

محاسبه حق بیمه شاخص‌های آب و هوایی گندم دیم میانه: کاربرد رهیافت تابع مفصل تاکی شکل قابل رسم (دی‌واین کاپیولا)

اسماعیل پیش‌بهار، سحر عابدی، قادر دشتی و علی کیانی‌راد^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۵/۰۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۷/۱۳

چکیده

ریسک عنصری گریزناپذیر ولی قابل مدیریت در کشاورزی است. بیمه کشاورزی از جمله برنامه‌های موثر مدیریت ریسک است. اما طرح‌های سستی بیمه محصولات کشاورزی نارسایی‌هایی همچون هزینه‌های اجرایی بالا، چالش ناشی از اطلاعات نامتقارن یعنی، گزینش نامساعد و مخاطره‌های اخلاقی را دارند؛ لذا در این پژوهش، بیمه محصولات کشاورزی بر پایه شاخص‌های آب و هوایی برای محصول گندم دیم در شهرستان میانه ارائه شده است که یک ابزار کارآمد در مدیریت ریسک کشاورزی بوده و نارسایی‌های بیمه رایج را ندارد. در این راستا، داده‌های مربوط به عملکرد گندم دیم رقم سرداری و متغیرهای آب و هوایی در سال‌های زراعی ۹۲-۱۳۶۶ به ترتیب از سازمان جهاد کشاورزی و سازمان هواشناسی استان آذربایجان شرقی گردآوری شدند. در سال‌های اخیر، توابع مفصل تاکی شکل در اندازه‌گیری ساختار وابستگی و بیان توابع توزیع توأم در زمینه‌های مختلف موفقیت‌آمیز بوده‌اند؛ بنابراین در این پژوهش ساختار وابسته بین شاخص‌های آب و هوایی و عملکرد محصول با استفاده از توابع مفصل تاکی شکل اندازه‌گیری شد و در نهایت مقادیر حق بیمه و تابع غرامت محاسبه شد. الگوی D-Vine برای تبیین تابع توزیع توأم و محاسبه حق بیمه گندم دیم مورد استفاده قرار گرفت. حق بیمه در چهار سطح پوششی (۵۰، ۸۰، ۹۰ و ۱۰۰ درصد) محاسبه شد، که میزان آن در سطح پوشش ۸۰ درصد ۵۷۸۸۲۷ ریال می‌باشد. حق بیمه محاسبه شده در بیمه شاخص آب و هوا کمتر از حق بیمه کنونی است که مبلغی معقول است. نتایج مربوط به تابع غرامت نیز نشان داد که متغیر رطوبت نسبی میانگین، بیشترین همبستگی را با عملکرد گندم دیم در شهرستان میانه دارد که مقادیر آستانه و حد آن به ترتیب ۵۱/۸۳ و ۲۳/۰۷ درصد می‌باشند.

طبقه‌بندی JEL : G22, J65, N55, O13, Q10

واژه‌های کلیدی: بیمه شاخص آب و هوایی، ریسک سیستماتیک، مفصل تاکی شکل، گندم دیم، میانه.

^۱ به ترتیب: دانشیار، دانشجوی کارشناسی ارشد و دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز و استادیار موسسه پژوهشی برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی

مقدمه

با وجود اهمیت بخش کشاورزی، تولید در آن به دلیل اتکاء زیاد به طبیعت، فعالیتی توأم با ریسک است (اندرسون، ۲۰۰۳). اگر چه ریسک عنصری گریزناپذیر است، ولی قابل مدیریت خواهد بود. یکی از سیاست‌های مهم در مدیریت ریسک، بیمه محصولات کشاورزی است. قانون بیمه محصولات کشاورزی در سال ۱۳۶۲ با هدف انجام بیمه محصولات کشاورزی، دام و طیور در مقابل خسارت‌های ناشی از رویدادهای طبیعی و قهری برای دستیابی به هدف‌ها و سیاست‌های بخش کشاورزی تصویب و ابلاغ شد. در سال ۱۳۶۳ بیمه محصولات کشاورزی با دو محصول پنبه و چغندر قند آغاز و هم‌اکنون به بیش از ۱۵۳ مورد بیمه‌ای رسیده است. به طوری که بیش از دو میلیون نفر بیمه‌گذار وجود دارد که حق بیمه دریافتی از این افراد حدود ۲۳۵۷ میلیارد ریال است. غرامت پرداختی نیز در حدود ۱۱۰۰۰ میلیارد ریال بوده که حدود ۴/۶۷ برابر حق بیمه دریافتی است. در ۱۰ سال اخیر میزان حق بیمه دریافتی ۳۹ برابر شده است، در حالی که میزان غرامت پرداختی ۳۱۴ برابر شده است (صندوق بیمه کشاورزی، ۱۳۹۲). بنابراین براساس آمار و اطلاعات ارائه شده توازن منطقی بین حق بیمه دریافتی و غرامت پرداختی وجود ندارد که این امر منجر به اتکای قابل ملاحظه به یارانه دولت که حدود ۶۵/۶ درصد حق بیمه پرداختی است، می‌شود.

گندم به عنوان محصولی محوری و کلیدی جایگاه ویژه‌ای در تولید و مصرف مواد غذایی در ایران دارد. بنابر گزارش وزارت جهاد کشاورزی سهم اراضی دیم در کشت گندم بیشتر از اراضی آبی و در حدود ۶۱/۳ درصد بوده است. در سال زراعی ۹۲-۱۳۹۱ در زیر بخش زراعت در مجموع ۵/۸ میلیون هکتار از اراضی زراعی کشور تحت پوشش بیمه بوده که بیشترین سطح آن مربوط به محصول گندم دیم با ۲/۴ میلیون هکتار بوده است. در این بین استان آذربایجان شرقی با سهم ۷ درصدی از کل سطح زیر کشت گندم «دومین رتبه» را در کشور به خود اختصاص داده است و شهرستان میانه بزرگترین تولیدکننده گندم دیم در استان آذربایجان شرقی با ۲۰ درصد سطح زیر کشت و ۲۰ درصد تولید این استان است (جهاد کشاورزی، ۱۳۹۳).

به‌رغم اینکه بیمه ابزار مناسبی برای کاهش ریسک است ولی نارسایی‌هایی مانند اطلاعات نامتقارن^۱ باعث افزایش نرخ حق بیمه، غرامت پرداختی، انجام ارزیابی دقیق‌تر خسارت به منظور

^۱ Asymmetric Information

محاسبه حق بیمه شاخص‌های آب‌وهوایی گندم دیم... ۳۹

اطمینان از زیر کنترل بودن برنامه‌ها می‌انجامد، بنابراین بیمه‌گر برای ارزیابی قسمتی از خسارت، ناچار به پذیرفتن هزینه‌های هنگفتی خواهد بود (افقی و همکاران، ۱۳۹۰). چنین هزینه‌هایی در طرح‌های سنتی بیمه محصولات کشاورزی لازم است زیرا چتر حمایت دولت باشد، این در حالی است که متأسفانه در کشورهای در حال توسعه، دولت‌ها منابع مالی کافی را به منظور کمک به چنین طرح‌هایی در مقیاس بزرگ ندارند. تجربیات کشورهای پیشرفته و در حال توسعه نشان داده است که تغییر نوع بیمه از سنتی به بیمه شاخص محور مانند «بیمه محصولات کشاورزی براساس شاخص‌های آب و هوایی»^۱ بسیاری از نارسایی‌های موجود در نظام سنتی را برطرف کرده است. در این نظام بیمه‌ای برخلاف طرح‌های سنتی حق بیمه و غرامت براساس مقدار شاخص و تاثیر آن بر افت محصول تعیین می‌شود و از آنجایی که این شاخص‌ها براساس منابع داده‌های شفاف و مشخص هستند، بسیاری از نارسایی‌های ناشی از اطلاعات نامتقارن را برطرف می‌کند. با استفاده از بیمه شاخص آب و هوا، پرداخت خسارت به کشاورزان به حفظ یا شکست محصولات بستگی نخواهد داشت، بنابراین کشاورزان حداکثر تلاش خود را برای حفظ محصول انجام می‌دهند. در واقع تکیه بر عامل‌هایی خارج از کنترل کشاورزان، نارسایی‌های مخاطره‌های اخلاقی را کاهش می‌دهد. افزون بر این، برخلاف طرح‌های سنتی در پرداخت غرامت، شرکت‌های بیمه نیازی به بازدید از مزارع به منظور تعیین حق بیمه‌ها یا ارزیابی خسارت‌ها ندارند و هنگامی که مقدار شاخص آب و هوایی کمتر یا بیشتر از مقدار هدف باشد، خسارت پرداخت می‌شود (عزیزنصیری، ۲۰۱۱). با توجه به منافی که بیمه شاخص محور دارد و حرکت جهانی نیز به سمت این نوع بیمه است، انتظار می‌رود که صندوق بیمه محصولات کشاورزی در آینده‌ای نه چندان دور در این مسیر حرکت کند.

