پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران

محسن ابراهیمی *
علیرضا قنبری **

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

عامل اصلی در نوسانات درآمدهای نفتی، نوسان قیمتهای نفت است. از آنجایی که اقتصاد ایران متکی به درآمدهای نفتی است؛ تثبیت و مقابله با ریسک نوسانات قیمت نفت، لازم و ضروری می‌نماید. یکی از راهکارهای نوین و جذاب مقابله با ریسک قیمت نفت، ورود به بازارهای کاغذی

* . دکتر محسن ابراهیمی؛ عضو هیأت علمی گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا.
E.mail: ebrahimimo@yahoo.com
** . علیرضا قنبری؛ کارشناس ارشد اقتصاد و پژوهشگر مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی.
E. mail: alirezaghanbary@yahoo.com

نفت و استفاده از ابزارهای مشتقه مالی است که موضوع مطالعه این مقاله است. ابزار پوششی مورد استفاده مقاله، قراردادهای آتی یک تا چهار ماهه آتی بورس نفتی نایمکس می‌باشد. در این مطالعه با استفاده از روشهای مختلف اقتصادسنجی حالات مختلفی برای استراتژی پوشش ریسک بدست آمد که برای انتخاب بهترین حالت، کارایی و مطلوبیت هر کدام محاسبه شده و نتایج نشان می‌دهند که با استفاده از قراردادهای آتی می‌توان ریسک درآمدهای نفتی را حداقل ۸۵ درصد کاهش داد که در بهترین حالت به ۹۶ درصد نیز می‌رسد.

کلید واژه‌ها:

ایران، نوسانات درآمدهای نفتی، نوسان قیمت نفت، بورس نفتی نایمکس، پوشش ریسک، بازارهای آتی نفت‌خام، نرخ بهینه پوشش ریسک، مدل اقتصادسنجی **VAR**، مدل اقتصادسنجی **ECM**

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

مطالعات متعدد اقتصادسنجی نشان می‌دهد قیمت نفت یک متغیر تصادفی است که در طول زمان بطور گسترده نوسان می‌کند. نوسان قیمت نفت باعث نوسان درآمدهای نفتی و بروز ریسک در اینگونه درآمدها می‌شود. از آنجایی که اقتصاد ایران بشدت به درآمدهای نفتی وابسته است و تمام بخشها و متغیرهای اقتصادی به میزان قابل توجهی از بخش نفت متأثر هستند، تثبیت و پوشش ریسک درآمدهای نفتی به منظور دستیابی به یک اقتصاد باثبات، ضروری و لازم است که باید در جهت آن تلاش شود. در جهان، از روشهای مختلفی برای پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی استفاده می‌شود که شکل‌گیری انواع صندوقهای نفت یکی از آنها است. اما راهبرد مکمل و نوینی که امروزه برای مقابله با ریسک قیمت نفت بکار می‌رود، استفاده از ابزارهای مشتقه مالی است. با اینکه کمتر از سه قرن از تأسیس بورسهای نفتی و عرضه انواع مشتقات مالی در بازار نفت نمی‌گذرد، اما مشتقات مالی چنان مورد استقبال قرار گرفته‌اند که امروزه تا چندین برابر خرید و فروش واقعی نفت معاملات کاغذی نفت صورت می‌گیرد. معاملات مشتقات مالی نفت با اهداف و مقاصد مختلفی انجام می‌گیرد و معامله‌گران کاغذی نفت هر یک با انگیزهٔ مشخص وارد این بازار می‌شوند. پوشش ریسک نوسانات قیمت نفت یکی از این اهداف است که اغلب فروشندگان نفت از آن بهره می‌برند و بوسیلهٔ آن ریسک نوسانات نامطلوب قیمت را کاهش و پوشش می‌دهند.

این مقاله به بررسی پوشش ریسک نوسانات قیمت نفت با استفاده از قراردادهای آتی می‌پردازد. در قسمت اول مبانی نظری پوشش ریسک مطرح می‌شود. در قسمت دوم مدل‌های مختلف اقتصادسنجی که می‌توانند در استراتژی پوشش ریسک مورد استفاده قرار گیرند معرفی شده و در بخش سوم نتایج تجربی استراتژی پوشش ریسک نوسانات قیمتهای اسپات ایران با استفاده از قراردادهای آتی یک تا چهار ماهه بورس نفتی نایمکس محاسبه می‌شوند؛ در پایان نیز نتایج و پیشنهادات ارائه خواهدشد.

پیشینهٔ تحقیق

مطالعات اولیه در زمینهٔ پوشش ریسک بوسیله قراردادهای آتی به سال ۱۹۲۰ برمی‌گردد. پس از آن «ورکینگ»[1] در سال ۱۹۵۳، «جوهانسون»[2] (۱۹۶۰)، «استاین»[3] (۱۹۶۱) و «ادرینگتون»[4] (۱۹۷۹)، هر یک با ارائه نظریات جدید در زمینه پوشش ریسک و انتقاد از نظرات متکی مطرح شده، نظریه پوشش ریسک را غنا بخشیدند.

نظریه ادرینگتون در زمینه پوشش ریسک نسبت به نظریات قبلی بیشتر مورد استقبال قرار گرفت و بوسیلهٔ مطالعات بی‌شماری مانند «هیل و اسچنیو»[5] (۸۲-۱۹۸۱)؛ «وایت»[6] و همکاران (۱۹۸۷)؛ «میر و تامپسون»[7] (۱۹۸۹)؛ «کاستلین»[8] (۱۹۹۰)؛ «میر»[9] (۱۹۹۱) مورد استفاده قرار گرفت. در مطالعات اولیه براساس نظریه ادرینگتون انجام گرفت از مدل رگرسیون OLS استفاده می‌شد.

اما با پیشرفتهای گسترده در اقتصادسنجی، بسیاری از محققان و متخصصان اقتصاد سنجی بیان کردند که روش رگرسیون سنتی برای محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک کارآ نمی‌باشد باید از روشهای جدید استفاده شود. «هربست»[10] و همکاران (۱۹۸۹) در مطالعات خود دریافتند که در تخمین نرخ پوششی حداقل واریانس به روش OLS، همبستگی سریالی در پسماندها وجود دارد و نتایج بدست آمده تورش دار هستند. آنها در مقاله‌ای (۱۹۹۳) با ذکر ضعفهای مدل رگرسیونی OLS ، از مدل VAR برای محاسبهٔ نرخ بهینهٔ پوشش ریسک استفاده کردند تا ضعف مدل OLS را رفع کرده باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Working, (1953).
2. Johnson, (1960).
3. Stein, (1961).
4. Ederington, (1979).
5. Hill & Schneweis, (1981-82).
6. Witte, (1987).
7. Myers & Thompson, (1989).
8. Castelion, (1990).
9. Myers, (1991).
10. Herbst, (1989).

«گوش»[1] (۱۹۹۳) و «لین»[2] (۱۹۹۶) نشان دادند که یک رابطه همجمعی بین داده‌های سری زمانی قیمتهای آتی و اسپات وجود دارد. گوش (۱۹۹۳) به تجزیه و تحلیل رابطهٔ همجمعی بین شاخص سهام آتی‌ها[3] و شاخص موجودی اسپات[4] پرداخت و به لحاظ تجربی ثابت کرد که اگر قیمتهای آتی و اسپات همجمع باشند و رگرسیون آن شامل عبارت تصحیح خطا نباشد، نرخ پوششی محاسبه شده تورش رو به پایین داشته و معامله‌گران پوششی دچار خطا و سردر گمی می‌شوند. «لین و تس»[5] (۱۹۹۹) نرخ بهینهٔ پوششی را با استفاده از روشهای ECM,VAR,OLS برای شاخص میانگین سهام نیکی[6]، در دورهٔ ۹۶-۱۹۸۶ محاسبه کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که روش رگرسیون کلاسیک عملکرد ضعیف‌تری برای دوره‌های بیشتر از پنج روز در مقایسه با سایر روشها دارد.

«یانگ»[7] (۲۰۰۱) نرخ پوششی را برای قراردادهای آتی بازار مشتقات استرالیا، و با استفاده از چهار مدل و در سه افق زمانی یک روزه و پنج روزه و بیست روزه محاسبه کرد، وی نتیجه گرفت که مدل تصحیح خطا عملکرد بهتری داشته و با طولانی شدن دوره زمانی کارایی مدل‌ها نیز افزایش می‌یابد. در این مقاله کارایی[8] در دو حالت درون نمونه‌ای[9] و برون نمونه‌ای[10] محاسبه شده است. «سیم و زربیج»[11] (۲۰۰۱) با این نظریه موافق بودند که استفاده از یک تکنیک تخمینی که در آن رابطه همجمعی بین قیمتها آتی و اسپات رعایت شود، می‌تواند مفید باشد و بطور تجربی آنرا نیز ثابت کردند. «جانسن»[12] و همکاران (۲۰۰۴) به بررسی نرخ پوششی در بورس فلزات و برای دو فلز آلومینیوم و روی پرداختند. آنها بهترین مدل را بر اساس کارایی انتخاب کرده و برتری مدل رگرسیونی کلاسیک را نسبت به سایر

---

1. Gosh, (1993).
2. Lien, (1996).
3. Stock Index Futures
4. Stock Price Index
5. Lien & Tes, (1999).
6. Nikkei Stock Average Index
7. Yang, (2001).
8. در بخشهای بعدی مفهوم کارایی در پوشش ریسک و انواع آن توضیح داده می‌شود.
9. In Sample
10. Out of Sample
11. Sim & Zurbruegg, (2001).
12. Johnson, (2004).

