تعیین حق‌بیمه شاخص‌های آب‌وهوایی محصولات کشاورزی در ایران: مطالعه موردی گندم مراغه[1]

سمانه عزیزنصیری[2]، علی کیانی راد[3]، رضا افقی[4]

چکیده

کشاورزان با انواع مختلفی از ریسک‌های آب‌وهوایی، آفات، بیماری، ریسک‌های بازار و مواد اولیه مواجه هستند. ریسک یک عنصر اجتناب‌ناپذیر ولی قابل مدیریت در بخش کشاورزی است. یکی از ابزارهای کارآمد در مدیریت ریسک کشاورزی، بیمه محصولات کشاورزی می‌باشد که طیف وسیعی از خطرات را پوشش می‌دهد. با توجه به مسائل طرح‌های سنتی بیمه محصولات کشاورزی از قبیل بالابودن هزینه‌های اجرایی، مشکلات انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی، ارائه الگوی بیمه ای مناسب با هدف به حداقل رساندن این مسائل از مهمترین مسائل در حوزه مدیریت ریسک و بیمه محصولات کشاورزی می‌باشد. بنابراین در این مقاله به طراحی بیمه شاخص‌های آب‌وهوایی پرداخته شد. طراحی بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی برای محصول گندم دیم شهر مراغه بعنوان یک منطقه همگن در استان آذربایجان شرقی درنظر گرفته شد. اطلاعات عملکرد محصول طی سال‌های ۱۳۶۸- ۱۳۸۷ از موسسه تحقیقات دیم کشور و اطلاعات سه شاخص آب‌وهوایی بارش تجمعی، خشکسالی و کاهش بارندگی طی این سال‌ها با استفاده از داده‌های ایستگاه‌های هواشناسی جمع‌آوری گردید. ساختار وابسته بین شاخص‌های آب‌و هوایی و عملکرد محصول با استفاده از توابع مفصل ارشمیدسی بررسی و شاخص خشکسالی بدلیل داشتن بیشترین همبستگی با عملکرد محصول انتخاب شد. مقدار حق‌بیمه با استفاده از توابع مفصل ارشمیدسی محاسبه و در آخر ساختار پرداخت خسارت در بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی تدوین گردید.با توجه به نتایج، مقدار حق‌بیمه و خسارت پرداختی(حداکثر تعهدبیمه‌گر) محاسبه‌شده، از حق‌بیمه طرح جاری(بیمه خشکسالی) در منطقه مراغه بیشتر می‌باشد که خود پتانسیلی برای امکان پرداخت خسارت بیشتر در طرح بیمه جاری می‌باشد.

طبقه بندی JEL: Q10، G22

واژه‌های کلیدی: بیمه شاخص آب‌وهوایی، توابع مفصل ، بیمه، گندم، مراغه، ایران

مقدمه

کشاورزی فعالیتی همراه با ریسک می‌باشد. بطوریکه کشاورزان با انواع مختلفی از ریسک‌های آب‌وهوایی، آفات، بیماری، ریسک‌های بازار و مواد اولیه مواجه هستند. هرساله کشاورزان بدلیل داشتن یک درآمد نامطمئن نگران پرداخت وام، هزینه‌های زندگی می‌باشند(Skees et al., 1999). دامنه گسترده‌ای از ریسک‌ها در درآمد حاصل از تولیدات کشاورزی تاثیرگذار است. از جمله این ریسک‌ها می‌توان به ریسک تولید، قیمت یا بازار، ریسک مالی و ریسک انسانی اشاره کرد. نقش و اهمیت هریک از این منابع ریسک در هر منطقه با توجه به شرایط زمانی و مکانی و سیاست‌های دولت متفاوت می‌باشد. با وجوداین، دو ریسک قیمت و تولید از رایج‌ترین ریسک‌ها می‌باشد. (Bielza et al., 2008)

1این مقاله برگرفته از پایان‌نا مه کارشناسی ارشد تحت عنوان « بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب و هوایی به عنوان ابزاری مناسب برای مدیریت ریسک کشاورزی در ایران» می‌باشد که در دانشکده بیمه اکو دانشگاه علامه طباطبایی در سال ۱۳۹۰ به پایان رسیده است.

2 اکچوئری شرکت بیمه ملت، دانش‌آموخته کارشناس ارشد اکچوئری، دانشکده بیمه اکو،دانشگاه علامه طباطبایی، ، s.aziznasiri@gmail.com

3 استادیار ومدیر گروه پژوهشی برنامه‌ریزی موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی- وزارت جهادکشاورزی ـ akianirad@gmail.com

4 استادیار و مدیرگروه مدیریت بیمه، دانشکده بیمه اکو، دانشگاه علامه طباطبائی، r.ofoghi@yahoo.com

بیمه محصولات کشاورزی دراصل سازوکاری برای مشارکت در پذیرش ریسک است که ازطریق مشارکت تولیدکنندگان در پذیرش ریسک هنگام بروز خطر، از زیاندیدن تولیدکننده جلوگیری و یا در درآمد وی ثبات ایجاد می‌کند. اما بیمه ابزاری هزینه‌بر است و بالطبع طراحی الگوهای بیمه‌ای جدید وارائه آن‌ها به گونه‌ای که از یک طرف درآمد تولیدکنندگان این بخش را تثبیت کند و از طرف دیگر هزینه‌های اجرایی بیمه را بکاهد، باید از مهمترین مسائل محققین در حوزه مدیریت ریسک و بیمه محصولات کشاورزی باشد.

در طرح‌های سنتی بیمه محصولات کشاورزی، هرزمان که محصولات در اثر عواملی مانند خشکسالی، یخبندان و تگرگ (مانند بیمه چند خطره[1] محصولات کشاورزی) آسیب ببینند، غرامت به کشاورزان پرداخت می‌شود. ازآنجاکه اکثر طرح‌های سنتی بیمه محصولات کشاورزی تحت تاثیر مشکلات اطلاعات نامتقارن[2] قرار دارند، و چنین مشکلاتی منجر به افزایش نرخ حق‌بیمه، انجام ارزیابی‌های دقیقتر خسارت بمنظور اطمینان از تحت کنترل بودن برنامه‌ها می‌شود. بنابراین بیمه‌گر بمنظور ارزیابی قسمتی از خسارت، متحمل هزینه‌های هنگفتی می‌شود. (OECD, 2001). طرح بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی[3] تا حد زیادی این مشکلات را برطرف می‌نماید. چراکه براساس بیمه شاخص، پرداخت خسارت به کشاورزان به بقا یا شکست محصولات بستگی ندارد، در نتیجه کشاورزان حداکثر تلاش خود را برای بقای محصول خود انجام می‌دهند. بنابراین تکیه بر فاکتورهایی خارج از کنترل کشاورزان، مشکلات مخاطرات اخلاقی و انتخاب نامساعد را کاهش می‌دهد. علاوه براین، برخلاف طرح‌های سنتی، شرکت های بیمه احتیاجی به بازدید از مزارع بمنظور ارزیابی خسارت‌ها ندارند و تنها زمانیکه مقدار بارش کمتر از مقدار هدف باشد، خسارت پرداخت می‌شود. چنین هزینه‌هایی در طرح‌های سنتی بیمه محصولات کشاورزی، شدیدا تحت حمایت دولت است (Leblois and Quirion, 2010).

میراندا و ودنو[4] (۲۰۰۱) روشی را بمنظور طراحی و قیمت‌گذاری قراردادهای بیمه شاخص ارائه دادند. آن‌ها بیان داشتند که کارایی بیمه شاخص بر رابطه‌ی موجود بین شاخص‌ها و عملکرد محصول استوار است.

