

مدیریت ریسک نوسانات قیمت نفت در ایران*

محسن ابراهیمی

استاد دانشگاه بوعلی سینا

علیرضا قنبری

کارشناس ارشد اقتصاد

چکیده

قیمت‌های نفت خام تحت تأثیر عوامل مختلفی بوده و نوسانات زیادی دارند، که ریسک قیمت را بوجود می‌آورند. ریسک برای یک بنگاه کوچک تا یک شرکت چند ملیتی بزرگ و همچنین در سطح کلان اقتصاد یک کشور نیاز به مدیریت و کنترل دارد. مدیریت ریسک فرآیندی پیچیده بوده و مراحل چون شناسایی و ارزیابی ریسک، گزینش روشی بهینه جهت مقابله با آن و برنامه‌ریزی جهت انجام و نظارت بر صحت عمل آن را شامل می‌شود. پوشش ریسک یکی از راهکارهای مدیریت ریسک است که با استفاده از ابزارهای مشتقه مالی مانند قراردادهای آتی انجام می‌گیرد. این مقاله به بررسی مدیریت ریسک نوسانات قیمت نفت به وسیله قراردادهای آتی پرداخته است. نرخ‌های پوششی حداقل واریانس ایستا و پویا به ترتیب توسط مدل‌های اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی (OLS) و ناهمسانی واریانس شرطی خودهمبسته دو متغیره (BV_GARCH) و برای قراردادهای آتی یک تا چهارماهه بدست آمده‌اند. جهت انتخاب بهترین نرخ پوششی از روش‌های آماری، اقتصادی و اقتصادسنجی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که کلیه نرخ‌های پوششی محاسبه شده توان بالایی در کاهش ریسک دارند (بین ۸۶ تا ۹۶ درصد) و با طولانی شدن سررسید قراردادهای آتی قدرت آنها نیز بیشتر می‌شود؛ به طوری که آتی‌های چهار ماهه بهترین نوع قرارداد در کاهش ریسک هستند. این مقاله نرخ‌های پوششی ایستار را به دلیل ایجاد مطلوبیت بیشتر، جهت پوشش ریسک نوسانات قیمت نفت پیشنهاد می‌کند.

واژگان کلیدی: مدیریت ریسک، قراردادهای آتی، مدل ناهمسانی واریانس شرطی خودهمبسته دو متغیره، نوسانات قیمت نفت، درآمدهای نفتی
طبقه‌بندی موضوعی: G12, Q32

مقدمه

ریسک از شاخص‌های اصلی تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری است که از مطرح شدن آن با این عنوان بیش از نیم قرن نمی‌گذرد. در طول این مدت تحقیقات زیادی برای شناسایی و مدیریت ریسک

* این مقاله برگرفته از پایان‌نامه آقای علیرضا قنبری می‌باشد که به راهنمایی آقای دکتر محسن ابراهیمی در سال ۱۳۸۵ انجام شده است.

انجام شده است به طوری که در حال حاضر کلیه نهادهای پولی و مالی در سطح بین‌المللی به بخش مدیریت ریسک اهمیت زیادی داده و گزارشات این بخش به طور گسترده‌ای در تصمیم‌گیرهای سازمانی در نظر گرفته می‌شود. بحث مدیریت ریسک فقط شامل مؤسسات خصوصی نبوده بلکه تا آنجا گسترش یافته که امروزه جزء یکی از وظایف دولت‌ها شده است (زیرا با مطرح شدن نظریات جدید اقتصادی، دولت‌ها موظف به اجتناب از تصدی‌گری و رفع موانع و مشکلات اقتصادی شده‌اند)، لذا مدیریت ریسک اقتصاد کلان، جهت تعدیل اثرات سوء نااطمینانی بر پیکره اقتصاد، یکی از مهمترین وظایف دولت جهت نیل به این نقش جدید خود محسوب می‌شود. اولین گام در این مسیر شناسایی ریسک است که مورد بررسی قرار می‌گیرد.

درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران نقش بسزائی را دارند و نااطمینانی دلارهای نفتی خسارات سنگینی بر پیکره اقتصاد وارد می‌کند. طی سال‌های ۱۳۴۷ تا ۱۳۷۹ تولید ناخالص داخلی با نرخ ۵/۱۲ درصد رشد کرده است در حالی که اگر نوسانات صادرات نفت به صفر می‌رسید این نرخ به ۶/۹۰۵ درصد افزایش می‌یافت. به عبارت دیگر به دلیل وجود نااطمینانی صادرات نفت، نرخ رشد اقتصادی ۱/۷۸ درصد کاهش یافته است (ابراهیمی و سوری، ۱۳۸۴: ۴۵). از این رو یکی از مهمترین ریسک‌های اقتصاد کلان کشور، نااطمینانی درآمدهای نفتی حاصل از ریسک قیمت‌های نفت است. شرکت ملی نفت ایران که حصول درآمدهای نفتی را بر عهده دارد باید بتواند این ریسک را با استفاده از تکنیک‌های مختلف مدیریت ریسک به خوبی مدیریت و نوسانات نامطلوب آن را حداقل کند. از میان راهکارهای مختلف مدیریت ریسک، استفاده از ابزارهای مشتقه مالی جهت پوشش ریسک قیمت در بازار نفت رواج خوبی دارد که از این میان قراردادهای آتی به دلیل ویژگی‌های خاص خود ابزار پوششی مناسبی می‌باشند. مدیریت ریسک با اتخاذ استراتژی پوشش ریسک به وسیله قراردادهای آتی پیچیده بوده و مراحل مختلفی دارد؛ زیرا ابعاد آن گسترده بوده و عوامل زیادی بر موفقیت آن تأثیر می‌گذارند. در این مقاله ضمن بررسی عوامل مهم آن، تأثیر هر یک را بر موفقیت استراتژی پوشش ریسک مورد مطالعه قرار داده تا بدین صورت کلیات مدیریت ریسک نوسانات قیمت نفت مشخص شود.

ادبیات موضوع

زندگی امروز در حالی ادامه می‌یابد که سایه افکنی شرایط عدم اطمینان بر کلیه امور، به علل مختلف فرآیند تصمیم‌گیری را به کلی متحول ساخته است. تغییرات قیمت کالاهای اساسی، تغییر نرخ ارز، تغییر نرخ سود بانکی و ... مواردی هستند که سازمان‌های امروزی دائماً با آن دست به‌گریبانند.

این امر باعث ظهور علوم و نظریات جدید علمی شده است. در این بین مهندسی مالی و مدیریت ریسک به عنوان شاخه جدید از علم اقتصاد مالی، وظیفه کنترل ریسک‌های مالی را بر عهده گرفته و با ارائه راهکارهای نوین و استراتژی‌های بدیع توانسته است در این راستا برای شرکت‌های تجاری، تولیدی، خدماتی، دولت‌ها و نیز بانک‌های تجاری روش‌های نظام‌مندی را خلق کند.

مدیریت ریسک عبارت است از فرآیندی که از طریق آن یک سازمان یا سرمایه‌گذار با روشی بهینه در مقابل انواع ریسک‌ها از خود واکنش نشان دهد. بر این اساس مدیر ریسک باید انواع ریسک‌ها را شناسایی کند و سپس آنها را اندازه‌گیری، و اثراتش را بر وضعیت مالی سازمان یا مؤسسه ارزیابی، و در نهایت ابزاری مناسب جهت کاهش یا حذف ریسک بکار گیرد.

جهت مقابله با موقعیت ریسکی می‌توان سه استراتژی حذف ریسک، تنوع ریسک، یا پوشش ریسک را استفاده کرد؛ اما دو مورد اول نیاز به شرایط خاص داشته و در برخی موارد عملاً کاربرد ندارند ولی استراتژی پوشش ریسک عمومیت بیشتری دارد. مدیریت ریسک به وسیله پوشش ریسک نیاز به ابزاری دارد که به آن ابزار مشتقه مالی گفته، و شامل قراردادهای آتی^۱، اختیارات^۲، معاوضات^۳ و سلف‌ها^۴ می‌باشد. آتی‌ها فرم سازمان یافته سلف‌هاست و به دلیل قدمت تاریخی، نقدینگی بالا و ریسک اعتباری قابل اغماض بیشترین کاربرد را دارند.

قرارداد آتی، قراردادی است که دارنده آن متعهد می‌شود دارائی موضوع قرارداد، یعنی دارائی پایه را که ممکن است کالا یا ارز یا اوراق بهادار باشد، در آینده خریداری کرده یا بفروشد. ویژگی اصلی قرارداد آتی استاندارد بودن آن است. بدین معنی که کمیت، کیفیت، و خصوصیات فنی دارائی پایه و تاریخ و محل تحویل آن باید بر طبق ضوابط بورس استاندارد باشد. برای مثال به هر ۱۰۰۰ بشکه نفت خام یک قرارداد آتی نفت خام گفته می‌شود.