مدل‌های اقتصادسنجی، از نظر اقتصادی و آماری آزمون کردند و دریافتند که **مدل** OLS از هر دو جنبه رجحان ندارد. «لین»[1] در سال ۲۰۰۴ در مقاله‌ای با عنوان «همجمعی و نرخ پوششی بهینه: مدل عمومی» تأثیر حذف رابطهٔ همجمعی بین قیمتهای آتی و اسپات را بر روی نرخ پوششی و کارایی آن ارزیابی کرد. این مطالعه نتایج کارهای تجربی مبنی بر«چشم-پوشی از رابطهٔ همجمعی، نرخهای پوششی را کوچک و کارایی مدل را کاهش می‌دهد» را از نظر تئوریکی اثبات می‌کند.

«کاسیلو»[2] (۲۰۰۵) با نرخهای پوششی را با استفاده از مدل‌های ECM,VAR,OLS، محاسبه و نتایج را در سه حالت پوششی، بدون پوشش و پوشش ساده با هم مقایسه کرد. «سدهاکر»[3] (۲۰۰۵) به بررسی پوشش ریسک قیمتهای نفت برای اقتصاد اکوادر طی دوره ۹۶-۱۹۹۱ پرداخت و به این نتیجه رسید که یک درصد کاهش در ریسک، بازده را ۰/۶۵ درصد کاهش می‌دهد.

مطالعات انجام شده در ایران بسیار محدود است. جدیدیان (۱۳۸۱) با نرخ پوششی برای نفت ایران را با قراردادهای سلف بورس برنت به روش OLS محاسبه کرد. او قراردادهای یک ماهه را -از میان قراردادهای یک تا شش ماهه- بهترین قرارداد از نظر کاهش ریسک معرفی می‌کند. نائینی و کاظمی‌منش (۱۳۸۳)، در مقاله‌ای نرخ بهینهٔ پوشش ریسک بازار نفت در دوره پنج ساله، ۱۹۹۹ تا سپتامبر ۲۰۰۳ مورد مطالعه قرار دادند. ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۵)، با استفاده از قراردادهای آتی یک تا چهارماهه بورس نفتی نایمکس و بکارگیری مدل‌های پیشرفته اقتصادسنجی، نرخ بهینه پوشش ریسک نوسانات قیمت نفت ایران را بدست آوردند و با محاسبه میزان ریسک و مطلوبیت هر یک از قراردادهای آتی نتیجه گرفتند قراردادهای آتی با سررسید طولانی‌تر کارایی بیشتری در کاهش ریسک نوسانات قیمت نفت دارند.

1. Lien, (2004).
2. Casillo, (2005).
3. Sudhakar, (2005).

مبانی نظری

سرمایه‌گذاری را در نظر بگیرید که بدون استفاده از قراردادهای آتی به عنوان ابزار پوشش ریسک، اقدام به معامله در بازار نقدی(اسپات) می‌کند. بازدهی انتظاری وی از انجام چنین معامله‌ی در زمان t به صورت زیر است:

$$E\left(R_U\right)=Q_S\left[E\ \ S_{t+1}\ -(S_t\right]\quad\ )\qquad(۱)$$

از آنجایی که قیمت برای زمان t+1 مشخص نیست و سرمایه‌گذار مجبور به پیش‌بینی آن می‌باشد، بازدهی به صورت انتظاری بیان شده است. ریسک موقعیت مذکور نیز بصورت واریانس از بازدهی تعریف می‌شود یعنی:

$$\mathrm{var}\left(R_U\right)=Q_S^2\delta^2\ \ \Delta S\quad(\qquad)\qquad(۲)$$

اما اگر سرمایه‌گذار برای پوشش ریسک تغییرات قیمت از قراردادهای آتی استفاده کند به او معامله‌گر تأمینی یا پوشش دهنده ریسک گویند و روابط ریسک و بازدهی بالا در این حالت به صورت زیر تغییر می‌یابند:

$$E\left(R_h\right)=Q_S\left[E\ \ S_{t+1}\ -(S_t\right]\ \ ())Q_F\ \ E\ \ F_{t+1}\quad F_t\ \ (\ +\quad)\Big[\qquad-\qquad\Big]\qquad(۳)$$

$$\mathrm{var}\left(R_h\right)=Q_S^2\delta^2\ \ \Delta S\quad\left(Q_F^2\delta^2\ \right)F\quad+2Q_SQ_F\mathrm{C}\mathrm{O}V_{S,F}\qquad(۴)\quad-$$

علامت منفی بین دو جمله در رابطه بازدهی، معرف فروش آتی‌ها است. همچنین قیمت قرارداد آتی و اسپات برای زمان t+1 مشخص نبوده و به‌صورت انتظاری بیان شده‌است.

متغیرها در روابط بالا بصورت زیر تعریف می‌شوند:

$E\left(R_h\right)$: بازدهی مورد انتظار پورتفوی پوشش یافته در زمان t

$E\left(R_U\right)$: بازدهی مورد انتظار پورتفوی بدون پوششی در زمان t

$\mathrm{var}\left(R_h\right)$: واریانس پورتفوی پوشش یافته

$\mathrm{var}\left(R_U\right)$: واریانس پورتفوی بدون پوشش

S_t : قیمت دارایی اسپات در زمان t

F_t : قیمت قرارداد آتی‌ها در زمان t

$E\left(S_{t+1}\right)$: قیمت مورد انتظار دارایی اسپات در زمان t برای t+1

$E\left(F_{t+1}\right)$: قیمت مورد انتظار قرارداد آتی در زمان t برای t+1

Q_S : مقدار دارایی اسپات

Q_F : مقدار قرارداد آتی

$\delta^2\left(\Delta F\right)$: واریانس تغییرات قیمتهای آتی

$\delta^2\left(\Delta S\right)$: واریانس تغییرات قیمتهای اسپات

$COV_{S,F}$: کوواریانس بین قیمتهای آتی و اسپات

$\Delta S = E\left(S_{t+1}\right) \quad S_t$: انتظار تغییرات قیمت دارایی اسپات در زمان t

$\Delta F = E\left(F_{t+1}\right) \quad F_t$: انتظار تغییرات قیمت قرارداد آتی در زمان t

در این میان متغیرهای S_{t+1} و F_{t+1} تصادفی هستند.

اگر هدف معامله‌گر تأمینی، حداکثر کردن مطلوبیت مورد انتظار باشد باید تابع مطلوبیت سرمایه‌گذار تعیین شود. «برکز و کهل»[1] (۲۰۰۲) تابع مطلوبیت خطی مورد انتظار برای سرمایه‌گذار را به صورت زیر ارائه کردند:

$$EU = E\left(R_h\right) - \quad \mathrm{var}\ R_h \quad \left(\quad \right)\Psi \qquad (۵)$$

[1]. Brooks & Kahl, (2002).

Ψ درجه ریسک گریزی سرمایه‌گذار است. مقادیر بالاتر (پایین‌تر) Ψ، سطح بیشتر (کمتر) ریسک‌گریزی را نشان می‌دهد که برای افراد مختلف ریسک بین ۰ تا ∞ در نوسان است. از آنجایی که بازدهی، انتظاری است، پس تابع مطلوبیت هم بصورت انتظاری بیان می‌شود. با جایگذاری روابط ۳ و ۴ در ۵ داریم:

$$EU = Q_S(\Delta S) \quad Q_F(\quad F) + \quad \left[Q_S^2 \delta^2(\quad S) \quad Q_F^2 \quad \Psi \quad (2Q_S Q_F C) O V_{S,F}\right] + \quad \Delta \quad - \tag{۶}$$

معامله‌گر تأمینی قصد دارد مطلوبیتش را حداکثر کند، بنابراین از رابطه بالا بر حسب Q_F مشتق گرفته و آنرا برابر صفر قرار می‌دهیم:

$$\frac{\partial EU}{\partial Q_F} = (\Delta F) \quad -\left[2\Psi_F \delta^2 \quad F \quad (2Q_S) O V_{S,F}\right] \quad 0 \quad = \tag{۷}$$