کارویه و همکاران[5] (۲۰۰۶) بیمه شاخص آب‌وهوا را برای کشورهای آفریقایی براساس سه شاخص بارش، دما و درجه دمای روزانه، ارائه دادند. بیمه شاخص را می‌توان براساس یک شاخص یا مجموعه‌ای از شاخص‌ها طراحی نمود. آن‌ها با توجه باینکه ریسک آب‌وهوا یکی از مهمترین ریسک‌ها در کشاورزی می‌باشد، بیمه شاخص آب‌وهوا را بعنوان یکی از کارآمدترین طرح‌ها معرفی می‌نمایند. با تعیین تابع غرامت و تابع مطلوبیت مورد انتظار کشاورزان، مجموعه عواملی که بر میزان تقاضای کشاورزان از بیمه شاخص اثر خواهد داشت مانند تاثیر ریسک پایه، سطح ریسک‌گریزی و عامل سربار حق‌بیمه، را تعیین کردند.

ژو و همکاران[6] (۲۰۰۸) بر تغییرپذیری درآمد کشاورزان که ناشی است از تغییر در قیمت، کاهش عملکرد محصول و یا هردو، تاکید نموده‌اند. آن‌ها ریسک موجود در تولید محصولات ذرت و سویا را مدل‌سازی نمودند. آن‌ها بیان کرده‌اند بمنظور توسعه مدل‌های چندمتغیره دراختیار داشتن توزیع‌های کناری، توابع مفصل[7] برای توصیف رفتار توام متغیرها بسیار کارآمد می‌باشند. آن‌ها از توابع مفصل برای اندازه‌گیری ساختار وابسته بین متغیرها استفاده نمودند. ابتد توابع مختلف مفصل بمنظور مدل‌سازی ساختار وابستگی متغیرهای قیمت و عملکرد محصول را مورد بررسی قرار دادند. و در آخر تابع مفصل انتخاب‌شده را برای محاسبه حق‌بیمه قرارداد بکار

1 Multi-Peril Crop Insurance
2 Asymmetry information
3 Weather-Based Crop Insurance Scheme (WBCIS)
4 Miranda and Vedenov
5 Karuaihe et al.
6 Zhu et al.
7 Copula Functions

بردند. لذا برای ارائه یک طرح بیمه‌ای توزیع توام عملکرد و قیمت هردو محصول اهمیت پیدا می‌کند. استفاده از توابع مفصل بمنظور تعیین توزیع‌های چندمتغیره بسیار مورد توجه قرار گرفته است.

بوکوشوا[1] (۲۰۱۰) به بررسی روابط موجود بین شاخص‌های آب‌وهوایی و عملکرد محصول می‌پردازد. او تاکید می‌کند که طراحی و قیمت‌گذاری بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی بر این فرض ضمنی استوار است که ساختار وابستگی بین عملکرد محصول و شاخص‌های آب‌وهوایی در طول زمان ثابت باقی می‌ماند. او این فرض را با استفاده از سری زمانی متغیرهای عملکرد و شاخص‌های آب‌وهوایی قزاقستان طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۳ بررسی نمود. از طریق دو روش تحلیل رگرسیون و توابع مفصل برای محاسبه ساختار وابستگی بین متغیرها، او از لحاظ آماری نشان داد که ساختار وابستگی بین متغیرها در طول زمان ثابت باقی نمی‌ماند. وی پیشنهاد می‌دهد در بیمه شاخص آب‌وهوا از شاخص‌هایی استفاده شود که بیشترین تاثیر را در عملکرد دارند.

لبلویز و کویریون[2] (۲۰۱۰) به مطالعه طرح‌های بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی پرداختند. آن‌ها ساختار پرداخت غرامت و نحوه محاسبه حق‌بیمه طرح بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی را بیان نموده‌اند. علاوه براین آن‌ها در به بیان تجربیات کشورهای مختلف ازجمله هند، مالاوی و اتیوپی در اجرای بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی پرداخته‌اند.

درچندسال اخیر استفاده از توابع مفصل بطور فزاینده‌ای در مدل‌سازی ساختار وابستگی چندمتغیره بخصوص دررشته‌های مالی و ریاضیات اکچوئری، مورد استفاده واقع شده است. (Trivedi and Zimmer, 2007).

چروبینی و همکاران[3] (۲۰۰۴) در کتاب خود با عنوان "روش‌های توابع مفصل در امور مالی" بر استفاده از توابع مفصل در زمینه‌های مالی تاکید کرده‌اند. آنها تأکید دارند استفاده از این روش بویژه برای اندازه‌گیری خسارات احتمالی بسیار مناسب است.

پانزو[4] (۲۰۰۷) اعتقاد دارد توابع مفصل از مفیدترین ابزارها بمنظور بررسی رابطه بین متغیرهای تصادفی و از مهمترین ابزارها در توصیف ساختار وابستگی بین متغیرها می‌باشند. ازآنجاکه مطالعه ساختار وابستگی بین متغیرها بمنظور انجام تحلیل‌های قابل اعتماد بسیار اهمیت دارد، بنابراین استفاده از توابع مفصل نتایج قابل قبولی بدست می‌دهد. آن‌ها در مقاله خود با عنوان " توابع مفصل در آمار" روش‌های برآورد پارامترهای توابع مفصل و کاربرد آن‌ها در شبیه‌سازی چندمتغیره را توضیح داده‌اند.

کشور ما نیز بدلیل واقع شدن در منطقه خشک و نیمه خشک در معرض انواع ریسکهای آب و هوایی قرار دارد که لزوم طراحی یک الگوی بیمه‌ای براساس شاخص آب و هوایی در آن احساس می‌شود. هدف از این مطالعه تعیین حق بیمه شاخص آب و هوایی برای گندم دیم در منطقه مراغه با استفاده از توابع مفصل است. به این منظور در مقاله ابتدا به مبانی نظری توابع مفصل و تعیین حق بیمه با استفاده از این روش پرداخته شده است و پس از محاسبه حق بیمه برای گندم دیم در منطقه مراغه این حق بیمه با حق بیمه فعلی در الگوی بیمه عملکرد مقایسه شده است. در این مقاله فرض شده است که ساختار وابسته قوی بین عملکرد محصول و شاخص‌های آب‌وهوایی مانند بارش و دما وجود دارد و مقدار حق‌بیمه طرح بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی قابل رقابت با حق‌بیمه طرح‌های بیمه‌ای موجود محصولات کشاورزی می‌باشد.

1 Bokusheva
2 Leblois and Quirion
3 Cherubini et al.
4 Kpanzou

مباحث نظری

۱ – ساختار وابستگی[1]

در مدیریت ریسک بیمه آگاهی در مورد ساختار وابستگی بین متغیرها از اهمیت بالایی برخوردار است. روش‌های بسیار متنوعی بمنظور اندازه‌گیری ساختار وابستگی بین متغیرها وجود دارد. معمول‌ترین معیار اندازه‌گیری ساختار وابستگی بین متغیرها ضریب همبستگی پیرسن[2] می‌باشد. ولی ضریب همبستگی پیرسن صرفا برای جفت متغیرها با واریانس متناهی تعریف شده است و برای متغیرها با توزیع نرمال چند متغیره یا برای ارزیابی همبستگی خطی بین متغیرها، کاربرد دارد. بنابراین با توجه به افزایش درصد ریسک‌های غیرخطی، مانند دارایی‌های مشتقه و اکثر سری‌های زمانی مالی، سایر معیارهای اندازه‌گیری همبستگی باید بکار برده شود. بنابراین استفاده از توابع مفصل در اندازه‌گیری ساختار وابستگی یک موضوع کلیدی بخصوص در مدل‌های قیمت‌گذاری بزرگ می‌باشد. (Frey and McNeil, 2001)

۲ – توابع مفصل[3]

نلسون[4] (۲۰۰۶) بیان می‌دارد که کلمه مفصل برای اولین بار توسط اسکلار[5] (۱۹۵۹) در قضیه‌ای که بعدها بنام وی شهرت یافت، بکار برده شده است. وی عقیده داشت که تابع توام دو متغیر تصادفی را می‌توان به دو قسمت که یکی نشان‌دهنده‌ی ساختار وابستگی است (مفصل) و دیگری رفتار توزیع‌های حاشیه‌ای را بیان می‌کند، تجزیه کرد. مفصل یک نام مناسب برای تابعی است که بین تابع توزیع-های چند بعدی و توزیع‌های حاشیه‌ای یک بعدی ارتباط برقرار می‌کند.