استراتژی پوشش ریسک با آتی‌ها به معنای اجتناب از ریسک نیست بلکه بدان معنی است که مدیر ریسک آگاهانه ریسک دیگری را قبول می‌کند که با ریسک اولیه همبستگی منفی دارد. در واقع استراتژی پوشش ریسک بر این اصل استوار است که معامله‌گران موضعی در بازار آتی‌ها اتخاذ می‌کنند که مخالف موضع آنها در بازار نقدی باشد تا بدین ترتیب ضرر احتمالی در بازار نقدی با سود احتمالی در بازار آتی‌ها جبران شود. لذا توفیق این استراتژی مستلزم همسوئی قیمت‌ها در دو بازار است (درخشان، ۱۳۸۳: ۱۶۴).

1- Futures
2- Options
3- Swaps
4- Forwards

یکی از مسائل مهم در موفقیت استراتژی پوشش ریسک، تعیین تعداد قرارداد آتی به ازای یک واحد دارائی نقدی (نرخ پوششی بهینه) است. در این زمینه نظریه‌ها و مدل‌های مختلفی مطرح شده ولی هنوز نظریه قطعی در این باره ارائه نشده است. اکثر مطالعات در زمینه پوشش ریسک با آتی‌ها به محاسبه نرخ‌های پوششی بهینه با روش‌های مختلف پرداخته‌اند و چه بسا مطالعاتی که فقط بدین منظور انجام شده‌اند. در بخش بعدی ضمن بررسی اجمالی مطالعات قبلی، برخی از نظریات و مدل‌های مختلف جهت محاسبه نرخ‌های پوششی را معرفی می‌کنیم.

پیشینه تحقیق

از دیدگاه تاریخی، قدمت ابزارهای مشتقه مالی (مشتقات) به زمان‌های بسیار دور برمی‌گردد. مدارکی دال بر وجود بازار اختیارات و بازار آتی برای معاملات ابریشم در چین باستان وجود دارد. در تاریخ معاصر می‌توان گفت که بازارهای سازمان یافته کالا در مشتقات، در خلال قرن نوزدهم ایجاد شده است. با وجود این، بعد از فروپاشی نظام پولی «برتن وودز»^۱ و ایجاد بازارهای رقابتی، تغییراتی اساسی در نظارت‌ها و کنترل‌های مالی در بازارهای بین‌المللی به وجود آمد. توسعه تکنولوژی اطلاعات و رونق بورس‌ها نیز وضعیتی بوجود آورده که جایگاه مشتقات در عملکرد بازارهای مالی بین‌المللی را بسیار مهم کرده است.

قراردادهای آتی در سال ۱۸۶۵ میلادی برای نخستین بار در جهان توسط بورس شیکاگو و با استاندارد کردن معاملات غلات به شکل امروزی معرفی شدند. اولین مطالعات علمی در زمینه پوشش ریسک آتی‌ها در سال ۱۹۲۰ و با مطرح شدن نظریه یک به یک آغاز شد. طبق این نظریه پوشش دهندگان ریسک باید به ازای هر واحد دارائی پایه یک واحد قرارداد آتی تهیه کنند. ورکینگ^۲ در سال ۱۹۵۳ با انتقاد از نظریه قبلی، نظریه بتا را معرفی کرد. تا اینکه در نهایت جوهانسن^۳ (۱۹۶۰) و استاین^۴ (۱۹۶۱) با استفاده از مبانی تئوری پورترفوی و تعمیم آن به مسئله پوشش ریسک رویکرد جدیدی برای این مسئله ارائه دادند. نظریه جوهانسن توسط رتلیج^۵ (۱۹۷۲) گسترش یافت. وی هدف پوشش دهندگان ریسک را حداکثر کردن مطلوبیت مورد انتظار دانسته و فرض می‌کند که تابع مطلوبیت مورد انتظار آنها به صورت زیر است:

$$E(U) = E(R_h) - \Psi \text{ var}(R_h) \quad (1)$$

1-Bretton-woods

2-Working

3-Johnson

4-Stein

5-Rutledge

$E(U)$ مطلوبیت مورد انتظار است و $E(R_{it})$ و $\text{var}(R_{it})$ به ترتیب بازدهی و ریسک پورٹفوی شامل دارایی نقدی و آتی را نشان می‌دهد. Ψ پارامتر ریسک‌گریزی است که مقادیر بالاتر (پایین‌تر) آن، حاکی از ریسک‌گریزی بیشتر (کمتر) سرمایه‌گذاران پوشش‌دهنده ریسک است. نرخ بهینه پوشش ریسک از حداکثر کردن رابطه بالا بدست می‌آید که با توجه به دخیل بودن پارامتر ریسک‌گریزی در رابطه نرخ پوششی، برای سرمایه‌گذاران مختلف مقادیر مختلفی از نرخ پوششی بدست می‌آید.

ادریگتون^۱ (۱۹۷۹) تئوری پورٹفوی را با فرض حداقل کردن واریانس مطالعه کرد و یافته‌های خود را برای بازار آتی‌های محصولات کشاورزی (گندم و ذرت) به صورت تجربی آزمون کرد. وی ثابت کرد نرخ پوششی حداقل واریانس MV^2 از نسبت کوواریانس قیمت‌های آتی و نقدی به واریانس قیمت آتی بدست می‌آید؛ که این نسبت برابر با شیب خط رگرسیونی قیمت‌های نقدی بر روی قیمت‌های آتی است (این مدل در بخش‌های بعدی توضیح داده می‌شود). از آن به بعد مطالعات زیادی برای مقایسه کارائی مدل‌های ادریگتون و رتلج انجام گرفت تا اینکه بنینگا^۳ و همکاران (۱۹۸۵) نشان دادند که نرخ حداقل‌کننده واریانس هم ارز با نرخ حداکثر‌کننده مطلوبیت است اگر، پوشش‌دهندگان ریسک بی‌نهایت ریسک‌گریز باشند و قیمت‌های آتی یک روند مهار شونده^۴ را دنبال کنند. این در حالی بود که سسچتی^۵ و همکاران (۱۹۸۸) و کاستینو^۶ (۱۹۹۰) بیان کردند که نرخ پوششی MV با نرخ حداکثر‌کننده مطلوبیت متناقض است. آنها استدلال می‌کنند برای محاسبه نرخ پوششی حداقل واریانس فرض می‌شود که بازدهی مورد انتظار قرارداد آتی صفر است، بدین معنی که سرمایه‌گذار از یک مقدار بازدهی مورد انتظار زیاد در معامله به خاطر یک ریسک جزئی صرف نظر می‌کند که این مطلب برای اکثر سرمایه‌گذاران صادق نیست.

علاوه بر اختلاف در توابع مختلف برای تعیین نرخ بهینه پوششی، مطالعات قبلی در ایستا و پویای نرخ‌های پوششی با هم متفاوت هستند. تا قبل از ارائه مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خود همبسته (ARCH)^۷ و تعمیم یافته آن (GARCH)^۸، نرخ‌های پوششی در طول زمان ثابت در نظر گرفته می‌شدند (نرخ‌های ایستا) و عمدتاً از روش رگرسیون کلاسیک بدست می‌آمدند. اما با

1- Edrington
 2- Minimum variance
 3- Beninga
 4- Pure martingale process
 5- Cecchetti
 6- Castelion
 7- Autoregressive conditional heteroskedasticity
 8- Generalized ARCH

مطرح شدن این مدل‌ها در سال ۱۹۸۲ توسط انگل^۱ و تعمیم یافته آن توسط بلسلو^۲ (۱۹۸۶)، تحولی عظیم در محاسبه نرخ‌های پوششی بوجود آمد.

پارک و برآ^۳ (۱۹۸۷) نرخ‌های پوششی بدست آمده از مدل‌های رگرسیونی کلاسیک را به علت وجود ناهمسانی واریانس در سری‌های قیمت آتی و نقدی (که اکثر این سری‌های زمانی با آن مواجه هستند) نامناسب می‌دانند. تامپسون و میر^۴ (۱۹۸۹) با توجه به تغییر زمانی توزیع مشترک قیمت‌های آتی و نقدی معتقدند که واریانس و کوواریانس آن دو بر اساس اطلاعات شرطی ثابت نبوده و نرخ‌های پوششی به طور پیوسته باید تعدیل شوند. در مطالعه‌ای که توسط میر و بیلی^۵ (۱۹۹۱) صورت گرفت نرخ‌های پوششی متغیر زمانی (نرخ‌های پویا) توسط مدل‌های ARCH و GARCH محاسبه و با نرخ‌های روش ساده (ایستا) مقایسه و برتری آن نتیجه شده است. اما میر^۶ (۱۹۹۱) در حالی که مزایای تئوریک استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خود همبسته را بررسی می‌کرد به این نتیجه رسید که نرخ پوششی ثابت تفاوت چندانی از نظر کارایی با نرخ پویا ندارد. بعد از آن کرنر و استان^۷ (۱۹۹۳) نتایج مشابهی برای آتی‌های پول در دوره ۹۰-۱۹۸۵ گرفتند. پارک و اسویتزر^۸ (۱۹۹۵) نرخ پوششی پویا را برای اولین بار برای دارایی‌های مالی بکار بردند. آنها با لحاظ هزینه معامله آتی‌ها، کارایی بهتر مدل GARCH نسبت به سایر مدل‌های را اثبات کردند. برخلاف این لین و لو^۹ (۱۹۹۴) موافق برتری مدل GARCH برای پوشش ریسک نسبت به مدل‌های دیگر نبودند.