با حل نهایی، نرخ پوششی بهینه[1] h، (بر اساس درجه ریسک‌گریزی) به صورت زیر نتیجه می‌شود:

$$h = \frac{Q_F}{Q_S} = \quad \frac{COV\ (\Delta S, \Delta F)}{\delta^2(\Delta F)} \quad \frac{\Delta F}{2\Psi \delta^2(\quad F) Q_S} \quad \Delta \tag{۸}$$

این رابطه حکایت از آن دارد که هر چه فرد ریسک‌گریزتر باشد، انگیزه‌ی سفته‌بازی کمتری دارد به نحوی که اگر بی‌نهایت ریسک‌گریز باشد، انگیزه سفته‌بازی نخواهد داشت. به دیگر سخن، اگر معامله‌گر تأمینی در عین حالی که در پی حداکثر کردن مطلوبیت است،

[1]. Optimum Hedge Ratio

بی‌نهایت ریسک‌گریز باشد، Ψ به سمت بی‌نهایت میل کرده، کسر $\frac{\Delta F}{2\Psi\delta^2(\Delta F)Q_S}$ صفر شده و در نتیجه نرخ پوششی بصورت زیر بدست می‌آید.

$$h = OHR = \frac{Q_F}{Q_S} \quad \frac{COV_{S,F}}{\delta^2(\Delta F)} \quad = \quad - \qquad (۹)$$

نتایج بالا بر اساس حداکثر کردن مطلوبیت بدست آمد. اگر هدف سرمایه‌گذار حداقل کردن ریسک باشد، همین نتایج بالا نیز حاصل می‌شود. بدین منظور از رابطه ۴ بر حسب Q_f مشتق گیری و آنرا برابر صفر قرار می‌دهیم که پس از خلاصه کردن رابطهٔ ۹ بدست می‌آید. از این رو می‌توان آن را «نرخ پوششی حداقل واریانس» نیز نامید موفقیت یک استراتژی پوشش ریسک به همبستگی بین قیمتهای آتی و اسپات بستگی دارد. هرچه این همبستگی بیشتر باشد، موفقیت بیشتر، و در اصطلاح کارایی بیشتر است؛ بطوری که اگر همبستگی کامل بین آنها برقرار باشد، کارایی پوشش ریسک صد در صد و ریسک بطور کامل حذف می‌شود[۱]. این مطلب با توجه به فرمول زیر فهمیده می‌شود:

$$\delta_p^2 = \delta_s^2\left(1 - {}^{2}_{s,f}\right) \quad \rho \qquad (۱۰)$$

این فرمول با جایگذاری رابطه ۹ در ۴ بدست آمده است. طبق این فرمول اگر همبستگی بین قیمتهای آتی و اسپات کامل باشد؛ یعنی $\rho = 1$ آنگاه عبارت داخل پرانتز صفر شده و واریانس پورتفوی، که به تعبیری ریسک آن است، صفر می‌شود.

[۱]. مسعود درخشان، ***مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت***، (تهران، مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی، ۱۳۸۳)، ص ۱٦٤.

ارائه مدل

این قسمت در دو بخش ارائه می‌شود؛ در بخش نخست سه مدل اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی، خود رگرسیونی برداری و تصحیح خطای برداری- که برای محاسبه نرخهای پوششی بهینه استفاده می‌شود- توضیح داده می‌شود؛ بخش دوم به بررسی روشهای مقایسه نرخهای پوششی با یکدیگر و انتخاب بهترین نرخ پوششی می‌پردازد.

الف) مدل‌های اقتصاد سنجی

۴. ۱. مدل رگرسیون سنتی

ساده‌ترین تکنیک برای محاسبه نرخ بهینه پوشش ریسک(OHR) انجام رگرسیون کلاسیک قیمتهای اسپات روی قیمت آتی می‌باشد. این روش بطور گسترده‌ای در مقالات استفاده شده است.

بنابراین از آنجایی که پوشش‌دهندگان ریسک از نظر تئوری سعی می‌کنند که تغییرات غیرمنتظره قیمت را کاهش دهند، در این مقاله مدل تغییرات- قیمت برای تخمین رگرسیون خطی کلاسیک مورد استفاده قرار می‌گیرد.

$$\Delta S_t = \alpha \quad \beta \; F_t + \quad _t \; \Delta \varepsilon \quad + \qquad (۱۱)$$

ΔS_t و ΔF_t به ترتیب تغییرات قیمتهای اسپات و آتی را نشان می‌دهد. α جمله ثابت و β ضریب زاویه و همان OHR یا h است؛ زیرا از نظر آماری می‌توان ثابت کرد که ضریب زاویه رگرسیون دو متغیره برابر نسبت کوواریانس آن دو متغیر به واریانس متغیر مستقل است.

۴. ۲. مدل خود رگرسیونی برداری (VAR)

مدل قبلی به دلیل تخمین و تحلیل آسان رواج یافته، اما چندین محدودیت بزرگ دارد که منجر به تخمینهای تورش‌داری برای نرخهای پوششی می‌شود. هربست و همکاران (۱۹۹۳) ضعف مدل کلاسیک را در وجود همبستگی سریالی در پسماندهای آن می‌دانند. علاوه بر آن بیان می‌کنند که نوسانات[1] در بازارهای آتی و اسپات بر روی نوسانات قیمت بازار نقدی تأثیر داشته که در مدل رگرسیونی به آن توجه نمی‌شود که این نواقص با استفاده از یک مدل رگرسیون برداری قابل حل است.

۴. ۳. مدل تصحیح خطا برداری

مشکل مدل دوم عدم توجه به تأثیر همجمعی بین دو سری زمانی است. لذا آزمون همجمعی و تخمین بردارهای همجمعی مسئلهٔ مهمی در تعیین نرخ پوششی بهینه است.

آزمون ریشه واحد و همجمعی

در تحقیقات مبتنی بر داده‌های سری زمانی فرض می‌شود که سری زمانی پایا است ، اما بیشتر این داده‌ها پایا نیستند.

آزمون ریشه واحد یکی از معمولی‌ترین آزمونهایی است که امروزه برای تشخیص پایایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF یکی از روشهای انجام آن است. اگر سری زمانی قیمتهای آتی و اسپات در سطح پایا نبودند، آزمون ADF **را** برای تفاضل مرتبه اول آنها انجام داده و این کار را تکرار می‌کنیم تا پایایی حاصل شود.[2]

اما روش فوق باعث می‌شود که تفاضلها، بسیاری از اطلاعات مفید در سطح را از بین ببرد. همجمعی راهی برای فرار از این دو مشکل است. مفهوم اقتصادی همجمعی آن است که

---

[1]. Movement

[2]. گجراتی. دامور. «مبانی اقتصادسنجی» جلد دوم. ترجمهٔ حمید ابریشمی. (تهران، انتشارات دانشگاه تهران. ۱۳۷۷)، صص ۹۲۰-۹۱۷.

وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلند مدت را شکل دهند، هرچند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روندی تصادفی بوده باشند(ناپایا باشند)؛ اما در طول زمان ممکن است یکدیگر را به خوبی دنبال کنند بگونه‌ای که تفاضل بین آنها پایا باشد.[1] به عبارت دیگر اگر دو سری زمانی همجمع از درجه d باشند، می‌توانند همجمع باشند.

چندین آزمون برای تشخیص همجمعی وجود دارد که از روش جوهانسون- جوسیلیوس[2] استفاده می‌شود.

تصریح مدل

با اثبات وجود رابطه‌ی همجمعی بین قیمتهای آتی و اسپات باید بردار همجمعی در مدل VAR لحاظ شود تا یک مدل تصحیح خطا برداری به صورت زیر تشکیل شود:

$$\Delta S_t = C_s + \sum_{i=1}^{k} \beta_{s,i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \lambda_{s,i} F_{t-i} + \alpha_s E_{t-1} + \varepsilon_{s,t} \qquad (۱۲)$$

$$\Delta F_t = C_f + \sum_{i=1}^{k} \beta_{f,i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \lambda_{f,i} F_{t-i} + \alpha_f E_{t-1} + \varepsilon_{f,t} \qquad (۱۳)$$

C عرض از مبدأ و $\varepsilon_{f,t}$ و $\varepsilon_{s,t}$ نوفه سفید[3] است. E_{t-1} جمله تصحیح خطا است که مقدار تعدیل متغیر وابسته با انحراف دوره قبل، برای دوره بلند مدت را اندازه‌گیری می‌کند و صورت زیر است:

---

[1]. نوفرستی، محمد. «ریشه واحد همجمعی در اقتصادسنجی»، (تهران، انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا. ۱۳۷۷)، صص ۷۷-۷۶.

[2]. Johansen- Juelius, (1990).

[3]. White-noise

$$E_{t-1} = S_{t-1} - \alpha F_{t\ 1} \qquad - \qquad (۱۴)$$

α بردار همجمعی است. α_s و α_f نیز سرعت تعدیل پارامترها را بیان می‌کند.

