بررسی تغییرات نرخ بهینه پوشش ریسک در بازار نفت

سیداحمدرضا جلالی‌نائینی [1]
مریم کاظمی‌منش [2]

چکیده

براساس روش‌های سنتی بهینه‌سازی پوشش ریسک در بازار کالاها در کارهای تجربی درجه پوشش ریسک در سطح ریسک حداقل، با شیب رگرسیون قیمت نقد روی قیمت آتی برآورد می‌شود. مشکل اصلی این مدل‌ها، در نظر نگرفتن تغییر زمانی توزیع مشترک قیمت‌های نقد و آتی بوده؛ عدم همبستگی کامل قیمت‌های نقد و آتی در دنیای واقعی، سبب تغییر نرخ بهینه پوشش ریسک در طول زمان و ظهور اطلاعات گذشته از طریق واریانس‌های شرطی می‌شود. اگر ریسک پایه تنها عامل عدم قطعیت باشد، نرخ بهینه پوشش متغیر از نسبت کوواریانس شرطی قیمت‌های نقد و آتی به واریانس شرطی قیمت آتی، در چارچوب مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خود همبسته چند متغیره به‌دست می‌آید.

در این مقاله به منظور بررسی تغییرات نرخ بهینه پوشش ریسک در بازار نفت‌خام،

۱. عضو هیئت علمی موسسه عالی پژوهش در مدیریت و برنامه‌ریزی و مشاور رئیس مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی، E-mail: ahmad-jalalius@yahoo.com

۲. مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی، کارشناس بازارهای مالی انرژی، E-mail: mkazemim@yahoo.com

از سری زمانی هفتگی قیمت نقد نفت‌خام WTI آمریکا و قراردادهای آتی NYMEX دوره پنج ساله ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۳، استفاده شد.
به‌دلیل وجود واریانس‌های شرطی خود همبسته در باقی‌مانده رگرسیون‌ها از مدل‌های ARCH و GARCH استفاده شده است. برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک (براساس تئوری پورتفو) نشان می‌دهد که با افزایش دوره قراردادهای آتی این نرخ بزرگ‌تر از یک است.
با رد فرضیه کارآیی و نااریبی در آزمون والد روی مدل VEC، تغییرات صرف ریسک در مدل GARCH-M مورد ارزیابی قرارگرفت، و سرانجام نرخ بهینه پوشش ریسک متغیر در بازار نفت‌خام، از مدل GARCH چند متغیره محاسبه شد.

واژه‌های کلیدی: نرخ بهینه پوشش ریسک آتی، مدل‌های GARCH، بازار نفت، صرف ریسک.

مقدمه

یکی از خواص قیمت‌ها در بازار انرژی و به ویژه بازار نفت‌خام تغییرپذیری[1] و یا ناهمسانی واریانس در طول زمان است. با ظهور مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودهمبسته[2] یا ARCH (انگل،۱۹۸۲) و تعمیم آن GARCH[3] (بولرسلو،۱۹۸۶)، ابزاری مناسب برای نشان دادن رفتار دینامیک قیمت‌های کالا و ارز فراهم شد.

یکی از کاربردهای مدل‌های ناهمسانی واریانس در بیان استراتژی‌های پوشش ریسک[4] است. از آنجا که قیمت‌های نقد و آتی نفت‌خام (و دیگر کالاهای تجاری) همبستگی مثبت دارند، ارزش یک وضعیت نقد با تغییرات ارزش وضعیت آتی قابل

1. Volatility.
2. Autoregressive Conditional Hetroskedasticity.
3. Generalized ARCH.
4. Hedging.

جبران است. اما به دلیل نوسان اختلاف میان قیمت نقد و قرارداد آتی یا همان «ریسک پایه[1]»، همبستگی مثبت کامل وجود نداشته، در استراتژی‌های مدیریت ریسک تعیین مقدار بهینه قراردادهای آتی در برابر هر واحد از وضعیت نقد الزامی است. اگر ریسک پایه تنها عامل عدم قطعیت باشد، نرخ بهینه پوشش ریسک[2] می‌تواند به صورت نسبت کوواریانس شرطی قیمت‌های نقد و آتی به واریانس شرطی قیمت آتی تعریف شود.

در روش‌های بهینه‌سازی نرخ پوشش ریسک براساس تئوری‌های سنتی با هدف مینیمم ریسک پورتفوی پوشش و یا ماکزیمم مطلوبیت، نرخ بهینه پوشش ریسک با شیب رگرسیون قیمت نقد روی قیمت آتی برآورد می‌شد. همچنین در طول چند دهه روش‌های متعدد تخمین برای بهبود پوشش ریسک به کار رفت که روش پارامترهای متغیر بل و کراسکر (۱۹۸۶)، استفاده از قدرت پیش‌بینی پایه (فاصله قیمت نقد از قیمت آتی) توسط فاما و فرنچ (۱۹۸۷)، فرم کاهش یافته[3] معادلات گاربید و سیلبر (۱۹۸۳)، روش هم‌تجمعی[4] (لین و لائو، ۱۹۹۳ و وهاب و لشگری، ۱۹۹۳)، هم‌تجمعی کسری[5] لین و تسه (۱۹۹۹) و الگوی توسعه یافته حداکثر مطلوبیت لنس و هیس (1994b) و سکتی، کامبی و فیگلوسکی (۱۹۸۸) نمونه‌هایی از فعالیت‌های انجام شده است.

اما عدم همبستگی کامل قیمت‌های نقد و آتی در دنیای واقعی و تغییرپذیری آنها در طول زمان منجر به کاربرد مدل‌های ناهمسانی واریانس شد. به این ترتیب مدل‌های ARCHو GARCH به ویژه مدل‌های چند متغیره[6] GARCH برای محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک متغیر به کار رفت. سکتی، کامبی و فیگلوسکی (۱۹۸۸)، کرونر و سالتن (۱۹۹۳)، پارک و سویتزر (۱۹۹۵) و لین، تسه و تسوئی (۱۹۹۵)، به کمک مدل چند

1. Basis Risk.
2. Optimal Hedg Ratio.
3. Reduced Form.
4. Cointegration Model.
5. Fractional Cointegration Model.
6. Multivariate GARCH Model.

متغیره CC-GARCH[1] در بازارهای مالی، سهام و ارز، و میرز و موشینی (۲۰۰۱) به وسیله یک مدل GARCH قطری[2] با عنوان مدل BEKK[3] (انگل و کرونر، ۱۹۹۵) تعمیم یافته برای بازار کالاهای کشاورزی، توانستند نرخ‌های بهینه پوشش ریسک متغیر را به‌دست آورند.

در این مقاله، برای بررسی تغییرات نرخ بهینه پوشش ریسک در بازار نفت‌خام، از سری زمانی هفتگی قیمت نقد نفت‌خام WTI[4] آمریکا و قراردادهای آتی NYMEX[5] دوره پنج ساله ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۳ استفاده می‌شود. در ابتدا برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک (براساس تئوری پورتفو) از مدل رگرسیون و سپس مدل‌های ARCH و GARCH به‌دست آمده، با رد فرضیه کارآیی[6] بازار و نااریبی پیش بینی قیمت آینده نقد از قیمت آتی در آزمون والد روی مدل VEC[7]، تغییرات صرف ریسک[8] در مدل GARCH-M[9] (انگل، لیلین و رابینسون، ۱۹۸۷) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و سرانجام نرخ بهینه پوشش ریسک متغیر در بازار نفت‌خام از مدل GARCH چند متغیره (انگل و کرونر، ۱۹۹۵) محاسبه خواهد شد.

۱. مدل سنتی تأمین ریسک مبتنی بر حداقل واریانس[10]

از کارهای اولیه ورکینگ (۱۹۵۳) تاکنون روش‌های مختلفی برای تأمین آتی مورد استفاده قرار گرفت، در مدل پوشش جانسون (۱۹۶۰) که پس از توسعه تئوری مدرن پورتفو همچنان هدف سنتی مینیمم ریسک را حفظ نمود، ریسک به عنوان واریانس بازده یک پورتفوی تأمین با دو دارایی تعریف شد. در این مدل همانند جهان دو

1. Constan Correlation GARCH Model.
2. Diagonal GARCH Model.
3 . Baba, Engle, Kraft and Kroner.
4. West Texas Intermediate.
5. New York Mercantile Exchange.
6. Efficiency.
7. Vector Error Correction.
8. Risk Premium.
9. GARCH in Mean.
10. Minimum-Variance.