زوج متغیر تصادفی X و Y با توابع توزیع $F(x) = P(X \leq x)$ و $F(y) = P(Y \leq y)$ و تابع توزیع توام $H(x,y) = P(X \leq x, Y \leq y)$ را درنظر بگیرید. هر زوج متغیر (x,y) از اعداد حقیقی منجر به نقطه‌ای $(F(x), G(y))$ در بازه $[۰,۱]$ می‌شود. یک چنین تابعی، مفصل دو بعدی یا دو متغیره نام دارد.مهم‌ترین ویژگی توابع مفصل این است که توزیع‌های کناری می‌توانند از خانواده توزیع‌های متفاوتی آمده باشند.

تعریف ۱- قضیه‌ی اسکلار در نظریه‌ی مفصل‌ها از اهمیت زیادی برخوردار است. این قضیه نقش مفصل‌ها را در ارتباط دادن بین توزیع-های توام و توزیع‌های حاشیه‌ای بخوبی نشان می‌دهد.

تابع مفصل d بعدی $C(\boldsymbol{u}) = C(u_1, \ldots, u_d)$ یک تابع توزیع چندمتغیره درفضای d بعدی $[0,1]^d$ با توابع توزیع کناری یکنواخت می‌باشد.

قضیه اسکلار بیان می‌کند، اگر یک تابع توزیع توام با توابع توزیع کناری $F_1, \ldots . F_d$ داشته باشیم، تابع مفصل درفضای $C: [۰,۱]^d \to [۰,۱]$ وجوددارد بطوریکه بازای تمامی متغیرهای $X_1, \ldots, X_d$ درفضای $\bar{R} = [-\infty, \infty]$ خواهیم داشت:

$$F(X_1, \ldots, X_d) = C\left(F_1(X_1), \ldots, F_d(X_d)\right) \qquad (۱)$$

تابع چگالی توزیع چندمتغیره که ساختار وابستگی آن بوسیله تابع مفصل تعریف شده است، از طریق مشتق‌گیری از رابطه (۱) بدست می‌آید:

---

1 Dependence Structure
2 Pearson's correlation coefficient
3 Copula Functions
4 Nelson
5 Sklar

$$f(X_1,\dots,X_d,\theta) = c\big(F_1(X_1),\dots,F_d(X_d)\big)\prod_{j=1}^{d} f_j(X_j) \qquad (2)$$

بطوریکه f_j بیان کننده تابع چگالی کناری متغیر x_j و c بیان‌کننده تابع چگالی تابع مفصل در معادله مذکور می‌باشد. بعبارت دیگر

$$c(u_1,\dots u_d) = \frac{\partial^d C(u_1,\dots u_d)}{\partial u_1 \dots \partial u_d} = \frac{f(F_1^{-1}(u_1),\dots,F_d^{-1}(u_d))}{\prod_{j=1}^{d} f_j\left(F_j^{-1}(u_j)\right)} \qquad (3)$$

اگر $F_1,\dots F_d$ پیوسته باشند، تابع مفصل C یکتاست، درغیراینصورت بطور یکتا روی $RanF_1 \times RanF_2$ تعیین می‌شود. برعکس، اگر C یک تابع مفصل و $F_1,\dots F_d$ توابع توزیع باشند، دراینصورت تابع توزیع توام چند متغیره با توابع توزیع حاشیه‌ای بصورت زیر می‌باشد:

$$H(X_1,\dots,X_d) = C(F_1(X_1),\dots,F_d(X_d)) \qquad (4)$$

۳ – انواع توابع مفصل

زیررده مهمی از مفصل‌ها، مفصل‌های ارشمیدسی[1] می‌باشند. بدلیل اینکه بسیاری از خانواده‌های پارامتری از مفصل‌ها، عضو خانواده‌ی مفصل‌های ارشمیدسی هستند، در این تحقیق محاسبات خود را با استفاده از مفصل‌های ارشمیدسی انجام داده‌ایم.

تعریف ۲- توابع مفصل کلایتون اولین بار توسط کلایتون[2] (۱۹۷۸) ارائه شد، اما در اصل می‌توان گفت که از مجموعه کارهای کیملدروف و سمپسون[3] (۱۹۷۵b) بدست آمده است. کلایتون با درنظر گرفتن تابع مولد بصورت زیر $\varphi_\theta(t) = (t^{-\theta} - 1)/\theta$ و وارون مولد $\varphi^{-1}(t) = (t+1)^{-1/\theta}$ این مفصل را معرفی کرد. بنابراین تابع مفصل کلایتون بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_\theta^{Cl}(u_1,\dots,u_d,\theta) = (1 - n + \sum_{i=1}^{n} u_i^{-\theta})^{-1/\theta} \quad \text{With } 0 < \theta < \infty \qquad (5)$$

بطوریکه θ بیانگرساختار وابستگی است که برآورد می‌شود. $\theta \to 0$ ، عدم وابستگی واستقلال و $\theta \to \infty$ وابستگی کامل را نشان می‌دهد. (McNeil et al., 2005)

تعریف ۳- مفصل گامبل[4] توسط گامبل (۱۹۶۰b) و سپس توسط هوگارد[5] (۱۹۸۶) ارائه شد. با درنظر گرفتن تابع مولد $\varphi_\theta(t) = (-\ln(t))^\theta$ و وارون تابع مولد $\varphi^{-1}(t) = \exp\left(-t^{\frac{1}{\theta}}\right)$ ، تابع مفصل گامبل بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_\theta^G(u_1,\dots,u_d,\theta) = exp\left\{-\left[\sum_{i=1}^{n}(-lnu_i)^\theta\right]^{1/\alpha}\right\} \quad with\ \theta \geq 1 \qquad (6)$$

تعریف ۴- مفصل فرانک تابع مولد $\varphi_\theta(t) = \ln\left(\frac{\exp(-\theta t)-1}{\exp(-\theta)-1}\right)$ و وارون تابع مولد $\varphi^{-1}(t) = -\frac{1}{\theta}\ln\left(1 + e^t\left(e^{-\theta} - 1\right)\right)$ می‌باشد. بنابراین تابع مفصل فرانک بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_\theta^F(u_1,\dots,u_d,\theta) = -\frac{1}{\theta} ln\left\{1 + \frac{\prod_{i=1}^{d}(e^{-\theta u_i})}{(e^{-\theta}-1)^{d-1}}\right\} \quad with\ \theta \geq 0\ when\ d \geq 3 \qquad (7)$$

1 Archimedean Copulas
2 Clyton
3 Kimeldorf and Sampson
4 Gumble Copula
5 Hougaard

از آنجاییکه در این تحقیق ساختار وابستگی بین متغیرها با استفاده از توابع مفصل ارشمیدسی محاسبه می‌شود به توضیح مبانی نظری این تابع مفصل پرداخته می‌شود.

تعریف ۵- دو متغیر تصادفی X و Y با تابع مفصل ارشمیدسی C و تابع مولد φ را درنظر بگیرید. ضریب همبستگی کندال[1] τ_c بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tau_c = ۱ + ۴ \int_{۰}^{۱} \frac{\varphi(t)}{\varphi'(t)}\, dt \qquad (۸)$$

رابطه موجود بین پارامتر همبستگی توابع مفصل با ضریب همبستگی کندال بصورت زیر می‌باشد:

الف- تابع مفصل کلایتون $\tau_c = \frac{\theta}{\theta+۲}$

ب- تابع مفصل گامبل $\tau_c = \frac{\theta-۱}{\theta}$

ج- تابع مفصل فرانک $\tau_c = -\frac{۴(D_۱(\theta)-۱)}{\theta}$ بطوریکه $D_۱(\theta) = \frac{۱}{\theta}\int_{۰}^{\theta} \frac{t}{e^t-۱}\, dt$ تابع دیبای[2] می‌باشد.

(Archimedean Copulas, vosesoftware.com)

٤ – محاسبه ساختار وابستگی با استفاده از توابع مفصل

با استفاده از توابع مفصل مختلف برای زوج متغیرهای تصادفی، می‌توانیم ماتریس همبستگی بین متغیرها را بدست آوریم. جنست و ریوست این روش را ارائه دادند:

فرض کنید n نمونه تصادفی از زوج متغیر تصادفی مستقل و همتوزیع (X,Y) با تابع مفصل ارشمیدسی C با پارامتر θ داشته باشیم. بمنظور برآورد پارامتر وابستگی θ، از ضریب همبستگی کندال استفاده می‌نماییم. با استفاده از رابطه موجود بین ضریب کندال و توابع مفصل ارشمیدسی بصورت زیر، می‌توانیم ساختار وابسته بین متغیرها را برآورد نماییم.

$$\hat{\tau} = ۱ + ۴ \int_{۰}^{۱} \frac{\varphi(t)}{\varphi'(t)}\, dt \qquad (۹)$$

٥ – برازش تابع مفصل مناسب

متغیر تصادفی غیرقابل مشاهده $T_i = F(X_i, Y_i)$ با تابع توزیع $K(t) = Prob(T_i \leq t)$ را درنظر بگیرید. جنست و ریوست ثابت کردند، تابع مفصل ارشمیدسی بطور منحصربفرد توسط تابعی در فاصله $(0, 1)$ بصورت زیر برآورد می‌شود:

$$K(T) = T - \frac{\varphi(t)}{\varphi'(t)} \qquad (۱۰)$$

بمنظور تعیین تابع مولد φ، مراحل زیر را دنبال می‌کنیم:

گام ۱ول- برآورد ضریب همبستگی کندال.

گام دوم- بدست آوردن برآورد ناپارامتری K بصورت زیر:

1 Kendall's tau
2Debye function

- تولید مشاهدات ساختگی[1] T_i بازای مقادیر $i = ۱,۲,\dots,n$

$$T_i = \frac{\{number\ of\ (X_j,Y_j) such\ that\ X_j < X_i\ and\ Y_j < Y_i\}}{n-۱} \qquad (۱۱)$$

- برآورد تابع K بصورت $K_n(t) =$ مقادیر نسبت $T_i s \leq t$
- براورد پارامتریکی تابع K با استفاده از رابطه $K_\varphi(t) = t - \frac{\varphi(t)}{\varphi'(t)}$.

برای انجام محاسبات نیاز به مشتق اول تابع برحسب t داریم. جدول زیر توابع توزیع را برای هریک از توابع مفصل ارشمیدسی نشان می‌دهد:

جدول (۱) توابع توزیع مفصل‌های ارشمیدسی

تابع	تابع مولد $\varphi(t)$	مشتق اول تابع مولد $\dot{\varphi}(t)$	تابع توزیع $K(t) = t - \frac{\varphi(t)}{\varphi'(t)}$
کلایتون	$\frac{t^{-\theta}-۱}{\theta}$	$-\theta(lnt)^{\theta-۱}\frac{۱}{t}$	$t - \frac{(tlnt)}{\theta}$
گامبل	$(-\ln(t))^{\theta}$	$-\theta t.t^{-\theta-۱}$	$t - \frac{(t^{\theta+۱}-t)}{\theta}$
فرانک	$-ln\frac{e^{\theta t}-۱}{e^{-\theta}-۱}$	$\frac{\theta}{۱-e^{\theta t}}$	$t - \frac{ln\frac{e^{-\theta t}-۱}{e^{-\theta}-۱}}{\theta}(e^{\theta t}-۱)$

ماخذ: کتاب نلسن ۲۰۰۵

فریز و والدز[2](۱۹۹۸) عنوان کردند، تابع مفصل مناسب که به بهترین نحو داده ها را توصیف می‌نماید از طریق مینیم کردن عبارت زیر بدست می‌آید:

$$\int \left[K_{\varphi_n}(z) - K_n(z)\right]^۲ dK_n(z) \qquad (۱۲)$$

۶ – کاربرد شبیه سازی مونت کارلو[3] در توابع مفصل ارشمیدسی

شبیه‌سازی بطور گسترده در تولید مشاهدات تصادفی در مدل‌های تصادفی استفاده شده است. در ادامه تعدادی از تکنیک‌های مفید بمنظور تولید مشاهدات تصادفی در توابع مفصل ارشمیدسی بیان شده است (چروبینی و همکاران، ۲۰۰۴). یک روش عمومی شبیه-سازی در توابع مفصل استفاده از روش شرطی[4] است. فرض کنید یک تابع مفصل دومتغیره با پارامترهای معلوم (ثابت یا برآوردشده

1 Pseudo-observations
2 Freez and Valdez
3 Monte Carlo
4 Conditional

توسط روش‌های آماری) داشته باشیم. هدف تولید مشاهدات (u, v) از جفت متغیر مستقل و همتوزیع U و V با تابع توزیع توام C می‌باشد. برای این کار از تابع توزیع شرطی زیر استفاده می‌کنیم:

$$C_u(v) = p_r(V \leq v | U = u) \qquad (۱۲)$$

برای متغیر تصادفی V *به شرط مقدار* u *از متغیر تصادفی* U.

با داشتن این اطلاعات، می توانیم زوج مشاهدات (u, v) *را طی مراحل زیر بدست* آوریم:

۱- تولید دو متغیر تصادفی با توزیع یکنواخت $(u, w) \in [۰,۱]$. ابتدا مشاهده متغیر تصادفی U را بدست می آید.

۲- محاسبه تابع وارون $C_u(v)$ که به پارامترهای تابع مفصل و متغیر U بستگی دارد. با قراردادن $v = C_u^{-1}(w)$ می‌توانیم دومین مشاهده یعنی v از متغیر تصادفی V را بدست آوریم.

روش کلی در حالت چندمتغیره:

۱- بازای $i = ۲,۳,\dots,n$ تعریف می کنیم $C_i = C(F_۱, F_۲, \dots, F_i, ۱, ۱, \dots, ۱)$.

۲- تولید $F_۱$ با توزیع یکنواخت $U(0, 1)$.

۳- تولید $F_۲$ از $C_۲(F_۲|F_۱)$.

۴- و سپس تولید F_n از $C_n(F_n|F_۱, \dots, F_{n-۱})$ بازای مقادیر مختلف n .