ب) اندازه‌گیری کارایی پوشش ریسک

کارایی پوشش ریسک را می‌توان به چندین روش محاسبه کرد. اما متداول‌ترین آنها مقایسه ریسک حالتهای پوشش یافته و بدون پوشش است. در این روش درصد کاهش ریسک دارایی اسپات در اثر استفاده از قراردادهای آتی محاسبه می‌شود. بدین منظور یک پورتفوی بدون پوششی شامل ترکیبی از سهم‌ها با نسبت برابر در بازار اسپات و یک پورتفوی پوشش داده شده، شامل داراییهای آتی و اسپات با نسبت متفاوت تشکیل می‌گردد.

سپس واریانس پورتفوی‌های پوشش یافته $\mathrm{var}(R_h)$ و بدون پوششی $\mathrm{var}(R_U)$ با استفاده از روابط

$$\mathrm{var}(U) = \delta^2 \quad \Delta S \ (\qquad) \qquad (۱۵)$$

$$\mathrm{var}(h \quad = \delta^2 \quad \Delta S \quad (h^2\delta^2) \quad +S \quad 2hCOV_{S,F}) \quad - \qquad (۱۶)$$

بدست آمده و در رابطه زیر جایگزین می‌شود (متغیرهای مورد استفاده در این روابط در بخشهای قبلی معرفی و تعریف شده‌اند).

$$\tau = \frac{\mathrm{var}(R_U) - \mathrm{var}\ R_h}{\mathrm{var}(R_U)} \times 100 \quad \left\{1 \quad \frac{\mathrm{var}(R_h)}{\mathrm{var}(R_U)}\right\} \quad 100 \qquad (۱۷) \qquad =$$

τ معرف کارایی است. این رابطه در واقع بیانگر نسبت تغییر در واریانس مجموعه در اثر عملیات پوشش ریسک به واریانس حالت اولیه پوشش داده نشده می‌باشد. با استفاده از روابط قبل می‌توان به رابطه ساده کارایی پوشش ریسک دست یافت:

$$\tau = 1 - \frac{Q_S^2\left[\text{var}(\Delta S) + h^2 \text{var} \quad F \quad (2hCOV)_{S,F}\right]}{Q_S^2 \text{var}(\Delta S)} \quad 100 \tag{۱۸}$$

با جایگذاری رابطه نسبت پوشش حداقل کننده ریسک در معادله بالا داریم:

$$\tau = \frac{\text{cov}_{S,F}^2}{\text{var}(\Delta S).\text{var} \ \Delta F \quad (\quad)} \times 100 \tag{۱۹}$$

تغییرات ضریب کارایی، τ، بین صفر و صد می‌باشد. روشن است که اگر در اثر عملیات پوششی هیچگونه تغییری در ریسک پورتفوی اتفاق نیفتد، ضریب کارایی برابر با صفر و اگر ریسک پورتفوی بطور صد درصد حذف شود، این ضریب به بیشترین مقدار خود یعنی صد می‌رسد، که در شرایط واقعی چنین حالتی محال خواهد بود.

در روابط بالا کارایی هر دوره با استفاده از نرخ پوششی همان دوره محاسبه می‌شود. اما واقعیت امر آن است که معامله‌گران تأمینی، نرخ پوششی دوره حال را برای دوره آینده بکار می‌برند. توضیح بیشتر آنکه، معامله‌گر تأمینی، در زمان t تصمیم به پوشش ریسک نوسانات قیمت دارایی اسپات دورهٔ بعدی یعنی $t+1$ می‌گیرد. لذا درباره نرخ بهینه پوششی باید در زمان t تصمیم‌گیری کند تا با استفاده از آن، تعداد قرارداد آتی لازم برای دوره $t+1$ را تهیه نماید؛ در حالی که فرمول بالا نرخ پوششی محاسبه شده در دوره t را برای محاسبه کارایی همان دوره لحاظ می‌کند. از این رو رابطه ۱۶ به صورت زیر اصلاح می‌شود:

$$\mathrm{var}\left(R_h\right)_{t+1} = \delta^2 \ \Delta S \ _{t+1}\left(\ \ h_t^2\delta^2\right) \ + F \ _{t\ 1} \ \ 2C\left(\Delta S_{S,F,t+1}\right) \quad - \qquad (۲۰)$$

در اصطلاح، حالت اول (رابطه ۱۶) را کارایی درون نمونه‌ای[1] و حالت دوم (رابطه ۲۰) را کارایی برون نمونه‌ای[2] گویند.

داده‌ها

ابزار پوشش ریسک مورد استفاده این تحقیق، قراردادهای آتی است. از آنجایی که در ایران بازارهای مشتقات مالی نفت خام وجود ندارد، به ناچار باید از آتی‌های بورسهای نفتی دیگر کشورها استفاده نمود. در این بین بورس نفتی نیویورک (NYMEX) به عنوان اولین بورس نفتی جهان و دارا بودن شرایطی نزدیک به رقابت کامل، بازار کاملاً شفافی است؛ پس از آتی‌های آن برای پوشش ریسک قیمتهای نفت خام ایران استفاده می‌شود.

انتخاب دورهٔ زمانی برای بکارگیری داده‌های تاریخی قیمت نفت خام اهمیت فراوانی دارد. اگر مدت زمانی طولانی انتخاب شود، از اطلاعات قدیمی بهره می‌بریم و اگر این دوره کوتاه باشد، بسیاری از اطلاعات گذشته لحاظ نخواهد شد؛ پس همانند بسیاری از مطالعات قبلی یک دوره زمانی پنج ساله، که برای این منظور نه کوتاه و نه بلندمدت است، لحاظ می‌شود. داده‌های آماری از سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۴ میلادی و برای قیمتهای اسپات نفت خام سبک ایران و قراردادهای آتی یک تا چهارماهه بورس نفتی نایمکس در نظر گرفته شده است. همچنین برای محاسبهٔ کارایی برون نمونه‌ای از اطلاعات قیمتی سال ۲۰۰۵ استفاده می‌شود. سری زمانی قیمتها به صورت هفتگی است؛ زیرا طی یک روز، نوسانات قیمت شدید و نامنظم است؛ و در قیمتهای بیشتر از یک هفته نیز بسیاری از نوسانات همدیگر را خنثی می‌کنند. همچنین برای تعدیل نوسانات قیمتهای آتی و اسپات از لگاریتم آنها استفاده می‌شود.

در بخشهای قبل بیان شد که اساس استراتژی پوشش ریسک بر همبستگی بالای بین قیمتهای آتی و اسپات استوار است؛ که بدین ترتیب نوسانات یک بازار با گرفتن موضع مخالف

---

[1]. In-sample
[2]. Out-Of-Sample

در بازار دیگر جبران می‌شود. اگر این همبستگی ضعیف باشد، آنگاه استراتژی پوشش ریسک چندان موفقیت آمیز نخواهد بود. بدین منظور همبستگی بین قیمتهای آتی و اسپات محاسبه شد و همبستگی بین قیمت اسپات و قیمت هر یک از قراردادهای آتی یک، دو، سه و چهار ماهه به ترتیب ۰/۹۶۷و ۰/۹۷۲و ۰/۹۶۹و ۰/۹۶۴بدست آمد که حاکی از همبستگی بالا و نزدیک به یک بین آنها است. بنابراین امکان پوشش ریسک نوسانات قیمت نفت خام ایران با استفاده از قراردادهای آتی بورس نفتی نایمکس وجود دارد.

نتایج تجربی

در این قسمت هر یک از مدل‌های مطرح شده در بالا را بطور مجزا تخمین زده و نتایج هر یک تفسیر می‌شود. نرم‌افزارهای مورد استفاده Eviews 5.1 وMicrofit 4 می‌باشد.

الف) مدل اول

ساده‌ترین مدلی که برای محاسبهٔ نرخهای پوششی بهینه بکار می‌رود، الگوی رگرسیون کلاسیک است. طبق این مدل ضریب زاویه رگرسیون تغییرات قیمتهای اسپات روی آتی، نرخ پوششی بهینه یا همان h[1] می‌باشد. یعنی:

$$\Delta S = \alpha \quad \beta \; F_i \quad \Delta \quad \varepsilon + \qquad (۲۱)$$

این معادله همان رابطه ۱۱ است. ΔS و ΔF_i به ترتیب لگاریتم تغییرات قیمتهای اسپات و آتی را نشان می‌دهد. i معرف قراردادهای آتی یک تا چهارماهه است. برای تخمین مدل، قیمتهای اسپات را بر روی هر یک از قیمتهای آتی برازش می‌کنیم. نرخ پوششی بهینه در هر قرارداد ضریب ΔF است. تعداد قرارداد آتی بهینه برای هر واحد از دارایی اسپات را نشان می‌دهد. نتایج برآورد مدل OLS نشان می‌دهد که نرخ پوشش ریسک بهینه برای

[1]. Hedge Ratio

قراردادهای آتی یک تا چهارماهه به ترتیب ۰/۸ ، ۰/۹ ، ۰/۹۶ و ۱/۳۷ می‌باشد. همانطور که دیده می‌شود با طولانی شدن سررسید قراردادهای آتی، نرخهای پوششی نیز بزرگ شده که در قراردادهای چهارماهه از یک هم بیشتر می‌شود. برای مثال اگر از آتی‌های یک ماهه برای پوشش ریسک نوسانات قیمت نفت خام اسپات استفاده شود، باید برای هر واحد نفت خام اسپات، تقریباً ۰/۸ واحد قرارداد آتی یک ماهه تهیه کرد. البته در اصطلاحات بورس نفت به هر ۱۰۰۰۰ بشکه نفت خام، یک قرارداد آتی گفته می‌شود. بنابراین در این حالت اگر ۲۰۰۰۰ بشکه نفت خام را بخواهیم پوشش دهیم، باید در بازار آتی به میزان ۱/۶ قرارداد آتی موقعیت بگیریم.

