسانات بازدهی‌ها در هر دو بازار، لزوما فرآیند گارچ نسبت به سایر رهیافت‌ها کاراتر عمل نکرده است و فقط تصریح CCC از فرایند GARCH اثربخش‌ترین پوشش ریسک را داشته است و دو تصریح دیگر این فرایند در رتبه‌های پایین‌تر از رهیافت‌های OLS و مدل تصحیح خطای برداری قرار گرفته‌اند. این مسئله می‌تواند ناشی از نوپا بودن و قدمت کوتاه بازار قراردادهای آتی در ایران و در نتیجه کارایی پایین این بازار در ارائه اطلاعات صحیح و به دور از هیجان به سرمایه‌گذاران باشد.

طبقه‌بندی JEL: G15, C01,C22,C11

واژه‌های کلیدی: نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک، اثر بخشی پوشش ریسک، پوشش ریسک پویا و ثابت، روش میانگین وزنی قیمت‌های آتی با سررسید مختلف

---

*. نویسنده مسئول، تلفن تماس : ۶۱۱۱۸۰۵۷

۱- مقدمه

وجود فضای متلاطم اقتصادی و نوسانات قابل ملاحظه‌ی قیمت‌ها در بازارهای مالی منجر به تغییر در ارزش دارایی یا بدهی‌های افراد شده و میزان بازدهی سرمایه‌گذاران را با خطر مواجه می‌کند. به منظور مقابله با آثار مخرب نوسانات قیمت‌ها و مدیریت ریسک آن استراتژی‌های متفاوتی به کار گرفته می‌شود که از جمله‌ی آن‌ها می‌توان به پوشش ریسک[۱] با استفاده از ابزارهای مشتق شده[۲] نظیر قراردادهای آتی[۳]، فوروارد[۴]، اختیار معامله[۵] و ... اشاره کرد. در میان این ابزارها، استفاده از قراردادهای آتی به دلیل قدمت بیش‌تر و شناخته‌تر بودن در بازارهای مالی، معمول‌تر است. مسئله بنیادین در این استراتژی تعیین میزان بهینه‌ی به‌کارگیری این قراردادها در سبد سرمایه‌گذاری است؛ لذا محاسبه‌ی نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک[۶] نقش حیاتی در فرایند مدیریت ریسک سرمایه‌گذاران ایفا می‌کند. با محاسبه‌ی نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک می‌توان تعداد بهینه‌ی قراردادهای آتی که فرد باید برای مقابله با ریسک نوسان قیمت دارایی پایه نگهداری کند را تعیین کرد.

محققان مختلف به طور گسترده‌ای نقش پوششی قراردادهای مشتق شده در برابر استفاده از دارایی‌های ریسکی و استفاده از قراردادهای آتی برای حداقل‌سازی ریسک نوسانات قیمت در بازار نقدی را مطالعه کرده‌اند. آن‌ها روش‌های متفاوتی را برای محاسبه‌ی نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک معرفی کرده‌اند اما مطالعات در مورد اینکه کدام مدل بهترین عملکرد را در پوشش ریسک دارد، نتیجه‌ی جامعی نداشته است. یافته‌های تجربی در بازارها نشان می‌دهد که بهترین مدل برای پوشش ریسک به‌خصوصیات کشورها و بازارهای آن‌ها بستگی دارد.

---

1. Risk Coverage
2. Derivative
۳. Futures Contract، قرارداد آتی توافق‌نامه‌ای استاندارد مبنی بر خرید یا فروش دارایی در زمان معین در آینده و با قیمت، کیفیت و اندازه‌ای مشخص است و فقط در بازارهای سازمان یافته‌ی بورس‌ها معامله می‌شود.
۴. Forward Contract، قراردادی مشابه قرارداد آتی است و وجه تمایز آن، غیراستاندارد بودن و معامله در بازارهای فرابورس است.
۵. Option Contract، قراردادی است که به خریدار آن حق خرید یا فروش دارایی پایه یا ابزار مالی با یک قیمت اعمال معین و در یک تاریخ خاص را می‌دهد ولی خریدار در اجرای آن تعهد ندارد.
6. Optimal Hedge Ratio (OHR)

در ایران راه‌اندازی قراردادهای آتی در دهه‌ی اخیر انجام گرفته است، اما در بسیاری مواقع بازار آتی سکه طلا در بورس کالای ایران از سوی سیاست‌گذاران متهم به فعالیت سوداگرانه می‌شود؛ لذا به سنجش میزان اثربخشی این قراردادها در پوشش ریسک نیاز است. به همین منظور در این مطالعه نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه طلا و اثربخشی آن با استفاده از رهیافت‌های استاندارد موجود در مطالعات پیشین برآورد می‌شود و این موضوع بررسی خواهد شد که تغییر در روش‌های تخمین تا چه اندازه اثربخشی پوشش ریسک را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

۲- پیشینه‌ی تحقیق و مبانی نظری

نخستین مطالعات در مورد پوشش ریسک به‌وسیله‌ی قراردادهای آتی در حدود سال ۱۹۲۰ آغاز شده است و سپس ورکینگ[1](۱۹۵۳)، جوهانسون[2] (۱۹۶۰) و استاین[3] (۱۹۶۱) در غنای این مبحث کوشیده‌اند. در مطالعاتی که براساس نظریه‌ی ادرینگتون[4] انجام گرفته است، از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی[5] استفاده می‌شد. اما با گذر زمان بسیاری از متخصصان اقتصادسنجی با اشاره به نقض فروض استاندارد کلاسیک در این روش، بیان کرده‌اند که روش رگرسیون سنتی برای محاسبه‌ی نرخ بهینه پوشش ریسک کارا نمی‌باشد و لازم است از روش‌های جدید استفاده شود. هربست و همکاران[6] (۱۹۸۹)، در مطالعات خود دریافته‌اند که در تخمین نرخ پوششی حداقل واریانس به روش OLS همبستگی سریالی در پسماندها وجود دارد و نتایج به‌دست آمده کارا نیستند. آن‌ها در مقاله‌ای (۱۹۹۳) با ذکر ضعف‌های مدل رگرسیونی OLS، از مدل خودرگرسیون برداری[7] برای محاسبه‌ی نرخ بهینه‌ی پوشش ریسک استفاده کرده‌اند تا با کارایی بیش‌تری این نرخ را تخمین بزنند. می‌یرز و تامسون[8] (۱۹۸۹)، بیان می‌کنند که در روش OLS به جای گشتاورهای نمونه‌ای شرطی که در آن از تمامی اطلاعات موجود بهره‌برداری می‌شود، از گشتاورهای نمونه‌ای غیرشرطی استفاده می‌شود. برای برطرف

1. Working
2. Johnson
3. Stein
4. Ederington
5. OLS, Ordinary least squares
6. Herbst et al
7. VAR, Vector autoregression
8. Myers, R. J., & Thompson, S. R.