بررسی‌های گسترده‌ای در زمینه بحث بیمه شاخص آب و هوایی محصولات کشاورزی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است که می‌توان به پژوهش افقی و همکاران (۱۳۹۰) اشاره کرد که اقدام به بررسی بیمه کشاورزی بر پایه شاخص‌های آب و هوایی، برای محصول گندم دیم در شهر مراغه کردند. آنان از توابع مفصل ارشمیدسی برای بررسی ساختار وابستگی شاخص‌های آب و هوایی و عملکرد محصول استفاده کردند و در نهایت مقادیر حق بیمه را محاسبه کردند. نتایج آنان نشان داد که مقدار حق بیمه و خسارت پرداختی محاسبه شده از حق بیمه طرح جاری در منطقه مراغه، بیشتر است که خود پتانسیلی برای امکان پرداخت بیشتر، در طرح

¹ Weather-Based Crop Insurance Scheme (WBCIS)

بیمه شاخص پایه است. اردستانی (۱۳۹۱) و قهرمانزاده و همکاران (۱۳۹۳) نیز در بررسی‌های جداگانه‌ای اقدام به بررسی امکان‌سنجی استفاده از شاخص آب‌وهوا در مدیریت بیمه گندم دیم کردند. در این دو پژوهش عامل‌های موثر بر استفاده از بیمه شاخص آب‌وهوایی تعیین شد. وارنگیس و همکاران (۲۰۰۲)، ژو و همکاران (۲۰۰۸)، تورو و بالتاون (۲۰۰۹) و بوکوشوا (۲۰۱۰) در پژوهش‌های خود در کشورهای در حال توسعه نشان دادند که بیمه شاخص آب‌وهوایی بسیاری از نارسایی‌های دیگر طرح‌های بیمه‌ای را ندارد و در کشورهای در حال توسعه مناسب ارزیابی شده است.

در این نظام بیمه‌ای به منظور محاسبه حق بیمه نیاز به شبیه‌سازی و پیش‌بینی خسارت مورد انتظار محصول پیش از فصل برداشت با توجه به متغیرهای آب‌وهوایی می‌باشد. به عبارتی بایستی ساختار وابستگی بین متغیرهای آب‌وهوایی و عملکرد مشخص شود. هرچند استفاده از روش‌های کلاسیک مانند رگرسیون ساده و ضریب همبستگی خطی به منظور بررسی ساختار وابستگی در ادبیات موضوع به‌ویژه پژوهش‌های داخلی به وفور استفاده شده است؛ اما این روش‌ها اشکال‌های اساسی دارند که از جمله مهم‌ترین مسائل آنها در نظر گرفتن رابطه یک سویه یا دوجه‌دوی متغیرها و پایه‌گذاری بر توزیع نرمال می‌باشد (شولت و برگ، ۲۰۱۱). بنابراین به نظر می‌رسد بررسی ساختار وابستگی با در نظر گرفتن تأثیرگذاری همزمان متغیرها به یکدیگر بتواند به نتایج قابل اعتمادتری رهنمون سازند. در همین راستا جستجو برای ایجاد توزیع‌های چند متغیره توأم انعطاف‌پذیر با اتصال توزیع‌های حاشیه‌ای متغیرها، مدل‌های مفصل را در سال‌های اخیر بسیار مطلوب کرده است (برچمن و همکاران، ۲۰۱۰). کلمه «مفصل^۱» یا «کاپیولا» از واژه لاتین برای «*Join, Link*» یا «*Connect*» گرفته شده است که اجازه بررسی وابستگی بین دو یا چند متغیر تصادفی را می‌دهد (چن و همکاران، ۲۰۱۳).

اگر چه توابع مفصل ساده نسبت به دیگر روش‌های اندازه‌گیری ساختار وابستگی بین متغیرها، بهتر عمل می‌کنند، ولی در ابعاد بزرگ، محدود هستند و به خوبی از عهده این کار بر نمی‌آیند؛ زیرا داده‌های چند متغیره، اغلب الگوی وابستگی پیچیده‌ای دارند. مفصل‌های چند متغیره استاندارد یک محدودیت ساختاری به ساختار وابستگی اعمال می‌کنند. تعمیم این مدل‌ها (برای مثال به حالت سلسله مراتبی) بهبودهایی را ایجاد می‌کند، ولی به‌طور معمول ساختار آنها را پیچیده می‌کند و محدودیت‌هایی مانند محدودیت‌های پارامتری را ایجاد می‌کند (برچمن و

^۱ Copula

اسکپسمیر، ۲۰۱۲). تحلیل داده‌ها با ابعاد بیشتر، نیازمند مدل‌های تصادفی چند متغیره انعطاف‌پذیر است که بتواند الگوهای وابستگی ذاتی خوبی ارائه کند. رهیافت توابع مفصل در دهه گذشته میلادی به خوبی گسترش یافته است و تلاش‌های قابل ملاحظه‌ای در جهت هر چه انعطاف‌پذیر کردن آن صورت گرفته است. مفصل تاکی شکل^۱ در زمره بهترین این نوع از تلاش‌ها است (زادو و همکاران، ۲۰۱۴). مفصل‌های تاکی شکل در ابتدا توسط جو (۱۹۹۶) معرفی شدند و سپس با جزئیات بیشتر توسط بدفورد و کوک (۲۰۰۱، ۲۰۰۲) و کوروویکا و کوک (۲۰۰۶) توسعه داده شدند.

شولزل و فریدریچز (۲۰۰۸) در تحقیقات مربوط به اقلیم، برچمن و زادو (۲۰۱۱) در پژوهشی با هدف بررسی مدیریت ریسک با مفصل‌های واین برای تحلیل شاخص‌های بورس اروپایی، دیب من و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی با هدف گزینش و برآورد مفصل‌های منظم تاکی^۲ در امور مالی، برچمن و اسکپسمیر (۲۰۱۲) در تحقیقی با هدف مدل‌سازی وابستگی با C-Vine و D-Vine نشان دادند که این مدل‌ها نسبت به مدل‌های مفصلی ساده دارای انعطاف و کارایی بیشتری برای نشان دادن ساختار وابستگی هستند. همچنین، گودوین (۲۰۱۲)، در پژوهشی با هدف مدل‌سازی ریسک سیستماتیک در کشاورزی آمریکا بر پایه توابع مفصل و اثرات بیمه محصولات و قراردادهای اتکایی، اقدام به نرخ‌گذاری حق بیمه پوشش درآمد محصول با استفاده از توابع مفصل کرد. او توابع مفصل مختلف بیضوی و ارشمیدسی را با روش جدید مفصل تاکی شکل مقایسه کرد تا ساختار وابستگی قیمت و عملکرد محصول را محاسبه کند. او دریافت که روش مفصل تاکی شکل بسیار برتر از دیگر روش‌ها می‌باشد به طوری که در آخر نیز از این روش برای شبیه‌سازی حق بیمه و احتمالات خسارات استفاده کرد.

با توجه به آنچه گفته شد به نظر می‌رسد، کاربرد روش جدید مفصل تاکی شکل در تبیین ساختار وابستگی بین عملکرد و شاخص‌های آب و هوایی، می‌تواند نتایج قابل اعتمادتری را ارائه دهد؛ لذا در این پژوهش، بیمه محصولات کشاورزی بر پایه شاخص‌های آب و هوایی برای محصول گندم دیم در شهرستان میانه به عنوان بزرگترین تولیدکننده گندم دیم استان آذربایجان شرقی، در طی سال‌های ۹۲-۱۳۶۶، به عنوان یک ابزار کارآمد در مدیریت ریسک کشاورزی ارائه شده است. ساختار وابسته بین شاخص‌های آب و هوایی و عملکرد محصول با

¹ Vine Copula

² Regular Vine Copula

استفاده از توابع «مفصل تاکی شکل» اندازه‌گیری خواهد شد. این روش نارسایی همبستگی خطی و ثابت بین عملکرد و شاخص‌های آب‌وهوایی را ندارد؛ لذا نتایج آن می‌تواند قابلیت اتکای بیشتری نسبت به روش‌های سنتی داشته باشد.

روش تحقیق

توابع «مفصل تاکی شکل» یک مدل گرافیکی انعطاف‌پذیر، برای توصیف ساختار مفصل‌های چند متغیره با استفاده از مفصل‌های دو متغیره که «ساختار جفت مفصل»^۱ (PCC) نامیده می‌شوند را فراهم می‌آورند. همچنین ساختار جفت مفصل یک چگالی احتمال چند متغیره را به مفصل‌های دو متغیره تجزیه می‌کند. مفصل‌های تاکی شکل به این ترتیب برتری‌های مدل‌سازی‌های مفصلی چند متغیره را ترکیب می‌کنند و با انعطاف‌پذیر کردن مفصل‌های دو متغیره، مدل‌سازی وابستگی را کارآتر می‌سازد. مفصل‌های تاکی شکل اجازه می‌دهند رفتار ساختارهای مختلف جفت متغیره‌ها، به طور مناسب مدل‌سازی شود، یعنی در فرآیند مدل‌سازی وابستگی، به تقارن و عدم تقارن، میزان وابستگی و وابستگی در دنباله‌ها توجه شود. این انعطاف‌پذیری به‌گزینه‌ش یک مدل طراحی خوب برای تحقق بخشیدن به پتانسیل مفصل‌های تاکی شکل در مدل‌های وابستگی نیاز دارد (زادو و همکاران، ۲۰۱۴). بنابر نظر آس و همکاران (۲۰۰۹) تابع چگالی چندمتغیره توأم برای مجموعه‌ای از d متغیر تصادفی به صورت رابطه (۱) است.

$$f(x_1, x_2, \dots, x_d) = f_d(x_d) \cdot f(x_{d-1} | x_d) \cdot f(x_{d-2} | x_{d-1}, x_d) \dots f(x_1 | x_2, \dots, x_d) \quad (1)$$

اگر یک حالت سه متغیره $X = (X_1, X_2, X_3)^T \sim F$ با توابع توزیع حاشیه‌ای F_1, F_2 و F_3 و چگالی‌های f در نظر گرفته شود، با حالت عطفی^۲ می‌توان رابطه (۲) را نوشت.

$$f(x_1, x_2, x_3) = f_1(x_1) \cdot f(x_2 | x_1) \cdot f(x_3 | x_1, x_2) \quad (2)$$

به وسیله قضیه اسکالر خواهیم داشت:

$$f(x_2 | x_1) = \frac{f(x_1, x_2)}{f_1(x_1)} = \frac{c_{12}(F_1(x_1), F_2(x_2)) \cdot f_1(x_1) \cdot f_2(x_2)}{f_1(x_1)} = c_{12}(F_1(x_1), F_2(x_2)) \cdot f_2(x_2) \quad (3)$$