۷ – طراحی و قیمت گذاری قراردادهای بیمه شاخص

درحالیکه روش های متنوعی بمنظور تعیین حق بیمه وجود دارد، ولی در حالت کلی حق بیمه براساس خسارت مورد انتظار[1] بعلاوه ریسک سربار[2] (مانند هزینه‌های اجرایی) انجام می‌شود(کیانی راد، ۱۳۸۳). بنابراین در حالت کلی مقدار حق‌بیمه واقعی برابر است با:

حق بیمه= خسارت مورد انتظار(غرامت) + هزینه های اجرایی

الف- تعیین حق بیمه شاخص آب و هوایی

1 Expected Loss
2 Loading Risk

ازآنجاکه هدف این مطالعه تعیین حق‌بیمه برای سال بعد می‌باشد، بنابراین مقدار خسارت پرداختی مورد انتظار در سال بعد باید محاسبه شود. برای اینکار از تابع توزیع توام عملکرد محصول و شاخص‌های آب‌وهوایی که بیشترین همبستگی با عملکرد را دارند، استفاده می‌شود. تابع توزیع توام برای توابع مفصل ارشمیدسی بصورت زیر می‌باشد:

$$(u_1,\dots,u_d) = \varphi^{(-1)}\left(\varphi(u_1)+\cdots\varphi(u_d)\right) \qquad (۱۴)$$

بنابراین ابتدا برای هریک از متغیرها (عملکرد محصول و شاخص‌های آب‌وهوایی) توزیع مناسب برازش داده می‌شود. با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو تعداد ۱۰،۰۰۰ مشاهده از هریک از متغیرها تولید می‌شود و با استفاده از مشاهدات شبیه‌سازی‌شده و مقادیر آستانه[1] شاخص‌های آب‌وهوایی، مقدار عملکرد محصول برای سال آینده پیش‌بینی می‌شود. لازم بذکر است مقادیر هدف براساس داده-های تاریخی، اظهارنظر متخصصین در حوزه کشاورزی، شرایط محصولات و ... توسط شرکت‌های بیمه تعیین می‌شود. با استفاده از مقدار پیش‌بینی‌شده، مقدار بحرانی[2] عملکرد محصول در سه سطح پوشش ۵۰٪، ۷۵٪ و ۹۰٪ بصورت زیر محاسبه می‌شود:

$$yield_c = yield_{fcast} + COV \qquad (۱۵)$$

بطوریکه $yield_{fcast}$ مقدار عملکرد محصول پیش‌بینی‌شده و COV مقدار پوشش بیمه‌گر در سه سطح ذکر شده در بالا می‌باشد. در ادامه تعداد ۱۰،۰۰۰ مشاهده شبیه‌سازی‌شده عملکرد محصول با مقدار بحرانی بدست آمده y_c مقایسه می‌شود. غرامت زمانی پرداخت می‌شود که مقدار عملکرد محصول از مقدار بحرانی درنظر گرفته شده کمتر باشد. و میزان این غرامت برابر با مابه‌التفاوت این دو مقدار خواهد بود. مقدار مورد انتظار عملکرد محصول برابر با متوسط انحرافات اندازه‌گیری‌شده $[max(y_c - y, 0)'s]$ می‌باشد. بنابراین مقدار خسارت مورد انتظار[3] برابر $Ave[max(y_c - y, 0)] * P$ است. بطوریکه P قیمت از پیش‌تعیین‌شده[4] می‌باشد.

اسکیز و همکاران(۱۹۹۷)، پیشنهاد می‌نمایند که بهتر است حق بیمه واقعی از تقسیم حق بیمه عادلانه یاهمان خسارت پرداخت مورد انتظار بر ضریب ۰/۹ حاصل شود .

حق بیمه واقعی = حق بیمه عادلانه ÷ ۰/۹ (۱۷)

ب- تابع غرامت بیمه شاخص آب و هوایی

تابع $g(i)$ را بعنوان تابع غرامت پرداخت شده بشرط مقدار شاخص i- متغیر تصادفی نامنفی با تابع توزیع F – درنظر بگیرید. دو روش بمنظور طراحی ساختار پرداخت غرامت وجود دارد. در روش اول پرداخت غرامت در زمان کاهش شاخص آب‌وهوا[5] نسبت به شاخص آستانه صورت می‌گیرد. این روش برای محصولاتی مناسب می‌باشد که خشکسالی اثرات منفی در زمان برداشت محصول روی محصول می‌گذارد. درحالیکه در روش دوم پرداخت غرامت در زمان افزایش شاخص آب‌وهوا[6] نسبت به شاخص آستانه صورت می‌گیرد. انتخاب نوع روش به مراحل فنولوژیکی[7] محصول بستگی دارد. با توجه به نوع وشرایط محصول، در این مقاله از روش اول استفاده شده است.

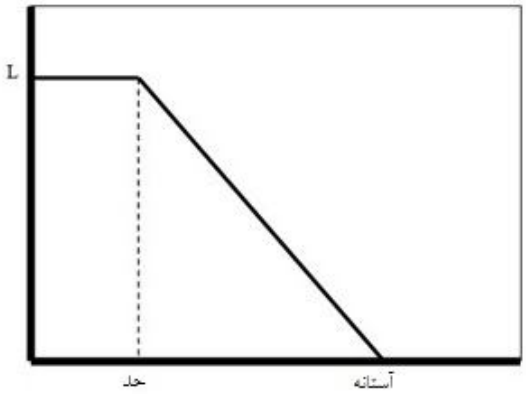
---

1 Trigger values
2 Critical value
3 Expected indemnity
4 Prespecified price
5 Index deficiency
6 Index increasing
7به مطالعه پدیده دوره‌های بیولوژیکی گیاه مرتبط با آب‌وهوا بخصوص تغییرات فصلی می‌پردازد این پدیده‌ها می‌توانند مناطق آب‌وهوایی و فصول را توصیف نمایند. درحالت کلی مرحله فنولوژیکی بیانگر دوره رشد محصول می‌باشد.

تابع غرامت بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$g(\tilde{\imath}) = \begin{cases} L, & if\ \tilde{\imath} < \mu; \\ L\frac{i^* - \tilde{\imath}}{i^* - \mu}, & if\ \mu < \tilde{\imath} < i^*; \\ 0, & if\ \tilde{\imath} \geq i^*; \end{cases}$$

یعنی غرامت زمانی پرداخت می‌شود که مقدار مشاهده‌شده شاخص آب‌وهوا $\tilde{\imath}$ براساس ایستگاه‌های هواشناسی، کمتر از مقدار آستانه i^* باشد. و مقدار غرامت نیز برابر با نسبتی از تفاوت شاخص مشاهده‌شده و مقدار آستانه می‌باشد." L " ماکزیمم غرامت پرداخت‌شده و ماکزیمم تعهد بیمه‌گر نامیده می‌شود و زمانی پرداخت می‌شود که مقدار شاخص مشاهده‌شده کمتر از مقدار حد[1] μ باشد.



نگاره‌ی (۱) تابع غرامت در حالت کاهش شاخص

درحالت کلی تابع غرامت در حالت کاهش شاخص، بصورت زیر تعریف می‌شود. در حالت افزایش شاخص نیز بهمین شکل می‌توان تابع غرامت را تعریف کرد.

$$g(\tilde{\imath}, L, i^*, \mu) = L.\min\left(\max\left(\frac{i^* - \tilde{\imath}}{i^* - \mu}, 0\right), 1\right), \qquad i^* > \mu \qquad (18)$$

باتوجه به عبارت (۱۸) اولین کار تعیین مقادیر آستانه(i^*) و حد(μ) می‌باشد. مقادیر هدف و حد بترتیب برابر حداکثر و حداقل مقدار شاخص خشکسالی می‌باشد. به این معنی که هر زمان مقدار مشاهده‌شده شاخص کمتر از حداقل مقدار آن با توجه به اطلاعات گذشته (مقدار حد) شود، حداکثر تعهد بیمه‌گر پرداخت می‌شود. همچنین هر زمان که مقدار مشاهده‌شده شاخص بیشتر از حداکثر مقدار آن با توجه به اطلاعات گذشته (مقدار هدف) شود، خسارتی به بیمه‌گذار پرداخت نمی‌شود. بازای مقادیر مشاهده‌شده شاخص در این بازه، خسارت پرداختی نسبتی از حداکثر تعهد بیمه‌گر خواهد بود.

نتایج

شاخص‌های آب‌وهوایی براساس اطلاعات دما و بارش، براساس مراحل فنولوژیکی گندم دیم مراغه که از موسسه تحقیقاتی دیم کشور فراهم گردید محاسبه شد. شاخص‌ها طی ماه‌های مهر تا تیر مطابق مطالعه بوکوشوا(۲۰۱۰) محاسبه شده‌اند.

1 Stop-Loss

بعد از محاسبه ضریب همبستگی کندال، مقدار پارامتر توابع مفصل بازای زوج متغیر تصادفی شاخص‌های آب‌وهوایی و عملکرد محصول، بصورت زیر برآورد شده است:

جدول (۲) برآورد پارامتر θ توابع مفصل کلایتون، گامبل و فرانک

متغیرها	برآورد پارامتر کلایتون $\hat{\theta}$	برآورد پارامتر گامبل $\hat{\theta}$	برآورد پارامتر فراتک $\hat{\theta}$
عملکرد- بارش تجمعی	0.8357	1.4178	2.8577
عملکرد- خشکسالیی	0.8357	1.4178	2.8577
عملکرد- کاهش بارندگی k^{1}=0.9	0.0879	-0.3794	-0.3794
عملکرد- کاهش بارندگی k=1	0	1	0
عملکرد- کاهش بارندگی k=1.1	0.111	-0.4745	-0.4745

ماخذ: محاسبات نویسنده

همانطور که گفته شد بمنظور طراحی بیمه شاخص، باید شاخصی که بیشترین همبستگی با عملکرد محصول را دارد انتخاب نمود. طبق جدول بالا، دو شاخص خشکسالی و بارش تجمعی همبستگی قوی‌تری نسبت به شاخص کاهش بارندگی در سه سطح بیان‌شده دارند و با توجه به نحوه محاسبه شاخص‌ها و اینکه شاخص خشکسالی تابعی از شاخص بارش تجمعی می‌باشد، شاخص خشکسالی بعنوان شاخص مورد نظر برای طراحی بیمه شاخص آب‌وهوایی انتخاب شد.

براساس نتایج بدست آمده از تجزیه و تحلیل آماری ، آمار توصیفی، نمودار هیستوگرام، آزمون های آماری کلموگروف اسمیرنف[۱]، اندرسن دارلین[۲] و آزمون خی دو[۳]- تابع توزیع مناسب برای هر یک از متغیرها بصورت زیر برازش شد

$$\text{عملکرد محصول} \sim N(۲۰۸۶.۳, (۵۹۶.۷)^{۲})$$

$$\text{شاخص خشکسالی} \sim N(۴۹.۱۳, (۱۷.۰۸۲)^{۲})$$

مطابق با آنچه در بخش قبل بمنظور برازش تابع مفصل مناسب توضیح داده شد، نتایج زیر بدست آمد.

جدول (۳) مشاهدات ساختگی متغیرهای عملکرد- شاخص خشکسالی

عملکرد- شاخص خشکسالی	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
	0.21	0.105	0.315	0.105	0.368	0.526	0.842	0.421	0.157	0.105
	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
	0.21	0.157	0.894	0.263	0.684	0.368	0.578	0.789	0.052	0.368

ماخذ: محاسبات نویسنده

1 Kolmogorov-SmirnovTest
2 Anderson-Darling Test
3 Chi-Square Test

جدول (۴) مقادیر تابع توزیع تجربی متغیرهای عملکرد- شاخص خشکسالی

مقادیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
$K_n(t)$	0	0.05	0.2	0.3	0.4	0.45	0.5	0.65	0.7	0.75
	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
	0.8	0.85	0.9	0.95	1	-	-	-	-	-

ماخذ: محاسبات نویسنده

در مرحله بعدی بمنظور برآورد یک تابع توزیع پارامتری برای $K_\varphi(t)$، ابتدا مقادیر $\hat{C}(u,v)=t$ را بدست می‌آوریم. سپس تابع توزیع پارامتری $K_\varphi(t)$ بازای مقادیر t، محاسبه می‌شود.

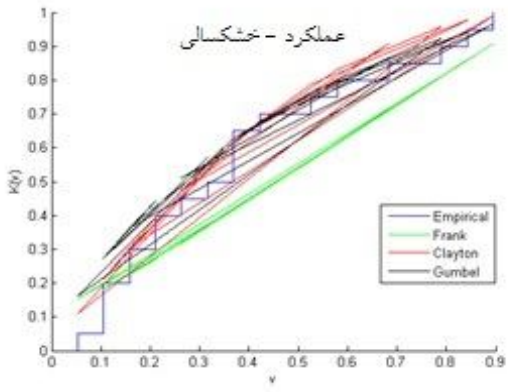
۱- با استفاده از آزمون کلموگروف- اسمیرنف دونمونه ای[1] فرض زیر را آزمون نموده ایم:

$$\begin{cases} H_0: \text{توابع مفصل پارامتری و تجربی یکسان هستند} \\ H_1: \text{درغیر اینصورت} \end{cases}$$

عملکرد- شاخص خشکسالی	
کلایتون	0[1] p-value=0.9063
گامبل	0 p-value=0.9063
فرانک	0 p-value=0.2408

ماخذ: محاسبات نویسنده

[1]صفر بیانگر پذیرش فرض صفر در سطح معناداری ۵٪ می‌باشد.



نگاره‌ی (۲) نمودار مقایسه توزیع‌ها برای متغیرهای عملکرد- شاخص خشکسالی

1 Two-sample Kolmogorov-Smirnov test

با توجه به نتایج بدست‌آمده در جدول ۵ و نمودار ۲، مشاهده می‌شود که توابع مفصل کلایتون و گامبل دقت بالاتری نسبت به تابع مفصل فرانک دارند. ولی توصیف ساختار وابستگی بین متغیرها و تعیین مقدار حق‌بیمه قرارداد براساس هر سه تابع مفصل صحیح می-باشد. بنابراین حق‌بیمه براساس هر سه تابع مفصل محاسبه‌شد.

۱- مفصل کلایتون

مقادیر هدف و بحرانی بترتیب در جداول ۶ و ۷ نمایش داده شده است

جدول (۶) مقادیر هدف

متغیرها	مقادیر هدف
بارش تجمعی	350mm
خشکسالی	49
پیش‌بینی عملکرد	2134.413

ماخذ: محاسبات نویسنده

بطوریکه بارش تجمعی عبارت است از میانگین بلند مدت شاخص بارش تجمعی، خشکسالی عبارت است از میانگین بلند مدت شاخص خشکسالی و پیش‌بینی عملکرد از توزیع توام متغیرهای عملکرد-شاخص خشکسالی محاسبه شده است.

