

## کاربرد تابع‌های مفصل در تعیین حق بیمه مبتنی بر شاخص تنش گرمایی گاوهای شیری (بررسی: شهرستان دماوند)

افسانه نیکوکار<sup>۱\*</sup> و ساسان ترابی<sup>۲</sup>

۱. استادیار بخش کشاورزی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، پردیس بین الملل دانشگاه فردوسی مشهد

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۳/۱۶ - تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۹/۲۱)

### چکیده

طراحی و اجرای بیمه آب و هوایی شاخص دما-رطوبت یک ابزار مناسب مدیریت خطرپذیری است که می‌تواند آسیب و زیان دامداران را در برابر تنش گرمایی کاهش داده و به تثبیت درآمد آن‌ها منجر شود. با توجه به این مهم در این پژوهش، این نظام بیمه‌ای برای فعالیت پرورش گاو شیری در شهرستان دماوند طراحی شده است. داده‌های مورد نیاز به صورت ماهانه و از مدیریت جهاد کشاورزی و ایستگاه هواشناسی شهرستان دماوند برای دوره ۹۵-۱۳۹۱ گردآوری شد. به دلیل انعطاف‌پذیری رهیافت مفصل و دقت بالا در اندازه‌گیری ساختار وابستگی، از این روش برای تبیین تابع توزیع همزمان و اندازه‌گیری آسیب مورد انتظار استفاده شد. نتایج نشان داد، بین عملکرد گاو شیری (شیر) و شاخص دما-رطوبت همبستگی منفی قوی وجود دارد که توسط مفصل کلایتون چرخشی منفی بهتر از دیگر مفصل‌های تبیین می‌شود. حق بیمه شاخص هوایی برای گاو شیری ۶۱۰/۶۵ هزار ریال در سطح پوشش ۱۰۰ درصد محاسبه شد. همچنین آسیب مورد انتظار ناشی از تنش گرمایی در سطح پوشش ۱۰۰ درصد برابر ۴۲ کیلوگرم در ماه برای هر رأس گاو شیری به دست آمد که با توجه به شمار کل گاوهای شیری در شهرستان (۲۲۰۷ رأس) آسیب و زیان کل ناشی از تنش گرمایی برابر با ۹۲۶۹۴ کیلوگرم در ماه و رقمی بالغ بر ۱/۲ میلیارد ریال در ماه محاسبه شد. با توجه به بزرگ بودن آسیب و زیان ناشی از تنش گرمایی و اهمیت شیر در سلامت جامعه، توصیه می‌شود مسئولان و سیاست‌گذاران به طراحی این نظام بیمه‌ای در کل کشور توجه خاص و ویژه کنند.

واژه‌های کلیدی: بیمه شاخص آب و هوایی، دماوند، شاخص رطوبتی-دما، گاو شیری.

## The application of copulas approach in determining heat stress based index insurance premium for dairy cows in Damavand County

Afsaneh Nikoukar<sup>1\*</sup> and Sasan Torabi<sup>2</sup>

1. Assistant Professor, Department of Agriculture, Payame Noor University, Tehran, Iran

2. Ph.D. Student of Agricultural Economics, International Campus of Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

(Received: Jun. 6, 2017 - Accepted: Dec. 12, 2017)

### ABSTRACT

Designing and implementing temperature-humidity index insurance is a proper risk management tool that can lower animal breeder loss against heat stress and can lead to their income stability. Given this important issue in the present study, this insurance system has been designed for dairy cattle production in Damavand County. The required data were collected monthly from Damavand County's agricultural and meteorological organizations in a time span ranging between 2012 and 2016. Given the flexibility of copula approach and its high accuracy in measuring dependency structure, this method was employed to account for joint distribution function and to measure expected loss. The results indicated that a strong dependency exists between dairy cow yield and temperature-humidity index, and this dependency can be better explicated through negative rotating Clayton index than any other copulas. The premium amount for each dairy cow has been calculated as 610650 Rials at 100 percent coverage level. Additionally, the expected loss resulted from heat stress at the 100 percent coverage level has been calculated as 42 kilograms within a month for each dairy cow. Considering the total number of dairy cows in the town, i.e. 2207 cows, the total loss resulted from heat stress has been calculated as 92694 kilograms and over 1.2 billion Rials within a month. With regard to the great loss resulted from heat stress and the importance of milk in the health of societies, it is recommended that the officials and policy-makers devote a particular attention to designing this insurance system throughout country.

**Keywords:** Dairy cows, Damavand, Temperature-humidity index, weather-based index insurance.

\* Corresponding author E-mail: anikoukar57@gmail.com

### مقدمه

دامپروری یکی از زیر بخش‌های مهم کشاورزی و تولیدکننده اساسی‌ترین مواد غذایی پروتئینی یعنی شیر و گوشت است. با توجه به افزایش نیاز جمعیت به محصولات پروتئینی و لبنی، برنامه‌ریزان این عرصه برنامه‌هایی برای افزایش تولید گوشت و شیر اتخاذ می‌کنند (Torabi & Ghorbani, 2015). بخش‌هایی از این برنامه‌ها به مدیریت خطرپذیری فعالیت‌های دامپروری اختصاص دارد. همانند دیگر فعالیت‌های کشاورزی، این رشته نیز به شدت تحت تأثیر شرایط آب و هوایی قرار دارد و عامل‌هایی مانند دما و رطوبت، تولید فرآورده‌های دامی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از میزان تولید شیر گاوهای شیری می‌کاهد (Akyuz *et al.*, 2004; Chen *et al.*, 2010).