هلم^{۱۰} (۱۹۹۵) نرخ‌های پوششی بهینه برای قراردادهای آتی FTES-100 آمریکا را برای دوره زمانی ۱۹۹۲-۱۹۸۴ و با استفاده از نظریه‌های بتا و پورتنفوی پوششی در دو حالت ایستا و پویا محاسبه کرد. وی نتیجه گرفت استراتژی‌های پوششی، حداقل ۸۰ درصد ریسک را در برابر پورتنفوی بدون پوششی کاهش می‌دهد. در این مطالعه کارایی مدل‌های مورد استفاده در کاهش ریسک برای سال ۱۹۹۶ با استفاده از نرخ‌های دوره زمانی قبلی (کارایی برون نمونه‌ای) محاسبه و برتری نرخ‌های پویا نسبت به ایستا اثبات شده است. لینپی و پاولا^{۱۱} (۱۹۹۸) کارایی پوشش ریسک برای آتی‌ها DAX آلمان را با

1 -Angel
 2 -Bollerslev
 3 -Park & Bera
 4 -Thompson & Myers
 5 -Baillie & Myers
 6 -Myers
 7 -Sultan & Kroner
 8 -Park & Switzer
 9 -Lien & Luo
 10 -Holems
 11 -Powalla & Lypny

محاسبه نرخ‌های ایستا و پویا محاسبه کردند و به نتیجه‌ای مانند آنچه هلم رسیده بود دست یافتند. تقریباً در تمام مطالعات بعد از سال ۲۰۰۰ نرخ‌های پوششی پویا محاسبه شده و در اکثر حالات، آنها قابلیت‌های بیشتری در کاهش ریسک نسبت به نرخ‌های ثابت داشته‌اند. یانگ^۱ (۲۰۰۱) در مقاله‌ای با عنوان «نرخ‌هایی پوششی M-GARCH^۲ و کارایی آن در بازار آتی‌های استرالیا» نرخ‌های پوششی را با استفاده از مدل حداقل واریانس در دو حالت ایستا و پویا بدست آورد. وی جهت بررسی تأثیر افق زمانی بر کارایی استراتژی پوشش ریسک از افق‌های ۱ و ۵ و ۱۰ و ۲۰ روزه بهره گرفت. کارایی برون نمونه‌ای برای ۲۶۹ مشاهده آخر از مجموع ۳۱۳۹ مشاهده نشان داد که نرخ‌های پوششی پویا قابلیت معنی‌دار بیشتری نسبت به سایر روش‌ها دارند. در سال ۲۰۰۳ محققانی از سه کشور آمریکا، کانادا، و تایوان^۳ اقدام به جمع‌آوری و بازنگری نظریات، روش‌ها، و مدل‌های مختلف ارائه شده برای محاسبه نرخ‌های پوششی و عوامل مؤثر بر کارایی آن شدند. آنها پس از آنالیز کلیه مطالعات انجام شده به این نتیجه رسیدند که نرخ‌های پوششی بهینه بدست آمده از مدل‌ها و روش‌های مختلف با یکدیگر متفاوت بوده و متدلوژی واحدی که همه جانبه حمایت شود وجود ندارد. در مطالعه دیگری که توسط محققان دانشگاه ایالتی آمریکا و دانشگاه بین‌المللی چین صورت گرفت، کارایی استراتژی حداقل واریانس برای قراردادهای آتی دو فلز قلع و آلومینیوم بدست آمده است. در این مطالعه ایستا یا پویائی نرخ‌های پوششی از دو بعد اقتصادی و آماری بررسی شده است. جنبه آماری با محاسبه کارایی و جنبه اقتصادی با توجه به هزینه معامله هر قرارداد آتی و محاسبه مطلوبیت مربوطه آزمون شده که در نهایت نرخ‌های ایستا و پویا به ترتیب از نظر اقتصادی و آماری مورد تأیید قرار گرفته‌اند.

چودری^۴ (۲۰۰۴) کارایی استراتژی پوشش ریسک را در بازارهای آتی ژاپن، هنگ کنگ و استرالیا با هم مقایسه کرد. وی نرخ‌های پوششی را با استفاده از مدل‌های اقتصاد سنجی OLS و GARCH دو متغیره برای داده‌های سری زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۰ محاسبه و کارایی برون نمونه‌ای را برای سال آخر بدست آورد. یافته‌های این تحقیق همانند بسیاری از تحقیقات دیگر برتری روش پویا را تأیید کرد. تامپسون و لوز^۵ (۲۰۰۵) با بکارگیری دو قرارداد آتی FTSE-100 و FTSE-250 موجود در بورس لندن، کارایی آنها را در حالت‌های ایستا و پویا بدست آورد و برتری نرخ‌های پویا نسبت به ثابت را نتیجه گرفتند. کاسیلو^۶ (۲۰۰۵) در مقاله‌ای تحت عنوان «تعیین مدل برای تخمین نرخ پوششی بهینه در بازار

1 -Yang

2 -Multivariate GARCH

3 -Syan chen, Lee & Shrethai

4 -Choudhry

5 -Thompson & Laws

6 -Casillo

مشتقات ایتالیا» نرخ‌های پوششی استراتژی حداقل واریانس را برای یک سری زمانی شامل ۲۴۸۹ مشاهده (از ۲۸ نوامبر ۱۹۹۴ تا جولای ۲۰۰۴) بدست آورد. سپس وی جهت انتخاب بهترین مدل از بین مدل‌های ایستا و پویا با محاسبه کارایی برون نمونه‌ای نتیجه گرفت که مدل رگرسیون کلاسیک توانایی بیشتری در کاهش ریسک نسبت به مدل خود رگرسیونی ناهمسانی واریانس شرطی دارد. این مقاله جزء معدود مقالاتی است که برتری مدل GARCH در آن اثبات نشده است. جدول (۱) نتیجه مطالعات قبلی انجام شده در رابطه با برتری نرخ‌های پوششی ایستا نسبت به پویا را نشان می‌دهد.

جدول (۱)- برتری نرخ‌های پوششی پویا و ایستا در مطالعات قبلی

نویسنده	سال	ارجحیت روش ایستا	ارجحیت روش پویا	ملاحظات
Baillie & Myers	1991		***	
Sultan & Kroner	1993		***	
Park & Switzer	1995		***	با لحاظ هزینه معامله
Lien & Luo	1994	***		
Holme	1995		***	
Powalla & Lypny	1998		***	
Yang	2001		***	
Tai-Lee & Jonathan &...	2004	***	***	با لحاظ هزینه معامله (از بعد آماری و اقتصادی)
Choudhry	2004		***	
Thompson & Laws	2005		***	
Casillo	2005	***		

مآخذ: منابع لاتین بکار رفته در متن

مطالعات انجام شده در رابطه با مدیریت ریسک نوسانات قیمت نفت در سطح کلان یک کشور بسیار محدود است و این محدودیت برای کشورهای صادرکننده نفت حادثتر بوده، به طوری که بیشتر مطالعات در این زمینه برای کشورهای توسعه یافته است. اما در سال‌های اخیر کشورهای چون آلاسکا، مکزیک و اکوادور گام‌های موثری را در این زمینه برداشته‌اند. در مطالعه‌ای که توسط اداره درآمدهای آلاسکا در سال ۲۰۰۲ انجام شد، مبانی مدیریت ریسک درآمدهای نفتی مورد بررسی قرار گرفت.

در این مطالعه ضمن پاسخ به سؤالاتی چون ضرورت پوشش ریسک دلارهای نفتی، نحوه پوشش ریسک با ابزارهای مشتقه مالی و منافع و هزینه‌های استفاده از آنها و راهکارها و سیاست‌های لازم جهت رفع موانع موجود ارائه شده است. در مطالعه دیگری سوهاکر^۱ (۲۰۰۵) پوشش ریسک صادرات نفت اکوادور با آتی‌ها را بررسی کرد. وی ابتدا نقش درآمدهای نفتی در اقتصاد اکوادور را نشان می‌دهد و ثابت می‌کند که وابستگی بودجه دولت به صادرات نفت شدید است و سپس تأثیر بی‌ثباتی

این درآمدها در اقتصاد کشورش را به تصویر می‌کشد. او در پایان با محاسبه نرخ‌های پوششی برای سال‌های ۹۶-۱۹۹۱ منافع و هزینه‌های استفاده از قراردادهای آتی را ارائه می‌کند و نتیجه می‌گیرد یک درصد کاهش در ریسک بازده را $0/65$ درصد کاهش می‌دهد. لذا استفاده از آتی‌ها را توصیه می‌کند.

مطالعات داخلی در این زمینه بسیار کم و بیشتر جنبه توصیفی دارد. جدیدیان (۱۳۸۱) در پایان‌نامه خود با عنوان «پوشش ریسک صادرات نفت از طریق بازارهای سلف» با ارزیابی منافع حاصل از پوشش ریسک، استفاده از سلف‌ها را نه تنها باعث کاهش ریسک می‌داند بلکه باعث افزایش درآمدهای نفتی نیز قلمداد می‌کند. وی نرخ‌های پوششی را برای قراردادهای یک تا شش ماهه بورس نفتی برنت محاسبه کرده و با برآورد کارائی آنها، قراردادهای یک ماهه را به عنوان بهترین قرارداد در کاهش ریسک معرفی می‌کند.

