تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دوره ۴۵، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۳، ص (۶۱۱-۶۰۱)

مدیریت ریسک قیمت محصول خرما با استفاده از بازار آتی (کاربرد مدل گارچ دومتغیره)

حبیبه شرافتمند[1*]، سعید یزدانی[2]، رضا مقدسی[3]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران

۲. استاد گروه اقتصاد کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

۳. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران

(تاریخ دریافت: ۹۲/۳/۱۲- تاریخ تصویب: ۹۲/۹/۱۲)

چکیده

کشاورزی فعالیتی است که مخاطرات زیادی دارد. در این فعالیت، انواع ریسک‌های طبیعی، اجتماعی و اقتصادی دست‌به‌دست هم می‌دهند و مجموعهٔ شکننده و آسیب‌پذیری برای تولیدکنندگان فراهم می‌کنند. در این میان، ریسک قیمتی در محصولات کشاورزی، مشکلات مالی فراوانی برای تولیدکنندگان ایجاد کرده است، این مطالعه بر امکان استفاده از بازار آتی به‌عنوان ابزار مدیریتی ریسک قیمتی محصول خرما تمرکز کرد؛ بنابراین ابتدا با استفاده از قیمت‌های ماهانهٔ خرما و به‌کارگیری چارچوب تئوری میانگین واریانس، نسبت تأمین با روش OLS تعیین شد. سپس به‌دلیل وجود واریانس‌های شرطی خودهمبسته، نسبت تأمین متغیر طی زمان با استفاده از مدل گارچ دومتغیره برآورد شد. ماتریس واریانس کوواریانس شرطی متغیر طی زمان براساس مدل‌های چندمتغیرهٔ ناهمسان واریانس Bekk (۱/۱) تخمین زده شد. سپس با استفاده از نتایج این ماتریس‌ها، نسبت تأمین متغیر طی زمان برآورد شد. پیش‌بینی قیمت آتی خرما با استفاده از الگوی شبکهٔ عصبی و الگوی گارچ است. نسبت تأمین استخراجی از روش گارچ دومتغیره به طور متوسط برابر ۰/۷ برآورد شد و بیانگر این است که حدود ۷۰ درصد از ریسک قیمتی محصول خرما می‌تواند با فروش در بازار آتی کاهش یابد.

طبقه‌بندی JEL: C1, C32, D4.

واژه‌های کلیدی: بازار آتی، خرما، ریسک قیمت، مدل گارچ.

Archive of SID

مقدمه

ویژگی مهم بسیاری از کالاها از جمله کالاهای کشاورزی، ناپایداری شدید قیمت‌هاست. این ناپایداری ناشی از عوامل تأثیرگذار بر عرضه و تقاضای این محصولات است. ناپایداری قیمت و به‌عبارت دیگر بی‌اطمینانی به قیمت‌های آینده، نگرانی همیشگی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان عمدهٔ کالاهاست. هرچند در مواردی دولت‌ها در بازار محصولات دارای ناپایداری شدید قیمت دخالت می‌کنند و با کنترل قیمت‌ها سعی در کاهش این نگرانی دارند، اما این دخالت‌ها علاوه‌بر تحمیل هزینه‌های زیاد بر جامعه، در بهترین حالت به کاهش کارایی بازار منجر می‌شود (Yazdani & Kiyani Rad, 2004).

تولیدکنندگان از ابزارهای مختلف مدیریت ریسک برای تغییر توزیع احتمالی نتایج نهایی فعالیت خود استفاده می‌کنند. از جمله روش‌های متداولی که تولیدکنندگان کشاورزی در راستای مدیریت ریسک به‌کار می‌گیرند، استفاده از نهاده‌های

* نویسندهٔ مسئول: Email:sherafatmand_m@yahoo.com

www.SID.ir

کاهش‌دهندهٔ ریسک، تنوع، تخصیص بهینهٔ منابع اعتباری به نیازهای مالی فعالیت‌ها، پیش‌فروش محصول، فروش محصول از طریق قراردادهای آتی یا قراردادهای اختیاری است.

اولین پرسش اساسی این است: چرا تولیدکنندگان و کشاورزان برای مقابله با نوسانات قیمتی از بازار آتی اشاره‌شده در بسیاری از مطالعات تجربی استفاده نمی‌کنند؟ دومین پرسش این است: آیا قراردادهای آتی و بازارهای آتی، به‌طور مؤثر و کارا در مدیریت ریسک قیمتی ایفای نقش می‌کنند؟ یکی از تبعه‌های اصلی بازارهای آتی، انتقال ریسک است. ریسک به آسانی قابل انتقال به متمایلان و پذیرندگان آن- مانند مبادله‌گران- است. در زمینهٔ کالاهای کشاورزی، کشاورزان معمولاً با سه نوع ریسک مواجه‌اند. اول ریسک تولید، که ناشی از بی‌اطمینانی دربارهٔ روند رشد طبیعی محصولات است که ارتباط چندانی به سیاست‌های دولتی ندارد و می‌تواند به‌طور مستقیم توسط تولیدکنندگان از طریق استراتژی‌های تجاری مدیریت و کنترل شود. دوم ریسک مالی، که زارع پول قرض می‌کند و تعهدی برای بازپرداخت برای خود ایجاد می‌کند. سوم ریسک قیمت یا بازار. این نوع از ریسک به بی‌اطمینانی تولیدکنندگان دربارهٔ قیمت‌های دریافتی برای محصول یا قیمتی برمی‌گردد که آن‌ها برای نهاده پرداخت می‌کنند. با فرض وجود ریسک تولید و قیمت، امکان دارد قانون عرضه صادق نباشد و عرضهٔ محصول به عوامل دیگری همانند درجهٔ ریسک‌گریزی، توزیع احتمالاتی قیمت و عملکرد، همبستگی و کوواریانس بین قیمت‌ها و عملکرد، که ممکن است موجب لغوشدن قانون عرضه شود، بستگی داشته باشد. این‌گونه ریسک‌ها، که به‌دلیل تغییر در عرضه و تقاضا اتفاق می‌افتد، از کنترل و مهارت‌های تولیدکنندگان و کشاورزان خارج است و باید با ابزارهای بازاری مدیریت و کنترل شوند و در چنین مواردی است که ابزار بازارهای آتی و بیمه وارد می‌شوند (Ai, 2012). دولت تمایل به کاهش برنامه‌های حمایتی‌اش دارد (یارانهٔ -غیر- مستقیم)؛ بنابراین، تولیدکنندگان و کشاورزان مجبور به استفاده از استراتژی‌های خصوصی- مانند بازارها- برای مقابله با این نوسانات و کاهش آن‌ها هستند. نگرانی تولیدکنندگان و مصرف کنندگان کالاها از ناپایداری قیمت، مبنای ایجاد بازارهای آتی کالاهاست. هدف اصلی ایجاد این بازارها، کاهش آثار زیانبار ریسک قیمت از طریق انعقاد قراردادهای آتی مختلف است.

