بررسی امکان سنجی به کارگیری بازارهای آتی با هدف کاهش نوسانات قیمتی محصول خرما

حبیبه شرافتمند [۱*]- سعید یزدانی [۲]
[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
[*] مسئول مکاتبه:sherafatmandm@gmail.com

چکیده

ویژگی مهم بسیاری از کالاها، ناپایداری شدید قیمت آنها است. ناپایداری قیمت نگرانی همیشگی تولیدکنندگان عمده کالاها است. اگرچه در مواردی دولت در بازار محصولاتی که با ناپایداری شدید قیمت مواجه بوده اند، دخالت می کنند اما این دخالت ها علاوه بر تحمیل هزینه زیاد بر جامعه در بهترین حالت به کاهش کارائی بازار منجر شده است. جهت کاهش و مدیریت این ناپایداری و نوسانات قیمتی، این مطالعه بر امکان توسعه بازارآتی به عنوان ابزار کاهنده ریسک و نوسانات قیمتی محصول خرما تمرکز دارد. لذا در این مطالعه نسبت تامین متغیر طی زمان، که شاخصی از میزان موفقیت بازارهای آتی می باشد، با استفاده از مدل گارچ دو متغیره تعیین می گردد. برای رسیدن به این هدف ابتدا ماتریس واریانس کوواریانس شرطی متغیر طی زمان بر اساس مدل‌های چند متغیره ناهمسان واریانس تخمین زده شده است. نسبت تامین استخراجی از روش گارچ دو متغیره به طور متوسط برابر ۰/۷ است بدین معنا که حدود ۷۰٪ از ریسک و نوسانات قیمتی محصول خرما، با فروش محصول در بازار آتی می‌تواند کاهش یابد.

واژگان کلیدی: ریسک قیمت، بازار آتی، مدل گارچ دومتغیره، خرما، طبقه بندی JEL: C1, C32, D4.

مقدمه

بررسی روند پیدایش و تکامل بورس های کالا در جهان حاکی از آن است که ظهور و بسط فعالیت های این گونه بازارها در عرصه اقتصاد کشورها در پی پاسخ گوئی به برخی از نیازمندی‌های اقتصادی و در بسیاری موارد رفع برخی تنگناها و موانع در بازار کالاها بوده است. به عبارت دیگر، وجود برخی مشکلات در بازار کالا(چه در بخش عرضه و تقاضا و چه در بخش توزیع) و به تبع آن نوسانات قیمت کالاها به ویژه محصولات کشاورزی و همچنین برخی از نارسائی‌های بازارهای سنتی و ناکارامدی این گونه بازارها از یک طرف و مزایا و منافع ایجاد و راه‌اندازی بورس‌های کالا و توانمندی آنها در رفع مشکلات فوق از طرف دیگر مهمترین انگیزه و عواملی هستند که موجب پدیدار شدن بازارهای آتی می گردد.

بخش کشاورزی ایران با مشکلات عدیده‌ای مواجه است. نوسان بسیار شدید قیمت محصولات کشاورزی و ناپایداری ان یکی از عمده‌ترین آنهاست. نوسان بسیار شدید قیمت محصولات کشاورزی به نوبه خود موجب نگرانی و عدم اطمینان کشاورزان نسبت به درآمدهای مورد انتظارشان می‌شود. در کنار نوسان شدید قیمت‌ها، عدم شفافیت و عدم گردش اطلاعات در بازارهای محلی محصولات کشاورزی و حضور گسترده دلالان از جمله مشکلاتی هستند که بخش کشاورزی ایران با آن دست و پنجه نرم میکند. بنابراین بورس کالاهای کشاورزی و بازارهای آتی با استفاده از ابزارها و روش های داد و ستد در پی ایجاد یک بازار رقابتی، شفاف و کارامد است که مشکلات فوق را مرتفع می‌نماید.

عمده ای از مطالعات تجربی به بررسی و امکان سنجی استفاده از بازارهای آتی جهت مدیریت نوسانات شدید قیمتی محصولات کشاورزی و غیر کشاورزی پرداختند. پندار و همکاران(۱۳۹۰) مدیریت ریسک قیمتی واردات دانه روغنی سویا را به وسیله بازار آتی بررسی کردند. در این مطالعه به کمک دو الگوی حداقل واریانس و میانگین واریانس نرخ بهینه پوشش ریسک استخراج شده است. نتایج تحقیق ایشان نشان می‌دهد که بازار آتی می‌تواند به عنوان یک ابزار مناسب برای مدیریت ریسک قیمت برای واردکنندگان دانه سویا مورد بهره‌برداری قرارگیرد به طوری که اگر واردکنندگان معادل ۹۶ درصد نیاز وارداتی خود را در قالب قراردادهای آتی اعمال نمایند آنها قادر خواهند بود ریسک قیمت را به میزان ۴۵ درصد کاهش دهند. جلالی نائینی و کاظمی‌منش(۱۳۸۳) به منظور بررسی تغییرات نرخ بهینه پوشش ریسک در بازار نفت خام، از مدل‌های گارچ استفاده کردند. برآورد نرخ بهینه پوشش ریسک این مطالعه نشان داد که با افزایش دوره قرارداد های آتی این نرخ بزرگتر از یک است. عبدالهی عزت آبادی و نجفی(۱۳۷۹) نشان دادند که محصول پسته از تمامی جهات برای معامله در بازارهای آتی و اختیار معامله مناسب است.

والدمر و همکاران (۲۰۱۰) عملکرد تامین پویا را برای تولیدکنندگان سویا با استفاده از مدل BGARCH در مقایسه با مدل OLS تعیین کرد. نتایج حاکی از عملکرد بهینه مدل BGARCH است. سپتان(۱۹۹۳a)، با استفاده از داده‌های روزانه برای گندم، نسبت تأمین بهینه را محاسبه کرد. این مطالعه به این نتیجه رسید که نسبت تأمین بر اساس مدل GARCH عملکرد بهتری در مقایسه با نسبت تأمین حداقل واریانس دارد. بالی و میر (۱۹۹۱)، با استفاده از داده‌های روزانه برای دوره 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 که نسبت های تأمین استخراج شده از مدلGARCH به طور معنی‌داری بهتر از نسبت های تأمین ثابت می‌باشد.

قیمت خرما به عنوان یکی از محصولات صادراتی ایران نیز در سال های اخیر نوسان‌های زیادی داشته است. این نوسان‌ها بویژه در سطح تولیدکننده به طور چشمگیری وجود دارد و موجب ایجاد مشکلات اقتصادی برای خرمادارن شده است. از طرف دیگر چون در بیشتر مناطق خرما خیز، به علت کمبود آب، خرما تنها محصول قابل کشت است و لذا امکان استفاده از ابزای چون تنوع کشت برای کاهش نوسان های درآمدی حاصل از قیمت و عملکرد برای کشاورزان وجود ندارد. بنابراین معرفی ابزاری چون بازار آتی ممکن است گامی مثبت در جهت کاهش این نوسانها باشد. چون خرما محصولی صادراتی است و خرماکاران نسبت به سایر کشاورزان تجاری‌تر هستند، لذا تولیدکنندگان خرما می‌توانند به عنوان پیشگامان ایجاد و توسعه بازارهای آتی مطرح باشند. بنابراین این مطالعه ضمن توجه به مبانی نظری مدیریت ریسک همگام با سایر مطالعات انجام شده در خصوص امکان سنجی توسعه بازار اتی در خصوص مدیریت ریسک، برای اولین بار موضوع ورود محصول خرما را به بازار آتی مورد بررسی قرار می دهد.

روش ها

تعیین نسبت تامین متغیر طی زمان بوسیله مدلهای BGARCH [1]

روش مرسوم سنتی جهت برآورد نسبت تأمین حداقل واریانس، انجام رگرسیون در تغییر قیمت‌های جاری بر روی تغییرات در قیمت‌های آتی با استفاده از تکنیک OLS است (جانکس ولی، ۱۹۸۵).

معادله رگرسیونی مربوطه می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta F_t + e_t \qquad (۱)$$

که در آن نسبت تأمین حداقل واریانس H_j، برابر با α_1 است. اما، برای این که تکنیک OLS معتبر و کارا باشد فروضی در خصوص رگرسیون OLS باید برآورده گردد. زمانی که این فروض به طور کامل برآورده نگردند، اجزای

[1] Bivariate GARCH

خطای رگرسیون ناهمسانی واریانس[۲] خواهند داشت. مشکل دیگر در خصوص روش OLS ، همانگونه که توسط میر و تامسون (۱۹۸۹) ارائه گردید، این است که این تکنیک به جای استفاده از نمونه‌های شرطی، از نمونه‌های غیرشرطی استفاده می‌کند. با فرض حداکثرسازی مطلوبیت و وجود کارائی در بازارهای اتی، نسبت تامین بهینه شرطی b^*_{t-1}در زمان t به قرار زیر محاسبه می‌گردد:

$$b^*_{t-1} = \frac{-\mathrm{cov}(R^s_t, R^f_t \mid \psi_{t-1})}{\mathrm{var}(R^f_t \mid \psi_{t-1})} \qquad (۲)$$

که در آن، R^s_t = لگاریتم قیمت‌های جاری، R^F_t = لگاریتم قیمت‌های آتی، ψ_{t-1} = داده هایی که در زمان t-1 قرارگرفته اند. این نسبت شبیه به نسبت تأمین مرسوم و سنتی است با این استثناء که واریانس و کوواریانس شرطی جانشین واریانس و کوواریانس غیرشرطی می‌گردد. به دلیل این که معادلات شرطی[۳] با تغییر داده‌ها و اطلاعات می‌توانند تغییر کنند، بنابراین نسبت‌های تأمین می‌تواند طی زمان تغییر کنند(برا و همکاران ۱۹۹۷).

روشی که عموما جهت تخمین معادله شماره ۲ به کار می‌رود روش گارچ چندمتغیره است. مدل‌های گارچ چندمتغیره جهت تعیین کوواریانس ها و ارتباطات همبستگی استفاده می‌شوند. فرمول پایه در این ارتباط همانند فرمول گارچ است اما با این تفاوت که واریانس ها و کوواریانس‌ها طی زمان متغیر می‌باشند. در تصریح یک مدل گارچ چندمتغیره لازم است که نخست مدل آنقدر انعطاف پذیر باشد که بتواند پویائی ماتریس واریانس کوواریانس شرطی را نشان دهد. ثانیا از آنجا که تعداد پارامترهای یک مدل گارچ چندمتغیره با افزایش بعد مدل خیلی سریع افزایش می‌یابد، بنابراین تصریح مدل باید شرط به صرفه بودن را برآورده سازد. یکی دیگر از شرایط تصریح یک مدل گارچ چندمتغیره آن است که ماتریس واریانس کوواریانس شرطی باید مثبت معین باشد.

در سال ۱۹۹۱ مدل BEKK توسط بابا، انگل، کرونر و کرافت (۱۹۹۱) معرفی شد که به مدل BEKK شهرت یافت. این مدل این ویژگی جالب را دارد که با اعمال چند محدودیت، ماتریس کوواریانس شرطی مثبت و معینی ایجاد می کند. این مطالعه به دلیل ویژگی مثبت و معین بودن ماتریس واریانس کوواریانس از این روش بهره جسته است.

ماتریس واریانس کوواریانس شرطی BEKK به صورت زیر است.

(۳)

$$H_t = CC' + \sum_{i=1}^{q} A_i \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} A'_i + \sum_{j=1}^{p} B_j H_{t-j} B'_j$$

[2] heteroscedastic
[3] moments

و این ماتریس برای یک مدل گارچ دو متغیره BEKK(1,1) به صورت زیر است.

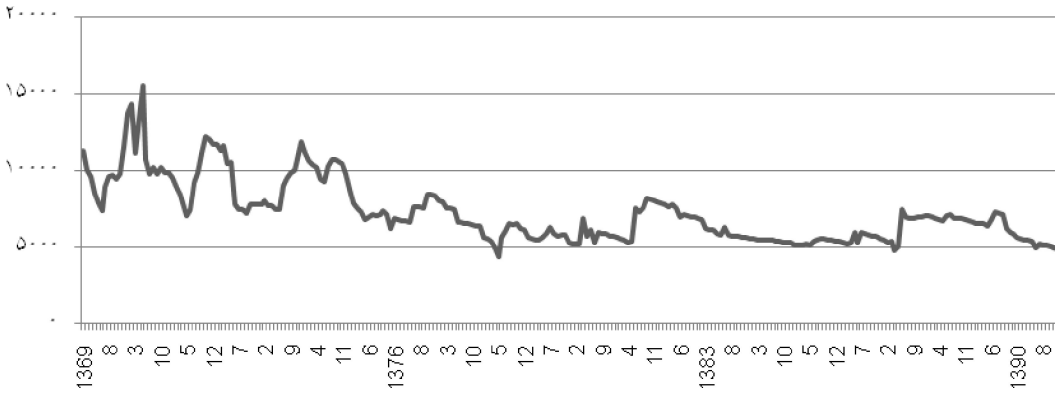
(٤)

$$H_t = CC' + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} H_{t-1} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}'$$

نتایج

با توجه به این که داده‌های مورد استفاده در این مطالعه سری زمانی ماهانه قیمت تولیدکننده خرما طی دوره ۹۰-۱۳۶۹ می‌باشند، لذا ابتدا رفتار اماری آن‌ها به لحاظ ایستائی با استفاده از آزمون هگی (HEGY[4]) ارزیابی می‌گردد. در این آزمون فرضیه وجود ریشه واحد با تواترهای مختلف آزمون می‌شود، بعنوان مثال برای داده‌های فصلی این تواتر تا ۴ تکرار و برای داده های ماهانه این تواتر تا ۱۲ تکرار مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از آزمون هگی برای قیمت تولیدکننده خرما به ثابت ۱۳۸۳ و نیز لگاریتم آن نشان‌دهنده ایستا بودن این متغیرها در تواترهای متفاوت می‌باشد.

بررسی نمودار شماره ۱ نشان می‌دهد که قیمت ماهانه خرما در سطح تولیدکننده روندی کاملا نوسانی طی دوره ۹۰:۱۲-۱۳۶۹:۱ به خود گرفته است. که این موضوع بیانگر نوسان و ریسکی بودن قیمت محصول خرما می‌باشد.

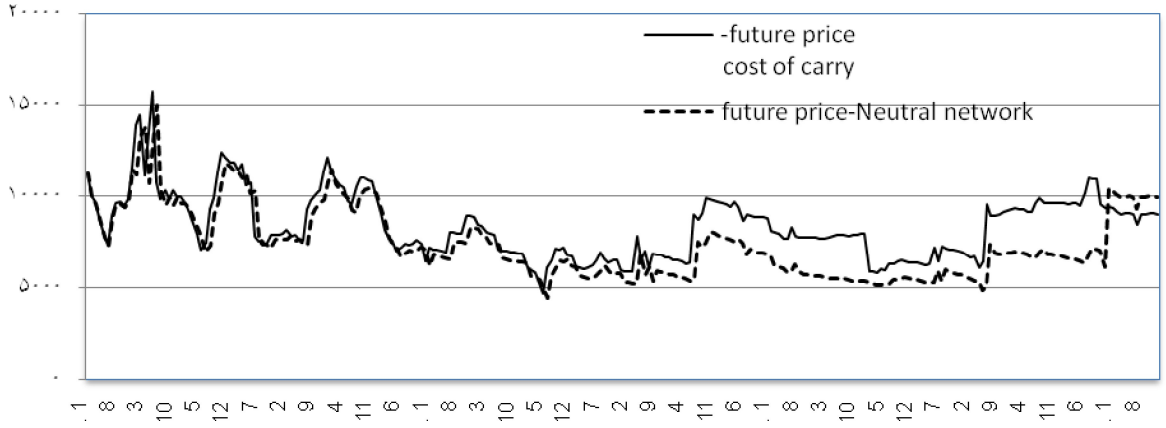


نمودار شماره ۱: قیمت ماهانه خرما در سطح تولید کننده به قیمت های ثابت سال ۱۳۸۳.

از آنجا که هدف اصلی این تحقیق تعیین نسبت تامین می‌باشد و برای محاسبه این نسبت نیاز به آمار و اطلاعات قیمت‌های آتی خرما می باشد لذا در این تحقیق با استفاده از الگوی شبکه عصبی مصنوعی اقدام به پیش‌بینی و برآورد قیمت‌های آتی خرما شده است. در لایه پنهان تابع لجستیک به عنوان تابع فعالسازی، و در لایه خروجی تابع

[4] Hylleberg, Engle, Granger, Yoo Test

خطی به عنوان تابع فعالسازی استفاده گردید. نتایج پیش‌بینی قیمت‌های آتی به روش شبکه عصبی مصنوعی در نمودار شماره ۲ ارائه شده‌است. هل(۲۰۰۹) نشان داد که برای یک سرمایه‌گذاری(دارائی) با قیمت‌های جاری S_0، زمان باقی‌مانده تا سررسید و موعد پرداخت T، هزینه حمل و نقل g، نرخ بهره r، رابطه بین قیمت جاری و قیمت آتی به قرار زیر می‌باشد $F_0 = S_0 e^{(r+g)T}$. برقراری رابطه مذکور بین ارزش‌های فعلی و اتی، جهت از بین رفتن فرصت‌های کسب سود از تفاوت ارزش کالا در زمانهای مختلف الزامی است. با بهره‌گیری از این رابطه و با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت‌های نقدی خرما در طول دوره ۲۱ ساله ۱۳۶۹ الی ۱۳۹۰ در این مطالعه قیمت‌های اتی, با استفاده از فرمول مذکور شبیه سازی می‌گردند. نتایج این روش نیز در نمودار شماره ۲ گزارش گردیده است.



نمودار شماره۲: نتایج پیش بینی قیمت آتی خرما (ریال-کیلوگرم)

حال در این قسمت به برآورد پارامترهای مدل گارچ دو متغیره و تعیین ماتریس واریانس کوواریانس شرطی می‌پردازیم. نتایج مدل‌های گارچ دو متغیره بوسیله از طریق حداکثرسازی لگاریتم درستنمائی به دست می‌آیند. نتایج مدل گارچ دو متغیره (مدل BEKK)، در جدول شماره ۲ ارائه گردیده است. M_{11} و M_{22} عرض از مبدا در معادلات واریانس و کوواریانس شرطی می‌باشند که مقادیر آنها مثبت ومعنی دار می باشد. مقدار پارامتر A_{11} مثبت و معنی‌دار می باشد که نشان دهنده آن است که توان دوم وقفه باقی مانده مدل قیمت جاری نقش مثبت و معنی داری بر تشکیل معادله واریانس شرطی قیمت جاری دارد.مقدار ضریب B_{22} نیز مثبت و معنی‌دار می باشد. این موضوع نشان دهنده ان است که معادله واریانس شرطی تابعی از وقفه خودش می باشد. مقایسه بین ضرایب A_{11} و B_{11} نشان می‌دهد که توان دوم وقفه باقی‌مانده مدل قیمت تاثیر بیشتری بر ایجاد معادله واریانس شرطی دارد.

جدول شماره۱-:نتایج تخمین مدل گارچ دو متغیره (مدل diagonal BEKK)

$$GARCH_1 = M_{11} + A_{11}^{\ 2} * resid_1(-1)^2 + B^{\ 2}_{11} * garch_1(-1)$$
$$GARCH_2 = M_{22} + A^{\ 2}_{22} * resid_2(-1)^2 + B^{\ 2}_{22} * garch_2(-1)$$
$$COV_{12} = A_{11} * A_{22} * resid_1(-1) * resid_2(-1) + B_{11} * B_{22} * \mathrm{cov}_{12}(-1)$$

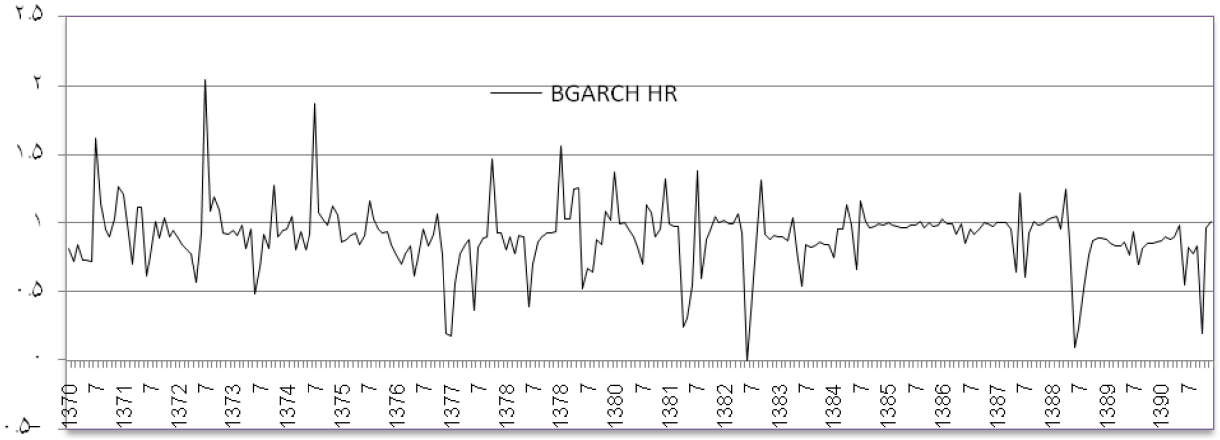
ضریب	معادله بازار جاری	
$\hat{\mu}_1$ =عرض از مبدا	۰/۵ (۰/۱۴)	R^2=۰/۹
		D.W=۲
$Log(pp_{-1})$	۱/۰۱ (۰/۰۹)	
$Log(pp_{-2})$	-۰/۰۷ (۰/۰۹)	
ضریب	معادله بازار آتی	
$\hat{\mu}_2$ =عرض از مبدا	۰/۶ (۰/۱۲)	R^2=۰/۹
		D.W=۱/۹
$Log(ppf_{-1})$	۰/۹ (۰/۰۲)	
ضریب	معادله ماتریس واریانس کوواریانس	
$\hat{M}_{11}$	۰/۰۰۲ (۰/۰۰۰۷)	Log likelihood=۶۱۴
$\hat{M}_{22}$	۰/۰۰۲ (۰/۰۰۰۷)	
$\hat{A}_{11}$	۰/۱۸ (۰/۱)	
$\hat{A}_{22}$	۰/۲۲ (۰/۱)	
$\hat{B}_{11}$	۰/۵ (۰/۱)	
$\hat{B}_{22}$	۰/۴ (۰/۱)	

در این دو مدل، ضرایب آرچ(A_{11} و A_{22}) مثبت و معنی‌دار می‌باشند که نشان‌دهنده نوسانات در بازار می‌باشند. ضرایب گارچ (B_{11} و B_{22}) نیز مثبت و معنی دار می‌باشند که نشان‌دهنده اثرات گارچ می‌باشند. پارامترهای حاصل از اجرای مدل بی گارچ به عنوان مقادیر اولیه پارامترهای ماتریس واریانس شرطی به کار می‌روند. طبق نتایج فوق معنی داری هیچ یک از پارامترهای ماتریس واریانس و کوواریانس و دستگاه فوق رد نشده و تغییر واریانس و کوواریانس‌های شرطی ثابت بودن نسبت تامین را رد می‌کند. بدین ترتیب از مقادیر نهائی ماتریس واریانس کوواریانس شرطی H_t برای محاسبه نسبت تامین متغیر استفاده می‌شود.

از انجا که هدف اصلی این مطالعه تعیین نسبت تامین برای محصول خرما می‌باشد. لذا این مطالعه با استفاده از

مدل گارچ دو متغیره(BEKK) نسبت تامین متغیر طی زمان را تعیین کرد.

نمودار شماره ۳ ، نسبت تامین گارچ دو متغیره از روش BEKK(متوسط نسبت تامین به دست آمده از این روش طی دوره مورد مطالعه برابر با ۰/۷ می‌باشد).



نمودار شماره ۳: نسبت تامین محاسباتی به دو روش گارچ دومتغیره (BGARCH HR)

جمع بندی و نتایج

متوسط نسبت تامین محاسباتی به روش گارچ دو متغیره در بازار اتی برابر ۰/۷ می باشد. به عبارت دیگر کشاورزان به طور متوسط ۷۰٪ از محصول خود را در بازار اتی به فروش خواهند رساند.به عبارت دیگر برای کاهش نوسان‌های درآمدی حاصل از تغییرات قیمت خرما باید ۷۰ از محصول تولیدی در بازار آتی فروخته شود و ۳۰ درصد ان در بازار نقدی به فروش رسد. بنابراین اولین بررسی نشان می‌دهد که به لحاظ نظری تمایل کافی برای مشارکت در بازار آتی وجود دارد به طوری که در صورت وجود این بازار ۷۰ درصد از محصول خرمای ایران در آن معامله خواهد شد.

از آنجا که هر کالا برای ورود به بازار آتی و بورس‌های تخصصی باید از لحاظ کیفیت استاندارد شده باشند لذا این نظام هماهنگ باعث تولید و عرضه محصولاتی با کیفیت بالا می‌شود که به لحاظ معیارهای کیفی نیز می توانند قابلیت رقابت در عرصه بین المللی را داشته باشند. از آنجا که خرما یک محصول اصلی صادراتی است می تواند نقش کلیدی ایفا کند و با این استاندارد سازی و همگن سازی قابلیت هر چه بیشتر ورود به بازارهای جهانی را داشته باشد.

از طرف دیگر محاسبه ضریب همبستگی بین قیمت و عملکرد خرما که۰/۲- است نشان‌دهنده کاهش درآمد نخل کاران می‌باشد، لذا موقعیت مناسب برای بازارهای آتی فراهم می‌آید. راه اندازی بازار اتی خرما سبب می گردد که شیوه های نوین اطلاع رسانی در اختیار تولید کنندگان قرار گیرد و با در اختیار دادن اطلاعات موثق و دقیق در

خصوص میزان عرضه و تقاضا و در نهایت قیمت‌های شفاف، تولیدکنندگان نسبت به تقاضا برای کالای تولید شده و قیمت ان اطمینان می‌یابند و ریسک قیمتی کنترل می گردد. در شبکه‌های سنتی توزیع محصول که به عنوان حلقه واسطه تولیدکننده و مصرف‌کننده عمل می‌نمایند، با بهره‌گیری از نیاز تولیدکننده به نقدینگی، منافع تولیدکننده نادیده گرفته می‌شود. شبکه‌های سلف خری با پیش خرید محصول از سود بالقوه کشاورزی می کاهد بنابراین راه اندازی بازارهای اتی مجموعه روابط فوق را ساماندهی می‌نماید.

منابع

۱. پندار، م. و.، شاکری، ع.، و سلامی، ح. ۱۳۹۰. مدیریت ریسک قیمتی واردات دانه روغنی سویا به وسیله بازار آتی. مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دوره ۴۲-۲، شماره ۴،ص ۴۹۲-۴۷۹.

۲. جلالی نائینی، ا.ح.، و کاظمی منش، م. ۱۳۸۳. بررسی تغییرات نرخ بهینه پوشش ریسک در بازار نفت. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۱، ص ۲۷-۳.

۳. موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصادکشاورزی. ۱۳۸۴. بورس محصولات کشاورزی:ابزاری برای مدیریت ریسک قیمت.

۴. نجفی، ب.، و عبدالهی عزت آبادی، م.، ۱۳۷۹. عوامل موثر بر نوسانات قیمت پسته و مشکلات برخاسته از آن. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۸. شماره ۲۹، ص۲۹-۷.

5. Baillie, R. T., and Myers, R. J. 1991. Bivariate Garch estimation of the optimal commodity futures hedge. Journal of Applied Econometrics, 6: 109–124.
6. Bera, A., Garcia, P., and Roh, J. 1997. Estimation of Time-Varying hedging ratios for corns and soybeans: BGARCH and Random Coefficient Approaches. Sankhya, 59: 346-368.
7. Junkus, J. C., and Lee, C. F. 1985. Use of three index futures in hedging decisions. Journal of Futures Markets, 5: 201–222.
8. Miffre, J. 2004. Conditional OLS minimum variance hedge ratios. Journal of futures markets, 24: 945-964.
9. Sephton, P. S. 1993a. Hedging wheat and canola at the Winnipeg commodity exchange. Applied Financial Economics, 3: 67–72.
10. Waldemar, A.R., Caldarelli, C.E., Rocha, C.M., and Martines-Filho, j.G. 2010. Dynamic hedging effectiveness for soybean farmers in Rondonópolis (MT) with futures contracts of BM&F. Organizações Rurais & Agroindustriais, Lavras, 12: 34-45.