مبانی نظری

با مطرح شدن تئوری پورتفوی پوشش ریسک، تعیین تعداد قراردادهای آتی به ازای یک واحد دارایی نقدی (نرخ پوششی بهینه) مسئله جنجال برانگیزی شد. محققان با طرح نظریات مختلف درصدد رفع آن برآمدند که می‌توان آنها را به دو دسته کلی حداقل واریانس و حداکثر مطلوبیت تقسیم کرد. در روش حداقل واریانس پوشش دهنده ریسک (معامله‌گر تأمینی) بی‌نهایت ریسک‌گریز و بازده مورد انتظار صفر دارد. اما در مورد دوم معامله‌گر تأمینی با تقبل درجه‌ای از ریسک، انتظار بازدهی دارد؛ به عبارت دیگر با ترکیب ریسک و بازده دست به انتخاب می‌زند. از این رو جهت برنامه‌ریزی برای پوشش ریسک ابتدا باید مشخص کرد که ایران به عنوان سرمایه‌گذار نفتی جزء کدام یک از این گروه‌هاست.

از آنجایی که بخش قابل توجهی از بودجه هر سال و برنامه‌های پنج ساله کشور بر اساس درآمدهای حاصل از صادرات نفت تأمین اعتبار می‌شود و کوچکترین کاهش در چنین پشتوانه مالی پیامدهای سنگین و گاه غیر قابل جبران بر پیکره اقتصاد می‌گذارد؛ لذا دولت باید درصدد تثبیت این درآمدها باشد به نحوی که ریسک آنرا حداقل کند. از این رو ایران را می‌توان یک سرمایه‌گذار ریسک‌گریز تلقی کرد که به دنبال حداقل کردن نوسانات قیمت نفت (حداقل - واریانس) است. با این توصیفات، نرخ بهینه پوشش ریسک برای سرمایه‌گذاری که به دنبال حداقل کردن واریانس است به صورت زیر بدست می‌آید:

فرض کنید در زمان $t=0$ سرمایه‌گذار به میزان Q واحد دارایی نقدی دارد و برای کاهش ریسک نوسانات قیمت نقدی اقدام به گرفتن موقعیت در بازار آتی به میزان X واحد می‌کند

(چون نگران کاهش قیمت‌ها در آینده است در بازار آتی‌ها در موقعیت فروشنده قرار می‌گیرد). بازدهی پورتنوی شامل دارائی‌های آتی و نقدی در پایان دوره، یعنی $t=1$ به صورت زیر می‌باشد (موقعیت فروش با علامت منفی مشخص می‌شود)

$$r = \frac{r_p Q - r_f X}{Q} \quad (2)$$

در اینجا r بازدهی کل پورتنوی و یک متغیر تصادفی است. r_p و r_f به ترتیب بازدهی موقعیت‌های نقدی و آتی (تفاضل قیمت‌ها در زمان t_1 و t_0) را نشان می‌دهد که در زمان $t=0$ نامشخص است.

در ادبیات مالی، ریسک متغیر تصادفی بوسیله واریانس (یا انحراف معیار) آن متغیر اندازه‌گیری می‌شود. در رابطه بالا r متغیر تصادفی و X و Q غیر تصادفی هستند که ریسک آن بر حسب متغیر تصادفی r به صورت زیر است:

$$\text{var}(r) = \left[\text{var}(r_p) Q^2 - 2 \text{cov}(r_p, r_f) XQ + \text{var}(r_f) X^2 \right] / Q^2 \quad (3)$$

سرمایه‌گذار تأمینی (پوشش دهنده ریسک) برای حداقل کردن ریسک، مقداری از قرارداد آتی (X) را تهیه می‌کند که ریسک را حداقل کند. لذا از رابطه بالا بر حسب X مشتق گرفته و با برابر صفر قرار دادن آن، نرخ بهینه پوشش ریسک بدین شکل بدست می‌آید:

$$h = \frac{\text{cov}(r_f, r_p)}{\text{var}(r_f)} \quad (4)$$

$$X^* = \frac{\text{cov}(r_p, r_f)}{\text{var}(r_f)} Q = hQ$$

h تعداد قرارداد آتی لازم به ازای هر واحد دارائی نقدی به منظور حداقل کردن ریسک (یعنی نرخ بهینه پوشش ریسک) است که از نسبت کوواریانس بین قیمت‌های آتی و نقدی به واریانس قیمت آتی بدست می‌آید.

در این حالت ریسک در بازارهای آتی و نقدی ثابت در نظر گرفته می‌شود و لذا نرخ بهینه پوششی در کل دوره زمانی پوشش یافته ثابت بدست می‌آید (نرخ پوششی ایستا). اما این مطلب با واقعیت مغایرت دارد زیرا محققان زیادی از جمله بولرسلو^۱ (۱۹۹۰) و سولتن و کرنر^۲ (۱۹۹۱) نشان دادند که دسترسی به اطلاعات جدید (مانند افق زمانی پوشش ریسک، سررسید قرارداد و بازدهی تاریخی آتی‌ها و نقدی) تغییراتی در ریسک دارائی پایه بوجود می‌آورد و بنابراین نرخ

1-Bollerslev

2-Sultan & Kroner

پوششی در طول زمان و با بروز مجموعه اطلاعات جدید باید تغییر کند (نرخ پوششی پویا). با توجه به این نکته، ریسک متغیر تصادفی بازدهی کل پورتفوی (F)، به وسیله واریانس شرطی آن روی مجموعه اطلاعات موجود در زمان t بدست می‌آید. اگر این اطلاعات را با Φ نشان دهیم رابطه ۴ به صورت واریانس شرطی زیر درمی‌آید:

$$h^* = \frac{\text{cov}(r_f, r_p \perp \Phi)}{\text{var}(r_f \perp \Phi)} \quad (5)$$

در این حالت نرخ بهینه پوشش ریسک از نسبت کوواریانس شرطی قیمت‌های آتی و نقدی به واریانس شرطی قیمت آتی بدست می‌آید. این بدان معنی است که اطلاعات جدید روی قیمت‌های آتی و نقدی تأثیر گذاشته که خود باعث می‌شود که واریانس و کوواریانس آنها نیز شرطی شده و به اطلاعات جدید وابسته باشد.

ارائه مدل

برای محاسبه معادلات ۴ و ۵ (نرخ‌های ایستا و پویا) باید از مدل‌های اقتصاد سنجی بهره جست. در مباحث آماری اثبات می‌شود که ضریب زاویه رگرسیون متغیر وابسته بر روی یک متغیر مستقل، برابر با نسبت کوواریانس آنها به واریانس متغیر مستقل است (به لحاظ اختصار از اثبات آن صرف نظر می‌شود). لذا با توجه به معادله ۳ نرخ بهینه پوشش ریسک ایستا از برآورد رگرسیون زیر بدست می‌آید:

$$r_s = \alpha + \beta r_f + \varepsilon \quad (6)$$

یعنی: نرخ پوششی ایستا $h \equiv \beta$

اما مشکل مدل رگرسیونی کلاسیک بالا آن است که تغییر زمانی در توزیع مشترک قیمت‌های آتی و نقدی در آن لحاظ نشده است. تحقیقات قبلی نشان دادند که داده‌های سری زمانی قیمت‌های آتی و نقدی ناهمسانی واریانس دارند، لذا فرض ثابت بودن ماتریس واریانس - کوواریانس بین قیمت‌های آتی و نقدی نقض شده و مدل حداقل مربعات دیگر کارا نمی‌باشد. همچنین قضیه گوس - مارکوف^۱ زیر سؤال می‌رود. به عبارت دیگر مشکل اصلی نرخ پوششی ایستا، استفاده از گشتاور غیر شرطی مرتبه دوم است که نرخ بهینه پوشش ریسک را در طول زمان ثابت بدست می‌آورد.

به منظور بهبود تخمین نرخ پوششی، لازم است به ماهیت متغیر زمانی گشتاور دوم توجه شود. در این حالت توزیع مشترک قیمت‌های آتی و نقدی در زمان تغییر کرده و با استفاده از مدل‌های

۱- مینی بر تخمین زنده‌های OLS در میان تمامی تخمین زنده‌های خطی بدون تورش حداقل واریانس را دارند.

ناهمسانی واریانس شرطی خود همبسته (ARCH) و تعمیم یافته آن (GARCH) که اجازه می‌دهد واریانس و کوواریانس شرطی در طول زمان تغییر کنند، نرخ‌های پوششی پویا بدست می‌آیند. در اینجا به معرفی این مدل‌ها می‌پردازیم.