شدن این مشکل ماتریس‌های واریانس و کوواریانس شرطی را پیشنهاد کرده و در نتیجه به‌جای به‌کارگیری روش OLS، از حالت‌های مختلف روش‌های ARCH[1] و GARCH[2] برای حل این مشکل استفاده کرده‌اند. گوش[3] (۱۹۹۳) و لین[4]، در مطالعات خود (۱۹۹۶) نشان داده‌اند که یک رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین داده‌های سری زمانی قیمت‌های آتی و نقد وجود دارد. گوش، به تجزیه و تحلیل رابطه‌ی هم انباشتگی بین شاخص سهام آتی و شاخص موجودی نقد پرداخته و به لحاظ تجربی ثابت کرده است که اگر قیمت‌های آتی و نقد هم‌انباشته باشند و رگرسیون آن شامل عبارت تصحیح خطا نباشد، نرخ پوششی محاسبه شده تورش رو به پایین داشته و معامله‌گران پوششی دچار خطا و سردرگمی می‌شوند. لین (۲۰۰۴)، در مقاله‌ای تأثیر حذف رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین قیمت‌های آتی و نقد را بر روی نرخ پوششی و کارایی آن ارزیابی و نتایج مطالعات تجربی مبنی بر" چشم پوشی از رابطه‌ی هم‌انباشتگی، نرخ‌های پوششی را کوچک و کارایی مدل را کاهش می‌دهد" را از نظر تئوریکی اثبات کرده است.

تعداد مطالعات انجام شده در این حوزه در ایران محدود است و غالبا برای پوشش ریسک بازار نفت صورت گرفته است. جلالی نائینی و کاظمی‌منش (۱۳۸۳)، با استفاده از مدل GARCH چندمتغیره، ضمن رد ثابت بودن نسبت پوشش ریسک، به این نتیجه رسیده‌اند که با افزایش دوره‌ی قراردادهای آتی نفت، میزان نسبت بهینه‌ی پویا افزایش می‌یابد. ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۸)، با بررسی پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران بیان کرده‌اند که استفاده از قراردادهای آتی می‌تواند حداقل ۸۵٪ ریسک درآمدهای نفتی را کاهش دهد و در بهترین حالت پوشش ریسک به ۹۶٪ می‌رسد و بهترین استراتژی برای پوشش ریسک درآمدهای نفتی استفاده از قراردادهای آتی طولانی‌مدت و نسبت بهینه‌ی محاسبه شده با استفاده از مدل VECM است. میرزاپور و بهرامی (۱۳۹۱)، نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه طلا را با استفاده از روش‌های معمول در قیاس با سه تصریح مختلف روش GARCH چندمتغیره برای سناریوهای سه‌گانه‌ی زمانی بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که در نظر گرفتن سررسیدهای مختلف، مقدار نسبت بهینه‌ی پوشش

---

1. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity
3. Kush
4. Lien

ریسک را تغییر می‌دهد. در عین حال نسبت‌های بهینه‌ی پوشش ریسک پویا در مقایسه با ثابت، لزوما از کارایی بیش‌تری برخوردار نیست.

در مطالعه‌ی حاضر به تخمین نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه‌ی طلا و بررسی اثربخشی آن در ایران پرداخته شده است. در این مطالعه ضمن افزودن مدل BVAR[1] به مدل‌های استاندارد مورد استفاده در مطالعات پیشین، به‌منظور ساختن یک سری زمانی هموار از داده‌های قراردادهای آتی با سررسیدهای مختلف، برای نخستین بار از روش میانگین وزنی استفاده شده است.

۲-۱- *مبانی نظری*

مطالعات اولیه چگونگی پوشش ریسک به وسیله‌ی قراردادهای آتی بر مبنای نظریه سنتی[2] انجام گرفته است. در این نظریه معامله‌گران در بازار آتی، ریسک‌گریز در نظر گرفته می‌شوند. استراتژی پوشش ریسک در این نظریه عبارت است از معامله یک واحد قرارداد آتی به ازای هر واحد دارایی پایه بازار نقدی در جهت عکس. به این نوع پوشش ریسک پوشش ساده یا یک‌به‌یک[3] نیز گفته می‌شود و با به‌کارگیری این استراتژی پوشش ریسک، بازده سبد دارایی افزایش می‌یابد. ورکینگ (۱۹۵۳)، با انتقاد به فرض غیرواقعی ریسک‌گریز بودن معامله‌گر در بازار آتی و هم‌چنین هم‌سویی تغییرات قیمت‌های نقد و آتی، نظریه‌ی پوشش ریسک سنتی را زیر سئوال برده و نظریه‌ی خود را با عنوان تئوری ورکینگ معرفی کرده است. در این نظریه هدف فعالان بازار آتی، حداکثرسازی سود سبد مالی است و انتظار معامله‌گر از تغییر رابطه‌ی قیمت‌های نقد و آتی، عامل تصمیم‌گیری وی برای پوشش ریسک در نظر گرفته می‌شود. در حقیقت یک معامله‌گر در موقعیت خرید (فروش) از بازار نقدی، تنها در صورت انتظار کاهش (افزایش) مبنا، دارایی خود را پوشش می‌دهد و اقدام به فروش (خرید) قراردادهای آتی به تعداد دارایی پایه می‌کند، بنابراین، نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک با توجه به مقدار مبنا، صفر یا یک است.

---

1. Bayesian vector autoregression
2. Traditional
3.One to One

جانسون (۱۹۶۰) و استین (۱۹۶۱) نظریه‌ی سبد مالی و پوشش ریسک[۱] را براساس نظریه‌ی سبد مالی مارکوئیتز ارائه داده‌اند. در این نظریه، تصمیم‌گیری برای خرید و فروش قراردادهای آتی مشابه هر نوع دارایی بر اساس نسبت ریسک و بازده آن‌ها صورت می‌گیرد. برخلاف نظریه‌ی سنتی و نظریه‌ی ورکینگ، در این نظریه انتخاب نسبتی از دارایی پایه و قراردادهای آتی که با بهینه‌سازی تابع هدف به دست می‌آید را پیشنهاد می‌دهد. طبق این نظریه محاسبه‌ی نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک با بهینه‌سازی دو نوع تابع هدفی که در نظریه سبد مالی مطرح می‌شود، امکان‌پذیر است. این دو تابع هدف حداقل‌سازی ریسک و حداکثرسازی سود سبد دارایی هستند. چون معامله‌گران در بازارهای قراردادهای آتی یا ریسک‌گریز هستند که هدف آن‌ها از پوشش ریسک، حداقل‌سازی ریسک سبد مالی است و یا با هدف حداکثر کردن سود، مقدار بازده سبد مالی را نیز در تصمیم‌گیری‌ها لحاظ می‌کنند. طبق نظریه‌ی "سبد مالی و پوشش ریسک"، نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک با بهینه سازی تابع هدف معامله‌گر محاسبه می‌شود.

از بین نظریات مطرح شده، نسبت پوشش ریسک حداقل کننده‌ی واریانس[۲] معرفی شده در نظریه‌ی سبد مالی و پوشش ریسک، به دلیل سهولت محاسبه، به لحاظ نظری و نیز تجربی مطلوب است و در بیش‌تر مطالعات، ملاک مقایسه قرار می‌گیرد. در این رویکرد که در این مطالعه نیز به کار گرفته می‌شود، هدف سرمایه‌گذار حداقل‌سازی ریسک بازده پرتفوی متشکل از دو دارایی است؛ به منظور تأمین این هدف، با حداقل‌سازی واریانس بازده موقعیت پوشش داده شده، نسبت پوشش ریسک به صورت بهینه به دست می‌آید.