¹ Pair-Copula Construction (PCC)

² Recursive

$$\begin{aligned}
 f(x_3 | x_1, x_2) &= \frac{f(x_2, x_3 | x_1)}{f(x_2 | x_1)} = \frac{c_{23|1}(F(x_2 | x_1), F(x_3 | x_1)).f(x_2 | x_1).f(x_3 | x_1)}{f(x_2 | x_1)} \\
 &= c_{23|1}(F(x_2 | x_1), F(x_3 | x_1)).f(x_3 | x_1) \\
 &= c_{23|1}(F(x_2 | x_1), F(x_3 | x_1))c_{13}(F_1(x_1), F_3(x_3)).f_3(x_3)
 \end{aligned} \tag{۴}$$

روابط (۲) تا (۴) را می‌توان به صورت رابطه (۵) نوشت.

$$f(x_1, x_2, x_3) = \underbrace{f_1(x_1).f_2(x_2).f_3(x_3)}_{\text{Marginal}} \times \underbrace{c_{12}(F_1(x_1), F_2(x_2))}_{\text{Unconditional pairs}} \times \underbrace{c_{23|1}(F(x_2 | x_1), F(x_3 | x_1))}_{\text{Conditional pairs}} \tag{۵}$$

بنابراین چگالی توأم سه بعدی رابطه (۵) می‌تواند به صورت توابع چگالی حاشیه‌ای، مفصل‌های دو متغیره C_{12} ، C_{13} و $C_{23|1}$ با چگالی‌های c_{12} ، c_{13} و $c_{23|1}$ که «جفت مفصل»^۱ نامیده می‌شوند، نشان داده شود. از آنجایی که تجزیه در رابطه (۲) یکتا نیست و تعداد زیادی از PCC های تکراری وجود دارد. برای طبقه‌بندی آنها بدفورد و کوک (۲۰۰۱، ۲۰۰۲) مدل‌های گرافیکی که «تاکی شکل منظم»^۲ نامیده می‌شوند را معرفی کردند.

یک مفصل تاکی شکل یا v با n متغیر، یک مجموعه متداخل از درختواره‌های مرتبط $v = \{T_1, \dots, T_{n-1}\}$ است که یال‌های درخت z گره‌های درخت $z+1$ هستند. شرط مجاورت تأکید می‌کند که دو گره در صورتی می‌توانند به وسیله یک یال در درخت $z+1$ به یکدیگر متصل شوند که این گره‌ها در درخت z در یک گره مشترک، سهمیم باشند. توجه شود که مجموعه گره‌ها در درخت اول شامل همه $1, \dots, n$ عضو است، در حالی که مجموعه یال‌ها یک مجموعه از $n-1$ جفت از این اعضا خواهد بود. در درخت دوم مجموعه گره‌ها شامل مجموعه جفت‌های اعضا و مجموعه یال‌ها دوباره جفت‌هایی از جفت‌های اعضای پیشین را می‌سازند.

خانواده‌های مختلفی از مفصل‌های تاکی شکل منظم وجود دارد که سه مورد از مهم‌ترین آنها شامل R-Vine، مفصل C-Vine ترکیبی^۳ و مفصل D-Vine ترکیبی^۴ هستند. دو نوع خاص مفصل تاکی شکل منظم با نام‌های C-Vine (مفصل تاکی شکل کانونی)^۵ و D-Vine (مفصل

¹ Pair Copula
² Regular Vine Copula
³ Mixed C-vine
⁴ Mixed D-vine
⁵ Canonical Vine

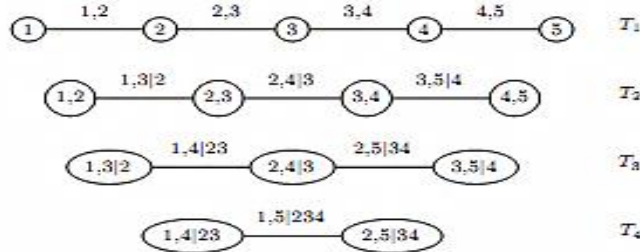
تاکی شکل قابل رسم^۱ به طور گسترده‌ای در ادبیات استفاده شده‌اند (زادو و همکاران، ۲۰۱۴). در ادامه به دلیل استفاده از مفصل ترکیبی D-Vine به توضیح آن پرداخته می‌شود. یک D-Vine شامل مجموعه درختواره‌هایی است که ساختار مسیر مانند دارند و با انتخاب یک رتبه‌بندی خاص متغیرها، درست می‌شود. در درخت اول وابستگی از متغیر اول به دوم، دوم به سوم، سوم به چهارم و الی آخر با استفاده از جفت مفصل‌ها، مدل‌سازی می‌شود. به عبارتی با در نظر گرفتن رتبه بندی $1, \dots, d$ ، جفت‌های $(1,2)$ ، $(2,3)$ ، $(3,4)$ و غیره مدل‌سازی خواهند شد. در درخت دوم وابستگی شرطی متغیرهای اول و سوم با توجه به متغیر دوم $(1,3|2)$ متغیرهای دوم و چهارم با توجه به متغیر سوم $(2,4|3)$ و غیره، مدل‌سازی می‌شود. به همین طریق وابستگی‌های جفتی متغیرهای a و b در درخت‌های متوالی مشروط به متغیرهایی که بین دو متغیر a و b در درخت اول قرار گرفته‌اند مدل‌سازی می‌شود. در شکل (۱) نمونه‌ای از آن نمایش داده شده است. این روش ما را به تابع چگالی D-Vine با استفاده از تجزیه یک تابع چگالی d بعدی راهنمایی می‌کند. بر پایه این مطالب تجزیه یک تابع چگالی چند متغیره با گره‌های $1, \dots, d$ (به گونه‌ای که همه گره‌ها می‌توانند دوباره نام‌گذاری شوند) به صورت زیر است:

$$f(x) = \prod_{k=1}^d f_k(x_k) \prod_{i=1}^{d-1} \prod_{j=1}^{d-i} c_{j, j+i|(j+1)(j+i-1)}(F(x_j | x_{j+1}, \dots, x_{j+i-1}), F(x_{j+i} | x_{j+1}, \dots, x_{j+i-1}) | \theta_{j, j+i|(j+1)(j+i-1)}) \quad (۶)$$

در این رابطه f_k ، $k=1, \dots, d$ ، نشان‌دهنده چگالی‌های حاشیه‌ای و $c_{j, j+i|(j+1)(j+i-1)}$ چگالی مفصل‌های دو متغیره با پارامترهای $\theta_{j, j+i|(j+1)(j+i-1)}$ است. ستاده خارجی، $d-1$ درخت است در حالی که ستاده داخلی ایجاد $d-i$ جفت مفصل در هر درخت $i=1, \dots, d-1$ است. برای حالت d بعدی، جفت‌ها در یک D-Vine برای هر درخت به صورت زیر تعیین می‌شوند:

$$\left\{ \begin{array}{ll} (1,2), (2,3), (3,4), \dots, (d-1, d), & \text{Tree1} \\ (1,3|2), (2,4|3), \dots, (d-2, d|d-1), & \text{Tree2} \\ (1,4|2,3), (2,5|3,4), \dots, (d-3, d|d-2, d-1), & \text{Tree3} \\ \vdots & \\ (1, d|2, \dots, d-1). & \text{Tree } d-1 \end{array} \right. \quad (۷)$$

^۱ Drawable Vine



شکل (۱) مثالی از حالت ۵ بعدی یک D-Vine

(منبع: برچمن و اسکپسمیر، ۲۰۱۲)

به منظور ایجاد درختواره‌های بعدی باید ورودی برای آن‌ها ایجاد کرد بنابراین می‌توان از قضیه اسکالر استفاده کرد و یک توزیع توأم یکتای F با n متغیر با چگالی رابطه (۸) را در نظر گرفت.

$$f_{1...n}(x) = \prod_{k=1}^n f_k(x_k) \prod_{i=1}^{n-1} \prod_{e \in E_i} c_{C_{e,a}, C_{e,b} | D_e} \left(F_{C_{e,a} | D_e}(x_{C_{e,a}} | x_{D_e}), F_{C_{e,b} | D_e}(x_{C_{e,b}} | x_{D_e}) \right) \quad (8)$$

که در آن $x = (x_1, \dots, x_n)$ ، $e = \{a, b\}$ و $x_{D_e} = \{x_i | i \in D_e\}$ است و f_k نشان‌دهنده چگالی F_k برای $i=1, \dots, n$ است. D_e مجموعه مشروط کننده یک یال که از اشتراک دو گره و $C_{e,a}$ و $C_{e,b}$ مجموعه‌های «مشروط شونده» یک یال e_i هستند که از تمایز تقارنی دو مجموعه به دست می‌آیند. مجموعه‌های مشروط کننده و مشروط شده همه یال‌های v در مجموعه‌ای به نام مجموعه محدود^۱ گردآوری شده‌اند. برای به دست آوردن توزیع‌های شرطی $F_{C_{e,a} | D_e}(x_{C_{e,a}} | x_{D_e})$ و $F_{C_{e,b} | D_e}(x_{C_{e,b}} | x_{D_e})$ فرض می‌شود که $e = \{a, b\} \in E_i$ با $a = \{a_1, a_2\}$ ، $b = \{b_1, b_2\}$ یالی است که $C_{e,a}$ را به $C_{e,b}$ با متغیرهای مفروض D_e متصل می‌کند. جو (۱۹۹۷) نشان داد که:

$$F_{C_{e,a} | D_e}(x_{C_{e,a}} | x_{D_e}) = \frac{\partial C_{C_a | D_a} \left(F_{C_{a,a_1} | D_a}(x_{C_{a,a_1}} | x_{D_a}), F_{C_{a,a_2} | D_a}(x_{C_{a,a_2}} | x_{D_a}) \right)}{\partial F_{C_{a,a_2} | D_a}(x_{C_{a,a_2}} | x_{D_a})} \quad (9)$$

$$= h \left(F_{C_{a,a_1} | D_a}(x_{C_{a,a_1}} | x_{D_a}), F_{C_{a,a_2} | D_a}(x_{C_{a,a_2}} | x_{D_a}) \right)$$