ب) مدل دوم

در تخمین مدل VAR ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه را تعیین کرد. بدین منظور از معیارهای آکایک (AIC)، شوارتز-بیزین(SBC) و حنان-کویین (HQC) استفاده می‌شود. قدر مطلق بیشترین مقدار هر یک از این آماره‌ها، تعیین کننده درجه بهینه مدل VAR است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که برای قراردادهای آتی یک و دو ماهه، هر سه معیار وقفه یک را به عنوان درجه بهینه مدل VAR معرفی می‌کنند؛ اما در قراردادهای سه و چهارماهه معیار آکایک وقفه ۴ و معیارهای شوارتز-بیزین و حنان-کویین درجه یک را بهینه می‌دانند. بنابراین وقفه ۱ را که معیارهای بیشتری آنرا تأیید می‌کنند، به عنوان درجه بهینهٔ مدل VAR تمام قراردادها و به عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته می‌شود.

حال با استفاده از روابط ۱۲ و ۱۳ و در نظر گرفتن یک وقفه، مدل خود رگرسیونی برداری را برای هر قرارداد آتی تخمین می‌زنیم. همانند مدل OLS ، ضرایب عرض از مبدأ در تمامی حالات از نظر آماری معنی‌دار نیستند؛ ولی ضرایب تغییرات قیمتهای آتی و اسپات معنادار هستند.

همانطوری که قبلاً بیان شد، نرخ پوشش ریسک از نسبت کوواریانس قیمتهای آتی و اسپات به واریانس قیمتهای آتی بدست می‌آید. بنابراین پس از تخمین مدل، این نسبت را برای هر قرارداد آتی بطور جداگانه تشکیل داده و h هر یک را محاسبه می‌کنیم؛ که برای

آتی‌های یک، دو، سه و چهار ماهه به ترتیب برابر ۰/۷۷۴۵، ۰/۸۶۴۳، ۰/۹۲۱۲ و ۰/۹۹۶۴ می‌باشد. با دقت در روند نرخهای پوششی، رابطهٔ مستقیم بین نرخهای پوششی با مدت زمانی قراردادهای آتی فهمیده می‌شود.

از مقایسه نرخهای پوششی هر قرارداد با مشابه آن در مدل OLS نتیجه می‌شود که نرخهای پوششی مدل VAR کوچکتر از مدل OLS است. این واقعیت با یافته‌های تئوری و تجربی مطالعات قبلی که اظهار می‌داشتند اگر مدل VAR با جمله تصحیح خطا همراه نباشد، آنگاه h تورش رو به پایین خواهد داشت، سازگار است و بکارگیری مدل تصحیح خطا را توجیه می‌کند.

ج) مدل سوم

همانطوری که در بخشهای قبلی توضیح داده شد، اگر قیمتهای آتی و اسپات همجمع باشند، باید جمله تصحیح خطا را به مدل VAR اضافه کرد و مدل جدید که تصحیح خطا برداری نامیده می‌شود را برآورد کرد. بدین منظور آزمون همجمعی را انجام می‌دهیم؛ اما قبل از آن باید از وضعیت پایایی متغیرها مطلع شد که آزمون ریشه واحد راهی برای این منظور است.

آزمون ریشه واحد و همجمعی

آزمون ریشه واحد به شیوه‌های مختلفی امکان‌پذیر است که آزمونهای دیکی-فولر تعمیم یافته (**ADF**) و فلیپس-پرون (**PP**) از مهمترین آنها است. با انجام این آزمونها روی سری‌های زمانی قیمتهای آتی و اسپات مشاهده می‌شود که قدرمطلق آماره آزمونهای مربوط به این سری‌های زمانی کمتر از مقدار بحرانی در ناحیه ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ بوده و فرض صفر مبنی بر ناپایایی سری‌های زمانی قابل رد کردن نیست. روش معمول تحلیل یک سری زمانی ناپایا، ایجاد تفاضل ارقام سری ناپایا است. به این منظور تفاضل اول هر یک از سری‌های زمانی محاسبه شده و آزمونهای **ADF** و **PP** مجدد روی تفاضل اول سری‌های زمانی، نتایج متفاوتی داده؛ به صورتی که این بار فرض ناپایایی رد می‌شود. لذا قیمتهای آتی و اسپات در

سطح پایا نبوده و تفاضل اول آنها پایا است؛ یعنی **I(1)** هستند. اما طبق بحث همجمعی این سری‌های زمانی می‌توانند همجمع باشند. آزمون جوهانسن- جوسلیوس را برای بررسی رابطهٔ همجمعی بین قیمتهای اسپات با هر یک از قراردادهای آتی انجام می‌دهیم.

پذیرش یا رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار همجمعی یا وجود یک بردار همجمعی در هر قرارداد آتی، بر اساس آزمونهای اثر و حداکثر مقدار ویژه صورت می‌گیرد. طبق جدول (۱) در سطح معنی‌دار ۹۵ درصد فرض عدم وجود بردار همجمعی برای تمامی قراردادها رد می‌شود؛ زیرا آماره‌های آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه بیشتر از مقدار بحرانی است. پس در هر دو آزمون (اثر و حداکثر مقدار ویژه) فرض وجود یک بردار برای تمام حالات در سطح معنی‌دار ۹۵ درصد تأیید می‌شود؛ که به معنی وجود یک رابطه بلندمدت بین هر کدام از قیمتهای آتی و اسپات است

معیار آلترناتیو دیگری که می‌توان تعداد بردارهای همجمعی *را توسط آن تعیین کرد، استفاده از معیارهای آکایک (AIC)*، شوراتز- بیزین (SBC) و حنان- کویین (HQC) می‌باشد. برای هر قرارداد آتی معیارهای مذکور وجود صفر، یک و دو بردار همجمعی را آزمون می‌کنند که آماره‌های مربوطه در سه ستون آخر جدول بالا نشان داده شده است. بزرگترین آماره هر معیار که به صورت پررنگ در جدول مشخص شده، تعداد بردار همجمعی را نشان می‌دهد. هر سه معیار در «یک بردار همجمعی» بیشترین مقدار را دارند، پس برای همه قراردادهای آتی، وجود یک بردار همجمعی مورد تأیید است که با یافته‌های آزمونهای اثر و حداکثر مقدار ویژه هماهنگ است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱. آزمون همجمعی جوهانسن-جوسیلیوس

قرارداد آتی	تعداد بردار همجمعی	آزمونهای تعیین همجمعی				معیارهای تعیین همجمعی		
		حداکثر ویژه	سطح ٪۹۵	اثر	سطح ٪۹۵	AIC	SBC	HQC
یک ماهه	۰	۲۱/۵۴۶	۱۱/۰۳	۲۱/۹۹۸	۱۲/۳۶	۱۰۱۰/۶	۱۰۱۰/۶	۱۰۱۰/۶
	۱	۰/۴۵۲۴۴	۴/۱۶	۰/۴۵۲۴	۴/۱۶	۱۰۱۸/۴	۱۰۱۳	۱۰۱۶/۲
	۲					۱۰۱۷/۶	۱۰۱۰/۵	۱۰۱۴/۷
دو ماهه	۰	۲۱/۷۶۹	۱۱/۰۳	۲۲/۴۷۲۲	۱۲/۳۶	۱۰۵۰/۸	۱۰۵۰/۸	۱۰۵۰/۸
	۱	۰/۷۰۳۵۲	۴/۱۶	۰/۷۰۳۵	۴/۱۶	۱۰۵۸/۷	۱۰۵۳/۳	۱۰۵۶/۵
	۲					۱۰۵۸	۱۰۵۰/۹	۱۰۵۵/۲
سه ماهه	۰	۲۰/۰۳۸	۱۱/۰۳	۲۱/۰۰۱۸	۱۲/۳۶	۱۰۶۶/۶	۱۰۶۶/۶	۱۰۶۶/۶
	۱	۰/۹۶۳۲۴	۴/۱۶	۰/۹۶۳۲	۴/۱۶	۱۰۷۳/۷	۱۰۶۸/۳	۱۰۷۱/۵
	۲					۱۰۷۳/۱	۱۰۶۶	۱۰۷۰/۳
چهارماهه	۰	۱۷/۶۴۷	۱۱/۰۳	۱۸/۹۵۳	۱۲/۳۶	۱۰۸۴/۸	۱۰۸۴/۸	۱۰۸۴/۸
	۱	۱/۳۰۶	۴/۱۶	۱/۰۳۶	۴/۱۶	۱۰۹۰/۶	۱۰۸۵/۳	۱۰۸۸/۵
	۲					۱۰۹۰/۳	۱۰۸۳/۱	۱۰۸۷/۴