فرض کنید معامله‌گری قصد داشته باشد Q_s واحد از یک دارایی پایه را در زمان t_2 در بازار نقدی معامله کند و از سویی دیگر تصمیم می‌گیرد برای پوشش دادن ریسک نوسانات قیمت آن Q_f واحد قرارداد آتی مورد نظر را در بازار بورس معامله کند، در این‌صورت، نسبت پوشش ریسک که با h نمایش داده می‌شود، به صورت رابطه‌ی ۱ قابل تعریف است:

$$h = \frac{Q_f}{Q_s} \qquad (۱)$$

1. Portfolio and Hedging theory
2. MVHR; Minimum Variance Hedge Ratio

در این حالت بازدهی سبد دارایی در حالت پوشش ریسک برابر است با:

$$R_h = R_s\, Q_s \pm R_f\, Q_f \qquad (۲)$$

که در آن R_h بازدهی سبد دارایی، R_s بازدهی موقعیت نقدی و R_f بازدهی موقعیت تعهدی فرد در قرارداد آتی است، بنابراین واریانس این سبد به شرح زیر است:

$$\mathrm{Var}\,(R_h)=\mathrm{Var}\,[R_s Q_s \pm R_f Q_f] \qquad (۳)$$

$$\mathrm{Var}\,(R_h) = Q_s^2\, \sigma_s^2 - 2\, Q_s Q_f\, \mathrm{Cov}\,(R_s,R_f) + Q_f^2 \sigma_f^2 \qquad (۴)$$

برای حداقل‌سازی واریانس (به عنوان معیار ریسک) بازده پرتفوی پوشش داده شده، باید از عبارت (۴) نسبت به Q_f مشتق گرفته شود و برابر صفر قرار گیرد تا نسبت پوشش ریسک بهینه (بهترین نسبت اتخاذ موضع در بازار قراردادهای آتی به بازار نقدی برای پوشش ریسک) به دست آید. بنابراین:

$$\frac{Q_f}{Q_s} = \frac{\mathrm{Cov}(R_s,R_f)}{\sigma_f^2} \qquad (۵)$$

σ_f^2 *واریانس بازدهی قرارداده*ای آتی است. از آنجا که رابطه‌ی ۶ همواره برقرار است:

$$\rho\ \sigma_s \sigma_f = (R_s,\, R_f)\ \mathrm{Cov} \qquad (۶)$$

ρ ضریب همبستگی بین بازدهی قیمت‌های نقدی و آتی و σ_s انحراف معیار بازدهی نقدی می‌باشد، لذا با جای‌گذاری آن، نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$h^* = \frac{\mathrm{Cov}(R_s,R_f)}{\sigma_f^2} = \rho\,\frac{\sigma_s}{\sigma_f} \qquad (۷)$$

برای انتخاب کاراترین مدل در تخمین نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک، میزان اثربخشی آن مدل در کاهش واریانس مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. بدین منظور دو سبد از دارایی‌ها در نظر گرفته می‌شود؛ سبدی که در آن فقط دارایی پایه نگهداری می‌شود و سبد بدون پوشش[۱] (U) نامیده می‌شود و سبد دیگری که به واسطه‌ی قراردادهای آتی، پوشش ریسک انجام شده و آن را سبد پوشش داده شده[۲](H) می‌نامند.

بازده‌ی سبد بدون پوشش بازده سبدی است که در آن فقط دارایی پایه نگهداری می‌شود:

$$R_U = R_S \qquad (۸)$$

---

1. Uncovered Portfolio
2. Hedged Portfolio

با این تعریف، واریانس سبد بدون پوشش نیز واریانس بازده سبدی است که تنها حاوی دارایی پایه است:

$$VAR(R_U) = VAR(R_S) = \sigma_s^2 \qquad (۹)$$

و بازده سبد پوشش داده شده که در آن علاوه بر دارایی پایه، به میزان مشخص شده توسط روش‌های مختلف تخمین، قرارداد آتی نگه‌داری می‌کند به صورت ذیل است:

$$R_H = R_S - hR_F \qquad (۱۰)$$

برای محاسبه‌ی اثربخشی پوشش ریسک از واریانس این رابطه استفاده می‌شود که به صورت زیر قابل تعریف است:

$$VAR(R_H) = \sigma_s^2 + h^2\sigma_f^2 - 2h\sigma_{sf} \qquad (۱۱)$$

با تعریف روابط فوق، امکان بررسی میزان اثربخشی پوشش ریسک مدل‌های مختلف طبق تعریف ادرینگتون میسر می‌شود. ادرینگتون (۱۹۷۹)، با استفاده از واریانس سبد پوشش داده شده و بدون پوشش، معیار زیر را ارائه کرده است.

$$e = \frac{Var(R_U) - Var(R_H)}{Var(R_U)} = 1 - \frac{VAR(R_H)}{VAR(R_U)} \qquad (۱۲)$$

این معیار نشان می‌دهد که نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک به دست آمده از روش‌های مختلف تخمین به چه میزان توانسته است واریانس (ریسک) سبد دارایی را کاهش دهد. در نهایت روشی به‌عنوان کارآمدترین روش انتخاب می‌شود که بتواند بیش‌ترین کاهش را در واریانس ایجاد کند.

۳- روش‌های برآورد

۳-۱- *مدل حداقل مربعات معمولی (OLS)*

ساده‌ترین روش تخمین بارامترهای یک مدل رگرسیونی، روش حداقل مربعات معمولی است که در آن برآورد پارامترهای مدل رگرسیون با حداقل سازی مجموع مجذور باقیمانده‌های مدل محاسبه می‌شود.

$$R_{st} = \alpha + \beta R_{ft} + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

که در آن R_{st} و R_{ft} به ترتیب بازده‌ی نقدی و آتی، ضریب ثابت α عرض از مبدأ و ε_t جمله اخلال می‌باشند و ضریب زاویه‌ی رگرسیون یا همان β به عنوان نسبت پوشش ریسک حداقل واریانس تعریف شده است، زیرا از نظر آماری ثابت شده است که β

نسبتی از کوواریانس بازده‌های نقدی و آتی بر واریانس بازده آتی می‌باشد که این نسبت با تعریف h^* (نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک) یکسان است. یعنی:

$$\frac{Cov(R_s,R_f)}{VAR(R_f)} = h^* = \beta \qquad (۱۴)$$

این روش در صورت برقراری فروض اصلی، برآوردهایی نااریب با کمترین واریانس دارد.

۳-۲- مدل خود رگرسیونی برداری (VAR)

مدل VAR با در نظر گرفتن قیمت‌های آتی به عنوان یک متغیر درون‌زا و همبستگی سریالی بین جملات اخلال نسبت به مدل OLS برتری دارد که به شکل زیر نمایش داده می‌شود:

$$R_{st} = \alpha_s + \sum_{i=1}^{k} \beta_{si} R_{st-i} + \sum_{j=1}^{l} \gamma_{fj} R_{ft-j} + \varepsilon_{st} \qquad (۱۵)$$

$$R_{ft} = \alpha_f + \sum_{i=1}^{k} \beta_{fi} R_{ft-i} + \sum_{j=1}^{l} \gamma_{sj} R_{st-j} + \varepsilon_{ft} \qquad (۱۶)$$

در این مدل بازده‌های نقد و آتی هر دو به عنوان متغیرهای درون‌زا لحاظ و جملات اخلال ε_{st} و ε_{ft} به صورت بردارهای تصادفی توزیع شده‌اند.در این مدل نسبت پوشش ریسک بهینه به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$h = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_{ff}} \qquad (۱۷)$$

که در این فرمول $Var(\varepsilon_{st}) = \sigma_{ss}$، $Var(\varepsilon_{ft}) = \sigma_{ff}$ و $Cov(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) = \sigma_{sf}$ هستند.