پارامتره مارکوویتس (۱۹۵۹) فرض می‌شود سرمایه گذار بی‌نهایت ریسک گریز[1] اسـت، و با هدف کمینه کردن ریسک به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\pi = X_S\,\Delta S + X_F \Delta F$$

$$Var(\pi) = \sigma_\pi^2 = X_S^2\,\sigma_{\Delta S}^2 + X_F^2\,\sigma_{\Delta F}^2 + 2\,X_S\,X_F\,\sigma_{\Delta S,\Delta F}$$

$\pi =$ بازده پورتفوی متشکل از دو دارایی

$X_F^*, X_S =$ مقدار سرمایه گذاری شده در نقد و آتی

$\sigma_{\Delta S,\Delta F} =$ کوواریانس تغییرات قیمت نقد و آتی

$\sigma_{\Delta F}^2 =$ واریانس تغییرات قیمت آتی

$\sigma_{\Delta S}^2 =$ واریانس تغییرات قیمت نقد

با مینیمم کردن واریانس نسبت به مقدار دارایی آتی خواهیم داشت:

$$\frac{X_F^*}{X_S} = -\frac{\sigma_{\Delta S,\Delta F}}{\sigma_{\Delta F}^2} = H$$

علامت جبری منفی از این فرض نتیجه شده است که کارگزار کالای نقد در اختیار دارد و برای تأمین ریسک اقدام به فروش در بازار آتی می‌کند، به همین دلیل این رابطه را Short hedge می‌نامند. چنانچه وضعیت طوری باشد که برای تأمین مجبور به خرید آتی شود (در حالی که کالای نقد را می‌فروشد) Long hedge گویند.

به این ترتیب در کارهای اولیه، مقدار H از طریق رگرسیون زیر به‌دست می‌آمد:

$$\Delta S_t = a + H\ \Delta F_T + e_t$$

$\Delta S_t =$ بازده دارایی نقد در زمان t

$\Delta F_t =$ بازده دارایی آتی در زمان t

$a =$ مقدار ثابت

$H =$ نرخ پوشش

$e_t =$ جمله باقی‌مانده در زمان t

1. Risk Averse.

در اینجا موضعی و انتظاری بودن نتیجه باید تصریح شود زیرا در واقع معیاری ایستا بر مبنای داده‌های تاریخی است و آنچه در گذشته روی داده ممکن است درآینده رخ ندهد. همچنین نوسان زیاد قیمت می‌تواند اغتشاش ایجاد کند. بنابراین می‌توان انتظار داشت R^2، به جای کاهش واریانس برای کل وضعیت پوشش، براساس رخدادهای گذشته به‌دست آمده و دقیقا در جهت هدف نباشد.

بر این اساس، مدل اولیه تأمین با رگرسیون بازده دارایی نقد روی بازده دارایی آتی (با استفاده از بازده لگاریتمی قیمت‌ها) انجام گرفت. به‌عبارت دیگر تفاضل لگاریتمی قیمت نقد روی تفاضل لگاریتمی هر یک از قیمت‌های قراردادهای آتی رگرس شد[1]. مقادیر نرخ بهینه تأمین(OHR) یا همان ضریب متغیر قیمت آتی در رگرسیون، برای هر یک از قراردادها به شرح زیر است:

جدول ۱. نتایج مدل اولیه پوشش ریسک(OLS)

قرارداد آتی	ضریب ثابت	آماره t	نرخ بهینه پوشش(OHR)	آماره t	R^2	*D.W.*
یک ماهه	−۰/۱۴۰E−۶	−۰/۰۰۲	۰/۹۹۸۸۰۴	۶۴/۲۹۲	۰/۹۴۴	۲/۹۰۴
دو ماهه	−۰/۰۰۰۱۳۱	−۰/۱۳۸	۱/۰۵۵۷۸۵	۴۴/۶۱۰	۰/۸۹۰	۲/۲۵۴
سه ماهه	−۰/۰۰۰۲۲۷	−۰/۲۰۹	۱/۱۱۸۱۲۲	۳۸/۴۹۷	۰/۸۵۸	۲/۱۱۲
چهار ماهه	−۰/۰۰۰۳۳۱	−۰/۲۷۷	۱/۱۸۸۱۳۵	۳۴/۳۲۵	۰/۸۲۷	۲/۰۵۷

آماره t مربوط به ضریب ثابت (عرض از مبدأ) در قراردادهای بیش از یک ماه، معنی‌داری آن را رد می کند، در قرارداد اول (یک ماهه) نیز مقدار مطلق ضریب ثابت و آماره t بسیار کم است. اما معنی‌داری OHR در هر چهار معادله با توجه به مقادیر آماره t رد نمی‌شود. افزایش نرخ بهینه پوشش ریسک و کاهش مقادیر آماره t، همین‌طور روند کاهشی مقادیر R^2 یا قدرت توضیح دهندگی مدل، براساس افزایش طول مدت قراردادها و افزایش

۱. از آنجا که ساکن بودن متغیرهای سطح ـ در سطح خطای ٪۵ – رد نشد، OLS روی متغیرهای تفاضل لگاریتمی قابل استفاده است.

نااطمینانی قابل توجیه است. به این ترتیب مقدار OHR در قراردادهای کوتاه‌تر به یک نزدیک‌تر بوده و با افزایش طول مدت قراردادها بیشتر و بزرگ‌تر از یک می‌شود به طوری‌که آزمون والد روی ضرایب در قراردادهای بیش از یک ماه یک بودن نرخ را اکیدا رد می‌کند و بنابر انتظار تنها در قرارداد یک ماهه نرخ بهینه پوشش ریسک با یک تفاوتی ندارد. آزمون باقی‌مانده‌ها عدم نرمالیتی و خودهمبستگی را در قراردادهای اول و دوم تأیید می‌کند.

۲. مدل‌های ناهمسانی واریانس

در مدل‌های گذشته که نسبت پوشش ریسک به‌سادگی از OLS نتیجه می‌شد، تغییر زمانی در توزیع مشترک قیمت‌های نقد و آتی در نظر گرفته نمی‌شد. مشکل اصلی این مدل‌ها استفاده از گشتاورهای غیر شرطی مرتبه دوم بود که نرخ بهینه پوشش ریسک را در طول زمان، ثابت به‌دست می‌آورد. به‌این ترتیب با تغییراتی در تعاریف اولیه، تحت قیود نااریب بودن بازار و توزیع نرمال شرطی برای قیمت‌های آتی (f) و نقد (S)، این مشکل با تعریف نسبت بهینه پوشش به صورت زیر حل می شود:

$$OHR_t = \frac{\operatorname{cov}(S_t, f_t | \Omega_{t-1})}{\operatorname{var}(f_t | \Omega_{t-1})}$$

که Ω_{t-1} کلیه اطلاعات موجود از گذشته در زمان t-۱ (هنگام تصمیم‌گیری برای زمان t) است.

حال اگر توزیع مشترک در زمان تغییر یابد، OHR_t هم تغییر خواهد کرد. البته چنانچه تغییرات کوواریانس و واریانس به یک نسبت باشد، OHR_t ثابت باقی می‌ماند. مسیر زمانی OHR_t توسط ماتریس کوواریانس (وابسته به زمان) قیمت‌های نقد و آتی از مدل‌های GARCH قابل برآورد است.

گرچه تحقیقات بسیاری روی بهینه‌سازی نرخ پوشش ریسک انجام شده، بیشتر آنها روی مدل‌های GARCH متمرکز بوده است. به‌طوری‌که مدل‌های GARCH چند

متغیره کاربرد وسیعی در آزمون رفتار قیمت‌های نقـد و آتـی، و اسـتراتژی تـأمین پویـا (به‌عنوان نمونه نگاه کنید به رهگذر و نجفی، ۲۰۰۳) داشته است.