در کشورهایی که بازارهای آتی یا بورس کالاهای کشاورزی به حد مطلوبی توسعه یافته‌اند، بازارها به‌عنوان ابزار بسیار مناسبی در راستای مدیریت ریسک قیمت محصولات کشاورزی توسط تولیدکنندگان این بخش استفاده می‌شوند؛ یعنی تولیدکنندگان می‌توانند همزمان از سیاست‌های حمایتی مختلف که توسط دولت اتخاذ و اجرا می‌شود، بهره‌مند شوند و محصول خود را در این بازارها به‌فروش برسانند. بسیاری از مطالعات تجربی به بررسی و امکان‌سنجی استفاده از بازارهای آتی برای مدیریت ریسک قیمتی محصولات کشاورزی و غیر کشاورزی پرداختند. Pendar et al. (2011) مدیریت ریسک قیمتی واردات دانه‌روغنی سویا را با بازار آتی بررسی کردند و نشان دادند با محاسبهٔ نسبت تأمین به کمک دو الگوی حداقل واریانس و میانگین، بازار آتی می‌تواند به‌عنوان ابزاری مناسب برای مدیریت ریسک قیمت برای واردکنندگان دانهٔ سویا بهره‌برداری شود. Abdollah Ezat Abadi & Najafi (2006) به اندازه‌گیری نسبت تأمین در بازار اختیار معامله و نیز در بازار آتی پرداختند و نشان دادند نسبت‌های تأمین در بازارهای آتی و اختیار معاملهٔ محصول پسته در شرایط متفاوت، با میانگین بین ۰/۲۲ تا ۰/۹۹ تغییر می‌کند؛ بنابراین بازار آتی قابل ترجیح است. Jalali Naeini & Kazemi Manesh (2004) به‌منظور بررسی تغییرات میزان بهینهٔ پوشش ریسک در بازار نفت خام، از مدل‌های گارچ استفاده کردند. برآورد میزان بهینهٔ پوشش ریسک این مطالعه نشان داد با افزایش دورهٔ قراردادهای آتی، این میزان بزرگ‌تر از یک است. Abdollahi Ezat Abadi & Najafi (2003) نشان دادند محصول پسته از تمام جهات برای معامله در بازارهای آتی و اختیار معامله مناسب است.

Waldemar et al. (2010) عملکرد تأمین پویا را برای تولیدکنندگان سویا با استفاده از مدل Bgarch در مقایسه با مدل OLS تعیین کرد. نتایج بیانگر عملکرد بهینهٔ مدل Bgarch است. Choudhry (2009) عملکرد نسبت تأمین متغیر طی زمان را برای بازارهای آتی کالاهای کشاورزی ذرت، قهوه، گندم، شکر، سویا و شتر زنده با استفاده از مدل‌های متفاوت Garch تعیین کرد. وی از مدل‌های Bgarch, Bekk Bgarch, Bgarch-X, Bekk Bgarch-X بهره برد. نتایج این تحقیق نشان داد عملکرد مدل Bgarch-X در تعیین نسبت تأمین بهترین است. Sephton (1993a) با استفاده از داده‌های روزانه برای گندم، نسبت تأمین بهینه را محاسبه کرد. این مطالعه نتیجه گرفت نسبت تأمین براساس مدل Garch عملکرد بهتری در مقایسه با نسبت تأمین حداقل واریانس دارد. Sephton (1993b) با استفاده از

Archive of SID

www.SID.ir

داده‌های روزانهٔ جو و گندم (canola) و برای دورهٔ ۱۹۸۹-۱۹۸۸، نسبت تأمین را بر اساس مدل Garch تعیین کرد. Baillie & Myers (1991) با استفاده از داده‌های روزانه برای دورهٔ ۱۹۸۶-۱۹۸۲ برای کالاهای گوشت گاو، قهوه، ذرت، پنبه، طلا و سویا، با استفاده از مدل Bgarch، نسبت تأمین حداقل واریانس را تعیین کردند. نتایج این مطالعه نشان داد نسبت‌های تأمین استخراج‌شده از مدل Garch به‌طور معنی‌داری بهتر از نسبت‌های تأمین ثابت است. مدل‌های Arch، Garch، Bgarch به‌طور وسیعی برای تعیین نسبت‌های تأمین متغیر طی زمان استفاده شدند. در زمینهٔ کالاهای آتی می‌توان به مطالعهٔ Baillie & Myers (1991) و Myers (1991) و در زمینهٔ نرخ ارزهای خارجی به مطالعهٔ Kroner & Sultan (1993) و در زمینهٔ نرخ‌های بهرهٔ آتی به مطالعهٔ Gagnon & Lypny (1995) و در زمینهٔ ذخایر آتی به مطالعه‌های Park & Switzer (1995) و Tong (1996) اشاره کرد. نسبت تأمین شرطی برای مثال در مطالعهٔ Miffre (2004)، Lien et al. (2002)، Brooks et al. (2002)، Garcia et al. (1995)، Park & Switzer (1997)، Bera, et al. ، Sephton (1995)، Kroner & Sultan (1993)، Malliaris & Urrutia, (1991)، Cecchetti (1988)، Engle ، et al. (1982)، Bollerslev (1986)، Ederington (1979) استفاده شد. درحالی‌که Lien et al. (2002) و Collins (2000) نشان دادند نسبت تأمین شرطی هیچ مزیتی بر روش OLS ندارد.

بازار آتی بازاری سازمان‌یافته است که در آن کالاها به‌صورت نقدی یا آتی دادوستد می‌شوند، به‌طوری‌که تعداد زیادی از عرضه‌کنندگان کالای خود را عرضه می‌کنند و کالا پس از بررسی توسط کارشناسان عرضه می‌شود. در بازارهای آتی، کالاهای خام و فرآوری‌نشده دادوستد می‌شوند. هر کالایی که در بازارهای آتی معامله می‌شود باید سه شرط اساسی را داشته باشد:

باید این کالا استاندارد باشد و برای کالاهای کشاورزی و صنعتی باید به‌صورت خام و غیر فرآوری‌شده باشد. کالاهای فاسدشدنی باید عمر نگهداری مناسبی داشته باشند. قیمت نقدی کالا باید به حد کافی نوسان داشته باشد تا بی‌اطمینانی ایجاد نکند؛ به‌عبارت دیگر، قیمت کالا باید ریسک و یک سود پتانسیل در خود داشته باشد.

قیمت خرما به‌عنوان یکی از محصولات صادراتی ایران نیز در سال‌های اخیر نوسان‌های زیادی داشت.