۳-۳- خود رگرسیونی برداری بیزین(BVAR)

رویکرد بیزین در آمار، یک روش کلی برای ترکیب باورهای پژوهشگر و شواهد آماری فراهم می‌کند. روش‌های بیزین نسبت به روش‌های سنتی از دو مزیت اصلی برخوردار هستند: اولا روش بیزین به محقق اجازه می‌دهد که از دانش خود قبل از مشاهده داده‌های مدل استفاده کند، هم‌چنین سایر اطلاعات اولیه را می‌توان از این طریق وارد مدل کرد. وارد کردن این چنین اطلاعات اولیه به مدل از طریق به‌کارگیری

توزیع‌های پیشین اطلاعات محور[1] انجام می‌گیرد. ثانیا در این روش می‌توان مشخصات کاملی از نااطمینانی‌های موجود در مسئله مدل‌سازی را فراهم کرد.

روش‌های بیزین برخلاف روش‌های کلاسیک که معمولا به تخمینی از پارامترهای یک توزیع مفروض می‌پردازند، به یک تابع چگالی پسین[2] کامل دست می‌یابند.

پس از تخمین دستگاه BVAR، همانند دستگاه VAR، نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک از تقسیم کوواریانس بین اجرای اخلال بازده قیمت نقد و آتی بر واریانس جزء اخلال بازده قیمت آتی، به دست خواهد آمد[3].

۳-۴- مدل تصحیح خطای برداری (VECM)

مدل تصحیح خطای برداری با در نظر گرفتن مسئله هم‌انباشتگی متغیرها در بلندمدت مشکل دستگاه VAR را برطرف و نسبت به آن برآورد بهتری از پوشش ریسک بهینه را ارائه می‌دهد. در صورتی که قیمت‌های آتی و نقدی هم انباشته باشند، نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک را می‌توان در دو مرحله تخمین زد. مرحله‌ی نخست شامل تخمین معادله‌ی رگرسیونی هم انباشتگی به صورت رابطه‌ی ۱۸ است:

$$S_t = a + bF_t + u_t \qquad (۱۸)$$

در مرحله‌ی دوم باید مدل تصحیح خطای برداری زیر تخمین زده شود:

$$\Delta S_t = \rho u_{t-1} + \beta\Delta F_t + \sum_{i=1}^{m} \delta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \theta_j \Delta S_{t-j} + e_j \qquad (۱۹)$$

که u سری زمانی مربوط به جملات خطاست که از معادله‌ی رگرسیونی هم انباشتگی به دست آمده است. رابطه‌ی هم‌انباشتگی بر مبنای مابه‌التفاوت قیمت‌های نقدی و آتی $(S_t - F_t)$ تعریف می‌شود و نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک در حقیقت همان ضریب βست.

$$\Delta S_t = \rho(S_{t-1} - F_{t-1}) + \beta\Delta F_t + \sum_{i=1}^{m} \delta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \theta_j \Delta S_{t-j} + e_j \qquad (۲۰)$$

---

1. Informative prior distributions
2. Posterior density function

۳. به سبب مفصل بودن مبحث از ارائه‌ی فرمول‌ها و مدل خودداری شده است. برای اطلاعات بیش‌تر مراجعه شود به پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد با عنوان "مدل‌سازی رابطه‌ی بین قیمت‌های نقدی و آتی سکه طلا در بورس کالای ایران"، به نگارش فاطمه نائبی، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

روش کلی آزمون تصحیح خطای برداری به این صورت است که ابتدا با انجام آزمون‌هایی مانند آزمون یوهانسون- یوسیلیوس[۱]، هم‌انباشتگی بین قیمت‌های نقد و آتی که دارای ریشه‌ی واحد هستند، بررسی می‌شود. در صورت هم‌انباشتگی برآورد این گونه خواهد بود:

$$R_{st} = \alpha_s + \beta_s S_{t-1} + \gamma_f F_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{si} R_{st-i} + \sum_{j=1}^{l} \gamma_{fj} R_{ft-j} + \varepsilon_{st} \quad (۲۱)$$

$$R_{ft} = \alpha_f + \beta_f F_{t-1} + \gamma_s S_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_{fi} R_{ft-i} + \sum_{j=1}^{l} \gamma_{sj} R_{st-j} + \varepsilon_{ft} \quad (۲۲)$$

در این مدل S_{t-1} و F_{t-1} لگاریتم طبیعی از قیمت‌های نقد و آتی با یک وقفه‌ی زمانی هستند و برآورد نسبت پوشش ریسک همانند مدل VAR است.

۳-۵- مدل *GARCH* دومتغیره

گاهی نوسانات متغیر مورد نظر نه تنها تحت تأثیر نوسانات و شوک‌های دوره‌ی گذشته خود، بلکه متأثر از نوسانات و شوک‌های دوره‌ی گذشته متغیر دیگری است؛ در این حالت مدل‌سازی واریانس شرطی به وسیله‌ی مدل‌های GARCH تک متغیره مناسب نبوده و باید مدل GARCH دو متغیره به‌کار گرفته شود. حالات گوناگونی از روش GARCH دو متغیره برای تخمین نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک قراردادهای آتی در مقالات مورد استفاده قرار گرفته‌اند که از میان آن‌ها می‌توان به VECH-GARCH[۲]، BEKK-GARCH[۳] و CCC-GARCH[۴] اشاره کرد. در این روش‌ها یک معادله به عنوان معادله‌ی میانگین در نظر گرفته می‌شود که لازم است این معادله‌ی میانگین با یکی از روش‌های VAR یا VECM تخمین زده شود. بعد از تخمین معادله‌ی میانگین بایستی با تشکیل یک سیستم نسبت به مدل‌سازی جملات خطا از روش‌های فوق اقدام شود.

VECH-GARCH (1,1): فرم کلی این مدل به شکل زیر است:

$$\mathrm{VECH}(H_t) = h_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = C_0 + A_1 \mathrm{VECH}(\varepsilon_{s,t-1}; \varepsilon_{f,t-1}) + B_1 h_{t-1} \quad (۲۳)$$

---

1. Johansen- Juelius
2. Vectorized GARCH
3. Baba, Engle, Kraft and Kroner
4. Constant Conditional Correlations

که h_{ss} و h_{ff} واریانس شرطی جملات خطای $(\varepsilon_{s,t};\varepsilon_{f,t})$ به دست آمده از معادله‌ی میانگین که با یکی از روش‌های VAR یا VECM تخمین زده شده‌اند، می‌باشند. هم‌چنین h_{sf} کوواریانس شرطی بین بازدهی قیمت‌های نقدی و آتی است.

BEKK-GARCH: فرم کلی این مدل به شکل زیر است:

$$H_t = \acute{C}_0 C_0 + \acute{A}_{11}\varepsilon_{t-1}\acute{\varepsilon}_{t-1}A_{11} + \acute{B}_{11}H_{t-1}B_{11} \tag{۲۴}$$

$$C_0 = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & 0 \end{bmatrix}$$

$$A_{11} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$$

$$B_{11} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$$

CCC-GARCH: در مدل‌های VECH-GARCH و BEKK-GARCH، به دلیل الگوسازی مجزا برای کوواریانس، تعداد پارامترهایی که بایستی تخمین زده شوند، بسیار زیاد است. در این روش به جدا در نظرگرفتن الگوهای واریانس و کوواریانس نیازی نیست و با استفاده از آن می‌توان ماتریس‌های واریانس و کوواریانس جملات خطا را در الگوی واحد در نظر گرفت. این مدل که به CCC-GARCH مشهور است، ماتریس کوواریانس شرطی را به صورت زیر مدل‌سازی می‌کند:

$$H_t = D_t R D_t \tag{۲۵}$$

که در آن R ماتریس همبستگی شرطی ثابت و D_t ماتریس قطری $\begin{bmatrix} \sigma_{1t} & 0 \\ 0 & \sigma_{2t} \end{bmatrix}$ است که هر σ_{it} برای $i = 1,2$ معادله‌ی GARCH تک متغیره‌ای به شکل زیر دارد:

$$\sigma_{it} = \alpha_i + a_i\varepsilon_{it}^2 + b_i\sigma_{it} \tag{۲۶}$$

حال با توجه به کوواریانس و واریانس شرطی در هر یک از تصریح‌های فوق، نسبت پوشش ریسک بهینه عبارت است از:

$$OHR_t = \frac{\text{کوواریانس شرطی بازده آتی و نقدی}}{\text{واریانس شرطی بازده آتی}} \tag{۲۷}$$

در تصریح‌های مختلف فرآیند GARCH با لحاظ واریانس ناهمسانی و توزیع شرطی، نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک ثابت نبوده و در طول زمان به تکرار تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر مهم‌ترین ویژگی نسبت به دست آمده، پویایی و متغیر بودن آن

در طول زمان است و یک سری زمانی از نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک را به دست خواهد داد.