مدل‌های GARCH را می‌توان چنین تعریف کرد که اگر:

$$\varepsilon_t|\Omega_{t-1} \approx N(0,h_t)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i\, \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i\, h_{t-i}$$

$$p \geq 0, q > 0\,;\, a_0 > 0, a_i \geq 0\ i = 1,\dots,q\,;\, \beta_i \geq 0\ i = 1,\dots, p$$

(h_t واریانس ε در زمان t)

متغیر ε فرآیند GARCH(p, q) است و اگـر q=۰ ، یعنی h_t به مقادیـر گذشـته خود وابسته نباشد، آنگاه ε فرآیند ARCH(P) می‌شود. مدل ARCH ابتدا توسط انگـل (۱۹۸۲) معرفـی شـد و سـپس بولرسـلو (۱۹۸٦) بـا تعمـیم مـدل ARCH، مـدل‌هـای GARCH را عنوان کرد.

تحقیقات قویا نشان داده‌اند که بسیاری از سـری‌هـای زمـانی مـالی و اقتصـادی دارای واریانس متغیر در طول زمان هستند. در نتیجـه بـا فـرض یکسـان بـودن توزیـع مشترک قیمت‌ها و استفاده از OLS، بی‌توجهی به گشتاورهای شرطی، در باقی‌مانده‌های رگرسیون به صورت ناهمسانی واریانس ظاهر مـی‌شـود. ایـن پدیـده، فـرض حـداقل واریانس ضرایب را که از فروض اصلی OLS (شرایط BLUE) است، نقض می‌کند.

در مدل بازده لگاریتمی مذکور نیز آزمون‌های وجود ARCH اجرا شد. بـه ایـن منظور آزمون LM را به کار بردیم که در واقع وابستگی مجذور باقی‌مانده‌ها را به عنـوان جانشینی مناسب برای واریانس، به وقفه‌های خود بررسی می‌کند. به این ترتیـب بـرای کلیه قراردادها وجود ARCH(1) رد نشده، مرتبه‌های بالاتر آن رد شد.

با توجه به رفتار باقی‌مانده‌ها مدل‌های ناهمسانی واریـانس شـرطی خودهمبسـته ARCH و GARCH برای قراردادهای اول تا چهارم اجرا شد. برای قـرارداد اول و دوم ARCH(1) و در قراردادهای سـوم و چهـارم، GARCH(1,1) بـه‌دسـت آمـد و وجـود

مرتبه‌های بالاتر با ضریب منفی یا بی‌معنی رد شد. نتایج حاصل و نـرخ بهینـه پوشـش ریسک تعدیل شده تحت شرایط ناهمسانی واریانس در زیر ارایـه شـده اسـت (مقـادیر آماره z داخل پرانتز گزارش شده است) :

جدول۲. نتایج نرخ پوشش ریسک در مدل‌های ARCH وGARCH

قرارداد آتی	معادله رگرسیون			معادله واریانس شرطی (ARCH)			
	ضریب ثابت	نرخ بهینه پوشش(OHR)	R^2	ضریب ثابت	ARCH(1)	GARCH(1)	*D.W.*
یک‌ماهه	۰/۰۰۰۶	۱/۰۰۶۰۷	۰/۹۴۴	۰/۰۰۰	۰/۳۳۲۲۹۴		۲/۹۰۰
	(۰/۸۶۱)	(۵۴/۹۸)		(۱۷/۴۴)	(۲/۷۱۹)		
دو ماهه	۰/۰۰۰۳	۱/۰۸۵۵۶	۰/۸۸۹	۰/۰۰۰	۰/۴۰۵۳۲۸		۲/۲۶۶
	(۰/۳۱۷)	(۷۵/۸۹)		(۱۰/۸۸)	(۴/۲۱۶)		
سه ماهه	−۰/۰۰۰	۱/۱۱۲۲۹	۰/۸۵۸	۰/۰۰۰	۰/۰۴۴۶۴۹	۰/۹۱۴۰۸۳	۲/۱۱۲
	(−۰/۲۹۸)	(۳۵/۷۹)		(۱/۸۵۵)	(۲/۰۲۵)	(۲۱/۵۹۵)	
چهارماهه	−۰/۰۰۰	۱/۱۷۴۵۲	۰/۸۲۸	۰/۰۰۰	۰/۰۴۸۱۵۹	۰/۹۰۷۲۶۰	۲/۰۵۱
	(−۰/۲۸۸)	(۳۲/۹۰)		(۱/۷۴۷)	(۱/۷۴۷)	(۱۸/۳۲۰)	

بنابر نتایج بالا معادلات واریانس شرطی (ARCH) اطلاعاتی را لحاظ می‌کند کـه در معادله اصلی رگرسیون OLS از طریق نرخ پوشش در نظر گرفته نمی‌شود، و بـا ایـن ترتیب نرخ بهینه پوشش را تعدیل می‌کند، به طوری‌که مقادیر آن برای قراردادهـای اول و دوم در مقایسه با مقادیر OLS بزرگ‌تر و برای دو قـرارداد سـه ماهـه و چهـار ماهـه کوچک‌تر شده است ولی همچنان آزمون والد روی ضرایب تنها در قرارداد اول (البته با احتمال کمتر نسبت به حالت رگرسیون) یـک بـودن نـرخ بهینـه پوشـش ریسـک را رد نمی‌کند.

به‌طور کلی مشاهدات فوق بر وجود اطلاعاتی دلالت دارد که در رگرسیون‌هـای OLS در نظر گرفته نشده، در واریانس شـرطی لحـاظ مـی‌شـود و نـرخ بهینـه پوشـش ریسک را تعدیل می‌کند. میزان این اطلاعات در قرارداد اول بنابر نتایج اندک بـوده امـا

در قراردادهای بعدی به ویژه در قرارداد سوم و چهارم بیشتر است. به‌طوری‌که بررسی وضعیت کارآیی بازار، نااریبی برآوردها و ثابت یا متغیر بودن صرف ریسک، لازم می‌نماید.

۳. کارایی و نااریبی

یکی از شرایط لازم برای پیش‌بینی قیمت آینده قیمت نقد براساس قیمت آتی، به‌منظور بهینه‌سازی نرخ پوشش ریسک، شرط کارایی است. شرط کارآیی به تعریف فاما (۱۹۷۰) با رابطه زیر بیان می‌شود:

$$f_t = E(s_{t+1}|\Omega_t) \qquad (۱)$$

که بنابر انتظارات عقلایی:

$$s_{t+1} = E(s_{t+1}|\Omega_t) + u_{t+1} \qquad (۲)$$

در نتیجه:

$$s_{t+1} = f_t + u_{t+1} \qquad (۳)$$

حال اگر کارگزار اقتصادی ریسک گریز باشد نااطمینانی موجود در سیستم صرف ریسک ρ_t را ایجاد می‌کند که به صورت زیر قابل تعریف است:

$$f_t = s^e_{t+1} + \rho_t \qquad (۴)$$

با فرض صرف ریسک به صورت:

$$\rho_t = a + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که a مقدار میانگین صرف ریسک و ε_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر (نویز سفید[1]) باشد، از جای‌گذاری در رابطه (۴) به دست می‌آوریم:

$$s_{t+1} = -a + f_t + u_{t+1} - \varepsilon_t \qquad (٦)$$

بنابراین ویژگی نااریبی برآورد که عبارت است از پیش‌بینی با میانگین خطای صفر، می‌تواند از طریق رگرسیون زیر آزمون شود:

$$s_{t+1} = \alpha + \beta\ f_t + \omega_{t+1} \qquad (۷)$$

1. White Noise

که جمله اخلال $\omega_{t+1} = u_{t+1} - \varepsilon_t$ اخبار رسیده در دوره قرارداد را منعکس می‌کند، و $\alpha = -a$. به این ترتیب قید فرضیه نااریبی $(\alpha, \beta) = (0,1)$ خواهد بود.

در بعضی موارد کارآیی از نااریبی متمایز می‌شود، به طوری‌که اگر شرط $(\alpha, \beta) = (0,1)$ رخ دهد، قیمت آتی برآوردی نااریب از قیمت نقد و چنانچه پسماندها هیچ‌گونه حساسیتی به اطلاعات نداشته باشد برآوردی کارآ است، یا به بیان دیگر:

$$E(\omega_t \omega_{t+j}) = 0 \qquad \forall j \neq 0 \qquad (8)$$

و اگر هر دو شرط صادق باشد، قیمت آتی برآورد کارآ و نااریب قیمت نقد می‌شود.