جدول (۷) مقادیر حق‌بیمه در سه سطح پوشش

سطوح پوشش	مقادیر بحرانی[۱]	$Ave[max\ (y_c - y, \cdot)]$	حق‌بیمه عادلانه[۲]	حق‌بیمه واقعی[۳]
۹۰	1920.972	161.23 Kg	580,430 Rs	644,921 Rs
۷۵	1600.81	67.26 Kg	242,123 Rs	269,026 Rs
۵۰	1067.207	9.65 Kg	34,754 Rs	38,616 Rs

ماخذ: محاسبات نویسنده

بطوریکه:

مقدار بحرانی= پیش‌بینی عملکرد × سطح پوشش

حق‌بیمه عادلانه= میانگین $[max\ (y_c - y, \cdot)]$ × قیمت و قیمت برابر است با ۳۶۰۰ ریال/کیلوگرم

۲- مفصل گامبل

مقادیر هدف و بحرانی بترتیب در جداول ۸ و ۹ نمایش داده شده است:

جدول (۸) مقادیر هدف

متغیرها	مقادیر هدف
بارش تجمعی	350mm
خشکسالی	49
پیش‌بینی عملکرد	2214.107

ماخذ: محاسبات نویسنده

جدول(۹) مقادیر حق‌بیمه در سه سطح پوشش

سطوح پوشش	مقادیر بحرانی[۱]	$Ave[max\ (y_c - y, \cdot)]$	حق‌بیمه عادلانه[۲]	حق‌بیمه واقعی[۳]
۹۰	1992.697	193.24_{Kg}	$695,653_{Rs}$	$772,947_{Rs}$
۷۵	1660.58	81.27_{Kg}	$292,573_{Rs}$	$325,081_{Rs}$
۵۰	1107.054	12_{Kg}	$43,189_{Rs}$	$38,616_{Rs}$

ماخذ: محاسبات نویسنده

تابع غرامت

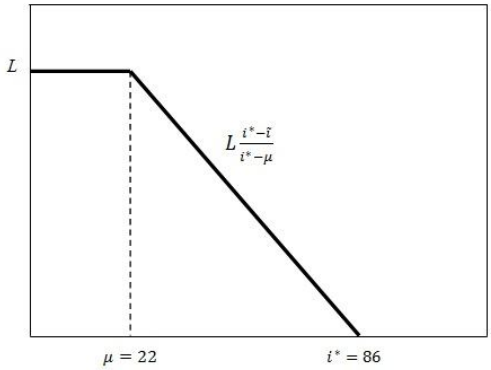
بمنظور طراحی تابع غرامت، ابتدا باید مقادیر آستانه و حد را بدست آوریم. بنابراین خواهیم داشت:

مقدار آستانه (حداکثر مقدار شاخص خشکسالی باتوجه به اطلاعات گذشته)= ۸۶

مقدار حد (حداقل مقدار شاخص خشکسالی باتوجه به اطلاعات گذشته)= ۲۲

تعیین حداکثر تعهد بیمه‌گر به تجربه‌های گذشته، سیاست بیمه‌گران و سایر موارد بستگی دارد و توسط بیمه‌گر تعیین می‌شود. ازآنجاکه طرح بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی، در حال حاضر در ایران اجرا نمی‌شود بنابراین در این تحقیق مقدار حداکثر تعهد بیمه‌گر با مقدار L نشان داده شده است.

با توجه به اطلاعات موجود، نمودار تابع غرامت بصورت زیر می‌باشد:



نگاره‌ی (۳) تابع غرامت

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

کشاورزی سرشار از مخاطرات است. در این فعالیت انواع مخاطرات طبیعی، اجتماعی، اقتصادی و عمدی دست‌به‌دست هم داده و مجموعه شکننده و آسیب‌پذیری برای تولیدکنندگان این بخش فراهم کرده است. در اقتصادهای مبتنی بر کشاورزی، شرایط آب-وهوایی عامل مهمی در رشد اقتصادی محسوب می‌شود. در مناطقی که کشاورزی بصورت دیم انجام می‌شود، تغییرات آب‌وهوایی از عوامل موثر در میزان تولید بشمار می‌رود. نتایج تحقیقات و تجربیات گذشته نشان می‌دهد که برای اجتناب و یا به حداقل رساندن آثار ریسک آب‌وهوایی، کشاورزان اغلب فعالیت‌های کم ریسک و در نتیجه کم بازده را برمی‌گزینند. این استراتژی‌ها تا حدودی می‌تواند در کاهش ریسک موثر باشد، اما نتیجه این کاهش، ازدست‌رفتن فرصت‌های رشد و توسعه است. درحالیکه بسیاری از روش‌های مورد استفاده برای مدیریت ریسک آب‌وهوا از سوی کشاورزان بخصوص در کشورهای کم‌درآمد، ناکارآمد هستند و با اهداف بلندمدت رشد اقتصادی مطابقت ندارد، اما بندرت روش‌های جایگزین پایدار نیز بوجود آمده است.

توسعه روش‌های مختلف بیمه کشاورزی بهمراه گسترش بازارهای بورس کالایی از ابزارهای کاهش ریسک هستند که طیف وسیعی از خطرات را پوشش می‌دهند و از پیش در اکثر کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه مورد استفاده قرار گرفته‌اند. سیستم‌های بیمه‌ای بدلیل وجود اطلاعات نامتقارن (انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی) با مشکلاتی در اجرا همراه هستند. هزینه‌های بالای برنامه‌های سنتی مدیریت ریسک کشاورزی و افزایش روزافزون حمایت‌های دولت از این بخش، منجر به پیدایش طرح‌های بیمه‌ای جدید با حداقل حمایت دولت شده است.

بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی یکی از طرح‌های بیمه‌ای جدید است که بسیاری از مشکلات بیمه‌ای سنتی را حل کرده است. یکی از مهمترین مزیت‌های این طرح بیمه‌ای این می‌باشد که مشکلات ناشی از انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی را برطرف کرده است. ازآنجاکه پرداخت خسارت تنها در صورت کاهش یا افزایش شاخص‌های آب‌وهوایی می‌باشد و انعقاد قرارداد بصورت منطقه‌ای می‌باشد نه مزرعه به مزرعه، بنابراین تا حد قابل قبولی باعث کاهش در هزینه‌ها می‌شود. چون بعنوان مثال دیگر نیازی به بازدیدهای مزرعه به مزرعه برای برآورد خسارت نمی‌باشد. نتایج موفقیت‌آمیز طرح بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌آب‌وهوایی در اکثر کشورهای درحال توسعه مانند هند، مکزیک و اتیوپی حاکی از مناسب بودن این الگوی بیمه‌ای بویژه برای کشورهای در حال توسعه می‌باشد. درچندسال اخیر استفاده از توابع مفصل بطور فزاینده‌ای در مدل‌سازی ساختار وابستگی چندمتغیره

بخصوص دررشته‌های مالی و ریاضیات اکچوئری، مورد استفاده واقع شده است .بنابراین در این مقاله ساختار وابستگی بین متغیرها با استفاده از توابع مفصل ارشمیدسی مورد بررسی قرار گرفت. مقادیر حق‌بیمه براساس شاخص خشکسالی که بیشترین همبستگی را با عملکرد محصول داشت، برحسب هر یک از توابع مفصل ارشمیدسی برآورد شد. همچنین چگونگی پرداخت غرامت در بیمه‌های شاخص توضیح داده شد. با توجه به نتایج، مقدار حق بیمه و خسارت پرداختی محاسبه شده از حق‌بیمه طرح جاری در منطقه مراغه بیشتر می‌باشد که خود پتانسیلی برای امکان پرداخت خسارت بیشتر در طرح بیمه جاری می‌باشد.