منبع: *خلاصهٔ خروجی آزمون جوهانسن- جوسلیوس که با استفاده از نرم افزار* ***Microfit*** *انجام شده است.*

ضرایب مدل

وجود رابطهٔ همجمعی بین قیمتهای آتی و اسپات، استفاده از مدل تصحیح خطا و یا لحاظ عبارت تصحیح خطا در مدل خودرگرسیونی برداری را توجیه می‌کند. با استفاده از معادلات ۱۴ و ۱۵ مدل تصحیح خطا برداری برآورد می‌شود. نتایج تخمین هر قرارداد آتی در جدول (۲) نمایش داده شده است.

جدول ۲. تخمین مدل تصحیح خطا و ضرایب همجمعی

قرارداد آتی	حالت	متغیر وابسته	ΔS			ΔF		
		متغیر مستقل	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
یک ماهه	مدل	ECT	-۰/۲۴۹	۰/۱۳۶	-۱/۸۲۵	۰/۷۶۰	۰/۱۳۴	۵/۶۹۰
		$\Delta S_t(-1)$	-۰/۶۲۵	۰/۰۹۵	-۶/۵۶۲	-۰/۶۲۵	۰/۰۹۵	-۶/۵۶۲
		$\Delta F_t(-1)$	۰/۲۸۴	۰/۱۱۸	۲/۴۰۵	۰/۳۶۰	۰/۱۱۶	۳/۱۱۳
		C	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۳	-۰/۱۲۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۳	-۰/۱۳۶
	معادله همجمعی	ΔS	۱			h= ۰/۸۶۲۳۳		
		ΔF	-۱/۲۸۸	۰/۰۵۲۱	-۲۴/۶۷۸			
		C	۰/۰۰۰۹					
دو ماهه	مدل	ECT	-۰/۴۱۸	۰/۱۶۰	-۲/۶۱۰	۰/۶۵۲	۰/۱۵۰	۴/۳۴۵
		$\Delta S_t(-1)$	-۰/۶۱۷	۰/۱۰۵	-۵/۸۸۴	-۰/۶۱۹	۰/۰۹۸	-۶/۳۰۹
		$\Delta F_t(-1)$	۰/۲۷۵	۰/۱۳۹	۱/۹۸۲	۰/۳۴۷	۰/۱۳۰	۲/۶۷۳
		C	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۳	-۰/۱۲۲	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۳	-۰/۱۱۲
	معادله همجمعی	ΔS	۱			h= ۰/۹۳۱۶۴		
		ΔF	-۱/۲۹۷	۰/۰۴۶	-۲۸/۰۴۹			
		C	۰/۰۰۱					
سه ماهه	مدل	ECT	-۰/۳۸۲	۰/۱۶۰	-۲/۳۸۵	۰/۶۵۰	۰/۱۴۰	۴/۶۴۱
		$\Delta S_t(-1)$	-۰/۶۲۵	۰/۱۰۵	-۵/۹۳۹	-۰/۵۸۷	۰/۰۹۲	-۶/۳۸۴
		$\Delta F_t(-1)$	۰/۳۰۹	۰/۱۴۸	۲/۰۸۷	۰/۳۶۸	۰/۱۲۹	۲/۸۴۱
		C	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۳	-۰/۱۱۷	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۳	-۰/۱۰۳
	معادله همجمعی	ΔS	۱			h= ۰/۹۹۱۵۵۴		
		ΔF	۱/۳۸۸	۰/۰۴۹	-۲۸/۴۱۷			
		C	۰/۰۰۱۴					
چهار ماهه	مدل	ECT	-۰/۳۴۵	۰/۱۵۹	-۲/۱۶۴	۰/۶۲۷	۰/۱۲۹	۴/۸۶۳
		$\Delta S_t(-1)$	-۰/۶۳۴	۰/۱۰۵	-۶/۰۴۴	-۰/۵۴۴	۰/۰۸۵	-۶/۴۰۵
		$\Delta F_t(-1)$	۰/۳۵۳	۰/۱۵۹	۲/۲۲۳	۰/۳۷۷	۰/۱۲۹	۲/۹۲۸
		C	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۳	-۰/۱۱۲	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۲	-۰/۱۰۰
	معادله همجمعی	ΔS	۱			h= ۱/۰۷۵۹۸		
		ΔF	-۱/۵۰۴	۰/۰۵۳	-۲۴/۳۸۷			
		C	۰/۰۰۲					

منبع: *خلاصهٔ خروجی نرم افزار* ***Eviews*** .

در جدول (۲) برای هر قرارداد آتی دو رابطه نشان داده شده است. رابطه اول ضرایب تخمینی مدل، انحراف معیار و آماره‌های t را نشان می‌دهد؛ رابطه دوم نیز معادله همجمعی

بین قیمتهای آتی و اسپات را ارائه می‌کند. تمامی ضرایب به استثنای عرض از مبدأ برای همه قراردادهای آتی از نظر آماری معنی‌دار هستند که خود دلالت بر قابل اطمینان بودن نتایج دارد.

معنادار بودن ضرایب جمله تصحیح خطا در هر دو الگوی تغییرات قیمتهای آتی و تغییرات قیمتهای اسپات، حاکی از ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت قیمتهای آتی و اسپات با مقادیر بلندمدت آنها است. از آنجایی که قدر مطلق ضرایب تصحیح خطای الگوی دوم (قیمتهای آتی متغیر وابسته) بزرگتر از الگوی اول (قیمتهای اسپات متغیر وابسته) است، این ارتباط برای قیمتهای آتی نسبت به قیمتهای اسپات قوی‌تر می‌باشد. چنین امری نشان می‌دهد که قیمتهای آتی نسبت به اسپات سرعت زیادی برای تعدیل انحراف دورهٔ قبل برای رسیدن به تعادل بلندمدت دارند. این یافته با این حقیقت سازگار است که در تاریخ سر رسید هر قرارداد آتی، قیمتهای آتی با قیمت اسپات خود تعدیل شده و به هم نزدیک می‌شوند.

همچنین باید توجه داشت که ضرایب جمله تصحیح خطا در دو الگو از نظر علامتی با هم متضاد هستند؛ این ضرایب در الگوی قیمتهای اسپات علامت منفی و برای قیمتهای آتی علامت مثبت دارد. توجیه این مطلب بدین صورت است که جمله تصحیح خطا سعی می‌کند نسبتی از خطای تعادل دوره آخر را تصحیح کند. بنابراین اگر این تعادل مثبت باشد، آنگاه قیمتهای اسپات در مقایسه با قیمتهای آتی بالاتر بوده و جمله تصحیح خطا باید قیمت اسپات را به پایین بفشارد تا به تعادل بازگردد و لذا ضریب تصحیح خطای قیمتهای اسپات علامت منفی پیدا می‌کند. همزمان جمله تصحیح خطا در الگوی دوم باید قیمتهای آتی را با بالا سوق دهد تا تعادل برقرار شود؛ بنابراین ارتباط، مستقیم بوده و علامت مثبت برای آن بدست می‌آید.

از میان این چهار قرارداد، آتی‌های یک ماهه، بیشترین تعدیل در قیمتهای آتی و کمترین تعدیل در قیمتهای اسپات را دارند که به ترتیب برابر ۰/۷۶ و ۰/۲۴ هستند. برای درک بیشتر مطالب بالا، این دو جمله تصحیح خطا را توضیح می‌دهیم: در الگوی اول ۰/۲۴ درصد از عدم تعادل یک دوره در قیمتهای اسپات در دوره بعدی تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر این ضریب نشان می‌دهد که هر عدم تعادل ایجاد شده در رابطه بلندمدت با سرعت

۰/۲۴ توسط تغییر در قیمتهای اسپات تعدیل می‌شود، پس تعدیل برای تعادل بلندمدت آهنگ کندی دارد. همین توجیه برای قیمتهای آتی با ضریب ۰/۷۶ و در جهت عکس با این تفاوت صادق است که آهنگ قیمتهای آتی نسبت با قیمتهای اسپات برای رسیدن به تعادل بلندمدت بیشتر است. (ضرایب تصحیح خطا برای سایر قراردادهای آتی به همین شکل قابل توجیه هستند)

معادلهٔ همجمعی که تعادل بلندمدت بین قیمتهای آتی و اسپات را نشان می‌دهد، بر اساس رابطهٔ ۱۶ برآورد شده است. ملاحظه می‌شود که ضرایب تغییرات قیمتهای آتی برای تمام قراردادهای آتی از نظر آماری معنی‌دار هستند، که خود نشان دهنده وجود ارتباط بلندمدت بین قیمتهای آتی و اسپات است.