در مقاله موسی و اللوقانی (۱۹۹٤) به‌منظور آزمون فرضیه کارآیی و نااریبی برآوردها در بازار NYMEX، پس از بررسی ریشه واحد[1] و هم‌تجمعی مرتبه یک متغیرهای لگاریتمی قیمت نقد WTI و قراردادهای آتی سه ماهه و شش ماهه، مدل تصحیح خطای[2] زیر برای قرارداد i ام به کار می‌رود:

$$\Delta s_t = \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \Delta f_{i,t-i} + \sum_{j=1}^{m} \theta_j \Delta s_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \varphi_j \Delta f_{i,t-i-j} + \nu_t \qquad (9)$$

که $f_{i,t-i}$ وقفه i ام قرارداد i و ε_{t-1} جمله اخلال رگرسیون (۱۰) است:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{i,t-i} + \varepsilon_t \qquad (10)$$

در نتیجه معادله تصحیح خطا به این صورت خواهد بود:

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \alpha_1 (s_{t-1} - \beta_1 f_{i,t-i-1}) + \alpha_2 \Delta f_{i,t-i} + \sum_{j=1}^{m} \theta_j \Delta s_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \varphi_j \Delta f_{i,t-i-j} + \nu_t \qquad (11)$$

درحالی‌که $\alpha_0 = -\alpha_1 \beta_0$ و قیدهای فرضیه نااریبی به‌صورت $\alpha_1 = -1, \alpha_0 = 0$، $\alpha_2 = 1$ و $\theta_j = \varphi_j = 0 \quad \forall j$ است.

برای آزمون فرضیه کارایی نیز بنابر رابطه (۸) یعنی عدم وابستگی خطاهای برآورد به یکدیگر، رگرسیون زیر با فرض صفر $\beta = 0$ استفاده شد:

$$s_t - f_{i,t-i} = \alpha + \beta (s_{t-1} - f_{i,t-i-1}) \qquad (12)$$

1. Unit Root.
2. VEC.

البته بنا بر تعریف صرف ریسک ρ_t به‌صورت $s_t - f_{t-i}$ آنها از مدل عمومی زیر سود جستند، که شرط کارآیی به صورت $\beta_i = 0 \quad \forall i$ است.

$$\rho_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \, \Delta s_{t-i} \qquad (۱۳)$$

از آنجا که براساس داده‌های انتخابی، قیمت نقد به وسیله وقفه i ام قرارداد i ام (i=1,2,3,4) برآورد می‌شود، برای آزمون نااریبی، ابتدا مدل VEC روی این متغیرها اجرا می‌شود. در نتایج حاصل، متغیرهای برون‌زا حذف شده، تنها متغیر زمان باقی‌مانده تا سررسید برای اولین قرارداد، و از نظر وقفه‌ها در قرارداد اول، ۴ وقفه و در قراردادهای دو و سه، ۳ وقفه اما قرارداد چهارم، ۱ وقفه بامعنی است. همچنین مقادیر ضرایب تعدیل (و آماره‌های t) برای قراردادهای یک ماهه تا چهار ماهه عبارت است از (۱/۶۷-) ۰/۶۶- ، (۱/۵۷-) ۰/۰۴-، (۱/۵۶-) ۰/۰۳- و (۱/۱۵-) ۰/۰۲. کاهش شدید و فاصله زیاد از مقدار واحد (۱-)، در ضرایب تعدیل از قرارداد اول به قرارداد دوم و پس از آن مشاهده می‌شود که نشان‌دهنده اریبی شدید در برآوردهای قراردادهای بیش از یک ماهه است.

برای آزمون دقیق‌تر بنابر روش بیان شده در بالا، در مرحله بعد از روی معادلات هم‌تجمعی به دست آمده (جدول زیر) جمله‌های خطا را ساخته، برای هر قرارداد، معادله EC (تصحیح خطا) را جداگانه (به روش OLS) برآورد کرده‌ایم.

جدول۳. نتایج تخمین بردارهای هم‌تجمعی

قرارداد آتی	ضریب ثابت	ضریب هم تجمعی	آماره t
یک ماهه	۰/۰۰۸۷۳۱	۱/۰۰۷۵۸۰-	۴۱۴/۹۳۵-
دو ماهه	۰/۰۲۰۹۱۴	۱/۰۱۹۳۲۳-	۱۴/۹۰۷۵-
سه ماهه	۰/۱۹۷۲۰۷	۱/۰۸۱۳۴۹-	۷/۸۰۶۶۷-
چهار ماهه	۰/۱۵۷۶۵۲	۱/۰۷۷۰۹۵-	۵/۴۷۰۳۶-

آزمون نااریبی با فرض صفر «ضریب تعدیل در معادله تصحیح خطا برابر ۱- و ضرایب سایر متغیرها به طور همزمان صفر باشد» ، انجام می‌شود. نتایج‌آزمون والد برای چهار قرارداد به صورت زیر است:

جدول۴. نتایج آزمون والد روی معادلات تصحیح خطا(آزمون نااریبی)

قرارداد آتی	آماره F	احتمال	آماره χ^2	احتمال
یک ماهه	۱۴۱/۱۰۰۹	۰/۰۰۰۰	۱۲۶۹/۹۰۸	۰/۰۰۰۰
دو ماهه	۳۰۱/۳۹۰۷	۰/۰۰۰۰	۲۱۰۹/۷۳۵	۰/۰۰۰۰
سه ماهه	۴۱۶/۳۳۲۴	۰/۰۰۰۰	۲۹۱۴/۳۲۷	۰/۰۰۰۰
چهار ماهه	۱۱۴۰/۴۵۵	۰/۰۰۰۰	۳۴۲۱/۳۶۵	۰/۰۰۰۰

همان‌طورکه از مقادیر آماره‌ها بر می‌آید و از روی مقادیر ضرایب تصحیح خطا نیز انتظار می‌رفت، برای کلیه قراردادها نااریبی برآورد قیمت نقد توسط قیمت آتی اکیدا رد شده است.

علاوه بر آزمون نااریبی، فرضیه کارآیی نیز برای هر قرارداد i- ام (i=1,2,3,4)، به دو روش زیر آزمون شد:

۱. رگرسیون صرف ریسک با تعریف rpi = LRWTC-LCONTi(-4i) (به دلیل استفاده از داده‌های هفتگی برای قراردادهای ماهانه، وقفه چهارم را به کار می‌بریم) روی وقفه خودش:

$$\text{rpi} = a + b\ \text{rpi}(-1)$$

که فرض صفر کارآیی $b=0$ است.

۲. با استفاده از رگرسیون صرف ریسک روی وقفه‌های تفاضلی قیمت نقد که شروط کارآیی عبارت است از $b_m = 0 \quad \forall m$.

$$\text{rpi} = a + \sum_{m=1}^{n} b_m \text{D(LRWTC) (-m)}$$

بنابر نتایج آزمون‌های والد ارایه شده در جدول زیر، فرضیه کارآیی نیز در همه قراردادها، اکیدا رد می‌شود.

جدول۵. نتایج آزمون کارایی (دو روش)

	آزمون نخست		آزمون دوم	
قرارداد آتی	آماره χ^2	احتمال	آماره χ^2	احتمال
یک ماهه	۳۷۹/۴۵	۰/۰۰۰۰	۲۹۹/۸۹	۰/۰۰۰۰
دو ماهه	۹۴۴/۳۵	۰/۰۰۰۰	۲۱۴/۱۲	۰/۰۰۰۰
سه ماهه	۱۳۷۱/۸	۰/۰۰۰۰	۱۳۷/۲۹	۰/۰۰۰۰
چهار ماهه	۱۷۷۲/۴	۰/۰۰۰۰	۸۷/۴۷۷	۰/۰۰۰۰

۴. رویکرد GARCH-M و صرف ریسک

وقتی شرایط نااریبی و کارآیی برقرار نباشد، می‌توان دو علت برای آن ذکر نمود: ۱. عقلایی نبودن انتظارات و یا ۲. وجود صرف ریسک غیر صفر. به این ترتیب بنابر فرض پذیرفته شده عقلایی بودن رفتار آحاد اقتصادی، با رد فرضیه نااریبی، صرف ریسک غیر صفر نتیجه می‌شود.

تغییر صرف ریسک متأثر از درجه ریسک‌گریزی و واریانس و کوواریانس دارایی‌ها، در مدل‌های ARCH قابل بررسی است. با فرض درجه ریسک‌گریزی ثابت و عدم قطعیت در نرخ‌های بهره، صرف ریسک متغیر با استفاده از یک مدل GARCH-M(1,1) (موسی و اللوقانی،۱۹۹۴)، آزمون خواهد شد که با در نظر گرفتن خطای انتظارات عقلایی با میانگین صفر و واریانس شرطی متغیر h_t (مشروط به اطلاعات در دسترس)، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\rho_t = s_t - f_t \qquad (١٤)$$

$$\rho_t = a_o + a_1 h_t + \varepsilon_t \qquad (١٥)$$

$$h_t = b_o + b_1 h_{t-1} + b_2\, \varepsilon^2_{t-1} + u_t \qquad (١٦)$$

که اطلاعات در دسترس شامل مجذور وقفه‌های خطا و وقفه‌های واریانس شرطی، و فرض صفر برای صرف ریسک غیر صفر ثابت به صورت $a_1 = 0 , b_2 = 0$ است.

مدل (G)ARCH در میانگین یا (G)ARCH-M توسط انگل، لیلین و رابینسون(۱۹۸۷) پیشنهاد شد و پس از آن کاربردهای بسیاری یافت؛ به عنوان مثال داموینز و هاکیو(۱۹۸۵) برای آزمون صرف ریسک در بازار ارز و فرنچ، شوورت و ستامباو(۱۹۸۷) در مدل نوسانات بازده سهام از GARCH-M استفاده کرده‌اند.

مدل GARCH-M (p,q) برای متغیر y_t در حالت عمومی به‌صورت زیر است، که x_t بردار متغیرهای مستقل، u_t یک فرآیند MA ، $\varepsilon_t \approx \mathrm{NID}(0,\sigma^2)$ و ξ_t بردار متغیرهای برون‌زا برای واریانس شرطی باشد:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{m} a_i\, y_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} \beta_i\, x_{t-i} + \delta\, h_t^{\lambda} + u_t \qquad (۱۷)$$

$$u_t = \varepsilon_t - \sum_{i=1}^{r} \theta_i\, \varepsilon_{t-i} \qquad (۱۸)$$

$$E(\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1}) = h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i\, \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q} \varphi_i\, h_{t-i} + \vartheta \xi_t \qquad (۱۹)$$

بنابر نتایج آزمون‌های ناریبی و کارآیی، انتظار داریم صرف ریسک غیر صفر وجود داشته باشد که با استفاده از صورت ساده مدل GARCH-M در معادلات (۱۵) و (۱٦)، ثابت و یا متغیر بودن صرف ریسک آزمون می‌شود. طبق این مدل:

اگر $a_0 = a_1 = 0$، صرف ریسک صفر و بازار کارآ است.

اگر $a_0 \neq 0, a_1 = 0$، صرف ریسک ثابت و غیر صفر است. در این حالت اگر $b_1 \neq 0$ یا $b_2 \neq 0$، اطلاعات اضافی در واریانس شرطی ظاهر می‌شود.

اگر $a_1 \neq 0$، صرف ریسک متغیر است.

نتایج اجرای مدل GARCH-M (معادلات (۱۵) و (۱۶)) برای چهار قرارداد، در

جدول زیر دیده می‌شود که مقادیر داخل پرانتز آماره z و مقادیر درون علامت {} احتمال فرض صفر را گزارش می‌کنند.

جدول۶. نتایج مدل GARCH-M برای آزمون صرف ریسک متغیر در بازار نفت خام

معادله واریانس شرطی (ARCH)			معادله میانگین		
GARCH(1)	**ARCH(1)**	**ضریب ثابت**	**ضریب ثابت**	**GARCH**	**قرارداد آتی**
-۰/۰۱۳۶۵	۰/۵۴۴۸۷	۰/۰۰۴۱	۰/۰۴۷۹۵	-۱/۷۱۴۹	یک ماهه
(-۰/۱۰۱۱۶۲)	(۲/۹۸۴۷۰۹)	(۴/۸۹۸۲۶۸)	(۴/۵۷۰۲۴)	(-۱/۳۳۱۳۷)	
{۰/۹۱۹۴}	{۰/۰۰۲۸}	{۰/۰۰۰۰}	{۰/۰۰۰۰}	{۰/۱۸۳۱}	
-۰/۰۸۹۸۱۳	۰/۸۷۳۹۴۷	۰/۰۰۴۱۹۲	۰/۰۵۲۳۳۱	-۰/۲۶۳۴۳۶	دو ماهه
(-۰/۹۰۸۵۰۹)	(۳/۰۹۶۱۴۳)	(۴/۸۹۹۹۴۹)	(۷/۰۲۷۷۹۸)	(-۰/۴۸۶۱۲۵)	
{۰/۳۶۳۶}	{۰/۰۰۲۰}	{۰/۰۰۰۰}	{۰/۰۰۰۰}	{۰/۶۲۶۹}	
-۰/۰۶۴۰۱۷	۱/۰۸۳۱۳۸	۰/۰۰۲۲۴۴	۰/۱۲۴۹۴۹	-۰/۵۶۶۰۴۵	سه ماهه
(-۱/۲۵۰۷۴۵)	(۴/۶۰۸۶۶۱)	(۳/۹۸۱۱۲۸)	(۲۰/۲۰۷۳۰)	(-۱/۴۲۵۵۴۵)	
{۰/۲۱۱۰}	{۰/۰۰۰۰}	{۰/۰۰۰۱}	{۰/۰۰۰۰}	{۰/۱۵۴۰}	
-۰/۱۰۱۵۴۸	۰/۹۷۹۴۰۲	۰/۰۰۳۵۲۱	۰/۱۵۴۳۸۵	-۰/۷۱۵۰۸۲	چهار ماهه
(-۱/۷۸۵۹۹۸)	(۴/۰۸۵۱۳۳)	(۴/۳۲۲۵۵۷)	(۱۹/۲۳۳۲۶)	(-۱/۶۳۱۰۷۴)	
{۰/۰۷۴۱}	{۰/۰۰۰۰}	{۰/۰۰۰۰}	{۰/۰۰۰۰}	{۰/۱۰۲۹}	

همان‌طور که دیده می‌شود جمله ثابت معنی‌دار است اما ضریب جمله GARCH در معادله میانگین صرف ریسک منفی و البته بی‌معنی به‌دست می‌آید. به این ترتیب با توجه به نتیجه $a_0 \neq 0, a_1 = 0$، صرف ریسک غیرصفر بوده، از نوسانات واریانس شرطی اثر نمی‌پذیرد. مقدار میانگین صرف ریسک (a_0) نیز با افزایش طول قرارداد بیشتر می‌شود و در معادلات واریانس تنها جملات ARCH(1) معنی‌دار است. مقدار آماره z برای a_1 نیز با افزایش طول دوره قرارداد بزرگ‌تر می‌شود اما همچنان در همه موارد در سطح بالای ۱۰٪ خطا قرار می‌گیرد.

۵. مدل GARCH چند متغیره

با توجه به نتایج بخش‌های پیشین، سرانجام در این قسمت آزمون فرض متغیر بودن نرخ بهینه پوشش ریسک را هدف قرارداده‌ایم. از آنجا که مدل بخش گذشته تغییر صرف ریسک را رد می‌کند، در اینجا از مدل GARCH چند متغیره انگل و کرونر (۱۹۹۵) که روشی متداول در این زمینه است، استفاده خواهد شد. در این مدل با تعریف معادلات میانگین شرطی برای قیمت‌های نقد و آتی (به ترتیب s_t و f_t) به طور مجزا، می‌توان ماتریس واریانس کواریانس شرطی قیمت‌های نقد و آتی (H_t) را به صورت زیر به‌دست آورد:

$$s_t = E[s_t|\Omega_{t-1}] + u_{1,t} \qquad (۲۰)$$

$$f_t = E[f_t|\Omega_{t-1}] + u_{2,t} \qquad (۲۱)$$

$$H_t \equiv E[u_t u_t'|\Omega_{t-1}] \qquad (۲۲)$$

که $u_t \equiv [u_{1,t}, u_{2,t}]$ بردار تغییرات پیش‌بینی نشده در قیمت‌ها و H_t ماتریس واریانس کواریانس شرطی u_t است. در این‌مدل، نرخ‌پوشش بهینه‌ریسک از $OHR_t = h_{12,t} / h_{22,t}$ به‌دست خواهد آمد که $h_{ij,t}$ درایه ij ام H_t است. طبق مدل انگل و کرونر(۱۹۹۵)، پارامترگذاری BEKK از ماتریس H با معادله زیر نمایش داده می‌شود:

$$H_t = C_\circ' C_\circ + \sum_{k=1}^{K} \left[C_{1k}' x_t x_t' C_{1k} + \sum_{i=1}^{q} A_{ik}' \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_{ik} + \sum_{j=1}^{p} G_{jk}' H_{t-j} G_{jk} \right]$$

که $C_\circ$، A_{ik} و G_{jk} ماتریس‌های $n \times n$ از پارامترها هستند. همچنین $C_\circ$ مثلثی و C_{1k} ماتریس پارامتر $J \times n$، برای n متغیر وابسته و J متغیر برون‌زا از مقادیر جاری و وقفه بردار متغیرهای x_t است، و K عمومیت فرایند را تعیین می‌کند.

برای استفاده عملی از مدل، قیدهایی روی A_{ik} و G_{jk} گذاشته می‌شود تا مدل تشخیص‌پذیر بوده، مشکل وجود پارامترهای زیاد برطرف شود.

در این مقاله $K = q = r = 1$ (انگل و کرونر، ۱۹۹۵) انتخاب شد و در نتیجه:

$$H_t = CC' + A\,E_{t-1}\,A' + G\,H_{t-1}\,G \qquad (۲۳)$$

C = ۲ × ۲ ماتریس پایین مثلثی

G = ۲ × ۲ ماتریس قطری

A = ۲ × ۲ ماتریس قطری

و E_{t-1} اولین وقفه بردار باقی‌مانده

معادلات میانگین شرطی قیمت‌های نقد و آتی نیز به تناسب داده‌ها تعریف شد، در معادله قیمت نقد تنها از متغیر وقفه قیمت آتی که برای محاسبات صرف ریسک به کار رفت کمک گرفتیم، و فقط در قرارداد اول، زمان باقی‌مانده تا سررسید (T-T_1) به عنوان متغیر برون‌زا استفاده شد. برای این‌که در معادله قیمت آتی نیز میانگین پسماندها صفر باشد، یک جزء ثابت در نظر گرفته شد. به این ترتیب دستگاه معادلات زیر به‌دست آمد که Y_{1t}=RWTC قیمت نقد WTI است:

$Y_{1t} = d_1 + a_1\, Y_{2,\,t-4} + b\, T\text{-}T_{1t} + e_{1t}$ (۲۴) Y_{2t} = قرارداد آتی یک ماهه

$Y_{2t} = d_2 + e_{2t}$ (۲۵)

$Y_{1t} = d_1 + a_1\, Y_{2,\,t-4i} + e_{1t}$ (i=2,3,4) (۲۶) Y_{2t} = قرارداد آتی‌بیش‌ازیک‌ماهه

$Y_{2t} = d_2 + a_2\, \text{trend} + e_{1t}$ (۲۷)

$E_t = [e_{1t}, e_{2t}]$.

نتایج مدل در زیر گزارش شده که مقادیر داخل پرانتز نمایانگر مقادیر آماره z است. در اینجا پارامترهای حاصل از اجرای مدل GARCH روی معادلات (۲٤) تا (۲۷) به عنوان مقادیر اولیه پارامترهای ماتریس H_t به کار رفت. طبق نتایج زیر معنی‌داری هیچ‌یک از پارامترهای ماتریس واریانس و کوواریانس و دستگاه فوق رد نشده، تغییر واریانس و کوواریانس‌های شرطی ثابت بودن نرخ بهینه پوشش ریسک را رد می‌کند. به این ترتیب از مقادیر نهایی ماتریس کوواریانس شرطی H_t برای محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک متغیر یا OHR_t استفاده شد. با مقایسه نرخ‌های بهینه پوشش ریسک در قراردادهای مختلف، دیده می‌شود که میانگین و انحراف استاندارد نرخ بهینه

پوشش ریسک در قراردادهای طولانی‌تر با ریسک بیشتر افزایش می‌یابد. همچنین افزایش در انحراف استاندارد، با طولانی شدن دوره قراردادها بیش از افزایش در مقدار میانگین OHR است.

جدول۷. نتایج مدل GARCH چندمتغیره برای تخمین نرخ بهینه پوشش ریسک

ضرایب	قرارداد یک ماهه	قرارداد دو ماهه	قرارداد سه ماهه	قرارداد چهار ماهه
d_1	۴/۵۶۳(۵/۸۱۶)	۷/۶۹۳(۹/۰۵۰)	۱۰/۳۲(۱۵/۷۶)	۱۳/۵۴(۱۸/۳۳)
a_1	۰/۸۳۰(۳۱/۹۵)	۰/۷۴۷(۲۲/۹۳)	۰/۶۲۲(۲۵/۵۸)	۰/۵۳۲(۱۸/۶۹)
b	۰/۱۲۶(۱/۲۲۳)			
d_2	۲۷/۶۳(۱۷۸/۱)	۲۳/۹۸(۷۳/۴۹)	۲۳/۵۲(۸۲/۴۱)	۲۲/۸۳(۸۴/۴۴)
a_2		۰/۰۱۹(۹/۲۹۵)	۰/۰۱۹(۱۱/۱۱)	۰/۰۲۱(۱۳/۴۸)
A_{11}	۰/۷۴۸(۷/۷۶۷)	۰/۸۹۴(۱۰/۸۱)	۰/۸۹۳(۱۰/۹۱)	۰/۸۹۷(۱۱/۰۴)
A_{22}	۰/۷۵۱(۷/۸۱۹)	۰/۸۸۵(۱۰/۵۹)	۰/۸۸۸(۱۰/۷۴)	۰/۸۹۶(۱۰/۷۷)
G_{11}	۰/۳۹۴(۱۰/۱۷)	۰/۳۶۹(۱۶/۷۲)	۰/۳۹۶(۱۸/۸۲)	۰/۳۹۱(۱۸/۶۷)
G_{22}	۰/۳۹۹(۱۰/۳۷)	۰/۳۷۲(۱۵/۷۶)	۰/۳۹۴(۱۶/۸۶)	۰/۳۹۰(۱۵/۰۰)
C_{11}	−۱/۸۱(−۱۱/۰۴)	۱/۲۲۷(۱۲/۸۹)	−۱/۱۵(−۱۴/۱۰)	−۱/۱۴۷(−۱۴/۶)
C_{21}	−۱/۶۸(−۱۰/۴۱)	۱/۱۵۳(۱۱/۱۶)	−۰/۹۹(−۱۱/۱۵)	−۰/۸۹۹(−۱۱/۰)
C_{22}	۰/۱۵۸(۸/۶۴۱)	−۰/۲۶(−۱۷/۰۵)	۰/۲۶۴(۱۳/۳۴)	−۰/۲۵۸(−۱۳/۸)
L-L[1]	−۶۳۹/۱۵۵۴	−۷۵۰/۶۷۸۷	−۷۸۰/۷۴۷۹	−۷۹۰/۲۵۳۲
L-R[2]	۱۰۰۶/۸۹	۷۷۹/۷۹	۶۶۳/۰۴۵	۵۹۶/۷۲۷