که در آن $F_{C_{a,a_1} | D_a}(x_{C_{a,a_1}} | x_{D_a})$ و $F_{C_{a,a_2} | D_a}(x_{C_{a,a_2}} | x_{D_a})$ به صورت عطفی و درخت به درخت به دست آمده‌اند. به طور مشابه $F_{C_{e,b} | D_e}(x_{C_{e,b}} | x_{D_e})$ به دست می‌آید. $F_{C_{e,a} | D_e}(x_{C_{e,a}} | x_{D_e})$ و $F_{C_{e,b} | D_e}(x_{C_{e,b}} | x_{D_e})$ متغیرهای تغییر شکل یافته هستند که از آن‌ها به منظور ایجاد داده در درختواره‌های بعدی و شبیه‌سازی استفاده می‌شود. (v, B, θ) نماینده یک مفصل تاکی شکل منظم است. v ساختار یک مفصل تاکی شکل منظم با n

¹ Constraint

بعد، $B = \{B_e \mid i=1, \dots, n-1; e \in E_i\}$ یک مجموعه از مفصل‌های B_e دو متغیره که جفت مفصل نامیده می‌شود و θ پارامترهای جفت مفصل‌ها، هستند. این مشخصات بیان می‌کند که برای کار با یک مفصل تاکی شکل منظم، باید سه انتخاب صورت گیرد. انتخاب اول مربوط به ساختار درختی، انتخاب دوم مربوط به انتخاب جفت مفصل‌ها و انتخاب سوم چگونگی برآورد پارامترهای مربوط به این جفت مفصل‌ها هستند.

برای یک ساختار درختی مفصل تاکی شکل منظم مشخص v و خانواده‌های جفت مفصلی $B=B(v)$ چالش اساسی برآورد پارامترهای $\theta = \theta(B(v))$ مفصل تاکی شکل منظم برای داده‌های مشاهده شده $x = (x_1, \dots, x_N)' \in R^{N \times n}$ است. نکته مهم این کار تابع‌های توزیع شرطی F_{C_e, D_e} که به مفصل‌های درخت‌های قبلی وابسته هستند، می‌باشد. به طور کلاسیکی پارامترهای یک مدل آماری اغلب با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی برآورد می‌شود. این بدان معنی است که پارامترهای مفصل تاکی شکل منظم، یعنی θ ، و پارامترهای توزیع‌های حاشیه‌ای به وسیله تابع حداکثر درست‌نمایی با رابطه (۱۰) برآورد می‌شوند. زادو و همکاران (۲۰۱۴) تابع درست‌نمایی یک مفصل تاکی شکل منظم را به صورت رابطه (۱۰) تعریف کردند:

$$L(v, B, \theta) = \prod_{k=1}^N f_{1;d}(x_k \mid v, B, \theta) \quad (10)$$

برای مفصل‌ها، به‌ویژه اگر $n > 2$ باشد، تعداد پارامترهای برآوردی ممکن است بیش از حد زیاد باشد. از آنجایی که یک واین n بعدی تجزیه شده، $n(n-1)/2$ مفصل دو متغیره با پارامترهای مربوطه تولید می‌کند، برآورد حداکثر درست‌نمایی توأم (JML) پارامترهای مفصل تاکی شکل منظم می‌تواند چالش زیادی داشته باشد. از این رو، روش SM (یا توالی^۱) پیشنهاد می‌شود. این روش طریقه درخت به درختی را در پیش می‌گیرد، با درخت اول شروع می‌کند و پارامترهای جفت مفصل‌های درخت اول را با استفاده از حداکثر درست‌نمایی مبتنی بر تغییر شکل مشاهده‌ها برآورد می‌کند. سپس در درخت دوم باید پارامترهای مفصل‌های شرطی را برآورد کرد. برای این منظور از مشاهدات ساختگی رابطه (۹) و پارامترهای برآورد شده جفت مفصل‌های درخت اول استفاده می‌شود. به‌طور مشابه، این کار برای دیگر مفصل‌ها انجام می‌پذیرد. توجه شود که این استراتژی فقط برآورد مفصل‌های دو متغیره را دربرمی‌گیرد و بنابراین از نظر محاسباتی بسیار ساده‌تر از برآورد حداکثر درست‌نمایی توأم همه پارامترها به

¹ Sequential Method

صورت یکجا است. همچنین، اگر برآورد حداکثر درست‌نمایی توأم مد نظر باشد، روش توالی می‌تواند برای به‌دست آوردن ارزش‌های اولیه برای بهینه‌سازی کمی استفاده شود.

با فرض اینکه یک ساختار مناسب و این v گزینش شده است، پرسشی که مطرح می‌شود این است که چگونه جفت مفصل مناسب $C_{i(e),j(e)D_e}$ و پارامترهای آن‌ها برای داده‌های x انتخاب شود. گزینش خانواده مفصل می‌تواند به صورت اختیاری باشد، یعنی از طبقه‌های پرکاربرد ارشمیدسی و ضمنی باشد (زادو و همکاران، ۲۰۱۴). ولی به‌طور معمول برای گزینش نوع مفصل یک سری ابزار گرافیکی و ابزار تحلیلی وجود دارد که ابزارهای تحلیلی مانند آماره‌های AIC و BIC دارای اعتبار بیشتری می‌باشند.

خانواده‌های جفت مفصلی $B = B(v)$ و پارامترهای آنها $\theta = \theta(B(v))$ هر دو به ساختار درختی و این v وابسته هستند. ولی شناسایی درختواره‌های مناسب برای ساخت مدل مفصل‌های تاکی مشکل است. برای یک حالت d بعدی، تعداد $\binom{d-2}{2} \times (d-2)!$ مفصل تاکی شکل منظم

می‌توان تعریف کرد. این بدان معنی است که حتی اگر جفت مفصل‌ها و پارامترها شناخته شده باشند، تعداد مدل‌های مختلف هنوز هم بسیار زیاد خواهند بود. حتی اگر انتخاب به زیر طبقه‌های C-Vine و D-Vine ها محدود شود، از آنجایی که هنوز $\frac{d!}{2}$ نوع مختلف از این دو

مفصل وجود دارد، این مشکل به قوت خود همچنان باقی خواهد بود. با این حال لازم به ذکر است که مفصل‌های C-Vine و D-Vine مناسب‌ترین انواع هستند. با این وجود لازم به توضیح است که چگونه D-Vine ها می‌توانند برای مجموعه داده‌های دلخواه انتخاب شوند. برای این منظور دو روش کلی توالی و گزینش درخت با توالی بیزین وجود دارد. روش توالی که در ادبیات کاربرد بیشتری نسبت به روش توالی بیزین دارد، یک رویه توالی درخت به درخت را با توجه به شرط مجاورت در هر مرحله، در پیش می‌گیرد (زادو همکاران، ۲۰۱۴). در رویه توالی درخت به درخت به‌طور معمول بر مبنای حداکثر مجموع قدر مطلق تاو کندال تصمیم‌گیری می‌شود. با توجه به آنچه که گفته شد به منظور شبیه‌سازی عملکرد گندم دیم در سال بعد با توجه به متغیرهای آب‌وهوایی مراحل زیر دنبال خواهد شد:

۱. ایجاد داده‌های مفصل: مجموعه داده‌هایی که با آن‌ها کار می‌شود باید توزیع‌های حاشیه‌ای یکنواخت در $[0,1]$ داشته باشند که داده‌های مفصل نامیده می‌شوند. برای این منظور می‌توان از تابع توزیع تجمعی تجربی^۱ (ECDF) استفاده کرد.

۲. برآورد توزیع توأم متغیرهای آب‌وهوایی و عملکرد گندم دیتم با استفاده از مفصل D-Vine.
 ۳. شبیه‌سازی با توجه به توزیع توأم: شبیه‌سازی از مفصل‌های تاکی شکل منظم توسط بدفورد و کوک (۲۰۰۱) مورد بحث قرار گرفته است. الگوریتم کلی برای نمونه برداری n متغیر وابسته یکنواخت $[0,1]$ برای C-Vine به صورت زیر است:
 اول، نمونه برداری از u'_1, \dots, u'_n متغیر یکنواخت مستقل در $[0,1]$ صورت می‌گیرد و سپس در روابط زیر قرار داده می‌شود:

$$\begin{cases} x_1 = u'_1 \\ x_2 = F^{-1}(u'_2 | x_1) \\ x_3 = F^{-1}(u'_3 | x_1, x_2) \\ \vdots \\ x_n = F^{-1}(u'_n | x_1, \dots, x_{n-1}) \end{cases} \quad (11)$$

به منظور تعیین $F(x_i | x_1, \dots, x_{i-1})$ برای هر i از تابع h در رابطه (۹) به صورت عطفی برای ساختار مفصل تاکی شکل منظم، استفاده می‌شود.

۴. تعیین توزیع حاشیه‌ای متغیرها: وقتی متغیرهای شبیه‌سازی شده به صورت داده‌های مفصل در فاصله بسته $[0,1]$ به دست آمدند، به منظور برگرداندن آن‌ها به فرم واقعی می‌توان از «وارون تابع توزیع تجمعی» هر متغیر استفاده کرد. لذا لازم است ابتدا توزیع حاشیه‌ای متغیرها را مشخص کرد. برای این منظور از آزمون‌هایی مانند «کولموگروف-اسمیرنف^۲»، «اندرسون-دارلینگ^۳» و «خی-دو^۴» استفاده می‌شود.