بررسی نمودار ۱ نشان می‌دهد قیمت ماهانهٔ خرما در سطح تولیدکننده روندی کاملاً نوسانی در دورهٔ ۱۲:۹۰-۱:۱۳۶۹ داشت. این موضوع بیانگر نوسان و ریسکی‌بودن قیمت محصول خرماست. یکی از عواملی که موجب افزایش و به‌نوعی نوسان در قیمت خرما می‌شود، ماه مبارک رمضان است (در نمودار ۱ ماه رمضان با دایره مشخص شده است).

نمودار ۱. قیمت ماهانهٔ خرما در سطح تولیدکننده با قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳

برای بررسی و ارائهٔ تأثیر هرچه بیشتر ماه مبارک رمضان بر افزایش قیمت خرما در ایران از رگرسیون ۱ استفاده می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

(۱)

$$\log(PP) = ۱۳/۹۸ + ۰/۰۵dummy - ۰/۳۷\log(D) + ۰/۴۴\log(I)$$
$$(۱/۱۷) \quad (۰/۰۳) \qquad (۰/۱) \qquad (۰/۱)$$
$$R^۲ = ۰/۶ \qquad DW = ۲$$

در رگرسیون ۱، مقصود از PP[1] قیمت خرما در سطح تولیدکننده است که این متغیر به‌صورت ماهانه است و دورهٔ ۱۳۹۰-۱۳۷۱ را دربرمی‌گیرد. مقصود از متغیر موهومی (dummy) ماه رمضان است که برای ماه‌های رمضان عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر درنظر گرفته شد. همان‌گونه که رگرسیون بالا نشان می‌دهد، ماه رمضان تأثیر مثبت بر افزایش قیمت خرما گذاشت و این تأثیر در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار است. متغیر D بیانگر میزان تقاضاست که ضریب این متغیر طبق تئوری منفی و معنی‌دار است. از جمله عوامل دیگر تأثیرگذار بر روند قیمت، متغیر I یا همان درآمد سرانهٔ حقیقی است که طبق انتظار تأثیر مثبت بر افزایش قیمت دارد.

این نوسان‌ها که در سطح تولیدکننده به‌طور چشمگیری وجود دارد، موجب ایجاد مشکلات اقتصادی برای خرمادارن شد. همچنین، به‌دلیل اینکه در بیشتر مناطق خرماخیز، به‌علت کمبود آب، خرما تنها محصول قابل کشت است، امکان استفاده از ابزاری مانند تنوع کشت برای کاهش نوسان‌های درآمدی حاصل از قیمت و عملکرد برای کشاورزان وجود ندارد. پس معرفی ابزاری مانند بازار آتی ممکن است گامی مثبت در راستای کاهش این نوسان‌ها باشد، زیرا خرما محصولی صادراتی است و خرماکاران نسبت به سایر کشاورزان تجاری‌تر هستند؛ بنابراین، تولیدکنندگان خرما می‌توانند به‌عنوان پیشگامان ایجاد و توسعهٔ بازارهای آتی مطرح باشند. درنتیجه، این مطالعه ضمن توجه به مبانی نظری مدیریت ریسک، همگام با سایر مطالعات انجام‌گرفته در زمینهٔ امکان‌سنجی توسعهٔ بازار آتی در زمینهٔ مدیریت ریسک، برای اولین‌بار موضوع ورود محصول خرما را به بازار آتی بررسی می‌کند.

مواد و روش‌ها

روش تخمین نسبت تأمین بهینه

روش مرسوم سنتی برای برآورد نسبت تأمین حداقل واریانس، انجام‌دادن رگرسیون در تغییر قیمت‌های جاری ΔS_t بر تغییرات در قیمت‌های آتی ΔF به‌روش OLS است (Junkus & Lee, 1985). معادلهٔ رگرسیونی مربوطه می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

$$\Delta S_t = \alpha_۰ + \alpha_۱ \Delta F_t + e_t \qquad (۲)$$

که در آن نسبت تأمین حداقل واریانس، برابر با $\alpha_۱$ است. مشکل اصلی این مدل‌ها، درنظرنگرفتن تغییر زمانی توزیع مشترک قیمت‌های جاری و آتی است و همان‌گونه که Myers & Thompson (1989) ارائه کردند، این تکنیک به‌جای استفاده از نمونه‌های شرطی، از نمونه‌های غیر شرطی استفاده می‌کند؛ یعنی از اطلاعات متداول در دسترس استفاده می‌کند. نداشتن همبستگی کامل قیمت‌های جاری و آتی در دنیای واقعی سبب تغییر نسبت تأمین بهینهٔ ریسک در زمان و ظهور اطلاعات گذشته از طریق واریانس‌های شرطی می شود. اگر ریسک پایه تنها عامل نداشتن قطعیت باشد، نسبت تأمین متغیر طی زمان از نسبت کوواریانس شرطی قیمت‌های جاری و آتی به واریانس شرطی قیمت آتی، در چارچوب مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودهمبستهٔ چندمتغیره به‌دست می‌آید:

$$H_j = \frac{\text{cov}(\Delta S, \Delta F) \mid \Omega_{t-۱}}{\text{var}(\Delta F) \mid \Omega_{t-۱}} \qquad (۳)$$

فرض کنید اطلاعات موجود ($\Omega_{t-۱}$) شامل بردار متغیرهای ($X_{t-۱}$) و تغییرات قیمت‌های جاری و آتی با معادله‌های زیر ایجاد شوند:

$$\Delta S_t = X_{t-۱}\alpha + u_t$$
$$\Delta F_t = X_{t-۱}B + v_t \qquad (۴)$$

$$\Delta F_t = X_{t-۱}B + v_t \qquad (۵)$$

در این زمینه، نسبت تأمین حداقل واریانس تخمین‌زده شده به روش حداکثر درستنمایی برابر است با:

$$\hat{h}X_{t-۱} = \frac{\hat{\sigma}_{uv}}{\hat{\sigma}_v^۲} \qquad (۶)$$

1. PP= producer price

Archive of SID

www.SID.ir

که درآن، $\hat{\sigma}_{uv}$ = کوواریانس بین باقیمانده‌های U_t و V_t است و $\hat{\sigma}_v^2$ = واریانس باقیماندهٔ V_t است.

نسبت تأمین متغیر در زمان و تخمین آن با مدل‌های Bgarch- Garch[1]

با استفاده از چارچوب میانگین واریانس، نسبت تأمین از طریق رگرس‌کردن تغییرات قیمت آتی روی تغییرات قیمت جاری به روش OLS به‌دست می‌آید. با فرض حداکثرسازی مطلوبیت و وجود کارایی در بازارهای آتی، نسبت تأمین بهینهٔ شرطی b_{t-1}^* در زمان t به قرار زیر محاسبه می‌شود:

$$b_{t-1}^* = \frac{-\text{cov}(R_t^s, R_t^f \mid \psi_{t-1})}{\text{var}(R_t^f \mid \psi_{t-1})} \qquad (۷)$$

که در آن، R^s_t = لگاریتم قیمت‌های جاری، R^F_t = لگاریتم قیمت‌های آتی و ψ_{t-1} = داده‌هایی است که در زمان t-۱ قرارگرفته‌اند[2]. این نسبت شبیه به نسبت تأمین مرسوم و سنتی است با این استثنا که واریانس و کوواریانس شرطی جانشین واریانس و کوواریانس غیر شرطی می‌شود. به‌دلیل اینکه معادله‌های شرطی (moments) می‌توانند با تغییر داده‌ها و اطلاعات تغییر کنند، نسبت‌های تأمین می‌تواند در زمان تغییر کنند (Bera et al., 1997).