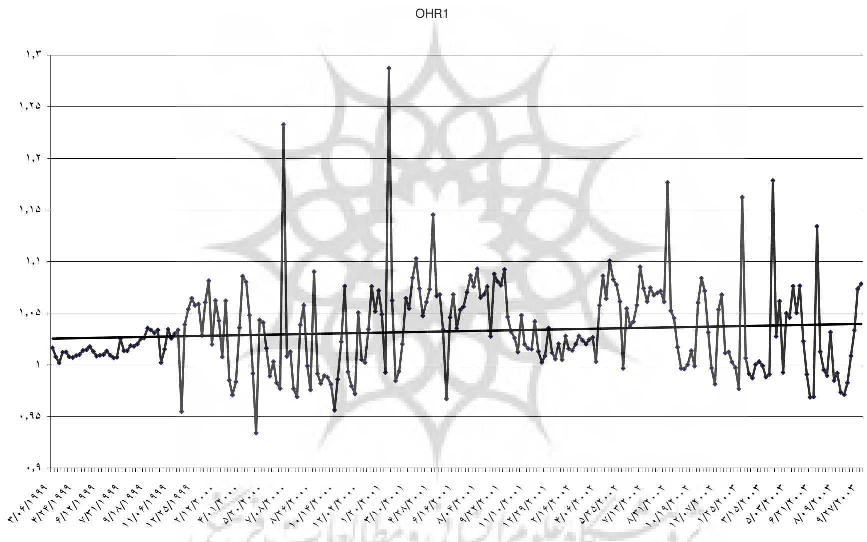
جدول ۸. ویژگی‌های آماری نرخ بهینه پوشش ریسک

پارامترها	قرارداد یک ماهه	قرارداد دو ماهه	قرارداد سه ماهه	قرارداد چهار ماهه
میانگین	۱/۰۳۲۴۷۴	۱/۰۵۹۵۲۱	۱/۱۲۳۷۰۳	۱/۱۸۴۶۵۸
انحراف استاندارد	۰/۰۴۴۱۶۷	۰/۲۲۴۱۱۷	۰/۳۱۹۵۷۴	۰/۴۱۵۸۰۱
تعداد مشاهدات	۲۳۹	۲۳۹	۲۳۹	۲۳۹

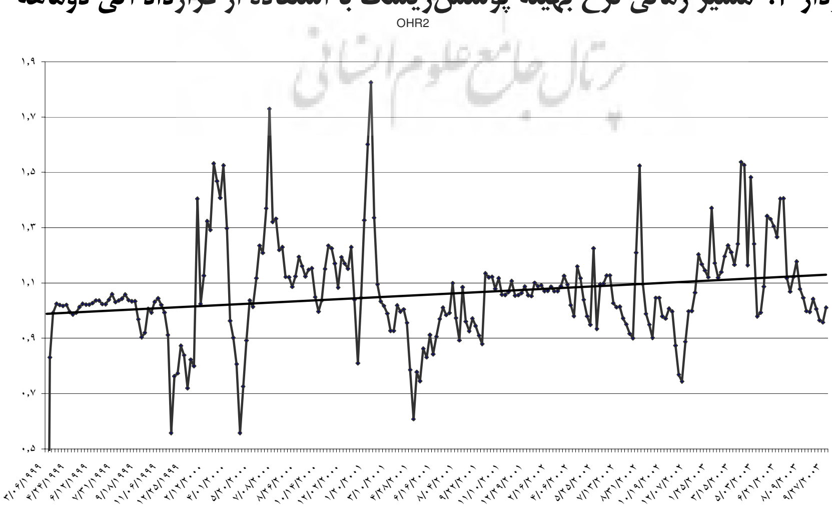
1. Log-Likelihood.
2. Likelihood Ratio.

در نمودارهای زیر (نمودارهای ۱ تا ٤)، مسیر زمانی نرخ بهینه پوشش ریسک در بازار نفت خام NYMEX، برای کلیه قراردادهای آتی یک تا چهار ماهه مشاهده می‌شود که در قرارداد اول نوسانات کمتر و در قراردادهای بعد با افزایش مدت قراردادهای آتی، نوسانات و دامنه مقادیر بیشتر شده است. به این ترتیب افزایش میانگین و انحراف استاندارد به روشنی روی نمودارها تأیید می‌شود.

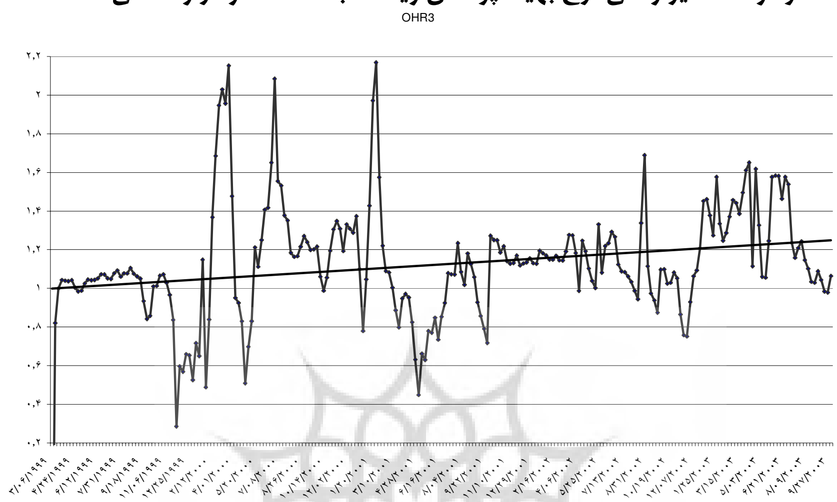
نمودار ۱. مسیر زمانی نرخ بهینه پوشش ریسک با استفاده از قرارداد آتی یک ماهه



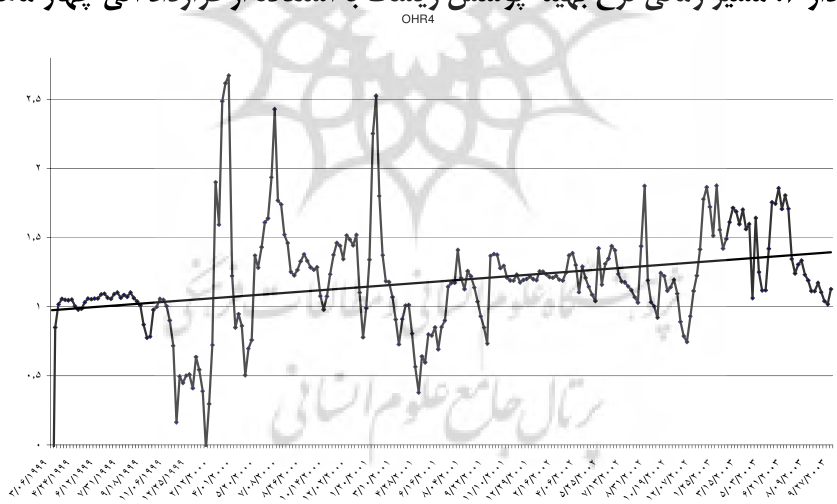
نمودار ۲. مسیر زمانی نرخ بهینه پوشش‌ریسک با استفاده از قرارداد آتی دوماهه



نمودار ۳. مسیر زمانی نرخ بهینه پوشش ریسک با استفاده از قرارداد آتی سه ماهه



نمودار ۴. مسیر زمانی نرخ بهینه پوشش ریسک با استفاده از قرارداد آتی چهار ماهه



نتیجه

در این مقاله نرخ بهینه پوشش ریسک بازار نفت در دوره پنج ساله ۱۹۹۹تا سپتامبر ۲۰۰۳ مورد مطالعه قرار گرفت. به این منظور از قیمت نقد نفت‌خام WTI و قیمت‌های قراردادهای آتی یک تا چهار ماهه NYMEX استفاده شد. در مرحله اول با اجرای مدل

اولیه پوشش ریسک مبتنی بر رگرسیون، مقدار نرخ پوشش برای قرارداد آتی یک ماهـه، نزدیک ۱ به دست آمد، که با افزایش طول دوره قرارداد به‌طور معنی‌داری، بزرگ‌تر و از یک دورتر می‌شود و نظریه کلاسیک تأمین را رد می‌کند. با مقایسه نرخ پوشش ریسـک از مدل اولیه و مدل ARCH مشاهده شد که اطلاعات اضافی در واریانس باقی‌مانده‌هـا، برآورد نرخ پوشش ریسک را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در بخش دوم، فرضیه کارآیی بازار از دو طریق آزمـون شـد: رگرسـیون صـرف ریسک روی وقفه خود، و روی وقفه‌های تفاضل لگاریتمی قیمـت نقـد، کـه بـرای هـر چهار قرارداد آتی یک ماهه تا چهار ماهه رد شد. همچنین با رد فرضیه ناااریبی بـرآورد قیمت نقد به وسیله قیمت آتی با آزمون فرض صفر «ضریب تعدیل در معادلـه تصـحیح خطا برابر ۱- و ضرایب سایر متغیرها به طور همزمان صـفر باشـد» در کلیـه قراردادهـا، وجود صرف ریسک غیر صفر تأیید شد، که نتایج آزمون ثابت یا متغیر بودن آن در مدل GARCH-M نشان داد میانگین صرف ریسک بـا افـزایش طـول مـدت قـرارداد بیشـتر می‌شود، اما نوسانات واریانس شرطی کـه حـاوی اطلاعـات اضـافی اسـت، بـر صـرف ریسک اثر ندارد. در هر صورت هنگام پیش‌بینی توجه به این صرف ریسک غیـر صـفر و ضرایب بزرگ‌تر از واحد در تخمین قیمت نقد از روی قیمت آتی ضـروری بـه نظـر می‌رسد.