انگل در سال ۱۹۸۲ برای حل مشکل ناهمسانی واریانس شرطی، مدل ARCH را مطرح کرد. اگر معادله میانگین شرطی که بیانگر تغییرات متغیر وابسته y در طول زمان است، به صورت زیر باشد:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + u_t \quad (7)$$

آنگاه طبق مدل ARCH واریانس u_t بدین شکل خواهد بود:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (8)$$

معادلات فوق، مدل ARCH(q) را نشان می‌دهد. q معرف خطاهای دوره‌های قبل در واریانس شرطی است. این مدل دارای محدودیت‌ها و مشکلاتی مانند چگونگی تعیین مقدار وقفه‌ها (که باید در مدل لحاظ شود: q) و غیر منفی بودن ضرایب است. یعنی با توجه به اینکه واریانس منفی در هر لحظه از زمان غیر معقول است، باید تمام ضرایب معادله ۸ غیر منفی باشند. برای حل این مشکلات، مدل ARCH تعمیم یافته یا GARCH توسط برسلو^۱ (۱۹۸۶) معرفی شد. این معادله با فرض وجود رابطه γ به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (9)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود فرق مدل تعمیم یافته در وجود واریانس شرطی وقفه‌دار است و آن را با GARCH(q,p) نشان می‌دهند.

مدل GARCH به دو صورت یک متغیره و چند متغیره در مباحث اقتصاد سنجی بکار می‌رود. مهمترین مزیت GARCH یک متغیره سادگی و سهولت انجام آن است و فقط از اطلاعات موجود در یک بازار (بازار مربوطه) استفاده می‌کند اما مدل‌های چند متغیره از کلیه اطلاعات موجود در بازارهای مورد مطالعه استفاده می‌کند و از این رو تخمین‌های دقیق‌تری برای پارامترها فراهم می‌کند (Conrad, Kaul, Gultenkin: 1991). علاوه بر این از همبستگی بین رگرسورهای بدست آمده در مدل یک متغیره جلوگیری می‌کند زیرا همه پارامترها را با هم تخمین می‌زند (pagan, 1984). طبق نظر انگل و کرنر^۲ (۱۹۹۵) مدل‌های GARCH چند متغیره در مدل‌های اقتصادی و مالی چند متغیره که نیاز است هم واریانس و هم کوواریانس مدلسازی شوند، مفید است. این مدل‌ها اجازه

1 -Bollerslev

2- Engel & Kroner

می‌دهند که واریانس و کوواریانس وابسته به مجموعه اطلاعات، ویژگی برداری ARMA را داشته و منجر به تخمین‌های صحیح از پارامترها شود. با توجه به اینکه برای محاسبه نرخ پوششی بهینه به اطلاعات دو بازار آتی و نقدی نیاز است، مدل GARCH دو متغیره را توضیح می‌دهیم.

مدل‌های GARCH چند متغیره بسیار شبیه مدل یک متغیره است و تفاوت آن در تعیین معادله برای چگونگی تغییر کوواریانس در طول زمان است. در مقالات مختلف، مدل‌های GARCH چند متغیره به سه صورت VEC، VEC، و VEC قطری و BEKK مدل‌سازی شده‌اند. که مبنای دیگر روش‌هاست توسط انگل و ولد ریچ^۱ (۱۹۸۸) مطرح شده و به صورت زیر است:

$$VECH(H_t) = C + AVECH(E_{t-1}\hat{E}_{t-1}) + \beta VECH(H_{t-1}) \quad (10)$$

$$E_t \perp \Phi_{t-1} \approx N(0, H)$$

H_t ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی 2×2 ، Φ_{t-1} مجموعه اطلاعات در زمان $t-1$ ، E_t بردار باقی‌مانده‌ها (خطاها)، C بردار 3×1 پارامترها و A و B ماتریس 3×3 پارامترها است. محدودیت بزرگی که این مدل را تحدید می‌کند، امکان منفی شدن h_t برای کلیه مقادیر خطاهاست است. علاوه بر این نیاز به تخمین ۲۱ پارامتر (ماتریس‌های A ، B هر کدام ۹ پارامتر و ماتریس C سه) دارد که این عدد با افزایش تعداد متغیرها به طور صعودی افزایش می‌یابد. برسلو (۱۹۹۰) پیشنهادی مطرح کرد که فرض می‌کند ماتریس‌های A و B قطری باشند و همبستگی بین واریانس و کوواریانس ثابت باشد. این مدل به نام مدل VEC قطری مشهور شده و تعداد پارامترها را از ۲۱ به ۹ عدد (ماتریس‌های A و B و C هر کدام سه پارامتر) کاهش می‌دهد. تحقیقات بعدی نشان دادند که فرض پیشنهادی، خارج از واقعیت است و برای بسیاری از سری‌های زمانی مالی صدق نمی‌کند و بنابراین در صحت مدل شبیه ایجاد شد. سرانجام چهار محقق به نام‌های Bollerslev, Engel, Kroner, Kraft مدلی را ارائه کردند که ضعف‌های مدل‌های قبلی را ندارد. این مدل به نام آنها (BEKK) شهرت گرفته و به صورت زیر است:

$$H_t = \hat{C} C + \hat{A} E_{t-1} \hat{E}_{t-1} A + \hat{B} H_{t-1} B \quad (11)$$

در مدل BEKK تعداد پارامترها کم شده و به ۹ عدد می‌رسد که باعث می‌شود تخمین و تفسیر آنها آسان‌تر شود. همچنین نگرانی از احتمال منفی شدن H به دلیل مثبت بودن ماتریس کوواریانس وجود ندارد. با توجه به برتری‌های مدل BEKK نسبت به دو مدل دیگر، از این مدل برای تخمین BV_GARCH استفاده می‌شود.

روش انجام تحقیق

ابتدا نرخ‌های پوششی ایستا و پویا را با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی OLS و BV_GARCH^۱ طی سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۰۰ محاسبه می‌کنیم. سپس به منظور ارزیابی توانایی قراردادهای آتی در کاهش ریسک، کارایی آنها را برای افق زمانی سال ۲۰۰۵ بدست آورده و با مقایسه آنها، بهترین نوع قرارداد در کاهش ریسک شناسایی می‌شود. در پایان با لحاظ هزینه‌های معامله قراردادهای آتی، منافع خالص استفاده از استراتژی پوشش ریسک برآورد شده و درباره ایستا و یا پویایی نرخ‌های پوششی تصمیم‌گیری می‌شود.

از آنجایی که قراردادهای آتی به عنوان ابزار مشتقه در نظر گرفته شده و در ایران این نوع قراردادها وجود ندارد، به ناچار باید از قراردادهای آتی نفت دیگر کشورها استفاده کرد؛ که آتی‌های بورس نفتی آمریکا (نایمکس)^۲ مورد استفاده قرار می‌گیرد. زیرا نایمکس اولین بورس نفتی جهان است و بازاری کاملاً شفاف و دارای شرایط نزدیک به رقابت کامل است. این آمار و اطلاعات از سایت وزارت انرژی آمریکا برای سال‌های ۲۰۰۵-۲۰۰۰ و به صورت هفتگی استخراج شده است. نرم افزارهای مورد استفاده Eviews5 و Excel 2003 می‌باشد.

نتایج تجربی

در این بخش ابتدا مدل‌ها را تخمین زده و نرخ‌های پوششی را بدست آورده و سپس با استفاده از روش‌های مختلف آنها را با هم مقایسه می‌کنیم.

الف) تخمین مدل

همان‌طوری که در بخش‌های قبل بیان شد، محاسبه نرخ پوششی بهینه مهم‌ترین گام در بحث مدیریت ریسک نوسانات نامطلوب قیمت‌هاست که به طور کلی در دو حالت ایستا و پویا محاسبه می‌شود. با برآورد معادله رگرسیونی ۶ به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، نرخ‌های پوششی ایستا بدست می‌آید؛ که نتایج آن برای قراردادهای آتی یک تا چهارماهه در جدول (۲) آمده است. ضریب زاویه هر معادله تعداد قرارداد آتی به ازای یک واحد دارایی نفت خام در بازار نقدی را نشان می‌دهد (نرخ پوششی). برای مثال، نرخ پوششی قرارداد آتی یک ماهه ۰/۸ است که بدان معنی است که برای هر واحد نفت خام باید ۰/۸ واحد قرارداد آتی تهیه نمود تا بدین وسیله ریسک نوسانات قیمت حداقل شود. عرض از مبدا کلیه قراردادهای از نظر آماری معنی‌دار نیست که حاکی

1 -Bivariate GARCH
2 -NYMEX

از وجود روند خطی در تولید داده‌هاست؛ در حالی که آماره‌های t ضریب زاویه آنها - نرخ‌های پوششی - معنی‌داری خوبی دارند.