۴- تشریح داده‌ها

داده‌های این مطالعه مربوط به قیمت‌های معاملات نقدی و آتی سکه بهار آزادی برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷/۰۹/۰۵ لغایت ۱۳۹۳/۱۲/۲۷ است که تعداد ۱/۵۲۵ روز معاملاتی را دربرمی‌گیرد. قیمت‌های مربوط به معاملات نقدی از آرشیو پایگاه اطلاع‌رسانی کارگزاری سی‌ولکس کالا[1] اتخاذ شده و قیمت‌های آتی نیز از سامانه‌ی مانیتورینگ[2] پویای بورس کالای ایران (سمپاک) دریافت شده است.

در حقیقت قیمت‌های آتی سکه طلا قیمت‌های تسویه‌ی روزانه‌ی[3] قراردادهای با سررسید نزدیک به زمان حال در بورس کالای ایران است. شایان توجه است که در استفاده از قیمت‌های آتی، با پایان یافتن ماه قرارداد و فرارسیدن تاریخ سررسید آن، باید از اطلاعات مربوط به قرارداد با سررسید بعدی استفاده کرد که معمولا در این فرایند، جهشی[4] نامتعارف در قیمت‌ها رخ می‌دهد. در مقالات برای هموارسازی داده‌های سری زمانی قیمت‌های آتی از راه‌حل‌های گوناگونی به شرح زیر استفاده می‌شود (لانگین[5]، ۱۹۹۹):

(۱) در بسیاری از مقالات بدون توجه به جهش هنگام هموارسازی سری زمانی، آن داده را به عنوان مشاهده پرت در نظر می‌گیرند.

(۲) در برخی مقالات قیمت‌های تسویه‌ی روزانه در نزدیک‌ترین سررسید را تا قبل از آغاز ماه تحویل در نظر گرفته و هنگام فرا رسیدن ماه تحویل آن قرارداد، قیمت‌های نزدیک‌ترین قرارداد بعدی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

(۳) برخی دیگر از مقالات نیز در ماه تحویل، جهت جلوگیری از جهش نامتعارف داده‌ها و هموار سازی آن، یک میانگین وزنی از قیمت‌های قرارداد با نزدیک‌ترین سررسید و قیمت‌های نزدیک‌ترین قرارداد بعدی گرفته می‌شود. این روش توسط

---

۱. نام یکی از کارگزاری‌های فعال در بازار مالی کشور به ویژه در بورس کالای ایران است.

2. Montoring
3. Daily Settlement
4. Jump
5. Longin

جیس[1] (۱۹۹۵)، مورد استفاده قرار گرفته شده است و اجازه می‌دهد تا پیوستگی[2] داده‌ها برای تشکیل سری زمانی حفظ شود.

در این مطالعه، روش سوم، یعنی روش میانگین موزون مورد استفاده قرار گرفته است؛ به این صورت که بین قیمت تسویه‌ی ۹ روز پایانی هر سررسید و روزهای معادل همان تاریخ در سررسید بعدی، میانگین وزنی گرفته می‌شود. به این ترتیب که در ۹ روز مانده به انتهای سررسید، به قیمت تسویه‌ی اولین سررسید وزن ۰/۹و به قیمت تسویه‌ی سررسید بعدی در همان تاریخ وزن ۰/۱ داده شده و بدین صورت میانگین وزنی گرفته می‌شود. به همین ترتیب از وزن سررسید رو به اتمام یک دهم واحد کاسته شده و بر وزن قیمت تسویه‌ی سررسید بعدی یک دهم واحد افزوده می‌شود، تا جایی‌که به آخرین قیمت تسویه‌ی سررسید اول وزن ۰/۱ اختصاص می‌یابد و وزن قیمت تسویه‌ی سررسید بعدی در همان روز به ۰/۹ می‌رسد. برای قیمت تسویه در روز بعدی که سررسید اول منقضی شده و دیگر داده‌ای ندارد، به‌طور کامل از قیمت تسویه سررسید بعدی استفاده می‌شود و این فرایند به همین گونه برای حرکت به سررسیدهای دیگر ادامه می‌یابد. با این روش یک سری زمانی از قیمت‌های آتی سکه طلا صرف نظر از طول مدت هر قرارداد آتی ایجاد و از جهش نامتعارف قیمت‌ها نیز جلوگیری می‌شود.

۵- نتایج تجربی

با توجه به تعریف نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک، برای تخمین تفاضل لگاریتمی قیمت‌ها، یعنی بازده قیمت‌های نقد (R_S) و آتی (R_F) سکه طلا مورد استفاده قرار می‌گیرد. برخی خصوصیات مهم آماری بازده قیمت‌ها در جدول ۱ ارائه شده‌اند.

چولگی بازده قیمت‌ها مثبت بوده و کشیدگی بزرگ‌تر از عدد ۳، حاکی از کشیده‌تر بودن توزیع این قیمت‌ها نسبت به توزیع نرمال می‌باشد.

1. Geiss
2. Continuity

جدول ۱. خصوصیات آماری بازده قیمت‌های آتی و نقدی

آماره	بازده قیمت‌های نقدی	بازده قیمت‌های آتی
میانگین	۰/۰۰۰۹۴۵	۰/۰۰۱۰۰۴
میانه	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۵۲۱
ماکزیمم	۰/۱۲۲۶۹۷	۰/۰۴۵۰۶۰
مینیمم	-۰/۱۰۱۲۳۱	-۰/۰۲۲۲۰۲
انحراف معیار	۰/۰۱۱۰۱۳	۰/۰۷۹۴۵۸
چولگی[۱]	۰/۷۵۱۰۶۳	۰/۳۹۵۲۸۴
کشیدگی[۲]	۵۴/۳۶۵۱۹	۶/۷۵۲۸
جارگ – برا[۳]	۱۰۹۵۸۵/۱	۲۸۱/۷۵۶۲
تعداد مشاهدات	۱،۵۲۵	۱،۵۲۵

برای برآورد درست روش‌های اقتصادسنجی از نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک، به بررسی مانایی متغیرها نیاز است. نتایج این بررسی آزمون‌های دیکی فولر در جدول ۲ حاکی از مانا بودن بازده قیمت‌های نقدی و آتی است.