از آنجا که طراحی بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب‌وهوایی شدیدا بر این فرض ضمنی که ساختار وابسته بین عملکرد محصول و شاخص‌های آب‌وهوایی در طول زمان باید ثابت باقی بماند، استوار است، لذا پیشنهاد می‌گردد در تحقیقات بعدی این فرض ضمنی با داشتن سری زمانی داده‌های عملکرد و شاخص‌ها در منطقه مورد نظر، بررسی شود. همچنین بهتر است مراحل فنولوژیکی محصول بطور دقیقتری در نظر گرفته شود بطوریکه متناسب با مراحل رشد محصول سیستم حق‌بیمه و پرداخت خسارت برای هر مرحله جداگانه طراحی شود. همچنین لازم است طراحی بیمه شاخص آب‌وهوا صرفا براساس یک نوع شاخص آب‌وهوایی که ترجیحاً بهترین شاخص آب وهوایی باشد ارائه شود. یعنی انتخاب نوع شاخص با توجه به منطقه مورد نظر، نوع محصول و شرایط آب-وهوایی مناسب برای آن محصول صورت پذیرد.علاو بر این لازم است تا تابع غرامت و چگونگی پرداخت خسارت براساس سایر روش-های بکار گرفته شده در سایر کشورها، مورد بررسی و مداقه بیشتر قرار گیرد.

منابع

کیانی راد، علی. ۱۳۸۳ . تدوین الگوی بیمه درآمدی برای محصولات منتخب کشاورزی در ایران با تأکید بر اهمیت ریسک قیمتی . رساله دکتری در رشته اقتصادکشاورزی، گروه اقتصادکشاورزی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران.

Bielza, M., Conte, C., Dittmann, C.H., Gallego, and J., Stroblmair, 2008. "Agricultural Insurance Schemes", European Commission, Institute for the Protection and Security of the Citizen, Agriculture and Fisheries Unit.

Bokusheva, R. 2010. "Measuring the Dependence structure between Yield and Weather Variables". ETH Z¨urich, Institute for Environmental Decisions.

Cherubini U., E., Luciano and W., Vecchiato. 2004. "Copula Methods in Finance". The Wiley Finance Series.

Clayton, D. G. 1978. A model for Association in Bivariate Life Tables and its Application in Epidemiological Studies of Familial Tendency in Chronic Disease Incidence. Biometrika 65, 141–152.

Frees E.W., Valdez E.A. 1998. "Understanding Relationships Using Copulas". North American Actuarial Journal, 2: 1–25.

Frey, R. and A. McNeil. 2001. "Modeling Dependent Defaults". Preprint, University and ETH Z¨urich, Switzerland.

Gumbel, EJ. 1960b. “Distributions des Valeurs Extrêmes en Plusiers Dimensions”. Publ. Inst. Statist. Univ. Paris. 9, 171-173.

Hougaard, P. 1986. “A Class of Multivariate Failure Time Distributions. Biometrika”. 73, 671-678

http://www.vosesoftware.com/ModelRiskHelp/index.htm#Modeling_correlation/Archimedean_copulas_-_the_Clayton_Frank_and_Gumbel.htm.

Karuaihe R.N., H.H. Wang and D.L. Young. 2006. “Weather-Based Crop Insurance Contracts for African Countries”. Contributed paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference.

Kimeldorf, G., and A. Sampson. 1975b. “Uniform Representations of Bivariate Distributions”. Comm Statist A—Theory Methods. 4, 617-627. Inst. Statist. Univ. Paris. 8, 229-231.

Kpanzou, T.A. 2007. “Copula in Statistics”. African Institute for Mathematical Sciences (AIMS). University of Stellenbosch.

Leblois A. and P. Quirion. 2010. “Agricultural Insurances Based on Meteorological Indices: Realizations, Methods and Research Agenda”, Downloaded from http://ideas.repec.org

McNeil A., R. Frey and P. Embrechts. 2005. “Quantitative Risk Management”. Princeton University Press.

Miranda, M.J., and D.V. Vedenov. 2001. “Rainfall Insurance for Midwest Crop Production”. Selected Paper for AAEA Annual Meetings.

Nelsen, R.B. 2006. "An introduction to Copulas" .Second edition, Springer Pub.

OECD, 2001. 'Income Risk Management in Agriculture". Paris - ISBN n 9264189580.

Skees, J.R., J.R. Black and B.J., Barnet. 1997. “Designing and Rating an Area yield crop insurance contract”. American Journal of Agricultural Economics, 79:430-38.

.Skees J.R., P. Hazell and M. Miranda. 1999. “New Approaches to Crop Yield Insurance in Developing Countries”. International Food Policy Research Institute 2033 K Street, N.W.Washington, D.C. 20006 U.S.A.

Sklar, A. (1959). “Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges.” Publ. Inst. Statist. Univ. Paris **8**: 229–231

Trivedi PK. and DM. Zimmer. 2007. “Copula Modeling: An Introduction for Practitioners”. New Publishers Inc., Delft, the Netherlands.

Zhu Y., S. Ghosh and B. Goodwin. 2008. “Modeling Dependence in the Design of Whole Farm Insurance Contract: a Copula-Based Approach”. Contributed paper at the Annual Meeting of the AAEA, Orlando, USA, July: 27-29.

Wheather-Based Crop Insurance Premiun Determination in IRAN: Maragheh Wheat Case Study[1]

Samaneh Aziznasiri[2], Ali KianiRad[3] and Reza Ofoghi[4]

Abstract

According to being risky business of agricultural production, farmers face a variety of weather, disease, input supply and market related risks. Of course risk is an unavoidable but manageable element in the business of agricultural production and marketing. Crop insurance is one of the efficient tools for agricultural risk management which cover variety of risks. According to problems of traditional insurance schemes, such as, high administrative costs, adverse selection and moral hazard, the most important task of experts in risk and insurance area should be designing new insurance schemes which stabilize producers' revenue and diminish administrative costs. So in this research we consider Weather-Based Crop Insurance Scheme (WBCIS) for dryland wheat in Maragheh as a homogenous county in East –Azarbayejan. We collected the information of dryland wheat, rainfall and temperature from Dryland Agricultural Research Institute that covers from 1368 to 1387. Since Copula approach has been used for the modeling of multivariate risk factors, we computed dependence structure between yield and weather indices and selected drought index because of the more dependency with crop yield. We calculated the contract premium and explained designing an indemnity function.

According to results, amounts of calculated premium and indemnity are larger than the premium of current scheme in Maragheh. So our scheme can have the potential of paying more indemnity than other schemes.

JEL Classification: G22, Q10

Keywords: Weather-Based Crop Insurance, Copula Functions, Insurance, Wheat, Maragheh, Iran

---

1 This Paper is Part of A Msc. Thesis titled as " Weather-Based Crop Insurance as a Viable Instrument for Agricultural Risk Management in Iran" that Finished in ECO College of Insurance, Allameh Tabatabaei University, 2011,

2 Mellat Insurance Company Actuary, Actuary Graduated, ECO College of Insurance, Allameh Tabatabaei University, *s.aziznasiri@gmail.com*

3Assistant Professor, Dean of Planning Research Group, Agricultural Planning and Economics Research Institute(APERI), Ministry of Jihad-e-Agriculture, TEHRAN, IRAN, *akianirad@gmail.com*

4 Assitant Professor, Dean of Insurance Management Department, ECO College of Insurance, Allameh Tabatabaei University, , TEHRAN, IRAN, *r.ofoghi@yahoo.com*