جدول (۲) - نتایج تخمین مدل کلاسیک

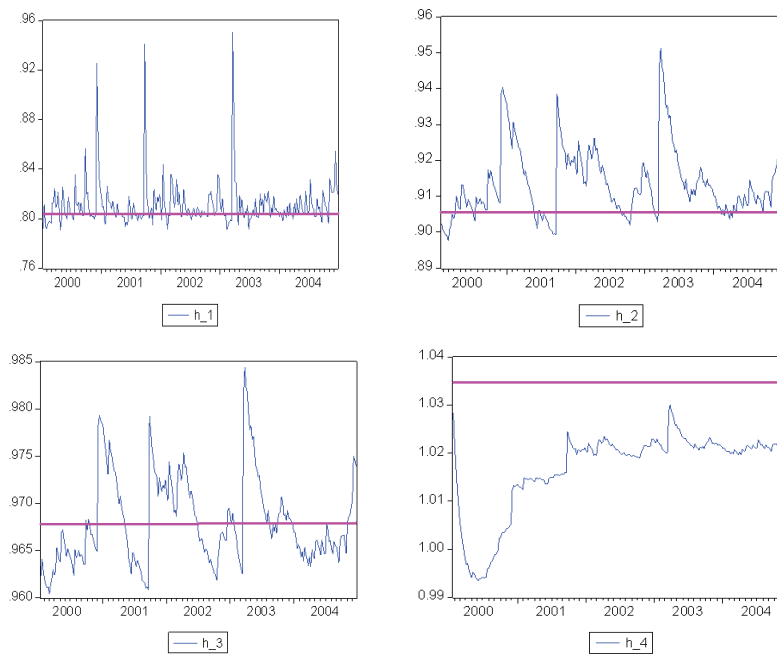
قرارداد آتی	متغیر	ضرایب (نرخ پوششی)	انحراف معیار	آماره t	P-value
یک ماهه	α	-۰/۲۶۷۵	۰/۰۰۱۷۱	۰/۱۵۵۷	۰/۸۷۶
	$\Delta F 1$	-۰/۸۰۳۹۷	۰/۰۳۹۴	۲۰/۳۹۳۳	۰/۰۰
دو ماهه	α	-۰/۵۷۶۸	۰/۰۰۰۱۵۸	-۰/۳۶۳۸	۰/۷۱۶
	$\Delta F 2$	-۰/۹۰۵۲۴	۰/۳۹۱۸	۲۳/۱۰۴۷	۰/۰۰
سه ماهه	α	-۰/۷۹۹۸	۰/۰۰۱۵۸۷	-۰/۵۰۳۷	۰/۶۱۵
	$\Delta F 3$	-۰/۹۶۳۳۶	۰/۰۴۱۷۸	۲۳/۰۵۶۵	۰/۰۰
چهار ماهه	α	-۰/۰۰۱۰۴۸۱	۰/۰۰۱۵۹	-۰/۶۵۸۰	۰/۵۱۱
	$\Delta F 4$	-۱/۰۳۵۳	۰/۰۴۵۰۸	۲۲/۹۶۲۵	۰/۰۰

* ضرایب پررنگ نرخ پوششی را نشان می‌دهند.

* محاسبات تحقیق

اما برای محاسبه نرخ‌های پویا از مدل GARCH دو متغیره و نوع تخمینی BEKK معرفی شده در قسمت میانی نظری استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول پیوست آورده شده است. برای محاسبه نرخ‌های پوششی باید کوواریانس بین قیمت‌های آتی و نقدی مدل را بدست آورد و بر واریانس قیمت‌های آتی مدل تقسیم کرد؛ که با توجه به ماهیت مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی، ماتریس واریانس کوواریانس شرطی خواهیم داشت. لذا این نسبت یک عدد خاص نبوده و از تقسیم هر کوواریانس به واریانس مربوطه یک نرخ پوششی خاصی بدست می‌آید. با توجه به اینکه داده‌های سری زمانی مورد استفاده به صورت هفتگی هستند، بنابراین برای هر هفته یک نرخ پوششی نتیجه می‌شود. چون برای هر قرارداد آتی ۲۶۰ نرخ پوششی بدست می‌آید، آنها را به صورت نموداری نشان می‌دهیم. شکل ۱ نرخ‌های پوششی را برای هر کدام از قراردادهای آتی یک تا چهار ماهه نشان می‌دهد.

شکل (۱) - نرخ‌های پوششی ایستا و پویا برای قراردادهای یک تا چهار ماهه



* محور افقی زمان و عمودی نرخ پوششی را نشان می‌دهد.

نرخ‌های پوششی قراردادهای آتی یک ماهه کمترین نوسان و قراردادهای دو ماهه و سه ماهه نوسانات زیادی دارند، همچنین آتی‌های چهارماهه تقریباً یک روند صعودی را طی می‌کنند. اما میانگین این نرخ‌های پوششی به نرخ‌های بدست آمده از روش OLS بسیار نزدیک می‌باشد. به همین دلیل در هر نمودار، نرخ‌های پوششی مدل رگرسیون کلاسیک به صورت یک خط مستقیم ترسیم شده است. از آنجایی که نرخ‌های پوششی پویا در قرارداد آتی یک ماهه حول خط مستقیم نوسان می‌کند، لذا می‌توان از نرخ‌های مدل OLS به جای نرخ‌های پوششی پویا استفاده کرد. در حالی که در آتی‌های چهارماهه هرچند که میانگین نرخ‌های پویا به نرخ مدل OLS نزدیک است ولی دو نمودار همدیگر را قطع نکرده و نرخ‌های پویا همواره کوچکتر می‌باشند. همانند نرخ‌های پوششی ایستا با طولانی شدن مدت سررسید قراردادهای آتی، نرخ‌های پوششی پویا نیز افزایش یافته، به طوری که در آتی‌های چهارماهه از واحد هم بیشتر می‌شود. این بدین معناست که برای هر واحد دارائی نقدی باید مقدار قرارداد آتی بیشتری تهیه کرد.

برای تدوین استراتژی مدیریت ریسک نیاز است که در رابطه با ایستا و پویائی نرخ‌های پوششی تصمیم‌گیری شود لذا با استفاده از تکنیک‌های مختلف، به بررسی آن می‌پردازیم.

(ب) انتخاب نرخ پوششی بهینه

جهت انتخاب بهترین نرخ پوششی از سه روش اقتصادسنجی، آماری و اقتصادی به صورت زیر استفاده می‌شود:

دلیل ارائه مدل‌های پویا برای محاسبه نرخ پوششی، پدیده ناهمسانی واریانس در مدل‌های ایستا بوده است. با استفاده از آزمون‌های اقتصادسنجی White و ARCH یکسان بودن واریانس جزء اختلال مدل رگرسیونی OLS آزمون می‌شود. جدول (۳) نتایج این دو آزمون را نشان می‌دهد که در هر دو حالت فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس و وجود اثرات ARCH را نمی‌توان رد کرد. بنابراین تحلیل‌های اقتصادسنجی کاربرد مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خود رگرسیونی (ARCH) را برای محاسبه نرخ پوششی تأیید نمی‌کنند.

جدول (۳) - بررسی ناهمسانی واریانس مدل کلاسیک

آزمون قرارداد آتی	White		Arch		فرض H_0
	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	
یک ماهه	۲/۰۹۱	۰/۱۲۶	۰/۲۲۲	۰/۶۳۷	نمی‌توان رد کرد
دو ماهه	۰/۸۷۰۱	۰/۴۲۰	۱/۴۵۱	۰/۲۲۹	نمی‌توان رد کرد
سه ماهه	۱/۲۸۰	۰/۲۷۸	۱/۶۸۷	۰/۱۹۵	نمی‌توان رد کرد
چهار ماهه	۱/۵۴	۰/۲۱۶	۲/۰۹۷	۰/۱۴۹	نمی‌توان رد کرد

مأخذ: محاسبات تحقیق

جهت بررسی آماری بازدهی، واریانس و کارایی هر یک از نرخ‌های پوششی را محاسبه می‌کنیم. بازدهی و ریسک به ترتیب به وسیله روابط ۲ و ۳ محاسبه می‌شود. کارایی پوشش ریسک را می‌توان به چندین روش محاسبه کرد. اما متداول‌ترین آنها مقایسه ریسک حالت‌های پوشش یافته و بدون پوششی است. در این روش درصد کاهش ریسک دارائی نقدی در اثر استفاده از قراردادهای آتی محاسبه می‌شود. بدین منظور یک پورتفوی بدون پوششی شامل ترکیبی از سهم‌ها با نسبت برابر در بازار نقدی و یک پورتفوی پوشش داده شده، شامل دارائی‌های آتی و نقدی با نسبت متفاوت تشکیل می‌گردد و درصد کاهش ریسک پورتفوی پوششی نسبت به بدون پوششی محاسبه می‌شود. ضریب کارائی بین صفر و یک می‌باشد اگر در اثر عملیات پوششی هیچگونه تغییری در ریسک پورتفوی اتفاق نیفتد، ضریب کارائی برابر با صفر و اگر ریسک پورتفوی به طور صددرصد حذف گردد این ضریب برابر یک خواهد بود، که البته در شرایط

واقعی چنین حالتی محال خواهد بود. از آنجایی که در عمل پوشش دهندگان ریسک نرخ‌های پوششی بدست آمده از مشاهدات زمان t را برای زمان $t+1$ بکار می‌برند ما نیز جهت محاسبه کارایی، نرخ‌های پوششی بدست آمده طی دوره ۲۰۰۴-۲۰۰۰ را برای محاسبه کارایی سال ۲۰۰۵ لحاظ می‌کنیم (به این روش محاسبه، کارایی برون نمونه‌ای^۱ گفته می‌شود). نتایج این محاسبات در جدول (۴) آمده است.