جدول ۲. مقادیر و احتمال آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای بازده قیمت نقدی و آتی

مفروضات آزمون		بازده قیمت‌های نقدی	بازده قیمت‌های آتی
با عرض از مبدأ	مقدار آماره‌ی t	-۲۹/۲۱	-۲۲/۱۴
	سطح معنا داری	۰/۰۰	۰/۰۰
با عرض از مبدأ و روند	مقدار آماره‌ی t	-۲۹/۵۲	-۲۲/۳۹
	سطح معنا داری	۰/۰۰	۰/۰۰
بدون عرض ازمبدأ و روند	مقدار آماره‌ی t	-۲۸/۰۷	-۲۰/۹۸
	سطح معنا داری	۰/۰۰	۰/۰۰

1. Skewness
2. Kurtosis
3. Jarque-Bera

با رگرس نمودن بازده نقدی بر روی بازده آتی سکه طلا، ضریب متغیر بازده آتی نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک در روش OLS به دست می‌آید که نتایج آن درجدول ۳ آمده است.

جدول ۳. نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه طلا با استفاده از روش OLS

عرض از مبدا	ضریب	۰/۰۰۰۴۱
	آماره‌ی t	۱/۵۰۶
ضریب β	ضریب	۰.۵۲۱
	آماره‌ی t	۱۱/۰۲۳
	Prob(β)	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۱۳۴
آماره‌ی دوربین واتسون		۲/۵۳

بر اساس نتایج جدول، معناداری عرض از مبدا رد می‌شود، اما معنی‌داری ضریب β را نمی‌توان رد کرد. ضریب β که بیانگر نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک است برابر با ۰/۵۲۱ می‌باشد و نشان می‌دهد که تعداد مواضع اتخاذ شده در بازار آتی سکه طلا باید تقریبا نصف مواضع اتخاذی در بازار نقدی باشد تا پوشش ریسک به صورت بهینه انجام گیرد.

برای استفاده از روش حداقل مربعات معمولی بایستی فروض استاندارد کلاسیک برقرار باشد که لازم است مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به جدول ۲، آماره‌ی D.W در حدود ۲/۵ است که دال بر وجود خودهمبستگی خطی می‌باشد. هم‌چنین نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بریوش- گادفری در جدول ۴ ارائه شده است که نتایج بیانگر وجود خودهمبستگی در پسماندهای معادلات تخمینی است.

جدول ۴. نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بریوش- گادفری مربوط به تخمین‌های حاصل از OLS

	مقدار	احتمال
آماره‌ی توزیع F	۷۰/۹۱۰	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۱۳۳/۶۴۰	۰/۰۰۰

نتایج آزمون ARCH در جدول ۵، برای بررسی ناهمسانی واریانس میان اجزای اخلال حاصل از تخمین OLS، حاکی از رد فرضیه‌ی صفر و مؤید وجود ناهمسانی واریانس در پسماندهای معادله‌ی تخمینی است.

جدول ۵. نتایج آزمون ARCH بر روی اجزای اخلال حاصل از تخمین OLS

	مقدار	احتمال
آماره‌ی توزیع F	۳۹۵/۲۱۷	۰.۰۰۰
ضریب تعیین	۳۰۰/۲۲۳	۰.۰۰۰

نتایج آزمون خوبی برازش مربوط به برآورد نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک از روش OLS، با رد فرضیه‌ی صفر مبنی بر نبود ناهمسانی واریانس در آزمون ARCH، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در پسماندهای معادله‌ی تخمینی است.

وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس میان جملات خطا، کارایی تخمین را کاهش می‌دهد، اما ضریب برآورد شده همچنان بدون تورش است. به دلیل نقض فروض کلاسیک و کاهش کارایی در تخمین نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک به روش OLS، رهیافت‌های دیگر اقتصادسنجی از جمله دستگاه VAR مورد توجه قرار گرفته است. برای تخمین OHR با دستگاه، VAR لازم است تعداد بهینه‌ی وقفه‌ها با معیارهای اطلاعاتی نظیر شوارتز (SC)[1]، آکاییک (AIC)[2] و حنان-کویین (HQ)[3] تعیین شود. تعداد وقفه‌های بهینه‌ی پیشنهاد شده توسط این معیارها در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶. تعداد وقفه‌های بهینه برای تخمین نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک با روش VAR

نوع معیار اطلاعاتی	معیار اطلاعاتی آکاییک	معیار اطلاعاتی حنان-کویین	معیار اطلاعاتی شوارتز
تعداد وقفه‌ی بهینه	۸	۵	۳

دستگاه VAR به ازای وقفه‌های هر سه معیار اطلاعاتی برآورد می‌شود و بر اساس کمترین معیار آکاییک و شوارتز در خروجی مدل انجام می‌گیرد، وقفه‌ی معرفی شده توسط معیار آکاییک به عنوان وقفه بهینه مورد استفاده قرار گرفته است.

---

1. Schwarz criterion (SC)
2. Akaike information criterion (AIC)
3. Hannan - Quinn information criterion (HQ)

برای محاسبه‌ی OHR در دستگاه VAR، ماتریس واریانس-کوواریانس جملات خطا مورد نیاز است که با تعریف $\mathrm{Var}(\varepsilon_f) = \sigma_{ff}$ و $\mathrm{Cov}(\varepsilon_f, \varepsilon_s) = \sigma_{fs}$ نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک برابر $h = \frac{\sigma_{fs}}{\sigma_{ff}}$ است. این اطلاعات در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه طلا با استفاده از دستگاه VAR

	$\mathrm{Var}(\boldsymbol{\varepsilon_f})$	$\mathrm{Var}(\boldsymbol{\varepsilon_s})$	$\mathrm{Cov}(\boldsymbol{\varepsilon_s}, \boldsymbol{\varepsilon_f})$	OHR
مقدار	۰/۰۰۰۰۳۹۸	۰/۰۰۰۰۴۹۱	۰/۰۰۰۰۰۸۵۲	۰/۲۱۴

این روش پیشنهاد می‌کند برای پوشش ریسک ناشی از نوسانات قیمت سکه طلا، تعداد مواضع اتخاذی در بازار آتی تقریبا $\frac{۱}{۵}$ برابر تعداد مواضع بازار نقدی باشد.

مدل تصحیح خطای برداری با در نظر گرفتن مسئله هم‌انباشتگی متغیرها در بلندمدت، نسبت به مدل VAR برتری دارد. برای تخمین سازوکار VECM وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها بررسی می‌شود. در صورت وجود رابطه‌ی بلندمدت، از لگاریتم قیمت‌ها به جای استفاده از بازده (تفاضل لگاریتمی) قیمت‌ها استفاده می‌شود.

نتایج آزمون هم انباشتگی یوهانسون موید یک بردار هم انباشتگی بین لگاریتم قیمت‌های نقدی و آتی است که با استفاده از آماره‌های اثر[1] و حداکثر مقدار ویژه[2] انجام گرفته و نتایج آن در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج آزمون هم انباشتگی یوهانسون برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

فرضیات مدل	فرضیه H_0	آماره‌ی حداکثر مقدار ویژه		آماره‌ی اثر	
		مقدار آماره	احتمال	مقدار آماره	احتمال
عرض از مبدا نامقید و بدون روند زمانی	فقدان بردار هم‌انباشتگی*	۳۷/۲۲	۰/۰۰	۴۴/۳۷	۰/۰۰
	حداکثر یک بردار	۳/۸۱	۰/۰۷۶	۳/۲۲	۰/۰۷۶

1. Trace
2. Maximum Eigen Value

در این روش نیز همانند دستگاه VAR لازم است برای محاسبه‌ی نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک از ماتریس واریانس-کوواریانس جملات خطا استفاده شود که اطلاعات آن و برآورد OHR در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹. نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه طلا با استفاده از سازوکار VECM

	$Var(\varepsilon_f)$	$Var(\varepsilon_s)$	$Cov(\varepsilon_s, \varepsilon_f)$	OHR
مقدار	۰/۰۰۰۰۳۲۷	۰/۰۰۰۰۴۸۳	۰/۰۰۰۰۰۸۱۴	۰/۲۴۹

مطابق خروجی این مدل برای پوشش ریسک بهینه‌ی نوسانات قیمت، نسبت تعداد مواضع اتخاذ شده در بازار آتی سکه طلا به مواضع بازار نقدی باید تقریبا برابر $\frac{۱}{۴}$ باشد.