با توجه به نتایج بررسی‌های صرف ریسک، در مرحله آخر تغییـرات نـرخ بهینـه پوشش ریسک در طول زمان به‌وسیله مدل GARCH چند متغیره بررسی و نـرخ بهینـه پوشش ریسک متغیر محاسبه شد. نمودارهای نرخ بهینه تأمین، نوسانات رو به افـزایش آن را در اثر افزایش طول دوره قراردادهای آتی به ویـژه در قـرارداد چهـار ماهـه نشـان می‌دهد. با این ترتیب هنگام استفاده از قراردادهای آتی طولانی مـدت، توجـه بـه ایـن نکته ضروری است که نسبت بیشتری از قرارداد آتی برای پوشش ریسک واحد قـرارداد نقد مورد نیاز است.

منابع و مآخذ

1. Baba, Y., R.F. Engle، D.F. Kraft, K.F. Kroner. 1990. "Multivariate simultaneous generalized ARCH", mimeo, Department of Economics, University of California, San Diego.
2. Baillie, R.T. and R.P. DeGennaro. 1990. "Stock Returns and Volatility", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 25, PP. 203-14.
3. Baillie, R.T. and R.J. Myers. 1991. "Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge", Journal of Applied Econometrics, Vol. 6 (Apr.), PP. 109-24.
4. Bell, D. E. and W. S. Krasker .1986. "Estimating Hedge Ratios", Financial Management, Vol., 15, PP. 34-39.
5. Benninga, S., R. Eldor, and I. Zilcha. 1983. "Optimal Hedging in the Futures Market under Price Uncertainty", Economic Letters, Vol., 13(2-3), PP. 141-145.
6. Bollerslev, Tim. 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, Vol., 31(3), PP. 307-327.
7. Cecchetti, S.G., R.E. Cumby and S. Fuglewski. 1988. "Estimation of the Optimal Futures Hedge", Review of Economics and Statistices, Vol., 70(Nov.), PP. 623-630.
8. Domowitz, I and C.S. Hakkio. Augost 1985. "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market", Journal of International Economics, Vol. 19, PP. 47-66.
9. Dubofsky, David A. 1992. "Options and Financial Futures" McGrow-Hill International Editions. PP. 382-408.
10. Duffie، Darrell. 1989. "Futures Markets". Prentice Hall.
11. Enders، Walter. 1995. "Applied Econometric Time Series", New York: John Wiley and Sons.
12. Engle, R.F., D.M. Lilien, and R.P. Robbins. 1987. "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model", Econometrica, Vol., 55, PP. 391-408.
13. Engle, Robert F., and K. F. Kroner. 1995. "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", Econometric Theory, Vol.11(1), PP. 125-150.
14. Engle, Robert F. 1982. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica, Vol., 50(4), PP. 987-1007.

15. Fama, E. 1970. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical work", Journal of Finance, Vol., 25(2), PP. 383-417.

16. Fama, E. and K. French. 1987. "Commodity Futures Prices: Some Evidence on the Forecast Power, Peomiums and the Theory of Storage", Journal of Business, Vol., 60(1), PP. 55-73.

17. French, K.R., G.W. Schwert and R.F. Stambaugh. 1987. "Expected Stock Returns and Volatility", Journal of Financial Economics, Vol. 19, PP. 3-29.

18. Garbade, K. D. and W. L. Silber. May 1983. "Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets", Review of Economics and Statistics, Vol., 65. PP. 289-297.

19. Gourieroux, Christian, and Joann Jasiak. 2001. "Financial Econometrics: Problems, Models and Methods". Press University press, Princeton and Oxford. PP.126-145.

20. Haigh, M.S. and M.T. Holt. 2002. "Crack Spread Hedging: Accounting for Time-Varying Volatility Spillovers in the Energy Futures Markets", Journal of Applied Econometrics, Vol., 17, PP. 269-289.

21. Johnson, L.L. June, 1960. "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures", Review of Economic Studies. Vol., 27, PP. 139-151.

22. Kroner, K.F, and J. Sultan. Dec.,1993. "Time Varying Distribution and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol., 28, PP. 535-551.

23. Lee, Cheng F., Joseph E.Finnerty and Donald H.Wort. 1990. "Security Analysis and Portfolio Management: Valutioan and Uses". USA. PP. 372-384.

24. Lence, S.H. and D.J. Hayes. 1994b. "Parameter-Based Decision Making Under Estimation Risks: An Application in Futures Trading", Journal of Finance, Vol. 49, PP. 345-357.

25. Lien, D. and X. Luo. 1993. "Estimating Extended Mean-Gini Coefficient for Futures Hedging", Journal of Futures Markets, Vol. 13(6), PP. 665-676.

26. Lien, D. and Y.K. Tse. 1999. "Fractional Cointegration and Futures Hedging", Journal of Futures Markets, Vol. 19(4), PP. 457-474.

27. Lien, D., Y.K. Tse, and A.K.C. Tsui. Nov. 2001. "Evaluating the Hedging Performance of the Constant-Correlation GARCH Models", Applied Financial Economics, Vol. 12(11), PP. 791-98.

28. Lien, D., and Y.K. Tse. 2001. "Some Development in Futures Hedging", [http://cfe.nus.edu.sg/Paper/28.pdf].

29. Lofthouse, Stephen. 2001. “Investment Management”. John Wiley and Sons.
30. Markowitz, H. 1959. “Portfolio Selection”. John Wiley and Sons.
31. McKinnon R.I. 1967. “Futures Markets, Buffer Stocks, and Income Stability for Primary Producers”, Journal of Political Economy, Vol., 75, PP., 844-861.
32. Moosa, Imad A., and Nabeel E. Al-Loughani. 1994. “Unbiasedness and Time Varying Risk Premia in the Crude Oil Futures Market”, Energy Economics, Vol., 16(2), PP. 99-105.
33. Moschini, GianCarlo, and Robert J. Myers. 2001. “Testing for Constant Hedge Ratios in Commodity Markets: A Multivariate GARCH Approach”, Working Paper 01-WP268، [http://www.card.iastate.edu/ publications/ DBS/PDFFiles/ 01wp268.pdf].
34. Park, T.H. and L.N. Switzer. 1995. “Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures”, Journal of Futures Markets, Vol., 15(1), PP. 61-67.
35. Pesaran, M.H., and B. Pesaran. 1997. “Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis”, Oxford University Press.
36. Rahgozar, Reza, and Hossein Najafi, “Managing Crude OIL Price Risk: An Empirical Comparison of Hedging Models”. 2003. European Applied Research Conference, Venice, Italy, [http—www. uwrf.edu-~w1082952-European Applied Business Research.pdf].
37. Satyanarayan, Sudhakar, and Eduardo Somensatto. March,1997. “Trade-Offs from Hedging Oil Price Risk in Ecuador”, World Bank، Washington،,D.C., [http://econ.worldbank.org/docs/266.pdf].
38. Tucker, Alan L., Jeff Madura and Thomas C. Chaing. 1991. “International Financial Markets”. West Publishing Company. PP. 79-90.
39. Wahab, M. and M. Lashgari. 1993. “Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach”، Journal of Futures Markets, Vol., 13(7). PP. 711-742.
40. Working, H. 1953. “Hedging Reconsidered”, Journal of Farm Economics, Vol. 35(4), pp. 544-561.