جدول(۴)- محاسبه کارایی و مطلوبیت نرخ‌های پوششی

مدل	قرارداد آتی	متوسط نرخ پوششی	بازدهی	واریانس	کارائی	مطلوبیت	مطلوبیت نسبت به OLS	خالص منافع نسبت به OLS
GARCH	یک ماهه	۰/۸۱۱	۰/۰۰۲۷۱	۰/۰۰۲۲۶	۸۶/۳۹	-۰/۰۰۹۰۶	۰/۰۰۴۷۶	۰/۰۰۴۵۵۸ ۰/۰۰۴۳۵۸
	دو ماهه	۰/۹۱۴	۰/۰۰۱۹۹	۰/۰۰۱۴۴	۹۱/۳۱	-۰/۰۰۵۷۸	۰/۰۰۲۱۵	۰/۰۰۰۰۱۵ -۰/۰۰۰۱۸۴
	سه ماهه	۰/۹۶۸	۰/۰۰۱۴۹	۰/۰۰۱۰۱	۹۳/۹۱	-۰/۰۰۴۰۵	۰/۰۰۰۱۰	-۰/۰۰۰۰۹۶ -۰/۰۰۰۲۹۶
	چهار ماهه	۱/۰۱۷	۰/۰۰۰۹۴	۰/۰۰۰۰۷	۹۵/۷۸	-۰/۰۰۲۸۱	-۰/۰۰۰۲۱	-۰/۰۰۰۴۱۲ -۰/۰۰۰۶۱۲
OLS	یک ماهه	۰/۸۰۴	۰/۰۰۲۷۵	۰/۰۰۳۴۵	۸۶/۰۵	-۰/۰۱۳۸	-----	-----
	دو ماهه	۰/۹۰۵	۰/۰۰۲۰۴	۰/۰۰۱۵	۹۰/۹۹	-۰/۰۰۶	-----	-----
	سه ماهه	۰/۹۶۳	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۰۱۰۴	۹۱/۳۰	-۰/۰۰۴۱۶	-----	-----
	چهار ماهه	۱/۰۳۵	۰/۰۰۰۸۳	۰/۰۰۰۶۵	۹۶/۱۲	-۰/۰۰۲۶	-----	-----

مآخذ: محاسبات تحقیق

طبق جدول، رابطه مستقیمی بین ریسک و بازدهی وجود دارد یعنی اگر یک نرخ پوششی ریسک بالایی داشته باشد بازدهی بیشتری هم دارد که با طولانی شدن سررسید قراردادهای آتی ریسک کمتر شده و لذا بازدهی نیز کم می‌شود. یعنی قراردادهای آتی چهار ماهه در دو حالت ایستا و پویا کمترین ریسک را دارند. کارایی نرخ‌های پوششی بین ۸۶ تا ۹۶ درصد در نوسان است. این بدان معنی است که به وسیله قراردادهای آتی حداقل می‌توان ۸۶ درصد ریسک موجود در نوسانات قیمت را پوشش داد که با انتخاب نرخ‌های پوششی دیگر می‌توان این رقم را به ۹۶ درصد افزایش داد. با دقت در روند کارایی نرخ‌های پوششی مشخص می‌شود که با طولانی شدن سررسید قراردادهای آتی، کارایی آنها نیز افزایش می‌یابد و لذا رابطه مستقیمی بین سررسید قراردادهای آتی و کارایی آنها برقرار است. با مقایسه کارایی نرخ‌های پوششی ایستا با مشابهش در نرخ‌های پویا

برتری یکی بر دیگری ثابت نمی‌شود زیرا این مقادیر بسیار نزدیک به هم هستند.

آزمون رجحان اقتصادی با محاسبه مطلوبیت انتظاری و بدست آوردن منافع خالص هر قرارداد آتی با فرض تابع مطلوبیت مورد انتظار پورترفوی پوششی زیر (رابطه ۱) محاسبه می‌شود.

$$EU(x_{t-1}) = E(x_{t-1}) - \Psi \sigma_t^2(x_{t+1}) \quad (12)$$

$E(x_{t+1})$ بازدهی مورد انتظار پورترفوی و σ_t^2 ریسک آن است. Ψ درجه ریسک‌گریزی

می‌باشد که آن را ۴ فرض می‌کنیم (طبق مطالعه انجام شده برای پوشش ریسک بورس فلزات لندن).^۱

با استفاده از این فرمول مطلوبیت هر قرارداد محاسبه می‌شود که نتایج آن در ستون هفتم جدول (۴) آورده شده است. از آنجائی که بازدهی مورد انتظار قابل محاسبه نبود آن را صفر در نظر گرفته و لذا مقادیر بدست آمده منفی می‌باشند. برای مقایسه مطلوبیت دو مدل ایستا و پویا، مطلوبیت مورد انتظار مدل GARCH را از متناظرش با مدل OLS کم می‌کنیم، اگر حاصل مثبت شد نشان دهنده اضافه مطلوبیت مدل GARCH نسبت به OLS است. این حالت برای کلیه قراردادهای به جزء قرارداد آتی چهار ماهه صادق است. اما واقعیت آن است که در روش پویا مقدار قرارداد آتی بهینه پیوسته باید تعدیل شود که خود نیاز به هزینه معامله دارد. بنابراین در محاسبه برتری مدل پویا نسبت به ایستا باید هزینه معامله لحاظ شود. هزینه معامله قراردادهای آتی در بورس‌ها مختلف متفاوت و بین ۰/۰۲ تا ۰/۰۴ قیمت یک قرارداد آتی است. از این رو ستون آخر جدول مذکور منافع خالص استفاده از روش GARCH نسبت به روش OLS را برای هر دو هزینه نشان می‌دهد. به استثنای قرارداد آتی یک ماهه، بقیه قراردادهای رجحان اقتصادی مدل پویا را ثابت نمی‌کنند.

نتیجه‌گیری

امروزه ریسک، جزء جدا ناپذیر زندگی بشری شده است. فعالیت‌های اقتصادی نیز از این امر مستثنی نبوده، توأم با درجه‌ای از ریسک هستند. از آنجایی که در اکثر موارد نمی‌توان ریسک را حذف کرد، بنابراین نگرش علمی به آن مدیریت و پوشش آن می‌باشد. مدیریت ریسک با راهکار پوشش ریسک به ابزارهایی نیاز دارد که به آنها مشتقات گفته می‌شود؛ قراردادهای آتی یکی از کاربردی‌ترین این ابزارها می‌باشد.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد استفاده از قراردادهای آتی ریسک نوسانات قیمت را بین ۸۶ تا ۹۶ درصد کاهش می‌دهد. این عدد به نوع قرارداد و مدل بکار رفته جهت محاسبه نرخ پوششی وابسته است.

1 - Jonathan, K.Y and Youder, K.J and Mittelhammer R. (2004) 'A Random Coefficient Autoregressive Markov Regime Switching Model for Dynamic Futures Hedging'. School of Economic Sciences, Washington State University.

به طوری که با طولانی شدن سررسید قراردادهای آتی توانایی آنها در کاهش ریسک (کارایی) بیشتر شده، لذا در هر یک از مدل‌های ایستا و پویا قراردادهای آتی چهارماهه بهترین نوع در کاهش ریسک محسوب می‌شود. اما باید به اصل مالی «ریسک کمتر، بازدهی کمتر» نیز توجه کرد؛ که این قراردادها کمترین بازدهی را نیز نتیجه می‌دهند. در کلیه قراردادها به استثنای قراردادهای آتی چهارماهه، نرخ‌های پوششی مدل پویا نسبت به ایستا توان بیشتری در کاهش ریسک دارند. اما باید توجه داشت این مقدار ناچیز بوده و به قیمت پرداخت هزینه معامله هفتگی اضافی جهت استفاده از این نوع قراردادها می‌باشد. شواهد آماری برتری نرخ‌های پوششی ایستا نسبت به پویا را به طور قوی تأیید نکرد اما محاسبات اقتصادی و اقتصادسنجی این برتری نسبی را تأیید کردند. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن هزینه معامله هر قرارداد آتی و محاسبه منافع خالص روش پویا نسبت به ایستا نتیجه می‌شود که با استثنای قراردادهای آتی یک ماهه، در بقیه قراردادها روش ایستا مطلوبیت بیشتری را نتیجه می‌دهد.

بنابراین اگر در استراتژی پوشش ریسک از قراردادهای آتی یک ماهه استفاده شود، بهتر است به طور پیوسته درباره تعداد بهینه آنها تجدید نظر شود. اما اگر از آتی‌های بلندمدت بهره جستیم باید نرخ‌های پوششی را از روش OLS محاسبه و منظور کنیم؛ چون در این صورت مطلوبیت بیشتری بدست می‌آید. نکته آخر اینکه قراردادهای آتی چهار ماهه بهترین نوع ابزار پوششی برای سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز است، زیرا بیشترین توانایی در کاهش ریسک را داشته و مطلوبیت بزرگتری را دارند.