طراحی و قیمت گذاری قراردادهای بیمه شاخص:

الف. حق بیمه قرارداد: از آنجا که هدف تعیین حق بیمه برای سال آتی است، باید میزان خسارت پرداختی مورد انتظار در سال آتی محاسبه شود. برای این منظور، تابع توزیع توأم عملکرد محصول و شاخص‌های آب‌وهوایی استفاده می‌شود. بنابراین نخست تابع توزیع مناسب

¹ Empirical Cumulative Distribution Function

² Kolmogorov-Smirnov test

³ Anderson-Darling test

⁴ Chi-Squared test

محاسبه حق بیمه شاخص‌های آب‌وهوایی گندم دیم... ۴۹

متغیرها تعیین می‌شود و مقادیر شبیه‌سازی شده متغیر عملکرد به دست می‌آید. پیش‌بینی درباره میزان عملکرد برای سال آینده نیز با استفاده از مدل *ARIMA* انجام می‌گیرد. با استفاده از مقادیر پیش‌بینی شده مقادیر بحرانی عملکرد محصول در چهار سطح پوشش ۵۰، ۸۰، ۹۰ و ۱۰۰ درصد به صورت زیر خواهد بود:

$$y_c = y_{forecast} \times COV \quad (12)$$

که در آن $y_{forecast}$ میزان عملکرد محصول پیش‌بینی شده و COV میزان پوشش بیمه‌گر در چهار سطح پیش گفته است. در نهایت مشاهدات شبیه‌سازی شده عملکرد محصول با میزان بحرانی به دست آمده مقایسه می‌شود. پرداخت غرامت نیز، هنگامی صورت می‌گیرد که میزان عملکرد محصول از میزان بحرانی در نظر گرفته شده کمتر باشد. میزان مورد انتظار خسارت محصول برابر با میانگین انحراف‌های اندازه‌گیری شده $[Max(y_c - y, 0)]$ است. بنابراین میزان غرامت مورد انتظار برابر $P * Ave[Max(y_c - y, 0)]$ است. P قیمت از پیش تعیین شده است. میزان حق بیمه خالص به صورت زیر محاسبه می‌شود (افقی، ۱۳۹۰):

$$Ave[Max(y_c - y, 0)] * P = \text{حق بیمه خالص} \quad (13)$$

به تقریب، همیشه بیمه‌گر به سبب وجود هزینه‌های اجرایی بیمه، طبقه‌بندی کشاورزان به گروه‌های ریسکی مختلف و حفظ مبلغی به عنوان ذخیره احتیاطی برای رویارویی با زیان‌های پیش‌بینی نشده و خطرهای فاجعه‌آمیز، مبلغی را به حق بیمه واقعی اضافه می‌کند (سلامی و همکاران، ۱۳۸۷). این مبلغ که در اصطلاح به «عامل سربار (یا فاکتور بارگذاری)»^۱ معروف است به صورت درصدی از حق بیمه خالص بیان می‌شود. حق بیمه واقعی را می‌توان به شکل زیر محاسبه کرد:

$$\text{حق بیمه واقعی} = \frac{\text{حق بیمه خالص}}{0.9} \quad (14)$$

ب. **تابع غرامت قرارداد:** به منظور تبیین تابع غرامت، در ابتدا لازم است شاخصی که بیشترین همبستگی را با عملکرد دارد، تعیین شود برای این منظور از پارمتر توابع مفصل استفاده خواهد شد. تابع $g(i)$ به عنوان تابع غرامت پرداخت شده به شرط مقدار شاخص آب و هوایی i است. دو روش به منظور طراحی ساختار پرداخت غرامت وجود دارد. در روش اول، پرداخت غرامت در زمان «کاهش شاخص آب و هوا» نسبت به مقدار آستانه انجام می‌شود. این

¹ Lodging Factor

روش برای محصولاتی مناسب است که کاهش شاخص اثرهای منفی بر رشد محصول می‌گذارد. در حالی که در روش دوم پرداخت غرامت در زمان «افزایش شاخص آب و هوا» نسبت به مقدار آستانه صورت می‌پذیرد. انتخاب نوع روش به مراحل فنولوژیکی محصول بستگی دارد.

۱. کاهش شاخص آب و هوا: تابع غرامت به صورت رابطه (۱۵) تعریف می‌شود. غرامت هنگامی پرداخت می‌شود که مقدار مشاهده شده شاخص آب و هوا i براساس ایستگاه‌های هواشناسی کمتر از مقدار آستانه i^* باشد. L حداکثر تعهد بیمه‌گر است و هنگامی پرداخت می‌شود که مقدار شاخص مشاهده شده، کمتر از مقدار حد μ باشد.

$$g(i) = \begin{cases} L, & (\text{if } i < \mu) \\ L \frac{i^* - i}{i^* - \mu}, & (\text{if } \mu < i < i^*) \\ 0, & (\text{if } i > i^*) \end{cases} \quad (15)$$

۲. افزایش شاخص آب و هوا: تابع غرامت آن به صورت رابطه (۱۶) خواهد بود. از این رابطه می‌توان دریافت که غرامت هنگامی پرداخت می‌شود که مقدار مشاهده شده شاخص آب و هوا i بر پایه آمار ایستگاه‌های هواشناسی بیشتر از مقدار آستانه i^* باشد. پرداخت حداکثر تعهد بیمه‌گر وقتی صورت می‌گیرد که مقدار شاخص مشاهده شده، بیشتر از مقدار حد μ باشد (افقی و همکاران، ۱۳۹۰).

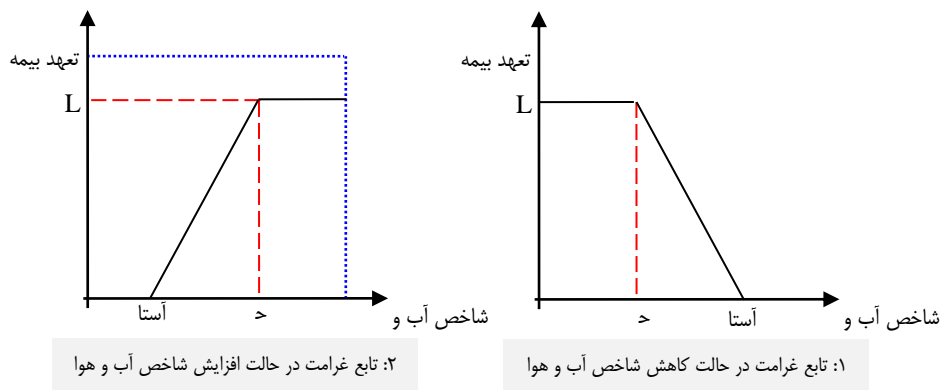
$$g(i) = \begin{cases} L, & (\text{if } i > \mu) \\ L \frac{i - i^*}{\mu - i^*}, & (\text{if } i^* < i < \mu) \\ 0, & (\text{if } i < i^*) \end{cases} \quad (16)$$

¹ Index Deficiency

² Stop-Loss

³ Index Increasing

محاسبه حق بیمه شاخص‌های آب و هوایی گندم دیم ... ۵۱



شکل (۲) تابع غرامت

متغیرهای آب و هوایی استفاده شده در این تحقیق شامل «دمای هوای میانگین»، «بارش تجمعی» و «رطوبت نسبی میانگین» برای دوره رشد (اول فروردین تا آخر تیر) و «سرعت باد حداکثر» برای دوره برداشت (اول تیر تا آخر مرداد) است. عملکرد گندم دیم نیز برای رقم سرداری در شهرستان میانه در نظر گرفته شده است که متغیرهای عملکرد و آب و هوایی در سال‌های زراعی ۹۲-۱۳۶۶ به ترتیب از سازمان جهاد کشاورزی و سازمان هواشناسی استان آذربایجان شرقی گردآوری شدند.

نتایج و بحث

تعیین ساختار وابستگی متغیر عملکرد با شاخص‌های آب و هوایی: ابتدا به منظور ساده‌سازی محاسبات به متغیرهای استاندارد شده با تابع توزیع تجمعی تجربی، به صورت زیر یک شماره نسبت داده می‌شود:

$$Y_{ECDF}=1, T_{ECDF}=2, CRI_{ECDF}=3, RH_{ECDF}=4, U_{ECDF}=5$$

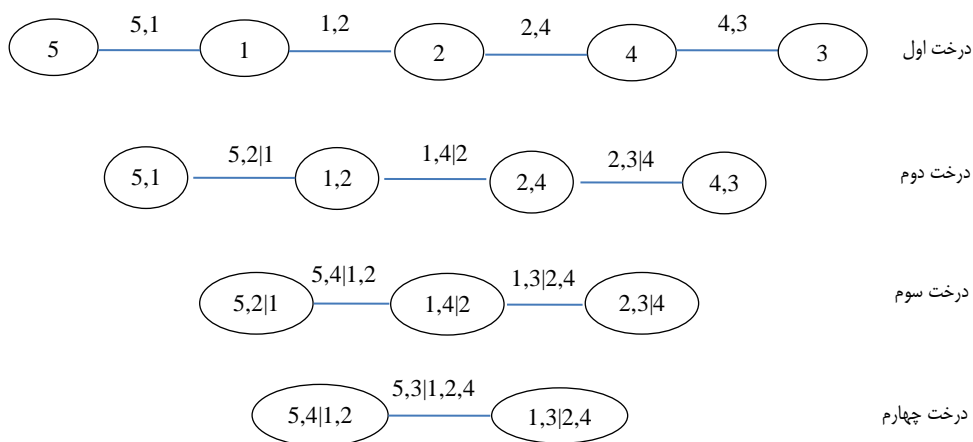
پنج متغیر نام‌گذاری شده مجموعه گره‌های ($N_1=\{1,2,3,4,5\}$) درخت اول را تشکیل می‌دهند. برای تعیین رتبه متغیرها در مدل D-Vine ضریب همبستگی تاو کندال تجربی همه جفت متغیرها محاسبه می‌شود و در نهایت رتبه‌بندی با توجه به بیشترین مجموع قدر مطلق ضریب همبستگی تاو کندال تعیین می‌شود. با توجه به اینکه پنج متغیر در مدل وجود دارد، تعیین رتبه متغیرها در ساختار D-Vine مستلزم بررسی $5!/2=60$ حالت است. نتایج مربوط به محاسبه ضریب همبستگی تاو کندال در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول (۱) نتایج مربوط به تاو کندال