برای برآورد نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک با رهیافت BVAR، با استفاده از وقفه‌های بهینه‌ی تعیین شده توسط معیارهای اطلاعاتی، ابتدا مدل اولیه BVAR تخمین زده می‌شود. در این روش ابتدا میانگینی از رگرسیون بازده قیمت‌ها برآورد می‌شود که با کسر میانگین از مقدار متغیر اصلی رگرسیون، اجزای اخلال دستگاه به دست می‌آید. پس از بررسی واریانس‌ها و کواریانس بین اجزای اخلال، همانند دستگاه VAR از تقسیم کوواریانس بین اجرای اخلال بازده قیمت نقد و آتی بر واریانس جزء اخلال بازده‌ی قیمت آتی، نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک از دستگاه BVAR برآورد می‌شود.

واریانس‌ها و کوواریانس بین جملات اخلال و هم‌چنین نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک با استفاده از دستگاه BVAR در جدول ۱۰ ارائه شده‌اند.

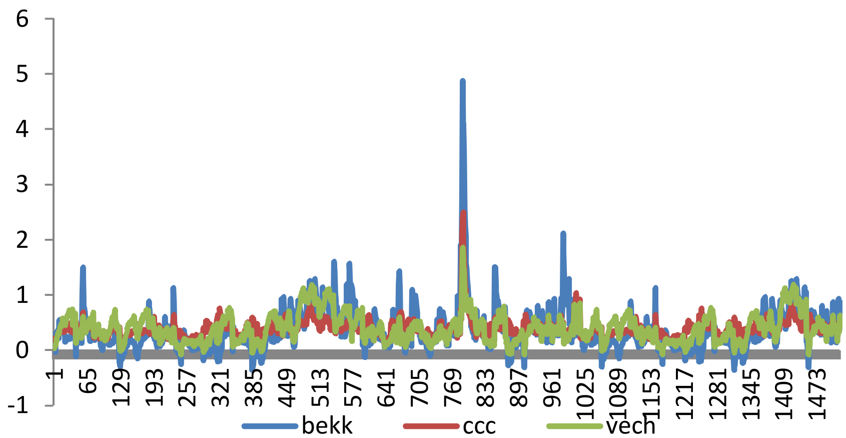
جدول ۱۰. نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه‌ی طلا با استفاده از دستگاه BVAR

	$Var(\varepsilon_f)$	$Var(\varepsilon_s)$	$Cov(\varepsilon_s, \varepsilon_f)$	OHR
مقدار	۰/۰۰۰۰۳۴	۰/۰۰۰۰۶۵۱	۰/۰۰۰۰۰۸۱۹	۰/۲۴۱

نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک برآورد شده با این مدل برابر ۰/۲۴ است.

با مقایسه مقادیر به دست آمده OHR در چهار روش OLS، VAR، BVAR و VECM، چنین به نظر می‌رسد که روش OLS محتاطانه‌تر عمل کرده و برای پوشش بهینه‌ی ریسک نوسان قیمت، بیش‌ترین نسبت نگه‌داری قرارداد آتی به قرارداد نقدی را در سبد فرد سرمایه‌گذار پیشنهاد می‌کند.

پوشش ریسک برآورد شده در مدل‌های فوق، بر این فرض مبتنی است که توزیع مشترک قیمت‌های نقدی و آتی در طول زمان ثابت است، در حالی‌که مدل‌های خانواده‌ی GAHCH با در نظر گرفتن ساختار کوواریانس و واریانس شرطی از قیمت‌های نقدی و آتی، فرض ثابت بودن توزیع مشترک قیمت‌ها را کنار گذاشته و متغیر بودن آن را در طول زمان در نظر می‌گیرد. به همین دلیل نسبت پوشش ریسکی را برآورد می‌کند که در طول زمان متغیر است. این نسبت‌های بهینه برای هر سه تصریح در نمودار ۱ نمایش داده شده و خصوصیات آماری آن در جدول ۱۲ بیان شده است.



نمودار ۱. مقایسه‌ی مقادیر نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک در انواع تصریح‌های فرایند GARCH

جدول ۱۲. خصوصیات آماری OHR با تصریح‌های VECH، BEKK و CCC از مدل GARCH

	VECH	CCC	BEKK
میانگین	۰/۳۴۱	۰/۳۱۹	۰/۳۶۶
میانه	۰/۲۹۲	۰/۲۷۰	۳۱۸.۰
ماکزیمم	۱.۹۲	۲/۸۱	۴.۸۹
مینیمم	۰	۰/۱۱۰	۰
انحراف معیار	۰/۲۳۱	۰/۲۰۲	۰/۳۴۲
چولگی	۰/۹۳۱	۶/۴۳۲	۲/۴۱۱
کشیدگی	۳/۵۳۵	۶۷/۲۶۷	۱۷/۲۵
جارگ – برا	۲۱۴/۳۴	۱۸۹۰۰۱	۹۸۸۰/۵۶
احتمال آماره‌ی جارگ – برا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۱،۵۱۹	۱،۵۱۹	۱،۵۱۹

اطلاعات جدول ۱۲ و نمودار ۱ نمایش دهنده‌ی نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک به‌صورت پویا و متغیر در طول زمان بوده و بیانگر این مطلب هستند که میانگین نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک تصریح‌های مختلف GARCH دومتغیره از مقادیر متناظر آن در سه رهیافت VAR، BVAR و VECM بیش‌تر و از روش OLS کمتر است.

در مقایسه‌ی سه تصریح فرایند GARCH، تصریح CCC_GARGH کم‌ترین و تصریح BEKK_GARCH بیش‌ترین میزان نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک را برآورد می‌کند.

۵-۱- اثربخشی پوشش ریسک

برای بررسی میزان اثربخشی پوشش ریسک، استراتژی‌های متفاوت پوشش ریسک از استراتژی بدون پوشش (بدون قراردادهای آتی) تا پوشش ریسک ساده (نگهداری قراردادهای آتی به میزان موقعیت موجود در بازار نقدی) در نظر گرفته شده است. با بهره‌گیری از معیار ادرینگتون، میزان اثربخش بودن هر یک از مدل‌ها در تخمین نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک سنجیده و اطلاعات آن در جدول ۱۳ ارائه شده است.