توسعهٔ مدل‌های Arch و Garch به درنظرگرفتن و توجه‌کردن طبیعت پدیدهٔ ناهمسانی واریانس در جملهٔ خطای معادلهٔ ۲ منجر می‌شود. در این حالت، واریانس و کوواریانس شرطی استخراج‌شده از مدل‌های Garch در تخمین نسبت تأمین استفاده می‌شوند.

روشی که به‌طور عمومی برای تخمین معادلهٔ ۷ به‌کار می‌رود، روش گارچ چندمتغیره است (Bera, et al., 1997). مدل‌های گارچ چندمتغیره برای تعیین کوواریانس‌ها و ارتباطات همبستگی استفاده می‌شوند. فرمول پایه در این ارتباط مانند فرمول گارچ است، با این تفاوت که واریانس‌ها و کوواریانس‌ها در زمان متغیراند. در تصریح یک مدل گارچ چندمتغیره لازم است نخست مدل آنقدر انعطاف‌پذیر باشد که بتواند پویایی ماتریس واریانس کوواریانس شرطی را نشان دهد. دوم، از آنجاکه تعداد پارامترهای یک مدل گارچ چندمتغیره با افزایش بعد مدل بسیار سریع افزایش می‌یابد، تصریح مدل باید شرط به‌صرفه‌بودن را برآورده کند. سومین شرط تصریح یک مدل گارچ چندمتغیره آن است که ماتریس واریانس کوواریانس شرطی باید مثبت معین باشد (Heydari & Molabahrami, 2010).

سه مدل گارچ چندمتغیره که به‌طور عمومی استفاده می‌شوند عبارتند از:

۱. مدل‌های گارچ چندمتغیرهٔ VECH (p,q). این مدل به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$y_{i,t} = \mu_i + E_{i,t} \qquad (۸)$$

که در آن بازدهی بازار i ام در زمان t برابر $y_{i,t}$ است. با استفاده از جبر ماتریس می‌توان نوشت:

(۹)

$$VECH(H_t) = C + A\, VECH(E_{t-1}E'_{t-1}) + B\, VECH(H_{t-1})$$
$$E_t \mid \varphi_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

که در آن E_t بردار باقیمانده‌های مدل است. همچنین، vech (.) عملگری است که ستون‌های بخش پایین مثلثی ماتریسی دلخواه را ردیف می‌کند. مدل بالا مشکلاتی دارد: نخست حتی در صورت کوچک‌بودن بعد مدل، یعنی N، تعداد پارامترهایی که باید تخمین زده شود، بسیار زیاد است. دوم فقط شرط کافی برای مثبت و مشخص‌بودن ماتریس واریانس کوواریانس شرطی H_t برقرار است و شرط لازم وجود ندارد؛ بنابراین، تخمین همهٔ پارامترها امکان‌پذیر نیست. برای رفع این مشکل فرض شده است که در رابطهٔ بالا ماتریس‌های A, B ماتریس‌هایی قطری‌اند. در این حالت، رسیدن به یک ماتریس واریانس کوواریانس مشخص و مثبت امکانپذیر می‌شود.

۲. مدل فرض بالا مدل Diagonal vech (p,q) نامیده شد (مدل دوم). تخمین این مدل ساده‌تر است، زیرا تعداد پارامترهای تخمینی $\frac{(p+q+1)N(N+1)}{2}$ است.

۳. مدل Bekk (Baba et al., 1991): در سال ۱۹۹۱، کلاس دیگری از مدل vech (p,q) معرفی شد که به مدل Bekk شهرت یافت. روش vech (p,q) و Diagonal vech (p,q)، ماتریس واریانس کوواریانس مثبت معینی را تضمین نمی‌کردند. این مدل ویژگی جالبی دارد؛ یعنی با اعمال چند محدودیت، ماتریس کوواریانس شرطی مثبت و معینی ایجاد می‌کند. این مطالعه به‌دلیل ویژگی مثبت و معین‌بودن ماتریس واریانس کوواریانس از این روش استفاده کرد (Heydari & Molabahrami, 2010).

1. Bivariate Garch
2. ψ_{t-1} is the information set at time t-1

Archive of SID

www.SID.ir

ماتریس واریانس کوواریانس شرطی Bekk به‌صورت زیر است:

$$H_t = CC' + \sum_{i=1}^{q} A_i \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_i' + \sum_{j=1}^{p} B_j H_{t-j} B_j' \quad (10)$$

نتایج

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به صورت سری زمانی است، ابتدا رفتار آماری آن‌ها به لحاظ ایستایی با استفاده از آزمون ریشه واحد ارزیابی می‌شود. براساس نتایج آزمون ایستایی ADF و KPSS که در جدول ۱ می‌آید، سری قیمت تولیدکنندهٔ خرما به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ در سطح معنی‌داری ۵ درصد ایستا هستند. آزمون ایستایی بیانگر آن است که قیمت تولیدکنندهٔ خرما و لگاریتم قیمت تولیدکنندهٔ خرما در سطح ایستا هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی قیمت ماهانهٔ خرما در سطح تولیدکننده

متغیر	ADF	KPSS
قیمت تولیدکننده	-۳/۰۲	۱/٤
لگاریتم قیمت تولیدکننده	-۳/۰۵	۱/٤
مقادیر بحرانی	-۳/٤	۰/۷
	-۲/۸	۰/٤
	-۲/۵	۰/۳

منبع: یافته‌های تحقیق

به‌منظور استفاده از روش Garch، ابتدا باید وجود آثار ناهمسانی واریانس شرطی (ARCH effect) آزمون شود. براساس معیارهای شوارتز بیزین و آکائیک، الگوی خودتوضیح با دو وقفه به‌عنوان مدل بهینه برای برآورد تابع رفتاری قیمت خرما در دورهٔ مورد مطالعه (۱۳۹۰-۱۳۶۹ که آمار قیمت به صورت ماهانه است) انتخاب شد. آماره‌های گزارش‌شده نیز نشان از تصریح مناسب این مدل دارند. برآورد معادلهٔ مذکور با روش حداقل مربعات معمولی در معادلهٔ ۱۱ گزارش شد.

(11)

$$PP = \underset{(۳۰۸)}{۴۱۰} + \underset{(۰/۱۴)}{۰/۹۷} PP_{t-1} - \underset{(۰/۱۲)}{۰/۰۳} PP_{t-2}$$

$$R^2 = ۰/۸۹ \qquad DW = ۱/۹۹$$

جدول ۲. نتایج آزمون آثار آرچ برای قیمت تولیدکنندهٔ خرما

Arch test		احتمال
آمارهٔ F	۳۲/٤	۰/۰
آمارهٔ obs *R^2	۲۹/۰۳	۰/۰

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد معادلهٔ رفتاری باید آزمون لازم برای تشخیص وجود آثار Arch (واریانس ناهمسانی) انجام گیرد. نتایج آزمون Arch LM که در جدول ۲ ارائه شد، بیانگر وجود آثار Arch (واریانس ناهمسانی) است. فرضیهٔ صفر این آزمون عبارتست از همسان‌بودن واریانس باقیمانده‌ها که با توجه به نتیجهٔ آزمون، براساس دو آمارهٔ F و حاصل‌ضرب تعداد مشاهده‌ها با ضریب تعیین (obs *R^2)، فرضیهٔ صفر رد می‌شود و فرضیهٔ ۱ مبنی بر وجود واریانس ناهمسانی در باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود؛ بنابراین، باقیمانده‌های معادلهٔ ۱۱ دارای آثار آرچ هستند. در مرحلهٔ بعد که وجود واریانس‌ناهمسانی پذیرفته شد، می‌توان به مدل‌سازی واریانس‌ناهمسانی در داده‌ها پرداخت. به این منظور از الگوی Garch استفاده شد. الگوی Garch از دو جزء خودتوضیح پسماندها و واریانس شرطی تشکیل شد که هر دو جزء با وقفه‌هایی در الگو ظاهر می‌شوند که این وقفه‌های بهینه، مرتبهٔ الگو را تعیین می‌کنند. به این منظور، آماره‌های آکائیک و شوارتز بیزین معیار قرار گرفتند و درنهایت مدل Garch (1,1) برای تخمین استفاده شد که نتایج آن با فرض وجود توزیع نرمال برای جملات اخلال شرطی به‌صورت زیر است:

$$PP = \underset{(۴۸۴۴۴)}{۱۱۷۱۰۰/۷} + \underset{(۰/۰۰۳)}{۰/۹۹} PP_{t-1} + \underset{(۰/۱۷)}{۰/۶} resid^2_{t-1} + \underset{(۰/۱۱)}{۰/۲۶} GARCH_{t-1} \quad (12)$$

$$R^2 = ۰/۸۸ \qquad DW = ۱/۹۶$$

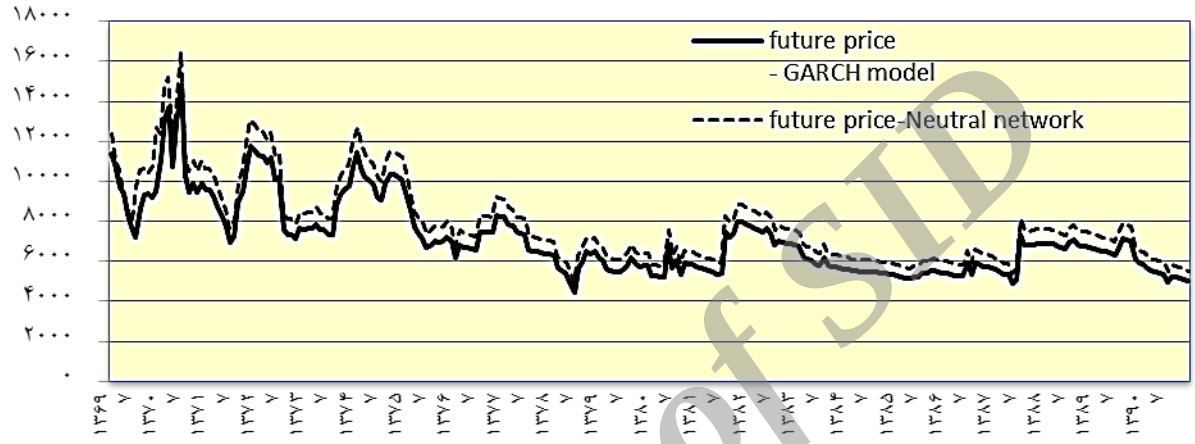
در مدل بالا، توان دوم پسماندها و واریانس شرطی، هرکدام با وقفه یک ظاهر شدند. مقادیر ضرایب دارای علامت مثبت و به لحاظ آماری کاملاً معنی‌دارند. آماره‌های F و R^2 بیانگر برازش مناسب مدل‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به اینکه برازش مناسبی برای مدل‌سازی قیمت واقعی صورت گرفت، می‌توان از نتایج برآورد مذکور استفاده کرد و سری قیمت آتی را پیش‌بینی کرد. در مرحلهٔ بعد، با استفاده از مدل بالا قیمت‌های آتی خرما پیش‌بینی شد. نتایج این پیش‌بینی در نمودار ۲ آورده شد.

در این تحقیق نیز با استفاده از الگوی شبکهٔ عصبی مصنوعی قیمت‌های آتی خرما پیش‌بینی و برآورد شد؛ بنابراین، داده‌های قیمتی خرما در سطح تولیدکننده از فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۵ به‌عنوان داده‌های آموزشی و از فروردین ۱۳۸۶ تا اسفندماه ۱۳۹۰ به‌عنوان داده‌های آزمون استفاده شدند، البته داده‌ها براساس روش آماری نرمال‌سازی شدند. نتایج پیش‌بینی قیمت‌های آتی به روش شبکهٔ عصبی مصنوعی در نمودار ۲ ارائه می‌شود.



نمودار ۲. نتایج پیش‌بینی قیمت آتی خرما (ریال- کیلوگرم)

درنهایت، قیمت‌های آتی دو روش بالا (روش گارچ و روش شبکهٔ عصبی) با یکدیگر مقایسه شدند. براساس معیارهای خطای پیش‌بینی و حداقل واریانس، مدل شبکهٔ عصبی مصنوعی در پیش‌بینی قیمت آتی خرما غالب آمد و به‌عنوان بهترین روش انتخاب شد؛ بنابراین در تخمین‌ها و بررسی‌های بعدی، منظور از قیمت آتی خرما قیمتی است که از روش شبکهٔ عصبی مصنوعی استخراج شده است.

در رگرسیون $\log PP = c + \beta \log PPF$، ضریب β، بیانگر نسبت تأمین ثابت است. در این مطالعه، متغیر روند نیز وارد مدل شد و نتایج بهتری به‌دست آمد.