نرخهای پوششی بهینه همانند مدل VAR از نسبت کوواریانس قیمتهای آتی و اسپات به واریانس قیمتهای آتی بدست می‌آید که در ستون آخر جدول (۲) مقادیر عددی آن برای هر قرارداد آتی آورده شده است. همانند دو مدل قبلی با طولانی شدن سررسید قراردادهای آتی، h نیز افزایش می‌یابد که با یافته‌های مطالعات قبلی سازگاری دارد. همچنین مقدار نرخهای پوششی این مدل بزرگتر از مدل VAR است که تورش‌دار بودن نرخهای پوششی مدل VAR را می‌رساند.

کارایی استراتژی‌های پوشش ریسک

در بخش گذشته نرخهای پوشش ریسک از سه مدل اقتصاد سنجی و برای قراردادهای آتی یک تا چهارماهه بدست آمد (در مجموع دوازده نرخ پوششی حاصل شد). تغییرات نرخهای پوششی دامنه کوتاهی داشته و بین ۰/۷ تا ۱/۰۷ قرار دارند، برای انتخاب بهترین نرخ پوششی کارایی، ریسک و بازدهی هر کدام از نرخهای پوششی محاسبه می‌شود.

بدین منظور ابتدا پورتفویی شامل داراییهای اسپات و آتی را تشکیل داده و تعداد قرارداد آتی آنها را از نرخهای پوششی محاسبه شده، لحاظ می‌کنیم (برای هر نرخ پوششی یک پورتفوی می‌سازیم). سپس ریسک، بازدهی و مطلوبیت هر پورتفوی را با استفاده از روابط

۳، ۴ و ۵ بدست می‌آوریم. البته برای محاسبه مقدار بازدهی، معادله (۳) را به صورت زیر تغییر داده و از میانگین آن برای محاسبه بازدهی استفاده می‌کنیم:

$$R_h = (S_t - S_{t-1}) \quad h(F_t \quad F_{t-1}) \qquad - \tag{۲۲}$$

$$\overline{R_h} = Mean\, R_h \tag{۲۳}$$

برای محاسبه مطلوبیت فرض می‌کنیم مطلوبیت انتظاری صفر و درجه ریسک گریزی چهار باشد. (این فروض در یکی از مقالات[1] توضیح داده شده در پیشینهٔ تحقیق، بکار رفته است.)

برای بررسی تأثیر استفاده از قراردادهای آتی در کاهش ریسک، از کارایی برون نمونه‌ای که به واقعیت نزدیکتر است، استفاده می‌شود. فرمول کارایی برون نمونه‌ای رابطه ۲۲ می‌باشد که برای مقادیر مختلف h محاسبه می‌شود. نتایج این محاسبات در جدول (۳) آورده شده است. در ضمن برای مقایسهٔ بین پورتفوی های پوشش داده شده با حالت بدون پوششی، محاسبات فوق را برای حالتی که نرخ پوششی صفر است (از قراردادهای آتی استفاده نمی‌شود) نیز انجام می‌دهیم.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

جدول ۳. مقایسه کارائی نرخهای پوششی

قرارداد آتی	مدل	نرخ پوششی ایستا و میانگین پویا	میانگین بازدهی پورتفوی پوششی	واریانس پورتفوی پوششی	کارائی (درصد)	مطلوبیت
یک ماهه	بدون پوشش	-----	۰/۰۰۷۵۶۷۸	۰/۱۶۶۵۷	-----	-----
	OLS	۰/۸۰۳۹۷	۰/۰۰۲۷۴۹	۰/۰۰۳۴۵۵	۸۶/۰۵	-۰/۰۱۳۸۲
	VAR	۰/۷۷۴۵۴۷	۰/۰۰۲۹۲۶	۰/۰۰۲۵۷۴	۸۴/۵۴	-۰/۰۱۰۲۹۶
	VECM	۰/۸۶۲۳۳	۰/۰۰۲۳۹۹	۰/۰۰۱۸۸۵	۸۸/۶۸	-۰/۰۰۷۵۴
دو ماهه	بدون پوشش	-----	۰/۰۰۷۵۶۷۸	۰/۱۶۶۵۷	-----	-----
	OLS	۰/۹۰۵۲۴	۰/۰۰۲۰۴۱	۰/۰۰۱۵۰۱	۹۰/۹۹	-۰/۰۰۶۰۰۴
	VAR	۰/۸۶۴۳۴۱	۰/۰۰۲۲۹۰	۰/۰۰۱۷۸۳	۸۹/۲۹	-۰/۰۰۷۱۳۲
	VECM	۰/۹۳۱۶۴	۰/۰۰۱۸۷۹	۰/۰۰۱۳۳۹	۹۱/۹۶	-۰/۰۰۵۳۵۶
سه ماهه	بدون پوشش	-----	۰/۰۰۷۵۶۷۸	۰/۱۶۶۵۷	-----	-----
	OLS	۰/۹۶۳۳۶	۰/۰۰۱۵۱۸	۰/۰۰۱۰۴	۹۱/۳۰	-۰/۰۰۴۱۶
	VAR	۰/۹۲۱۱۶۷	۰/۰۰۱۷۸۳	۰/۰۰۱۲۶۹	۹۲/۳۸	-۰/۰۰۵۰۷۶
	VECM	۰/۹۹۱۵۵۴	۰/۰۰۱۱۱۰	۰/۰۰۰۷۹۴۳	۹۵/۲۳	-۰/۰۰۳۱۷۷
چهار ماهه	بدون پوشش	-----	۰/۰۰۷۵۶۷۸	۰/۱۶۶۵۷	-----	-----
	OLS	۱/۰۳۵۳	۰/۰۰۰۸۲۵۴	۰/۰۰۰۶۵	۹۶/۱۲	-۰/۰۰۲۶
	VAR	۰/۹۹۶۳۶۷	۰/۰۰۱۳۰۹	۰/۰۰۰۸۸۳۷	۹۴/۶۹	-۰/۰۰۳۵۳۴
	VECM	۱/۰۷۵۹۸	۰/۰۰۰۵۶۰۵	۰/۰۰۰۵۵۰۱	۹۶/۷۰	-۰/۰۰۲۲

منبع: *محاسبات تحقیق*.

نتایج تجزیه و تحلیل داده‌های جدول فوق به صورت زیر است:

➢ رابطهٔ بین ریسک و بازده مستقیم است؛ یعنی هر چه ریسک یک نرخ پوششی بیشتر شود بازدهی آن هم بیشتر می‌شود. بنابراین درحالت بدون پوششی -که نرخ پوششی صفر است- چون ریسک به بالاترین مقدار خود رسیده، بیشترین بازدهی را نیز داریم. این یافته با اصل «ریسک بیشتر = بازدهی بیشتر» همخوانی دارد.

➢ با طولانی شدن سررسید قراردادهای آتی، در حالیکه مقدار نرخ پوششی برای تمام مدل‌ها افزایش می‌یابد، ریسک کاهش یافته و به تبع آن بازدهی نیز کاهش می‌یابد. بنابراین قراردادهای آتی یک ماهه در همهٔ مدل‌ها، بیشترین ریسک و بازدهی و آتی‌های چهار ماهه، کمترین این مقادیر را دارا هستند.

➢ در هر قرارداد آتی، نرخهای پوششی مدل VECM کمترین ریسک و بازدهی را دارند. بیشترین ریسک و بازدهی هم مربوط به مدل VAR است که در آتی‌های یک ماهه استثنا بوده و مدل OLS نیز چنین می‌باشد.

➢ از آنجایی که در حالت بدون پوششی از قراردادهای آتی استفاده نمی‌شود، کارایی آن صفر است؛ اما در بقیه مدل‌ها شاهد کارایی بالایی هستیم. در بدترین حالت که مربوط به نرخ پوششی مدل VAR در قراردادهای آتی یک ماهه است؛ قراردادهای آتی ریسک را به میزان ۸۴/۵۴ درصد کاهش می‌دهند. این به معنی کاهش ۸۴/۵۴ درصدی کل ریسک پورتفوی پوشش یافته نسبت به حالت بدون پوششی(استفاده نکردن از آتی‌ها برای پوشش ریسک) می‌باشد.

➢ همانند نرخهای پوششی که با مدت زمانی قراردادهای آتی رابطه مستقیم دارند، کارایی هر کدام از مدل‌ها نیز با طولانی شدن قراردادهای آتی بیشتر می‌شود. بنابراین بیشترین و کمترین کارایی در هر مدل به ترتیب برای قراردادهای چهار ماهه و یک ماهه است.