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵
۱	-	-۰/۲۵۳	۰/۱۴۸	۰/۲۷۷	-۰/۱۳۱
۲		-	-۰/۲۱۸	-۰/۴۸۳	-۰/۱۶۴
۳			-	۰/۴۶۵	-۰/۰۷۹
۴				-	۰/۰۰۷
۵					-

منبع: یافته‌های تحقیق

با بررسی ۶۰ حالت بهترین رتبه‌بندی برای یک ساختار درختی D-Vine به ترتیب متغیرهای ۵ (سرعت باد حداکثر)، ۱ (عملکرد)، ۲ (دما)، ۴ (رطوبت نسبی) و ۳ (بارش تجمعی) است. در این حالت در درخت اول حداکثر مجموع قدر مطلق ضریب همبستگی تاو کندال برابر با $1/332$ است. با توجه به رتبه‌بندی تعیین شده می‌توان مجموعه درختواره‌های D-Vine را در شکل (۳) ملاحظه کرد.



شکل (۳) مجموعه درختواره‌های D-Vine

به منظور گزینش خانواده مناسب جفت مفصلی برای یک ساختار درختی D-Vine از آماره‌های AIC و BIC استفاده شد. برآورد پارامترهای جفت مفصلی با استفاده از روش SM و JML صورت گرفت. نتایج به‌دست آمده از برآورد پارامترها در جدول (۲) گزارش شده است. بنابر

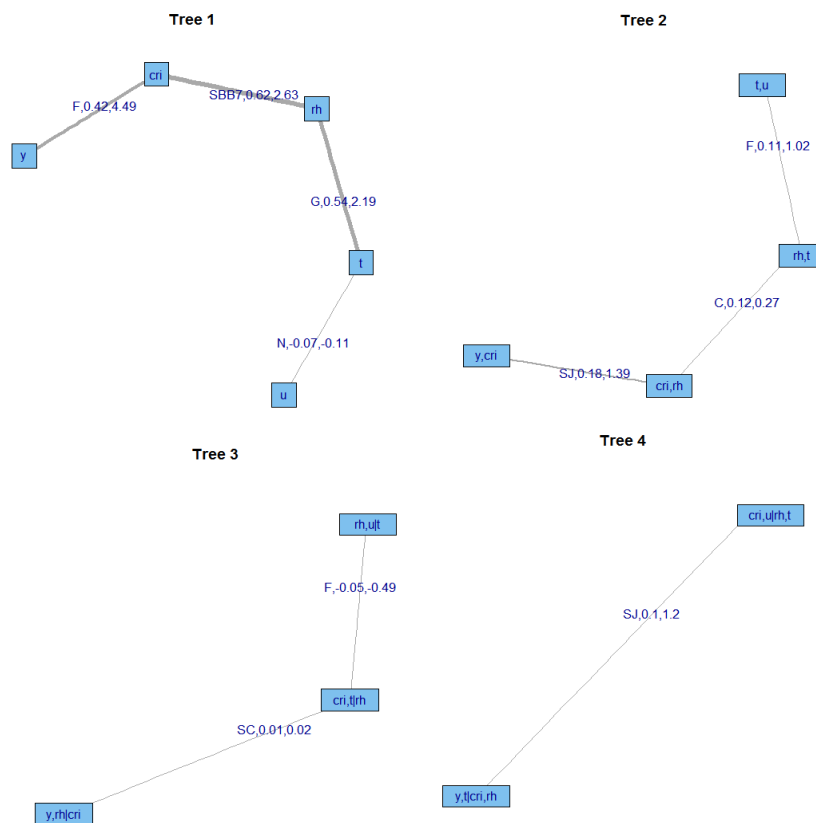
محاسبه حق بیمه شاخص‌های آب‌وهوایی گندم دیم... ۵۳

نتایج به‌دست آمده توسط آماره لگاریتم درست‌نمایی، روش JML بهتر از روش SM بوده، بنابراین برای ترسیم ساختار درختی D-Vine از نتایج مربوط به JML استفاده خواهد شد. ساختار درختی مدل D-Vine یا تابع توزیع چگالی توام متغیر عملکرد و شاخص‌های آب‌وهوایی بعد از برآورد پارامترهای جفت مفصلی در شکل (۴) نشان داده شده است. در ساختار درختی شکل (۴) عبارت اول خانواده مفصل، عبارت دوم ضریب همبستگی تاو کندال و عبارت آخر ضریب پارامتر برآورد شده خواهد بود.

جدول (۲) نتایج برآورد پارامترهای جفت مفصل‌ها

درخت	پارامترها	خانواده گزینش شده	ضرایب برآوردی SM	انحراف معیار	ضرایب برآوردی JML
اول	$P_{5,1}$	گاوسی	-۰/۱۲۱	۰/۰۸	-۰/۱۲۱
	$P_{1,2}$	جو-فرانک	-۱/۹۲۵	۰/۶۸	-۱/۹۱۸
	$P_{2,1,2}$		-۰/۹۳۵	۰/۱۱	-۰/۹۱۲
	$P_{2,4}$	فرانک	-۵/۰۸۳	۱/۵۳	-۵/۰۸۹
	$P_{1,4,3}$	جو-کلایتون	۱/۴۶۷	۰/۰۱	۱/۵۵۷
	$P_{2,4,3}$		۱/۴۹۸	۰/۵۶	۱/۴۹۴
دوم	$P_{5,2,1}$	گاوسی	-۰/۰۹۷	۰/۰۸	-۰/۰۹۷
	$P_{1,4,2}$	فرانک	۲/۹۵۵	۱/۴۷	۲/۹۵۶
	$P_{2,3,4}$	گاوسی	-۰/۱۰۶	۰/۱۲	-۰/۱۰۶
سوم	$P_{5,4,1,2}$	گاوسی	-۰/۰۰۷	۰/۰۸	-۰/۰۰۷
	$P_{1,3,2,4}$	فرانک	-۰/۹۹۷	۱/۲	-۱
چهارم	$P_{5,3,1,2,4}$	گاوسی	-۰/۰۸۳	۰/۱	-۰/۰۸۳
Log-likelihood			۴۱/۳۹۸		۴۱/۹۰۶

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل (۴) مجموعه درختواره‌های برآورد شده D-Vine بین عملکرد گندم و شاخص‌های آب و هوایی

منبع: یافته‌های تحقیق

تعیین توزیع حاشیه‌ای مناسب برای متغیر عملکرد: پیش از شبیه‌سازی داده‌های عملکرد با تابع توزیع توام مدل D-Vine لازم است توزیع حاشیه‌ای متغیر عملکرد گندم تعیین شود. به منظور بررسی انطباق توزیع تجربی یک متغیر بر توزیع‌های نظری از آزمون‌های «کولموگروف-اسمیرنف»، «اندرسون-دارلینگ» و «خی-دو» استفاده می‌شود. برای انجام دقیق این بررسی از میان توزیع‌های نظری مشهور، ۶۵ توزیع نظری در نظر گرفته شد. پس از محاسبه آماره‌های آزمون‌های سه‌گانه یاد شده برای این ۶۵ توزیع با استفاده از نرم‌افزار EasyFit 5.5، بهترین نامزدها (کاندیدها) از نظر انطباق توزیع نظری بر توزیع تجربی متغیر عملکرد گندم در شهرستان میانه به ترتیب به قرار جدول (۳) به‌دست آمده است.

جدول (۳) توابع توزیع نظری با بیشترین انطباق با توزیع تجربی متغیر عملکرد گندم دیم

آزمون خی-دو	آزمون اندرسون-دارلینگ	آزمون کولموگروف-اسمیرنف	توزیع		
			آماره P-value مقدار بحرانی ($\alpha = 5\%$)	Wakeby (ویکبای)	نخستین نامزد
۰/۰۷۵	۰/۱۳۱	۰/۰۵۸	آماره P-value مقدار بحرانی ($\alpha = 5\%$)	Wakeby (ویکبای)	نخستین نامزد
۰/۹۹۴	-	۰/۹۹۹			
۷/۸۱۴	۲/۵۰۱	۰/۲۵۹			
۰/۳۲۱	۰/۳۰۸	۰/۱۱۲	آماره P-value مقدار بحرانی ($\alpha = 5\%$)	Weibull (وایبل)	دومین نامزد
۰/۹۵۶	-	۰/۸۵۸			
۷/۸۱۴	۲/۵۰۱	۰/۲۵۹			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی‌های صورت گرفته در این زمینه مانند پژوهش گودوین، (۲۰۱۲) و بوکوشوا (۲۰۱۰) توزیع وایبل را به عنوان توزیع مناسب برای عملکرد محصول گزینش کرده‌اند. در حالی که در این پژوهش توزیع وایبل به عنوان دومین نامزد مناسب است. از این رو با توجه به نتایج فوق و نیز پژوهش‌های پیشین، هر دو توزیع ویکبای و وایبل برای متغیر عملکرد گندم دیم میانه در نظر گرفته شد که مشخصات این دو توزیع به قرار زیر خواهند بود:

$$yeild \sim WAK(\xi = 308.31, \alpha = 1475.6, \beta = 3.2585, \gamma = 327.58, \delta = -0.47761)$$

$$yeild \sim WEB(\alpha = 3.2723, \beta = 960.82)$$

که در توزیع ویکبای، ξ ، پارامتر موقعیت^۱، α ، β پارامترهای مقیاس^۲ و δ ، γ پارامترهای شکل^۳ هستند. در توزیع وایبل نیز α و β به ترتیب پارامترهای شکل و مقیاس می‌باشند. شبیه‌سازی عملکرد گندم: پس از به‌دست آوردن توزیع توأم مناسب، لازم است که متغیر عملکرد شبیه‌سازی شود؛ لذا ۱۰,۰۰۰ متغیر تصادفی از داده‌ها با استفاده از الگوی D-Vine تولید می‌شوند. با توجه به این‌که داده‌های شبیه‌سازی شده به صورت داده‌های مفصل یعنی در فاصله بسته صفر و یک می‌باشند، لازم است به سطح تجربی خود برگردانده شوند که برای این منظور از وارون تابع توزیع تجمعی هر توزیع استفاده می‌شود. میزان میانگین شبیه‌سازی شده عملکرد با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده با توجه به توزیع وایبل برای سال آتی

^۱ Location parameter: پارامترهایی مانند میانگین، مد و میانه جز این دسته از پارامترها می‌باشند.