(۱۳)

$$\log(PP) = ۰/۳۳ + ۰/۹۶ \log(PPF)$$
$$(۰/۲۵) \qquad (۰/۰۳)$$
$$R^۲ = ۰/۹ \qquad DW = ۱/۹$$

در رگرسیون ۱۳، ضریب متغیر قیمت آتی مثبت و معنی‌دار است و این ضریب در سطح معنی‌داری ۱ درصد از صفر متفاوت است. $R^۲$ در این مدل نشان می‌دهد تا چه اندازه نوسانات در بازار جاری با بازار آتی توجیه می‌شود. با ترکیب مقدار ارزش $R^۲$ و ضریب نسبت تأمین (۰/۹۶)، این پرسش را می‌توان پاسخ داد که تأمین محصول خرما باید تا چه اندازه صورت گیرد تا ریسک قیمتی حداقل شود. تولیدکنندهٔ خرما می‌تواند ۹۰ درصد ریسک قیمت محصول خود را کاهش دهد، اگر حدود ۹۶ درصد از محصول خود را تأمین آتی دهد.

هدف اصلی این مطالعه مدیریت ریسک قیمتی محصول خرما از طریق ایجاد بازارهای آتی است و در این راستا یکی از شاخص‌های اصلی برای بررسی و راه‌اندازی بازارهای آتی تعیین نسبت تأمین در این بازارهاست؛ بنابراین، در این قسمت برای تعیین این نسبت با همان فرمول ۶، نیاز به تعیین ماتریس واریانس کوواریانس شرطی است. درنتیجه، این مطالعه به‌دلیل مزیت‌های مدل Bekk که ماتریس کوواریانس مثبت معین را تضمین می‌کند، این مدل را برآورد می‌کند.

نتایج مدل‌های گارچ دومتغیره از طریق حداکثرسازی لگاریتم درستنمایی به‌دست می‌آیند. نتایج مدل گارچ دومتغیره (مدل Bekk) در جدول ۳ ارائه می‌شود. همان‌گونه که از معادلهٔ مدل میانگین شرطی مشخص است، $\hat{\mu}_۱$ و $\hat{\mu}_۲$ ضرایب قیمت‌های جاری و آتی‌اند؛ به‌عبارت دیگر، مقدار این دو پارامتر مقادیر عرض از مبدأ در مدل میانگین شرطی‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

M_{11}و M_{22} و M_{12} عرض از مبدأ در معادله‌های واریانس و کوواریانس شرطی‌اند که مقادیر آن‌ها مثبت و معنی‌دار است. مقدار پارامتر A_{11} مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد توان دوم وقفهٔ باقیماندهٔ مدل قیمت جاری نقش مثبت و معنی‌داری بر تشکیل معادلهٔ واریانس شرطی قیمت جاری دارد. مقدار ضریب B_{22} نیز مثبت و معنی‌دار است. این موضوع نشان می‌دهد معادلهٔ واریانس شرطی تابعی از وقفهٔ خودش است. مقایسه بین ضرایب A_{11} و B_{11} نشان می‌دهد توان دوم وقفهٔ باقیماندهٔ مدل قیمت تأثیر بیشتری بر ایجاد معادلهٔ واریانس شرطی دارد. در این دو مدل، ضرایب آرچ (A_{11}و A_{22}) مثبت و معنی‌دار هستند که نشان‌دهندهٔ نوسانات در بازار است. ضرایب گارچ (B_{11} و B_{22}) نیز مثبت و معنی‌دار هستند که آثار گارچ را نشان می‌دهند.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل گارچ دو متغیره (مدل BEKK)

$$Model: \log S_t = \hat{\mu}_1 + \varepsilon_{s,t}$$
$$\log F_t = \hat{\mu}_2 + \varepsilon_{f,t}$$
$$GARCH_1 = M_{11} + A_{11}^2 * resid_1(-1)^2 + B^2_{11} * garch_1(-1)$$
$$GARCH_2 = M_{22} + A^2_{22} * resid_2(-1)^2 + B^2_{22} * garch_2(-1)$$
$$COV_{12} = M_{12} + A_{11} * A_{22} * resid_1(-1) * resid_2(-1) + B_{11} * B_{22} * \mathrm{cov}_{12}(-1)$$

ضریب		
$\hat{\mu}_1$	۸/۷ (۰/۰۱۱)	معادلهٔ بازار جاری
$\hat{\mu}_2$	۸/۷ (۰/۰۱)	
$\hat{M}_{11}$	۰/۰۰۲ (۰/۰۰۱)	M_3=-۰/۰۷ M_4=۱/۹ J.B=۱۵
$\hat{M}_{22}$	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۰۸)	Q(۱۲)=۰/۵
$\hat{M}_{12}$	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۱)	
$\hat{A}_{11}$	۰/٦ (۰/۱)	معادلهٔ بازار آتی
$\hat{A}_{22}$	۰/۸ (۰/۱۱)	M_3=-۰/۸ M_4=۷/۵
$\hat{B}_{11}$	۰/۵ (۰/۰۵)	J.B=۱۹
$\hat{B}_{22}$	۰/۳۹ (۰/۰۵)	Q(۱۲)=۰/۵
لگاریتم‌حداکثر درستنمایی	٤۲۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر بزرگ ضرایب گارچ نشانگر آن است که ورود شوکی به واریانس شرطی، نیازمند مدت‌زمان طولانی برای تعدیل است. پارامترهای کوواریانس، نشانگر ارتباط مثبت و معنی‌دار متقابل بین این دو بازار (قیمت) است. از آنجاکه ضرایب تمام پارامترهای مدل مثبت و معنی‌دار است، این موضوع دال بر تشکیل معادله‌های واریانس کوواریانس مثبت