جدول ۱۳. اثربخشی پوشش ریسک استراتژی‌های مختلف سرمایه‌گذار

استراتژی	واریانس سبد	اثربخشی
بدون پوشش	۰/۰۰۹۳۵٪	-
OLS	۰/۰۰۵۹۶٪	۳۶/۲۱٪
VAR	۰/۰۰۶۳۶٪	۳۲/۰۳٪
VECM	۰/۰۰۶۲۴٪	۳۳/۲۴٪
BVAR	۰/۰۰۶۴۶٪	۳۰/۹۴٪
VECH_GARCH	۰/۰۰۶۴۶٪	۳۰/۹۳٪
BEKK_GARCH	۰/۰۰۶۴۸٪	۳۰/۷۰٪
CCC_GARCH	۰/۰۰۵۴۲٪	۴۲/۰۷٪
پوشش ریسک ساده	۰/۰۰۹۴۱٪	-۰/۶۷٪

بررسی نتایج اثربخشی استراتژی‌های مختلف در جدول ۱۳ مبین آن است که استفاده از قراردادهای آتی در کنار خرید سکه طلا از بازار نقدی، ریسک بازدهی سبد

دارایی پایه را حداکثر تا ۴۲ درصد کاهش می‌دهد که از نسبت بهینه‌ی پیشنهاد شده توسط فرایند CCC-GARCH حاصل می‌شود، پس از آن نسبت پیشنهاد شده توسط مدل OLS با اثربخشی ۳۶/۲ و مدل VECM با اثربخشی ۳۳/۲ بیش‌ترین میزان کاهش ریسک سبد سرمایه‌گذاری را موجب می‌شوند. استراتژی پوشش ریسک ساده کاملا ناکارا عمل کرده و حتی واریانس سبد را در مقایسه با سبد بدون پوشش افزایش می‌دهد. بنابراین برخلاف آنچه انتظار می‌رفت در میان رهیافت‌های مختلف اقتصادسنجی با به‌کارگیری ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی و مدل‌سازی پویایی از نوسانات بازدهی‌ها در هر دو بازار، لزوما فرآیند گارچ نسبت به سایر رهیافت‌ها اثربخش‌تر عمل نکرده است و فقط تصریح CCC از فرایند GARCH اثربخش‌ترین پوشش ریسک را داشته است و دو تصریح دیگر این فرایند در رتبه‌های پایین‌تر از رهیافت‌های OLS و مدل VECM قرار گرفته‌اند. این مسئله می‌تواند ناشی از نوپا بودن و قدمت کوتاه بازار قراردادهای آتی در ایران و در نتیجه کارایی پایین این بازار در ارائه‌ی اطلاعات درست و به دور از هیجان به معامله‌گران باشد.

۶- نتیجه‌گیری

در میان ابزارهای مالی مختلفی که برای پوشش ریسک ناشی از نوسانات قیمت دارایی‌ها به کار گرفته می‌شود، ساده‌ترین و معمول‌ترین ابزار به سبب قدمت و شناخته‌تر بودن، استفاده از ابزار قرارداد آتی است. اشخاصی که نوسان قیمت‌ها برای آنان نامطلوب است، می‌توانند با بهره‌گیری از قراردادهای آتی استراتژی‌های گوناگونی را به‌منظور پوشش ریسک اتخاذ کنند. برای یک سیاست پوشش ریسک کارآمد، لازم است سرمایه‌گذار نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک خود را تعیین کند.

در این مطالعه نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک قراردادهای آتی سکه بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران در چارچوب مدل‌های جایگزین OLS، VAR، BVAR، VECM و سه تصریح مختلف مدل GARCH بررسی شده است. نسبت‌های بهینه‌ی پوشش ریسک روش‌هایOLS ، VAR، BVAR و VECM با توجه به ساختار آن‌ها مقادیری ثابت طی زمان بوده و از دوره‌ای به دوره‌ی دیگر تغییر نمی‌یابد، اما تصریح‌های فرایند GARCH با در نظر گرفتن ساختار کوواریانس و واریانس شرطی از قیمت‌های نقدی و آتی، مقادیر متغیر نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک را در طول زمان برآورد می‌کنند.

نتایج بررسی اثربخشی پوشش ریسک بیانگر آن است که استفاده از قراردادهای آتی در کنار موقعیت گرفتن در بازار نقدی، ریسک (واریانس) بازدهی سبد دارایی پایه را کاهش می‌دهد؛ اما میزان کاهش ریسک در تمامی استراتژی‌ها به یک اندازه نیست و استراتژی پوشش ریسک ساده کاملا ناکارا عمل کرده و حتی واریانس سبد را در مقایسه با سبد بدون پوشش افزایش می‌دهد اما استفاده از قراردادهای آتی در کنار خرید سکه‌ی طلا از بازار نقدی، ریسک بازدهی سبد دارایی پایه را حداکثر تا ۴۲ درصد کاهش می‌دهد که از نسبت بهینه‌ی پیشنهاد شده توسط فرایند CCC-GARCH حاصل می‌شود، پس از آن نسبت پیشنهاد شده توسط مدل OLS با اثربخشی ۳۶/۲ و مدل VECM با اثربخشی ۳۳/۲، بیش‌ترین میزان کاهش ریسک سبد سرمایه‌گذاری را موجب می‌شوند.

منابع

۱. ابراهیمی، محسن و قنبری، علیرضا (۱۳۸۵). مدیریت ریسک نوسانات قیمت نفت در ایران، مجله‌ی نامه‌ی مفید،۵۷، ۱۶۲-۱۳۹.

۲. جعفری‌کیا، شبنم (۱۳۹۱). پیش‌بینی و برآورد نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک برای بازار آتی سکه‌ی طلا در ایران با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی و شبکه‌ی عصبی مصنوعی، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران.

۳. جلالی نایینی، سید احمد رضا، کاظمی منش، مریم (۱۳۸۳). بررسی تغییرات نرخ بهینه‌ی ریسک در بازار نفت، مجله‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، ۲۵۱، ۲۷-۳.

۴. درخشان، مسعود (۱۳۸۳). مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت، موسسه‌ی مطالعات بین المللی انرژی.

۵. میرزاپور، اکبر (۱۳۹۱). نسبت بهینه‌ی پوشش ریسک در قراردادهای آتی سکه‌ی بهار آزادی مورد معامله در بورس کالای ایران، رساله‌ی دکتری، دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

6. Asche, F., & Guttormsen, A. (2002). Lead Lag Relationship between Futures and Spot Prices, Institute for Research in Economics and Business Administration Bergen, Working Paper.2-22.

7. Bollerslev, T., Engle, R., & Wooldridge, J. (1988). A capital asset pricing model with time varying covariances. Journal of Political Economy, 96, 116–131.

8. Chen, S. S., Lee, C. F., & Shrestha, K. (2003). Futures hedge ratios: a review, The Quarterly Review of Economics and Finance, 43, 433–465.
9. Chou, W. L., Fan, K. K., & Lee, C. F. (1996). Hedging with the Nikkei index futures: The conventional model versus the error correction model, Quarterly Review of Economics and Finance, 36, 495–505.
10. Ederington, L. H. (1979). The hedging performance of the new futures markets, Journal of Finance, 34, 157–170.
11. Floros, Ch. (2007). Lead-lag relationship between futures and spot markets in Greece, International Research Journal of Finance and Economics, 7,168-173.
12. Hull, J. (2007). Options futures and other derivatives, Prentice Hall.
13. Johnson, L. L. (1960). The theory of hedging and speculation in commodity futures, Review of Economic Studies, 27, 139–151.
14. Kostika, E., & Markellos, R. (2013). Optimal Hedge Ratio Estimation and Effectiveness Using ARCD, Journal of Forecasting, 32, 41–50.
15. Kroner, K. F., & Sultan, J. (1993). Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 28, 535–551.
16. Lien, D., & Luo, X. (1993). Estimating multiperiod hedge ratios in cointegrated markets, Journal of Futures Markets, 13, 909–920.
17. Longin, François M. (1999). Optimal margin level in futures markets: Extreme price movements, Journal of Futures Markets, 19, 2, 127–152.
18. Myers, R. J., & Thompson, S. R. (1989). Generalized optimal hedge ratio estimation, American Journal of Agricultural Economics, 71, 858–868.