^۲ Scale پارامترهایی که بر روی پراکندگی توزیع اثر می‌گذارند.

^۳ Shape: این پارامتر بیشتر بر روی شکل توزیع اثر می‌گذارند.

۸۶۲/۱۹۶۵ کیلوگرم در هکتار و با توجه به توزیع ویکبای ۸۷۶/۰۴۲ کیلوگرم در هکتار می‌باشد.

پیش‌بینی عملکرد سال آتی گندم دیم: در جدول (۴) نتایج مربوط به آزمون مانایی با استفاده از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF) و میزان پیش‌بینی شده متغیر عملکرد گندم دیم (برای سال زراعی ۹۳-۱۳۹۲) نشان داده شده است. نتایج آزمون مانایی مربوط به متغیر عملکرد نشان داد که سری مربوطه در سطح معنی‌داری یک درصد مانا است. همچنین آماره‌های آکائیک و شوارتز-بیزین نشان دادند که بهترین حالت برای توضیح سری زمانی عملکرد، فرآیند ARIMA(1,0,0) است. با توجه به جدول (۴) میزان پیش‌بینی شده متغیر عملکرد گندم دیم در شهرستان میانه برای سال زراعی آتی ۸۷۱/۷۳ کیلوگرم در هکتار می‌باشد.

جدول (۴) نتایج آزمون مانایی و پیش‌بینی متغیر عملکرد گندم دیم میانه

آماره آزمون ADF	-۴/۱۳۵	مدل مناسب برای توضیح سری عملکرد	ARIMA(1,0,0)
مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد	-۲/۵	آماره آکائیک	۳۶۸/۵۹
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	-۱/۷۱۴	آماره شوارتز-بیزین	۳۷۲/۳۶
مقدار بحرانی در سطح ۱۰ درصد	-۱/۳۱۹	میزان پیش‌بینی شده	۸۷۱/۷۳۳۴

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج مربوط به حق بیمه قرارداد: نتایج مربوط به مقدار بحرانی عملکرد از رابطه $Y_C = Y_F \cdot COV$ به دست می‌آید. قیمت در این پژوهش برابر با قیمت تضمینی گندم در سال زراعی ۹۲-۱۳۹۱ که معادل ۱۰۵۰۰ ریال بوده، در نظر گرفته شده است. جدول (۵) مقادیر حق بیمه را در سطوح پوشش ۵۰، ۸۰، ۹۰ و ۱۰۰ درصد به ترتیب برای توزیع ویکبای و وایبل نشان می‌دهند.

محاسبه حق بیمه شاخص‌های آب‌وهوایی گندم دیم... ۵۷

جدول (۵) مقادیر حق بیمه محاسبه شده برای گندم دیم

توزیع	سطح پوشش	مقادیر بحرانی	$Ave[\max(y_c - y), 0]$	حق بیمه عادلانته (ریال)	حق بیمه واقعی (ریال)
ویکبای	۱۰۰	۸۷۱/۷۳۳۴	۱۱۳/۱۴	۱۱۸۷۹۸۸	۱۳۱۹۹۸۶
	۹۰	۷۸۴/۵۶۰۱	۷۷/۲۹	۸۱۱۵۷۹/۷	۹۰۱۷۵۵/۲
	۸۰	۶۹۷/۳۸۶۷	۴۹/۶۱	۵۲۰۹۴۴/۱	۵۷۸۸۲۴/۸
	۵۰	۴۳۵/۸۶۶۷	۴/۹۵	۵۱۹۷۵/۳۷	۵۷۷۵۰/۴۱
وایبل	۱۰۰	۸۷۱/۷۳۳۴	۱۲۴/۱۶	۱۳۰۳۶۶۵	۱۴۴۸۵۱۷
	۹۰	۷۸۴/۵۶۰۱	۸۳/۷۵	۸۷۹۴۱۲/۸	۹۷۷۱۲۵/۳
	۸۰	۶۹۷/۳۸۶۷	۵۲/۹۸	۵۵۶۳۷۱	۶۱۸۱۹۰
	۵۰	۴۳۵/۸۶۶۷	۷/۸۹	۸۲۸۱۹/۶۷	۹۲۰۲۱/۸۶

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که جدول (۵) نشان می‌دهد نتایج مربوط به دو توزیع به یکدیگر نزدیک هستند. نتایج به دست آمده از حق بیمه محاسبه شده در این طرح کمتر از طرح سنتی یعنی ۸۶۰۰۰۰ ریال در سطح پوشش ۸۰ درصد است. همچنین برابر انتظارهای پیشین با کاهش سطح پوشش بیمه، حق بیمه نیز کاهش می‌یابد.

نتایج مربوط به تابع گرامت: به منظور طراحی تابع گرامت، باید شاخصی را گزینش کرد که بیشترین همبستگی را با عملکرد محصول داشته باشد. برای بررسی همبستگی شاخص‌های آب‌وهوایی با عملکرد از پارامتر توابع مفصل کلایتون، گامبل، فرانک و گوسی استفاده می‌شود. پس از محاسبه ضریب همبستگی تاو کندال، مقدار پارامتر توابع مفصل، با استفاده از نرم افزار MATLAB به ازای زوج متغیر تصادفی شاخص‌های آب و هوایی و عملکرد محصول، به صورت جدول (۶) گزارش شده است.

جدول (۶) برآورد پارامتر توابع مفصل

متغیرها	تابع کلایتون	تابع گامبل	تابع فرانک	تابع گوسی
عملکرد-دما	۰/۶۷۶	۱/۳۳۸	-۲/۰۰۴	-۰/۳۸۶
عملکرد-بارش تجمعی	۰/۳۴۷	۱/۱۷۳	۱/۳۵۵	۰/۲۳
عملکرد-رطوبت نسبی	۰/۷۶۷	۱/۳۸۳	۲/۶۶۵	۰/۴۲۲
عملکرد-سرعت باد حداکثر	۰/۳۰۲	۱/۱۵۱	-۱/۱۹۹	-۰/۲۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

بنابر نتایج جدول (۶) متغیر رطوبت نسبی بیشترین همبستگی را با عملکرد محصول دارد، در نتیجه این شاخص به عنوان متغیر مورد نظر در طراحی تابع گرامت مورد استفاده قرار گرفت.

به منظور طراحی تابع غرامت، نخست باید مقادیر آستانه و حد را به دست آورد، که به صورت زیر می باشد:

مقدار آستانه (مقدار میانگین رطوبت نسبی با توجه به اطلاعات گذشته) = $43/91$ درصد
 مقدار حد (حداقل مقدار رطوبت نسبی با توجه به اطلاعات گذشته) = $23/07$ درصد
 حداکثر تعهد بیمه گر، بستگی به تجربه های گذشته، سیاست بیمه گران و دیگر موارد دارد که بسته به حق بیمه به صورت بخشی از هزینه های تولید یا ارزش تولید از سوی بیمه گر تعیین می شود. در اینجا حداکثر تعهد بیمه گر به صورت درصد های مختلف ارزش عملکرد بحرانی بر پایه سطوح مختلف پوشش به صورت جدول (۷) محاسبه شده است.

جدول (۷) مقادیر حداکثر تعهد بیمه گر

سطوح پوشش	مقادیر بحرانی عملکرد (کیلوگرم در هکتار)	حداکثر تعهد بیمه گر* (ریال)
۱۰۰	۸۷۱/۷۳۳۴	۹۱۵۳۲۰۱
۹۰	۷۸۴/۵۶۰۱	۸۲۳۷۸۸۱
۸۰	۶۹۷/۳۸۶۷	۷۳۲۲۵۶۱
۵۰	۴۳۵/۱۸۶۶۷	۴۵۷۶۶۰۰

منبع: یافته های تحقیق،

*حداکثر تعهد بیمه گر از حاصل ضرب قیمت تضمینی ۱۰۵۰۰ ریال در مقادیر بحرانی عملکرد به دست می آید.

نتیجه گیری و پیشنهادات

بیمه محصولات کشاورزی بر پایه شاخص آب و هوایی، بسیاری از نارسایی های بیمه سنتی را ندارد و چالش های ناشی از اطلاعات نامتقارن را برطرف می سازد و در کشورهای پیشرفته و در حال توسعه نتایج رضایت بخشی از اجرای آن به دست آمده است. با توجه به برتری های این طرح بیمه ای، در این پژوهش اقدام به طراحی بیمه شاخص آب و هوا گندم دیم در شهرستان میانه شد. برای این منظور داده های مربوط به عملکرد و متغیرهای آب و هوایی در سال های زراعی ۹۲-۱۳۶۶ به ترتیب از سازمان جهاد کشاورزی و سازمان هواشناسی استان آذربایجان شرقی گردآوری شد. در چند سال اخیر، توابع مفصل تاکی شکل به عنوان مناسب ترین روش برای اندازه گیری ساختار وابستگی و بیان تابع توزیع توام در زمینه های مختلف مالی و بیمه معرفی شده اند. بنابراین در این پژوهش برای شبیه سازی عملکرد گندم دیم از این توابع مفصل استفاده شد. همچنین به منظور پیش بینی عملکرد از الگوی ARIMA

محاسبه حق بیمه شاخص‌های آب‌وهوایی گندم دیم... ۵۹

استفاده شد. در طراحی تابع غرامت نیز از پارامتر توابع مفصل ارشمیدسی و گوسی استفاده شد.