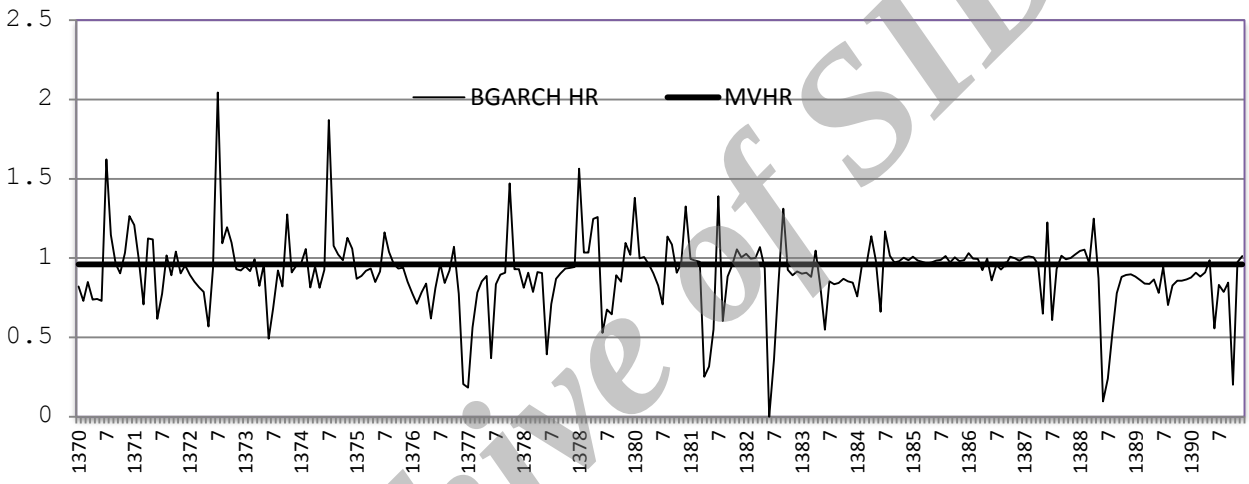
Archive of SID

www.SID.ir

است. این همان مزیت روش Bekk است که ماتریس واریانس کوواریانس شرطی مثبت و معین را تضمین می‌کند. همچنین، مقدار بالای معیار آکائیک در این روش، دلیلی دیگر بر خوبی برازش روش Bekk است. مقدار بالا و معنی‌دار آمارهٔ حداکثر درستنمایی دال بر نبودن رگرسیون کاذب است. در اینجا، پارامترهای اجرای مدل بی گارچ به‌عنوان مقادیر اولیهٔ پارامترهای ماتریس واریانس شرطی به‌کار می‌روند. طبق نتایج بالا، معنی‌داری هیچ‌یک از پارامترهای ماتریس واریانس و کوواریانس و دستگاه بالا رد نشد و تغییر واریانس و کوواریانس‌های شرطی ثابت‌بودن نسبت تأمین را رد می‌کند. به این ترتیب، از مقادیر نهایی ماتریس واریانس کوواریانس شرطی H_t برای محاسبهٔ نسبت تأمین متغیر استفاده می‌شود.

هدف اصلی این تحقیق تعیین نسبت تأمین متغیر در زمان است؛ بنابراین پس از برآورد ماتریس واریانس کوواریانس شرطی به روش Bekk، نسبت تأمین متغیر با استفاده از فرمول ۶ تعیین شد.

نمودار ۳ نسبت تأمین گارچ دومتغیره از روش Bekk (متوسط نسبت تأمین به‌دست‌آمده از این روش در دورهٔ مورد مطالعه برابر با ۰/۷ است) و نسبت تأمین حاصل از روش حداقل مربعات معمولی (۰/۹۶) را نشان می‌دهد.



نمودار ۳. نسبت تأمین محاسباتی به دو روش گارچ دومتغیره (Bgarch HR) و روش سنتی حداقل مربعات معمولی (MVHR)

متوسط نسبت تأمین محاسباتی به روش گارچ دومتغیره در بازار آتی برابر ۰/۷ است؛ به‌عبارت دیگر، کشاورزان به‌طور متوسط ۷۰ درصد از محصول خود را در بازار آتی به‌فروش می‌رسانند. نسبت تأمین ۰/۷ به این مفهوم است که برای کاهش نوسان‌های درآمدی تغییرات قیمت خرما، باید ۷۰ درصد از محصول تولیدی در بازار آتی فروخته شود و ۳۰ درصد آن در بازار نقدی به‌فروش برسد؛ به‌عبارت دیگر، اولین بررسی نشان می‌دهد به لحاظ نظری تمایل کافی برای مشارکت در بازار آتی وجود دارد، به‌طوری‌که در صورت وجود این بازار ۷۰ درصد از محصول خرمای ایران در آن معامله می‌شود. با مقایسهٔ نسبت تأمین از مدل اولیهٔ OLS و مدل بی گارچ، مشاهده شد که اطلاعات اضافی در واریانس باقیمانده‌ها، بر برآورد نسبت تأمین تأثیر می‌گذارد.

از سویی تولیدکنندگان به دلیل نگرانی از کاهش قیمت‌ها، کالای خود را می‌فروشند و از سوی دیگر، متقاضیان این محصول به‌دلیل ترس از افزایش قیمت‌ها، خرید می‌کنند؛ بنابراین، با استفاده از قراردادهای آتی، این دو گروه می‌توانند به شکلی خود را از نوسان‌های شدید قیمت کالا مصون نگاه دارند، البته در عمل، مصونیت کامل از خطر اختلاف بین قیمت نقدی و آتی وجود ندارد و همان‌گونه که نتایج این تحقیق نیز نشان می‌دهد، راه‌اندازی بازار آتی می‌تواند به کاهش ۷۰ درصد ریسک قیمت منجر شود که البته به‌طور مطلق این رقم بالایی است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود در مواقعی که پیش‌بینی‌ها حکایت از کاهش قیمت‌ها و بروز ریسک و نوسان در درآمد تولیدکنندگان دارد، دولت برای پوشش ریسک نوسانات، بازارهای آتی را راه‌اندازی کند. در

Archive of SID

www.SID.ir

صورت وجود بازارهای آتی، منحنی عرضهٔ محصول با شیب کمتر ظاهر می‌شود و اگر شوکی بر تقاضا وارد شود، تغییرات ایجادشده در قیمت‌ها به مراتب کمتر از حالتی است که بازارهای آتی وجود ندارد. به این ترتیب، نوسانات پدیدآمده در قیمت‌ها نسبت به زمانی کمتر می‌شود که این بازارها وجود ندارد. این موضوع در راستای کنترل بخشی از تورم کشور نیز مؤثر است.

هر کالا برای ورود به بازار آتی و بورس‌های تخصصی باید از لحاظ کیفیت، استاندارد شده باشد؛ بنابراین، این نظام هماهنگ موجب تولید و عرضهٔ محصولاتی با کیفیت بالا می‌شود که به لحاظ معیارهای کیفی نیز می‌توانند قابلیت رقابت در عرصهٔ بین‌المللی را داشته باشند. از آنجاکه خرما یک محصول اصلی صادراتی است، می‌تواند نقش کلیدی ایفا کند و با این استانداردسازی و همگن‌سازی قابلیت هرچه بیشتر ورود به بازارهای جهانی را داشته باشد.

همچنین، همبستگی منفی بین قیمت و عملکرد خرما (۰/۲-) که نشانگر کاهش درآمد نخل‌کاران است، موقعیت مناسب را برای بازارهای آتی فراهم می‌کند. راه‌اندازی بازار آتی خرما موجب می‌شود شیوه‌های نوین اطلاع‌رسانی در اختیار تولیدکنندگان قرار گیرد و با دراختیارگذاشتن اطلاعات موثق و دقیق در زمینهٔ میزان عرضه و تقاضا و درنهایت قیمت‌های شفاف، تولیدکنندگان دربارهٔ تقاضا برای کالای تولیدشده و قیمت آن اطمینان می‌یابند و ریسک قیمتی کنترل می‌شود. در شبکه‌های سنتی توزیع محصول، که به‌عنوان حلقهٔ واسطهٔ تولیدکننده و مصرف‌کننده عمل می‌کنند، با بهره‌گیری از نیاز تولیدکننده به نقدینگی، منافع تولیدکننده نادیده گرفته می‌شود. شبکه‌های سلف‌خری با پیش‌خرید محصول از سود بالقوهٔ کشاورزی می‌کاهد؛ بنابراین راه‌اندازی بازارهای آتی مجموعهٔ روابط بالا را ساماندهی می‌کند.