پیوست: نتایج تخمین مدل ناهمسانی واریانس شرطی دو متغیره (BV_GARCH)

قرارداد آتی	متغیر	ضرایب	انحراف	آماره Z	احتمال
یک ماهه	MU(1)	0.002857	0.003026	0.944063	0.3451
	MU(2)	0.002582	0.003074	0.839729	0.4011
	OMEGA(1)	0.036447	0.010596	3.439508	0.0006
	BETA(1)	0.503041	0.406857	1.236408	0.2163
	ALPHA(1)	0.257159	0.095778	2.684937	0.0073
	OMEGA(3)	1.62E-05	100.2342	1.62E-07	1.0000
	OMEGA(2)	0.023133	0.033435	0.691900	0.4890
	BETA(2)	0.840632	1.541257	0.545420	0.5855
	ALPHA(2)	0.042919	0.116882	0.367200	0.7135
دو ماهه	MU(1)	0.001450	0.003124	0.463978	0.6427
	MU(2)	0.001914	0.002908	0.658234	0.5104
	OMEGA(1)	0.014684	0.008988	1.633796	0.1023
	BETA(1)	0.933232	0.074786	12.47879	0.0000
	ALPHA(1)	0.142582	0.063861	2.232678	0.0256
	OMEGA(3)	-3.89E-06	65.84943	-5.91E-08	1.0000
	OMEGA(2)	0.008595	0.032902	0.261245	0.7939
	BETA(2)	0.976503	0.344140	2.837516	0.0045
	ALPHA(2)	0.018925	0.079236	0.238839	0.8112
سه ماهه	MU(1)	0.001246	0.003146	0.395909	0.6922
	MU(2)	0.001855	0.002704	0.685846	0.4928
	OMEGA(1)	0.013699	0.012709	1.077937	0.2811
	BETA(1)	0.945694	0.094948	9.960143	0.0000
	ALPHA(1)	-0.106028	0.068866	-1.539636	0.1236
	OMEGA(3)	1.88E-06	229.8592	8.20E-09	1.0000
	OMEGA(2)	0.007054	0.059076	0.119413	0.9049
	BETA(2)	0.982355	0.605527	1.622312	0.1047
	ALPHA(2)	-0.010682	0.091993	-0.116117	0.9076
چهار ماهه	MU(1)	2.88E-05	0.002922	0.009849	0.9921
	MU(2)	0.001075	0.002303	0.466631	0.6408
	OMEGA(1)	0.016649	0.043207	0.385323	0.7000
	BETA(1)	0.923615	0.407927	2.264169	0.0236
	ALPHA(1)	0.044863	0.178361	0.251528	0.8014
	OMEGA(3)	-1.46E-05	5.605592	-2.60E-06	1.0000
	OMEGA(2)	0.006493	0.013675	0.474852	0.6349
	BETA(2)	0.981163	0.086495	11.34352	0.0000
	ALPHA(2)	0.012822	0.252658	0.050749	0.9595

منابع

- ۱- ابراهیمی، محسن و سوری، علی، زیان ناشی از ناطمینانی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی و ضرورت صندوق ذخیره ارزی، نامه مفید، شماره ۴۸، ۱۳۸۴.
- ۲- جدیدیان، سروا، پوشش ریسک صادرات نفت از طریق بازارهای سلف، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، موسسه عالی پژوهش و برنامه‌ریزی و توسعه، ۱۳۸۱.
- ۳- درخشان، مسعود، مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت، تهران، انتشارات مؤسسه مطالعات بین‌المللی نفت، چاپ اول، ۱۳۸۳.
- ۴- راعی، رضا و سعیدی، علی، *مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک*، تهران، انتشارات سمت، چاپ اول، ۱۳۸۳.
- ۵- شیرین بخش، شمس‌الله، و حسن خوانساری، *زهر اکابرید* *EvIEWS در اقتصاد سنجی*، تهران، پژوهشکده امور اقتصادی، چاپ اول، ۱۳۸۳.
- ۶- گجراتی، دامور، *مبانی اقتصاد سنجی*، جلد دوم، حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ اول، ۱۳۷۸.
- ۷- نوفرستی، محمد، *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی*، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، ۱۳۷۷.
- 8- Baillie, R., & Myers, R., 'Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge', *Journal of Applied Econometrics*, vol. 6, pp. 109–124, 1991.
- 9- Benninga, S., Eldor, R. and Zilcha, I., 'Optimal Hedging in the Futures Market under Price Uncertainty', *Economic Letters*, Vol. 13, pp. 141-145, 1983.
- 10- Bera, A.K., Garcia, P. and Roh, J.S., 'Estimation of Time-Varying Hedge Ratios for Corn and Soybeans: BGARCH and Random Coefficient Approaches', *Sankhya B.*, Vol. 59, pp: 346-368, 1997.
- 11- Bollerslev, T., 'Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity', *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp: 307-327, 1986.
- 12- Brooks, C., *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- 13- Casillo A., 'Model Specification for the Estimation of the Optimal Hedge Ratio with Stock Index Futures: an application to the Italian Derivatives Market'. School of Economic of university of Birmingham, 2005.
- 14- Castellino, M, 'Minimum-Variance Hedging with Futures Re-visited', *Journal of Portfolio Management*, Vol. 16, pp: 74-80, 1990.
- 15- Choudhry, T. 'The Hedging Effectiveness of Constant and Time-Varying Hedge Ratio Using Three Pacific Basin Stock Futures'. *International review of Economics and Finance*, vol. 13, pp: 371-385, 2004.
- 16- Ederington, L.H. 'The Hedging Performances of the New Futures Markets',

- Journal of Finance, Vol. 34, No. 1, pp: 157-170, 1979.
- 17- Engle, R.F., '**Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation**', *Econometric*, Vol. 50, No. 4, pp: 987-1007, 1982.
 - 18- Engle, R.F. and Kroner, K.F. , '**Multivariate Simultaneous Generalized ARCH**' *Econometric Theory*, Vol. 11, No. 24, pp: 122-150, 1995.
 - 19- Holmes, P., '**Stock Index Futures Hedging: Hedge Ratio Estimation, Duration Effects, Expiration Effects and Hedge Ratio Stability**', *Journal of Business & Accounting*, Vol. 23, No. 1, pp: 63-78, 1996.
 - 20- Johnson, L. L., '**the Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures**', *Review of Economic Studies*, Vol. 27, pp: 139-151, 1960.
 - 21- *Jonathan, K.Y and Youder, K.J and Mittelhammer R. , '**A Random Coefficient Autoregressive Markov Regime Switching Model for Dynamic Futures Hedging**'. School of Economic Sciences, Washington state university, 2004.
 - 22- Kroner, K.F. and Sultan, J. , '**Exchange Rate Volatility and Time Varying Hedge Ratios**' Chapter 2, pp. 397-412 in Rhee, S.G. and Chang, R.P., eds, *Pacific-Basin Capital Market Research*, Amsterdam: North-Holland, 1991.
 - 23- Kroner, K.F. and Sultan, J. , '**Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures**', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, No. 4, pp: 535-551, 1993.
 - 24- Lien, D. and Luo, X., '**Multi-period Hedging in the Presence of Conditional Heteroskedasticity**', *Journal of Futures Markets*, Vol. 14, pp: 927-955, 1994.
 - 25- Lypny, G. and Powalla, M. , '**The Hedging effectiveness of DAX Futures**', *The European Journal of Finance*, Vol. 4, pp: 345-355, 1998.
 - 26- Myers, R. J. , '**Estimating Time-Varying Hedge Ratios on Futures Markets**', *Journal of Futures Markets*, Vol. 11, No. 1, pp: 39-53, 1991.
 - 27- Myers, R. J. and Thompson, S.R., '**Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation**', *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, pp: 858-867, 1989.
 - 28- Park, T.H. and Switzer, L.N., '**Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures: A Note**' *Journal of Futures Markets*, Vol. 15, No. 1, pp: 61-67, 1995.
 - 29- Stein, J.L. , '**The simultaneous Determinations of Spot and Futures Prices**', *American Economic Review*, Vol. 51, pp: 1012-1025, 1961.
 - 30- *Suhakar, S.R., '**Risk Return Trade-offs from Hedging Oil Orice in Ecuador**'. *Journal of Emerging Market Finance*, Vol. 4:1, pp: 24-41, 2005.
 - 31- Syan Chen, S., Lee, C. and Shrestha, K., '**Futures Hedge Ratio: A review**'.

- The Quarterly Reviews of Economics and Finance, vol. 43, pp: 433-465, 2003.
- 32- Thompson, J. and Laws, J., '**Hedging Effectiveness of Stock Index Futures**'. European Journal of Operation Research, Vol. 163, pp: 177-191, 2005.
- 33- Wilson, L. C., '**Hedge Oil Revenues**', Alaska Department of Revenue, 2002.
- 34- Working, H., '**Futures Trading and Hedging**', American Economic Review, Vol. 43, pp: 314-343, 1953.
- 35- Yang, W., '**M-GARCH Hedge Ratios and Hedging Effectiveness in Australian Futures Markets**', School of Finance and Business Economics, Edith Cowan University, 2001.