نتایج به‌دست آمده از حق بیمه محاسبه شده در این طرح همانند پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۳)، کمتر از طرح سنتی (که برای سال زراعی ۹۴-۱۳۹۳، ۸۶۰۰۰۰ ریال است) یعنی بیمه عامل‌های خطر عمومی و خشکسالی است. معقول بودن حق بیمه طرح شاخص آب‌وهوا ناشی از توانایی این طرح بیمه‌ای در کاهش نارسایی‌های ناشی از مخاطره‌های اخلاقی و گزینش نامساعد است. طبیعی است که پایین بودن حق بیمه آب‌وهوایی عاملی مثبت در جذب زارعین به بیمه آب‌وهوا است، از سویی، از آنجایی که ۶۵/۶ درصد حق بیمه را دولت می‌پردازد، پایین بودن حق بیمه این سیستم بیمه‌ای بسیاری از هزینه‌های دولت را کاهش می‌دهد و این امکان را فراهم می‌آورد که دولت در دیگر کارهای زیربنایی کشاورزی سرمایه‌گذاری نموده و زمینه را برای رشد اقتصادی بخش کشاورزی در نتیجه دیگر بخش‌های اقتصادی کشور فراهم آورد.

در این پژوهش، خسارت مورد انتظار حدود ۱۲/۹۷ درصد عملکرد بحرانی به‌دست آمد که براساس پژوهش گودوین (۲۰۱۲) چنین خسارتی برای محصولات دیم مورد انتظار است به طوری که او نیز در بررسی خود خسارت مورد انتظار را ۱۱/۱۷ درصد محصول به‌دست آورد؛ در حالی که این خسارت در پژوهش افقی و همکاران (۱۳۹۰) حدود ۷ درصد به‌دست آمده است که یکی از دلایل پایین بودن خسارت را می‌توان در گزینش روش بررسی یعنی به‌کارگیری توابع مفصل ساده به جای مفصل تاکی شکل در نظر گرفت. نتایج مربوط به طراحی تابع غرامت نیز نشان داد متغیر رطوبت نسبی بیشترین همبستگی را با عملکرد گندم دیم میانه دارد که مقادیر آستانه و حد آن به ترتیب ۵۱/۸۳ و ۲۳/۰۷ درصد می‌باشد. با توجه به مطالب یاد شده پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. از آنجایی که متغیرهای آب‌وهوایی استفاده شده در این پژوهش رفتار نوسانی داشتند، بدیهی است شرایط آب‌وهوایی در یک منطقه به مرور زمان دچار تغییرپذیری‌های اساسی شود و از یک منطقه به منطقه دیگر تغییر می‌کند؛ بنابراین برای کاهش ریسک پایه توصیه می‌شود این پژوهش‌ها هر چند سال یکبار برای یک منطقه تکرار شود و مناطق همگن از نظر شرایط آب‌وهوایی در این طرح بیمه گنجانده شوند.

۲. در این پژوهش متغیر رطوبت نسبی در مرحله رشد بیشترین همبستگی را با متغیر عملکرد داشت در حالی که احتمال وقوع خسارت در مراحل کاشت و برداشت نیز وجود دارد و بسته به مرحله فنولوژیک تاثیر شاخص‌های آب‌وهوایی متفاوت خواهد بود، لذا توصیه می‌شود برای هر مرحله رشد، نظام حق بیمه و پرداخت غرامت به صورت مجزا طراحی شود.
۳. توصیه می‌شود برای افزایش کارایی این طرح بیمه‌ای روش‌های موفق‌گزينش شده توسط ديگر کشورها به‌ویژه کشورهای در حال توسعه برای طراحی تابع غرامت و چگونگی پرداخت خسارت مورد بررسی قرار گیرد و این تجربه‌ها را در نمونه کوچک در کشور اجرا کنند و در صورت موفق بودن این روش‌ها آن را به کل کشور تعمیم دهند.
۴. برای اینکه این طرح بیمه‌ای موفقیت‌آمیز باشد لازم است خسارت انتظاری با دقت بیشتری ارزیابی شود؛ لذا در شبیه‌سازی تابع توزیع توام، باید در حد امکان، همه شاخص‌های آب‌وهوایی موثر بر عملکرد محصول دیم را شناسایی و وارد کرد، تا خسارت ارزیابی شده به واقعیت نزدیک باشد و کشاورز رغبت کافی برای شرکت در این طرح بیمه‌ای از خود نشان دهد.

منابع

- اردستانی ح، (۱۳۹۱). امکان سنجی استفاده از شاخص آب هوا در مدیریت بیمه گندم دیم. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده کشاورزی.
- افقی ر، کیانی راد ع و عزیزنصیری س، (۱۳۹۰). بیمه کشاورزی بر پایه شاخص‌های آب و هوایی ابزاری کارآمد در مدیریت ریسک کشاورزی در ایران. بیمه کشاورزی، ۸(۲۹ و ۳۰): ۲۵ - ۵۱.
- جهاد کشاورزی، (۱۳۹۳). مرکز آمار و اطلاعات، بانک هزینه تولید محصولات زراعی.
- سلامی ح، قهرمانزاده م، حسینی ص و یزدانی س، (۱۳۸۷). بیمه درآمدی راه‌کاری برای کاهش ریسک تولید و نوسانات قیمت در صنعت طیور کشور. اقتصاد کشاورزی، ۳(۴): ۱-۳۰.
- صندوق بیمه کشاورزی، (۱۳۹۲). گزارش عملکرد صندوق بیمه محصولات کشاورزی طی سال‌های اخیر. گروه خدمات مدیریت و برنامه ریزی.
- قهرمانزاده م، دشتی ق، افراسیابی س، حسین‌زاد ج و حیاتی ب ا، (۱۳۹۳). زمینه‌یابی ایجاد بیمه شاخص آب و هوایی پیشنهادی در محصول گندم دیم شهرستان اهر. تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، ۴۵(۲): ۳۸۳-۳۹۳.
- Aas K, Czado C, Frigessi A and Bakken H, (2009). Pair-copula constructions of multiple dependence. *Insurance: Mathematics and Economics*, 44: 182-198.
- Anderson JR, (2003). Impacts of climate variability in Australian agriculture. *Review of Marketing and Agricultural Economics*. 49 (31).

- Aziznasiri S, 2011. Weather-Based crop insurance as a viable instrument for agricultural risk management in Iran. Master of Science thesis, *Allameh Tabatabai University, E.C.O. College of Insurance*.
- Bedford T and Cooke RM, (2001). Probability density decomposition for conditionally dependent random variables modeled by Vines. *Annals of Mathematics and Artificial Intelligence*, 32:245–268.
- Bedford T and Cooke RM, (2002). Vines: A new graphical model for dependent random variables. *Annals of Statistics* 30: 1031–1068.
- Bokusheva R, (2010). Measuring the dependence structure between yield and weather variables. ETH Zurich, Institute for Environmental Decisions.
- Brechmann EC, Czado C and Aas K, (2010). Truncated regular Vines and their applications. *Canadian Journal of Statistics*, 40(1): 68–85.
- Brechmann EC and Czado C, (2011). Risk management with high-dimensional Vine copulas: *An analysis of the Euro Stoxx 50*. Submitted for publication.
- Brechmann EC and Schepsmeier U, (2012). Modeling dependence with C- and D-Vine copulas: The R-package CDVine. *To appear in the Journal of Statistical Software*.
- Chen S, Wilson WW, Larsen R and Dahl B, (2013). Investing in agriculture as an asset class. *Department of Agribusiness and Applied Economics Agricultural Experiment Station North Dakota State University*.
- Czado C, Brechmann EC and Gruber L, (2014). *Selection of Vine copulas. technische Universitat Munchen*.
- Dißmann J, Brechmann EC, Czado C and Kurowicka D, (2013). Selecting and estimating regular Vine copula and application to financial returns. *Computational Statistics & Data Analysis*. 59: 52–69.
- Goodwin B.K., (2012). Copula-based models of systemic risk in US. agriculture: implications for crop insurance and reinsurance contracts. *The NBER conference on Insurance Markets and Catastrophe Risk in Boston*.
- Joe H, (1997). Multivariate models and dependence concepts. *Chapman and Hall, London*
- Kurowicka D and Cooke RM, (2006). Uncertainty analysis with high dimensional dependence modelling. *John Wiley & Sons Ltd*.
- Scholzel C and Friederichs P, (2008). Multivariate non-normally distributed random variables in climate research introduction to the copula approach. *Nonlinear Processes in Geophysics*. 15: 761–772.
- Schulte GM and Berg E, (2011). Modeling farm production risk with copula instead of correlations. *Institute of Food and Resource Economics, University of Bonn, Germany*.
- Turvey C and Belltawn BC, (2009). Weather risk and the viability of weather insurance in western China. *Conference of the American Agricultural Economics Association, Milwaukee, Wisconsin*.

- Varangis P, Skees J and Barnett B, (2002). Financial risk management with weather hedges in weather indexes for developing countries. *World Bank, chapter. 16: 280-292.*
- Zhu Y, Ghosh S and Goodwin B, (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.*