براساس نتایج برآوردهای مربوط به مدل‌های نسبت تأمین (پوشش ریسک) این فرضیه اثبات می‌شود که شرکت در بازارهای آتی و اتخاذ استراتژی فروش آتی خرما سبب کاهش ریسک قیمتی خرما می‌شود. نسبت تأمین بهینه در مدل حداقل مربعات معمولی و متوسط مدل گارچ دومتغیره، تقریباً نزدیک به هم هستند و به‌طور نسبی مقدار بالایی دارد که این امر نیز نشانگر و توصیه‌کنندهٔ اتخاذ استراتژی فروش خرما در بازار آتی است. شرکت در بازارهای آتی و اتخاذ استراتژی فروش، علاوه‌بر ایجاد اطمینان بیشتر برای تولیدکنندگان در زمینهٔ تأمین هزینه‌های تولید در یک دامنهٔ قیمت قابل قبول، درنهایت سبب ایجاد سود می‌شود. درنهایت، شرکت در بازار آتی به‌عنوان ابزار مدیریتی ریسک می‌تواند قیمت یا درآمد مشخصی را برای تولیدکننده ایجاد کند و دامنهٔ نوسانات درآمد را به حداقل برساند که درنهایت سبب نوسانات قیمتی در محصول نهایی می‌شود. نتایج این مطالعه بیانگر مناسب‌بودن محصول خرما برای راه‌اندازی بازار آتی کالای کشاورزی در ایران است.

REFERENCES

Abdolahi Ezatabadi, M., Najafi, B. (2003).survey the possibilities of using futures and options markets in reducing price volatility in agricultural products of Iran.case of study: pistachio. Seasonal journal of agricultural economic and development. 41-42. 1-25.(in farsi).

Abdolahi Ezatabadi, M., Najafi, B. (2006). Estimation of hedge ratios in futures and option markets for Iran agricultural products and identify the effecting factors on it .case of study: pistachio. Seasonal journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources. 2. 1-15.(in farsi).

Ai D. (2012). Hedging effectiveness of constant and time varying hedge ratios using futures contracts: the case of Ontario and Alberta Feedlot industries. A thesis presented to the University of Guelph.

Baillie, R. T., Myers, R. J. (1991). Bivariate Garch estimation of the optimal commodity futures hedge. Journal of Applied Econometrics, 6, 109–124.

Bera, A., Garcia, P., & Roh, J. (1997). Estimation of Time-Varying Hedging Ratios for Corns and Soybeans: BGARCH and Random Coefficient Approaches. Sankhya, 59, 346-368.

Brooks, C., Henry O., & Persand, G. (2002). The effects of asymmetries on optimal hedge ratios. Journal of business. 75. 333-352.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional

Archive of SID

www.SID.ir

Heteroskedasticity," Journal of Econometrics, 31,307-327.

Cecchetti, S. G., Cumby, R. E., &Figlewski, S. (1988). Estimation of the optimal futures hedge. Review of Economics and Statistics, 70, 623–630.

Choudhry, T. (2009). Short-run deviations and time-varying hedge ratios: Evidence from agricultural futures markets. International Review of Financial Analysis .18. 58-65

Collins, R. A. (2000). The Risk Management Effectiveness of Multivariate Hedging Models in the Soy Complex. Journal of Futures Markets, 20, 189-204.

Ederington, L. H. (1979). The hedging performance of the new futures markets. Journal of Finance, 34, 157–170.

Engle, R.F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," Econometrica, 50,987-1007.

Gagnon, L., Lypny G. (1995). "Hedging Short-term Interest Risk under Time-Varying Distributions," Journal of Futures Markets, 15,767-783.

Garcia, P., Roh, J., & Leuthold, R. M. (1995). Simultaneously Determined, Time- Varying Hedge Ratios in the Soybean Complex. Applied Economics, 27, 1127-1134.

Heydari, H., Mola Bahrami A.(2010). Stock portfolio optimization based on multivariate Garch models: Evidence from Tehran Stock Exchange. Journal of financial research. 30. 35-56. (in farsi).

Hosseini Yekani, A., Zibaei, M.(2010).Determination of different goods for traded in the futures market, Case Study :Agricultural Products .Journal of economic and agricultural development.3. 268-278. (in farsi).

Jalali Naeini, A.H., Kazemi Manesh, M.,(2004). Study on the change of optimum hedge ratio in the oil market .Seasonal journal of energy economic research. 1. 3-27. (in farsi).

Junkus, J. C., Lee, C. F. (1985). Use of three index futures in hedging decisions. Journal of Futures Markets, 5, 201–222.

Kroner, K. F., Sultan, J. (1993). Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 28, 535–551.

Lien, D., Tse, Y. K., & Tsui, A. K. (2002). Evaluating the Hedging Performance of Constant-Correlation GARCH model. Applied Financial Economics, 12, 791-198.

Malliaris, A. G., Urrutia, J. L. (1991). The impact of the lengths of estimation periods and hedging horizons on the effectiveness of a hedge: Evidence from foreign currency futures. Journal of Futures Markets, 3, 271–289.

Miffre , J. (2004). Conditional OLS minimum variance hedge ratios. Journal of futures markets. 24. 945-964.

Myers, R.J. (1991). "Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets," Journal of Futures Markets, 11, 39-53.

Myers, R. J., Thompson, S. R. (1989). Generalized optimal hedge ratio estimation. American Journal of Agricultural Economics, 71, 858–868.

Park, T.H., Switzer, L.N. (1995). "Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures: A Note," Journal of Futures Markets, 15, 61-67.

Pendar M., Shakeri A., and Salami H. (2011). Price risk management of soybean oil Grain imports by futures market instruments. Iranian journal of agricultural development and economic. 4. 279-492. (in farsi).

Tong, W.H.S. (1996). "An Examination of Dynamic Hedging," Journal of International Money and Finance, 15, 19-35.

Sephton, P. S. (1993a). Hedging wheat and canola at the Winnipeg commodity exchange. Applied Financial Economics, 3, 67–72.

Sephton, P. S. (1993b). Optimal hedge ratios at the Winnipeg commodity exchange. Canadian Journal of Economics, 26, 175–193.

Waldemar A., Caldarelli, C.E., Rocha, C.M., & Martines-Filho, J. G.(2010). Dynamic hedging effectiveness for soybean farmers in Rondonópolis (MT) with futures contracts of BM&F. Organizações Rurais & Agroindustriais, Lavras, v. 12, n. 1, p. 34-45.

Yazdani, S., Kiyani Rad, A.(2004). Revenue insurance, a new paradigm in risk management in agricultural products .Seasonal journal of agricultural economic and development. 47. 47-79. (in farsi).

Archive of SID

www.SID.ir