➢ برای هر قرارداد آتی، بیشترین کارایی در نرخ پوششی مدل تصحیح خطا و بدترین آن در مدل VAR می‌باشد که البته برای نوع سه ماهه، مدل OLS کمترین کارایی را دارد و بیشترین کارایی ۹۶/۷ درصد بوده که مربوط به نرخ پوششی مدل VECM در قراردادهای آتی چهارماهه است.

➢ اعداد و ارقام مربوط به ستون مطلوبیت نتایج مشابه با کارایی را ارائه می‌کند. در هر قرارداد آتی، مدل VECM بیشترین مطلوبیت را نتیجه می‌دهد. همچنین با افزایش سررسید قراردادهای آتی مطلوبیت مدل‌ها نیز افزایش می‌یابد؛ بطوری که مطلوبیت مدل VECM در آتی چهارماهه بیشترین مقدار را دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی واقعیت تلخی است که با توجه به شرایط فعلی اقتصاد، رهایی از آن به سادگی امکان‌پذیر نیست. این در حالی است که درآمدهای نفتی به دلیل تغییرات غیر قابل پیش‌بینی قیمتهای نفت، نوسانات زیادی داشته و باعث بوجود آمدن ریسک درآمدهای نفتی شده است. این ریسک اثرات منفی بر اقتصاد گذاشته و باید با آن مقابله کرد؛ که پوشش ریسک یک راهکار مناسبی برای این منظور می‌باشد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که قراردادهای آتی ابزار بسیار خوبی در جهت کاهش ریسک هستند؛ زیرا می‌توانند ریسک نوسانات قیمت را بین ۸۵ تا ۹۶ درصد کاهش دهند. این دامنه به نوع قرارداد آتی و مدل انتخابی برای تعیین نرخ پوششی بهینه بستگی دارد. اما انتخاب بهترین مدل و قرارداد به هدف پوشش دهنده ریسک از انجام استراتژی پوشش ریسک مربوط می‌شود.

ایران به عنوان یک کشور صادرکنندهٔ نفت خام با اقتصاد تک محصولی متکی به درآمدهای نفتی یک سرمایه گذار ریسک گریز محسوب می‌شود؛ زیرا بخش اعظمی از بودجه سالانه و برنامه‌های پنج ساله کشور بر اساس دلارهای نفتی تنظیم می‌شود، و مهمترین دغدغهٔ دولت تحقق این نوع از درآمدها است که به نحوی به دنبال تثبیت آنها است. بنابراین قراردادهای آتی چهار ماهه، با نرخ پوششی مدل **ECM** که می‌تواند ریسک نوسانات قیمت نفت خام را ۹۶/۷ درصد کاهش دهد و باعث ثبات بیشتر درآمدهای نفتی شود، مناسب‌ترین گزینه است. با توجه به این نتیجه، پیشنهاد می‌شود که در مواقعی که پیش‌بینی‌ها حکایت از کاهش قیمتها در آینده دارد، دولت برای پوشش ریسک نوسانات قیمت نفت اقدام به انجام

معاملات کاغذی نفت کند. بدین منظور بهتر است تا برای پوشش هر چه بیشتر و بهتر ریسک از قراردادهای آتی با سررسید بلندمدت‌تر استفاده شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشتها:

۱. ابراهیمی، محسن و قنبری، علیرضا. «مدیریت ریسک نوسانات قیمت نفت در ایران». *نامه مفید*، سال دوازدهم، شماره ۵۷، ۱۳۸۵.

۲. تشکینی، احمد. ***اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit***. تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران، ۱۳۸۴.

۳. جدیدیان، سروا. «پوشش ریسک صادرات نفت از طریق بازارهای سلف». ***پایان نامه کارشناسی ارشد***، مؤسسه عالی پژوهش و برنامه‌ریزی، (۱۳۸۱).

۴. جلالی نائینی، احمدرضا و کاظمی منش، مریم. «بررسی تغییرات نرخ بهینه پوشش ریسک در بازار نفت». ***فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی***، سال اول، شماره ۱، (۱۳۸۳).

۵. درخشان، مسعود. ***مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت***. تهران: انتشارات مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی، ۱۳۸۳.

۶. شیرین بخش، شمس الله و حسن خوانساری، زهرا. ***کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی***. تهران: پژوهشکده امور اقتصادی، ۱۳۸۳.

۷. گجراتی، دامور. ***مبانی اقتصاد سنجی***. جلد دوم . ترجمهٔ حمید ابریشمی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۷۸.

۸. نوفرستی، محمد. ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***. تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸.

۹. نوفرستی، محمد. ***الگوهای ساختار اقتصاد سنجی کلان ایران***. تهران: وزارت امور اقتصاد و دارایی، ۱۳۷۳.

10. Benninga, S., Eldor, R. and Zilcha, I. "Optimal Hedging in the Futures Market Under Price Uncertainty"., ***Economic Letters***, Vol. 13, (1983).

11. Brooks, C., Henry, O.T. and Persand, G. "The Effects of Asymmetries on Optimal Hedge Ratios"., ***Journal of Business***, Vol. 75, No. 2, (2002): 333-352.

12. 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).

13. Castellino, M. "Minimum-Variance Hedging with Futures Re-visited"., ***Journal of Portfolio Management***, Vol. 16, (1990).

14. Cecchetti, S.G., Cumby, R.E. and Figlewski, S. "Estimation of the Optimal Futures Hedge"., ***The Review of Economics and Statistics***, Vol. 70, (1988).

15. Ederington, L. H. "The Hedging Performances of the New Futures Markets"., ***Journal of Finance***, Vol. 34, No. 1, (1979).

16. Engle, R.F. and Granger C.W.J. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing"., ***Econometrica***, Vol. 55, No. 2, (1987): 251-276.

17. Ghosh, A. "Hedging with Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model"., ***Journal of Futures Markets***, Vol. 13, No. 7, (1993): 743-752.

18. Herbst, A. F., Kare D.D. and Marshall J.F. "A Time Varying Convergence Adjusted, Minimum Risk Futures Hedge Ratio"., ***Advances in Futures and Option Research***, Vol. 6, (1993): 137-155.

19. Johnson, L. L. "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures"., ***Review of Economic Studies***, Vol. 27, (1960): 139-151.

20. 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).

21. Lien, L. "Contegration and the Optimal Hedge Ratio: the General Case"., ***The Quarterly Review of Economics and Finance***, Vol. 44, (2004).

22. Lien, D. and Tse, Y.K. "Fractional Cointegration and Futures Hedging"., ***Journal of Futures Markets***, Vol. 19, No. 4, (1999): 457-474.

23. Lien, D. and Luo, X. "Estimating Multiperiod Hedge Ratios in Cointegrated Markets"., ***Journal of Futures Markets***, Vol. 13, No. 8, (1993).

24. Markowitz, H. "Portfolio Selection 203"., ***Journal of Finance***, Vol. 7, (1952): 77-91.

25. Myers, R. J. "Estimating Time-Varying Hedge Ratios on Futures Markets"., ***Journal of Futures Markets***, Vol. 11, No. 1, (1991): 39-53.

26. Myers, R. J. and Thompson, S.R. "Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation"., ***American Journal of Agricultural Economics***, Vol. 71, (1989): 858-867.

27. Rutledge, D. J. S. "Hedgers Demand for Futures Contracts: A Theoretical Framework With Applications the United State Soybean Complex"., ***Food. Research Institute Studies***, Vol. 11, (1972): 237-256.

28. Sim, A.B. and Zurbruegg, R. "Optimal Hedge Ratios and Alternative Hedging Strategies in the Presence of Cointegrated Time-Varying Risks"., ***The European Journal of Finance***, Vol. 7, No. 3, (2001): 269-283.

29. Stein, J.L. "The simultaneous Determinations of Spot and Futures Prices"., ***American Economic Review***, Vol. 51, (1961): 1012-1025.

30. Suhakar, S.R. "Risk Return Trade-offs from Hedging Oil Price in Ecuador"., ***Journal of Emerging Market Finance***, Vol. 4:1, (2005): 24-41.

31. Thompson, J. and Laws, J. "Hedging Effectiveness of Stock Index Futures"., ***European Journal of Operation Research***, Vol. 163, (2005): 177-191.

32. Witt, H. J., Schroeder, T.C. and Hayenga, M. L., "Comparison of Analytical Approaches for Estimating Hedge Ratios for Agricultural Commodities"., ***Journal of Futures Markets***, Vol. 7, (1987).

33. Working, H. "Futures Trading and Hedging"., ***American Economic Review***, Vol. 43, (1953): 314-343.

34. Yang, W. "M-GARCH Hedge Ratios and Hedging Effectiveness in Australian Futures Markets". School of Finance and Business Economics, Edith Cowan University, (2001).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی