



برآورد نسبت تامین میانگین جینی در بازار آتی خرما

حبیبه شرافتمند^۱ سعید یزدانی^۲

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

sherafatmandm@gmail.com

۲- استاد گروه اقتصاد کشاورزی پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

svazdani@ut.ac.ir

چکیده

به دلیل ماهیت عرضه و تقاضای محصولات کشاورزی، قیمت این محصولات نوسانات زیادی دارد. بررسی‌ها نشان داده است که قیمت محصول خرما در دهه‌های اخیر نوسانات زیادی داشته است. به گونه‌ای که این نوسانات می‌تواند بر انگیزه تولیدی کشاورزان تأثیر منفی به جای گذارد. علاوه بر این، دولت به طور تدریجی، سوبسیدهای پرداختی به تولیدکنندگان و کشاورزان را کاهش داده است و کشاورزان مجبور شده‌اند که این نوسانات و ریسک‌های قیمتی را به طور انحصاری و خصوصی مدیریت و حذف نمایند. بنابراین این مطالعه به بررسی و امکان‌سنجی استفاده از بازارهای آتی جهت مقابله و مدیریت ریسک قیمتی خرما می‌پردازد. در این مطالعه نسبت تامین جینی میانگین مبسوط بر اساس روش کرنل تعیین گردید. نتایج حاکی از آن است که نسبت تامین محاسباتی برای تمامی سطوح ریسک‌گریزی متفاوت می‌باشند و نسبت تامین استخراجی در سطوح بالای ریسک‌گریزی، بیشتر می‌باشند. نتایج نشان می‌دهد که بالاترین نسبت تامین استخراجی از این روش برابر ۰/۸ است که در پارامتر ریسک‌گریزی ۲۰۰ اتفاق می‌افتد. بدین معنا که حدود ۸۰٪ از ریسک قیمتی محصول خرما، با فروش محصول در بازار آتی کاهش می‌یابد.

کلمات کلیدی: نسبت تامین، مدل جینی میانگین مبسوط، خرما.

طبقه بندی JEL: C45, C61, D4, D81



مقدمه

کشاورزی فعالیتی سرشار از مخاطرات است. در این فعالیت انواع مخاطرات طبیعی، اجتماعی، اقتصادی و عمدی دست به دست هم داده و مجموعه شکننده و آسیب پذیری را برای تولیدکنندگان در این بخش فراهم نموده اند که نتیجه نهائی آن تحدید درآمد آنها می باشد. بنابراین تولیدکنندگان محصولات کشاورزی در محیط و شرایطی مجبور به اتخاذ تصمیماتی در زمینه تخصیص منابع و تولید محصولات هستند که نسبت به قیمت ها و عملکردهای محصولات عدم اطمینان وجود دارد. این وجود عدم اطمینان نسبت به قیمت و عملکرد خود بر روی تصمیمات تولیدکنندگان تاثیر می گذارد که نتایج تصمیم گیری را متفاوت از نتایج تصمیم گیری در شرایط اطمینان می نماید. با وجود ریسک تولید و قیمت، امکان دارد که قانون عرضه صادق نباشد و عرضه محصول به عوامل دیگری همانند درجه ریسک گریزی، توزیع احتمالی قیمت و عملکرد، همبستگی و کواریانس بین قیمت ها و عملکردها بستگی داشته باشد که در مجموع ممکن است باعث لغو قانون عرضه گردد. بنابراین وجود ریسک (اعم از قیمت و عملکرد) بر روی تصمیمات تولیدی تولیدکنندگان اثرگذار می باشد و این اثر بیشتر بر روی درآمد حاصل از محصولات و تصمیمات زارعین در استفاده از نهاده ها و عرضه محصولات می باشد. می توان منابع ریسک در کشاورزی را بدین صورت تقسیم بندی کرد. ۱- ریسک تولید. ۲- ریسک قیمت یا ابزار، این نوع از ریسک به عدم اطمینان نسبت به قیمت های دریافتی توسط تولیدکنندگان برای محصول و یا قیمتی که آنها باید برای نهاده ها پرداخت نمایند برمی گردد. ماهیت ریسک قیمت از محصولی به محصول دیگر متفاوت است. ۳- ریسک مالی. ۴- ریسک نهادی. ۵- ریسک انسانی.

سوال اساسی که در اینجا مطرح می باشد این است که چه روش هایی در جهت کنترل و کاهش اثرات ریسک وجود دارد و به عبارت بهتر روش های مدیریت ریسک که توسط تولیدکنندگان اتخاذ می گردد کدامند و دولت ها چه سیاست هایی در جهت کاهش اثرات زیانبار ریسک می توانند اتخاذ نمایند؟ از جمله روش های متداولی که تولیدکنندگان کشاورزی در جهت مدیریت ریسک به کار می گیرند استفاده از نهاده های کاهش دهنده ریسک، تنوع در محصولات و فعالیت های تولیدی، تخصیص بهینه منابع اعتباری به نیازهای مالی فعالیت ها، پیش فروش محصول، ایجاد حصار در مقابل قیمت با فروش محصول از طریق قراردادهای آتی و یا قراردادهای اختیار معامله می باشند.

بازارهای آتی و بورس های آتی برای کنترل ریسک ناشی از ناپایداری قیمت کالاها از طریق ارتباط افراد ریسک گریز و افراد ریسک پذیر (که با به کار گرفتن سرمایه خود در این بازارها و پذیرش ریسک انتظار کسب سود دارند) و افراد خواهان اطلاعات قیمت آتی کالاها، امکان دادوستد را فراهم می آورند. انتقال ریسک و توزیع آن بین اجزای بازار مهمترین کارکرد بازار آتی کالا است. از دیگر مزایای ایجاد این بازارها همگانی بودن اطلاعات، انتقال بهینه اطلاعات قیمتی و مقدار کالاها مبادله شده، ارائه قوانین یکسان در مورد روش های بازپرداخت و نظارت بر بازار، کاهش هزینه های حمل و نقل و تعیین قیمت های آتی دقیقتر است.



قیمت خرما به عنوان یکی از محصولات صادراتی ایران نیز در سال های اخیر نوسان های زیادی داشته است. در این مطالعه جهت بررسی و تشخیص نوسان سری قیمت خرما در سطح تولیدکننده از معیار ضریب تغییر استفاده شده است. ضریب تغییر اندازه ای از پراکندگی اطراف میانگین نمونه است به طوری که میزان افزایش یا کاهش انحراف معیار داده ها را نسبت به میانگین نمونه نشان می دهد. جدول شماره ۱ قیمت ماهانه خرما در سطح تولیدکننده و نیز ضریب تغییر کل دوره را گزارش کرده است. چنانچه از جدول شماره ۱ پیداست قیمت های واقعی تولیدکننده خرما روندی نوسانی و کاهشی در طی ماه های گذشته داشته است. نتایج همچنین نشان می دهد که ضریب تغییر به طور نسبی بالا است. آماره آنالیز واریانس F نشان می دهد که به طور معنی داری بین متوسط قیمت در سال های متوالی اختلاف وجود دارد. به عنوان مثال آماره F بین سال های ۹۰-۱۳۸۹ نشان می دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اختلاف معنی دار بین متوسط قیمت در سال ۱۳۸۹ و متوسط قیمت در سال ۱۳۹۰ را نمی توان پذیرفت بنابراین فرضیه چاره مبنی بر وجود اختلاف معنی دار بین متوسط دو سال پذیرفته می شود.

جدول شماره ۱: قیمت ماهانه خرما در سطح تولیدکننده - کیلوگرم-ریال

| | | | | | | | | | | | |
|---------|---------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---|
| ۱۳۹۰ | ۱۳۸۹ | ۱۳۸۸ | ۱۳۸۷ | ۱۳۸۶ | ۱۳۸۵ | ۱۳۸۴ | ۱۳۸۳ | ۱۳۸۲ | ۱۳۸۱ | ۱۳۸۰ | |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۶۱۳,۸ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۸۲۸۶,۹ | ۶۸۶۰,۱ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۰۰,۲ | ۶۲۲۵,۳ | ۳۸۴۹,۳ | ۳۲۳۷,۸ | فروردین |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۶۱۳,۸ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۸۲۸۶,۹ | ۶۸۶۰,۱ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۰۰,۲ | ۶۲۲۵,۳ | ۳۸۴۹,۳ | ۳۲۴۹,۵ | اردیبهشت |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۶۱۳,۸ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۸۴۴۹,۹ | ۶۸۶۰,۱ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۰۶ | ۶۲۲۵,۳ | ۳۸۴۹,۳ | ۳۲۴۹,۵ | خرداد |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۶۱۳,۸ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۷۸۹۶,۷ | ۶۹۸۲,۴ | ۶۰۶۲,۳ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۶۳۱,۳ | ۶۵۴۵,۶ | ۳۸۰۲,۷ | ۴۴۰۲,۶ | تیر |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۶۱۳,۸ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۸۵۰۲,۳ | ۸۰۷۱,۴ | ۶۰۹۱,۴ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۶۸۹,۶ | ۶۴۲۳,۳ | ۳۸۹۵,۹ | ۳۶۵۷,۱ | مرداد |
| ۱۳۶۶۷,۸ | ۱۳۵۱۶,۴ | ۱۲۵۳۸,۱ | ۱۲۷۶۵ | ۷۳۰۸,۵ | ۶۴۴۰,۸ | ۵۸۳۵,۲ | ۶۱۴۳,۸ | ۵۸۷۵,۹ | ۵۵۵۵,۶ | ۳۹۳۶,۷ | شهریور |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۸۴۰,۹ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۸۲۸۶,۹ | ۶۵۸۰,۶ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۳۵,۲ | ۶۱۱۴,۷ | ۵۳۶۳,۴ | ۳۴۵۳,۳ | مهر |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۶۱۳,۸ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۸۲۸۶,۹ | ۶۷۶۱,۱ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۳۵,۲ | ۶۱۱۴,۷ | ۵۶۲۵,۵ | ۳۸۷۲,۶ | آبان |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۶۱۳,۸ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۸۲۸۶,۹ | ۶۸۶۰,۱ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۳۵,۲ | ۶۱۱۴,۷ | ۶۱۸۴,۶ | ۳۸۷۲,۶ | آذر |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۶۱۳,۸ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۸۲۸۶,۹ | ۶۸۶۰,۱ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۳۵,۲ | ۶۱۱۴,۷ | ۶۲۲۵,۳ | ۳۸۷۲,۶ | دی |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۶۱۳,۸ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۸۲۸۶,۹ | ۶۸۶۰,۱ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۳۵,۲ | ۶۱۱۴,۷ | ۶۲۲۵,۳ | ۳۸۲۶ | بهمن |
| ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۴۷۲۱,۹ | ۱۲۶۱۳,۸ | ۱۲۰۱۳,۹ | ۸۲۸۶,۹ | ۶۸۶۰,۱ | ۵۸۳۵,۲ | ۵۸۳۵,۲ | ۶۱۱۴,۷ | ۶۲۲۵,۳ | ۳۸۴۹,۳ | اسفند |
| ۲ | ۷,۶ | ۲,۶ | ۱۸,۹ | ۸ | ۷ | - | ۲ | ۲,۷ | ۲۲ | ۹ | %ضریب تغییر آماره F جهت آزمون واریانس بین دو گروه |

ماخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی



از طرف دیگر چون در بیشتر مناطق خرما خیز، به علت کمبود آب، خرما تنها محصول قابل کشت است و لذا امکان استفاده از ابزارای چون تنوع کشت برای کاهش نوسان های درآمدی حاصل از قیمت و عملکرد برای کشاورزان وجود ندارد. بنابراین معرفی ابزارای چون بازار آتی ممکن است گامی مثبت در جهت کاهش این نوسانها باشد. چون خرما محصولی صادراتی است و خرماکاران نسبت به سایر کشاورزان تجاری تر هستند، لذا تولیدکنندگان خرما می توانند به عنوان پیشگامان ایجاد و توسعه بازارهای آتی مطرح باشند.

شالیت (۱۹۹۵)^۱، با استفاده از داده های روزانه برای طلا، نقره، مس، آلومینیوم طی دوره ۱۹۹۰-۱۹۷۷، نسبت تأمین جینی میانگین مبسوط با استفاده از روش متغیر ابزارای تعیین کرد. لین و لو (a ۱۹۹۳)، نشان دادند که اگر پارامتر ریسک گریزی برابر ۹ باشد، نسبت تأمین جینی برابر با $0/818$ - و نزدیک به نسبت تأمین حداقل واریانس $0/817$ - می باشد. این مطالعه نشان داد که با افزایش پارامتر ریسک گریزی، نسبت تأمین جینی میانگین مبسوط به یک مقدار ثابت همگرا می شود. نتایج تجربی نشان داد که نسبت تأمین با پارامتر ریسک گریزی کاهش می یابد. هادسان و اکنو (۱۹۹۲)^۲ نسبت تأمین جینی حداقل مبسوط را با نسبت جینی میانگین واریانس، مقایسه کردند و به این نتیجه رسیدند که در سطوح پایین ریسک گریزی نسبت تأمین حداقل واریانس و نسبت تأمین جینی حداقل مبسوط خیلی به هم نزدیک می باشند و با افزایش درجه ریسک گریزی این دو از هم فاصله می گیرند. کولب و اکنو (۱۹۹۲)، با استفاده از داده های روزانه ذرت، مس، طلا، مارک آلمان، نسبت تأمین MEG را با پارامتر ریسک گریزی متفاوت از $2-200$ بدست آورد. نسبت های تأمین MEG بدست آمده در سطوح پایین پارامتر ریسک ($V=2-5$) خیلی نزدیک به نسبت تأمین حداقل واریانس می باشند. برای سطوح بالای پارامتر ریسک گریزی این دو نسبت تأمین کاملاً متفاوت می باشند.

لذا این تحقیق همگام با مطالعات انجام شده و به دلیل اثبات وجود ریسک در قیمت محصول خرما و جهت مدیریت و کاهش این ریسک قیمتی محصول خرما نسبت تأمین جینی میانگین مبسوط که پدیده و خصوصیت ریسک گریزی کشاورزان را مد نظر قرار می دهد، تعیین می نماید.

مواد و روش ها

آمار و ارقام مورد استفاده در این تحقیق شامل قیمت ماهانه خرما در سطح تولید کننده طی دوره زمانی ۱۳۹۰:۱۲-۱۳۶۹:۱ و شاخص بهای تولید کننده به قیمت های ثابت ۱۳۸۳ می باشند.

¹ Shalit, H

² Hodgson, A. and Okunev, J



روش تحقیق

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

معادله رگرسیونی مربوطه می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

(۱)

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta F_t + e_t$$

که در آن نسبت تأمین حداقل واریانس، برابر با α_1 است. اما نسبت تأمینی که پدیده ریسکی کشاورزان را مد نظر قرار می‌دهد و به یکی از خصوصیت‌ها و واقعیت‌های تولیدکنندگان توجه می‌کند، نسبت تأمین میانگین مبسوط جینی می‌باشد. نسبت تأمین MEG شامل حداقل سازی ضریب جینی میانگین مبسوط زیر است:

(۲)

$$\Gamma_v(R_h) = -v \operatorname{cov}[R_h, (1+G(R_h))^{v-1}]$$

جهت تعیین ضریب MEG، نیازمند تعیین تابع توزیع احتمال تجمعی $G(R_h)$ می‌باشیم. تابع توزیع احتمال تجمعی معمولاً بوسیله رتبه‌بندی مشاهدات پورتفولیوی تأمین بدست می‌آید. جزئیات این فرآیند در مطالعه کولب و اکنو (۱۹۹۲) ارائه شده است. در زیر مختصراً این فرآیند آورده شده است.

توزیع احتمال شرطی با استفاده از کرنل^۱ به صورت زیر تعیین می‌گردد:

(۳)

$$\hat{G}(R_{h,i}) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N k\left(\frac{R_{h,i} - R_{h,t}}{\alpha_T}\right)$$

N = حجم نمونه است. (شافر ۲۰۰۳).

نتایج

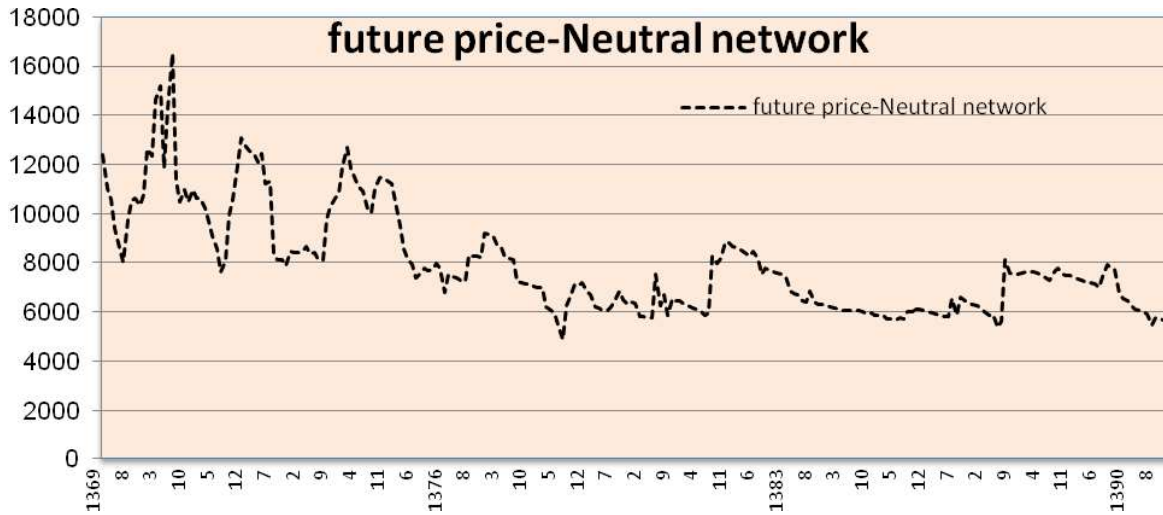
با توجه به این که داده‌های مورد استفاده در این مطالعه سری زمانی می‌باشند، لذا ابتدا رفتار آماری آن‌ها به لحاظ ایستائی با استفاده از آزمون ریشه واحد ارزیابی می‌گردد. بر اساس نتایج آزمون ایستائی ADF و KPSS مشخص گردید که سری قیمت ماهانه تولیدکننده خرما به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳ در سطح معنی‌داری ۵٪ ایستا می‌باشند.

در این تحقیق به دلیل این که تاکنون بازار آتی در خصوص قیمت خرما در ایران وجود ندارد لذا با استفاده از تکنیک شبکه عصبی مصنوعی به برآورد قیمت آتی خرما می‌پردازیم. این مطالعه از شبکه عصبی پرسپترون چند لایه بهره‌جسته است. برای لایه پنهان ۳ نرون و برای لایه خروجی تعداد یک نرون انتخاب گردید. در لایه پنهان تابع لجستیک به عنوان تابع فعالسازی، و در لایه خروجی تابع خطی به عنوان تابع فعالسازی استفاده گردید. نتایج پیش‌بینی قیمت‌های آتی به روش شبکه عصبی مصنوعی در نمودار شماره ۱ ارائه شده است. این روش برای پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت و داده‌های ماهانه و فصلی در مقایسه با داده‌های سالیانه از تناسب بالاتری برخوردار

¹ Rank based



است (رینچی ۱۹۹۸). این روش از خطای پائین و پذیرفتنی برخوردار است. نتایج این روش نیز در نمودار شماره ۱ گزارش گردیده است.



نمودار شماره ۱: نتایج پیش بینی قیمت آبی خرما (ریال-کیلوگرم)

در این مرحله به بررسی ایستایی سری قیمت پیش بینی شده خرما می پردازیم. بررسی ایستایی سری قیمت آبی خرما بر اساس آزمون ایستایی ADF و KPSS و نیز آزمون همگی مشخص گردید که سری قیمت آبی تولیدکننده خرما در سطح معنی داری ۵٪ ایستا می باشند.

از آنجا که هدف اصلی این مطالعه تعیین نسبت تامین می باشد لذا ابتدا به برآورد و تعیین نسبت تامین به روش سنتی و مرسوم OLS پرداخته شده است. در رگرسیون $\log PP = c + \beta \log PPF$ ، ضریب β ، نشان دهنده نسبت تامین ثابت است. در این مطالعه متغیر روند نیز وارد مدل گردید و نتایج بهتری به دست آمد.

(۴)

$$\log(PP) = 0.33 + 0.96 \log(PPF)$$

$$(0.25) \quad (0.03)$$

$$R^2 = 0.9 \quad D.W = 1.9$$

در رگرسیون فوق ضریب متغیر قیمت آبی مثبت و معنی دار می باشد و این ضریب در سطح معنی داری ۱٪ از صفر متفاوت می باشد. R^2 ، در این مدل نشان می دهد که تا چه اندازه نوسانات در بازار جاری به وسیله بازار آبی توجیه می گردد (کومار ۲۰۱۰). با ترکیب مقدار ارزش R^2 و ضریب نسبت تامین (۰/۹۶)، این سوال که تامین محصول خرما تا چه اندازه صورت گیرد تا ریسک قیمتی حداقل گردد را می توان پاسخ داد. تولیدکننده خرما می تواند ۹۰٪ ریسک قیمت محصول خود را کاهش دهد اگر حدود ۹۶٪ از محصول خود را تامین آبی دهد.



از آنجا که مدل سنتی فوق تصمیم‌گیری را بدون در نظر گرفتن ویژگی‌ها و خصوصیات فردی کشاورز، انجام می‌دهد لذا نتایج حاصله ممکن است اریب باشد. بنابراین در این قسمت پدیده ریسک‌گریزی کشاورزان را مد نظر قرار داده و نسبت تامین با در نظر گرفتن این خصوصیت مهم تعیین می‌گردد. جدول شماره ۲، نسبت تامین جینی میانگین مبسوط را برای ۱۶ سطح متفاوت ریسک‌گریزی نشان می‌دهد (پارامتر ریسک‌گریزی ۷ می‌باشد که این مطالعه همانند سایر مطالعات مشابه اعداد ۲ تا ۲۰۰ را به پارامتر ریسک‌گریزی اختصاص داده است).

جدول شماره ۲: برآورد نسبت تامین میانگین جینی

| نسبت تامین | تخمین وزن | پارامتر ریسک‌گریزی |
|------------|-----------|--------------------|
| ۰/۰۰۰۳ | روش کرنل | ۲ |
| ۰/۰۰۰۴ | روش کرنل | ۳ |
| ۰/۰۰۰۵ | روش کرنل | ۴ |
| ۰/۰۰۰۸ | روش کرنل | ۵ |
| ۰/۰۰۱ | روش کرنل | ۶ |
| ۰/۰۰۲ | روش کرنل | ۷ |
| ۰/۰۰۲ | روش کرنل | ۸ |
| ۰/۰۰۳ | روش کرنل | ۹ |
| ۰/۰۰۴ | روش کرنل | ۱۰ |
| ۰/۰۲ | روش کرنل | ۲۰ |
| ۰/۱ | روش کرنل | ۵۰ |
| ۰/۲ | روش کرنل | ۷۵ |
| ۰/۳ | روش کرنل | ۱۰۰ |
| ۰/۴ | روش کرنل | ۱۲۰ |
| ۰/۶ | روش کرنل | ۱۵۰ |
| ۰/۸ | روش کرنل | ۲۰۰ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج نسبت تامین میانگین جینی بر اساس روش کرنل حاکی از آن است که همواره با افزایش پدیده ریسک‌گریزی، نسبت تامین افزایش می‌یابد. بررسی نتایج حاکی از آن است که در سطوح پائین ریسک‌گریزی نسبت تامین حداقل مربعات معمولی و نسبت تامین جینی میانگین مبسوط به طور معنی‌داری از همدیگر اختلاف دارند. ولی در سطوح نزدیک به ۲۰۰ نتایج این دو به هم نزدیک می‌شود. در سطوح بالای ریسک‌گریزی (۲۰۰) روش نسبت تامین جینی حدود ۸۰٪ از ریسک قیمتی را حذف می‌نماید. واضح است که نسبت تامین جینی میانگین مبسوط بر اساس تابع توزیع کرنل با تغییرات در سطوح ریسک‌گریزی، تغییر می‌یابند. به گونه‌ای که با تغییر پارامتر ریسک‌گریزی، نسبت تامین تغییر می‌کند. نتایج جدول شماره ۲ نشان داد که نسبت تامین جینی بر اساس روش کرنل از ۰/۰۰۰۳ تا ۰/۸ در تغییر است. لذا نخل کارانی که خصوصیت فردی ریسک‌گریزی بالایی دارند، بیشترین منفعت را از بازارهای آتی کسب می‌نمایند و می‌توانند حدود ۸۰ درصد از محصول خود را در



بازار آتی به فروش رسانند و ریسک نوسان قیمتی را کاهش دهند.

جمع بندی

تولید خرما نقش اساسی در اقتصاد کشاورزی ایران ایفا می کند. قیمت تولیدکننده خرما در دهه های اخیر نوسانات زیادی داشته است. به گونه ای که این نوسانات می تواند بر انگیزه تولیدی کشاورزان تاثیر منفی به جای گذارد. علاوه بر این، دولت به طور تدریجی، سوبسیدهای پرداختی به تولیدکنندگان و کشاورزان را کاهش داده است و کشاورزان مجبور شده اند که این نوسانات و ریسک های قیمتی را به طور انحصاری و خصوصی مدیریت و حذف نمایند. بنابراین این مطالعه به بررسی و امکان سنجی استفاده از بازار های آتی جهت مقابله و مدیریت ریسک قیمتی خرما می پردازد. با توجه به این که در شرایط فعلی بازار آتی خرما در ایران وجود ندارد لذا در اولین مرحله، قیمت ماهانه قراردادهای آتی خرما پیش بینی و شبیه سازی گردید. با استفاده از این قیمت های آتی پیش بینی شده، مقادیر نسبت تامین محاسبه و تعیین گردید. این مطالعه نسبت تامین به روش میانگین جینی مبسوط که پارامتر ریسک گریزی کشاورزان را مد نظر قرار می دهد، تعیین می کند. با در نظر گرفتن پدیده ریسک گریزی کشاورزان، نسبت تامین در بازار آتی به شدت کاهش می یابد و بسته به خصوصیت ریسک گریزی کشاورزان بین ۰/۰۰۳-۰/۸ در نوسان است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که نخل کارانی که خصوصیت ریسک گریزی بالائی دارند تمایل به شرکت در بازارهای آتی دارند و با راه اندازی این بازار برای خرما، این گونه کشاورزان ۸۰ درصد از محصول خود را در این بازار به فروش می رسانند و ریسک درآمدی خود را کاهش می دهند. لذا مشارکت تولیدکنندگان خرما در بازارهای آتی به عنوان یک ابزار مشتقه مالی برای مدیریت ریسک قیمتی به لحاظ کاهش دامنه نوسانات قیمت تمام شده، توصیه می گردد. بنابراین پیشنهاد می گردد تا بازار آتی برای این محصول ایجاد گردد تا تولیدکنندگان خرما بتوانند با ورود به این بازار، ریسک های قیمتی را منتقل نمایند و انگیزه تولیدیشان محفوظ بماند.

منابع

- 1.Hodgson,A. and Okunev, J.(1992). An alternative approach for determining hedge ratios for futures contracts. *Journal of business finance and accounting*. NO19.211-224.
- 2.Junkus, J. C., & Lee, C. F. (1985). Use of three index futures in hedging decisions. *Journal of Futures Markets*, 5, 201-222.
- 3.Kolb, R.W.,&Okunev, J. (1992). An empirical evaluation of the extended mean-Gini coefficient for futures hedging. *Journal of Futures Markets*, 12, 177-186.
- 4.Kumar, B. and Priyanka S. and Ajay P. 2010. Hedging Effectiveness of Constant and Time Varying Hedge Ratio in Indian Stock and Commodity Futures Markets. Available at SSRN :<http://ssrn.com/abstract=1206555> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.workingpaper.series>.
- 5.Lien, D., & Luo, X. (1993a). Estimating the extended mean-Gini coefficient for futures hedging. *Journal of Futures Markets*, 13, 665-676.
- 6.Shaffer D.R. (2003). Estimating the Gini hedge ratio. *Managerial Finance*, Vol. 29 Iss: 1, pp.73 - 84
7. Shalit, H. (1995). Mean-Gini hedging in futures markets. *Journal of Futures Markets*, 15, 617-635.