ارتباط میان دما و رطوبت برای حفظ آرامش دام و افزایش تولیدات حیوان اهمیت دارد. کاهش دما همزمان با افزایش رطوبت ممکن است شرایط بسیار خطرناکی در دام ایجاد کند. هنگامی که دمای محیط پایین است، گاو گرمای بیشتری به محیط منتشر می‌کند. در این هنگام حیوان تولید گرما را افزایش می‌دهد و غذای بیشتری مصرف می‌کند تا کاهش انرژی بدن را جبران کند. در شرایط رطوبتی هنگامی که حیوان بیش از حد گرم شود، ممکن است دچار عفونت‌های تنفسی و پستانی شود. از سوی دیگر دما بالا و رطوبت نسبی پایین نیز ممکن است غشاهای مخاطی (موکوسی) را آبدایی (دهیدراته) کند و سبب افزایش آسیب‌پذیری بافت‌ها نسبت به باکتری‌ها و ویروس‌ها شود. افزایش تولید شیر سبب افزایش تولید گرمای داخلی در حیوان می‌شود که گرمای اضافی تولیدشده باید به‌گونه‌ای از بدن دفع شود. این امر هنگامی که دما و رطوبت نسبی هوا بالاست دشوار می‌شود و در نتیجه دمای بدن حیوان افزایش می‌یابد و تنش گرمایی در دام رخ می‌دهد (Dikmen & Naser & El-Tarabany, 2017; Hansen, 2009; Thom, 1959; West *et al.*, 2003; Hansen, 2007; Kazdere *et al.*, 2002). به‌طوری‌که افزایش دما از ۳۴ به ۴۰ درجه سلسیوس و رطوبت از ۵۰ به ۸۰ درصد، سبب کاهش بیش از ۲۵ درصد تولید شیر در گاوها می‌شود و خطرهایی مانند

ورشکستگی واحدهای تولیدی را در پی دارد (Berman, 2006; Fox *et al.*, 1998; Ravagnolo *et al.*, 2000).

تنش گرمایی به‌صورت مجموعه عامل‌های بیرونی (دما، رطوبت، تابش خورشید و سرعت باد) که سبب تغییر دمای بدن نسبت به دمای ثابت بدن می‌شود، تعریف می‌شود (Dikmen & Hansen, 2009; West, 2003). تنش گرمایی تأثیر زیان‌آوری بر تولید، تولیدمثل و سلامتی گاوهای شیری دارد (Kazdere *et al.*, 2007; Hansen, 2002). در طی تنش گرمایی، مصرف خوراک ۸ تا ۱۲ درصد یا بیشتر کاهش می‌یابد. این کاهش مصرف خوراک موجب کاهش تولید اسید چرب فرار در شکمبه شده و در نتیجه تولید شیر کاهش می‌یابد (Taghavi *et al.*, 2013). به‌طوری‌که یکی از بزرگ‌ترین چالش‌هایی که گاوداران با آن روبه‌رو هستند، تنش گرمایی و تأثیر آن بر تولید شیر گاو است. آب‌وهوای گرم، دمای بالا، رطوبت، سرعت باد و تابش مستقیم و غیرمستقیم خورشید، عامل‌های محیطی هستند که به گاو تنش گرمایی وارد می‌کنند (Akyuz *et al.*, 2010; Dikmen & Hansen, 2009).

یکی از ابزارهای کارآمد برای جلوگیری از خطرهای ورشکستگی واحدهای تولیدی گاو شیری، بیمه دام است. بیمه در فعالیت‌های دامی همانند دیگر فعالیت‌های کشاورزی اهمیت ویژه‌ای دارد. اگرچه پیشینه بیمه دام به اوایل سده هجدهم میلادی می‌رسد اما در مقایسه با خطرپذیری در فعالیت‌های زراعی و باغی، به خطرپذیری در فعالیت‌های دامی توجه کمتری شده است (Dourandish & Nikoukar, 2008; Akyuz *et al.*, 2010; Chen *et al.*, 2004). این وجود، یکی از مباحث جدیدی که در چند سال اخیر مورد توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرار گرفته است و از گزینه‌های مطلوب مدیریت خطر برای دامداران به شمار می‌رود، بیمه دام مبتنی بر شاخص آب و هوایی<sup>۱</sup> است که یک رویکرد کم‌هزینه برای عرضه بیمه به شمار می‌رود و مشکلات سنتی مربوط به بیمه چندخطره را کاهش می‌دهد. محصولات بیمه‌ای

نتایج بررسی‌های خود نشان دادند، دما و رطوبت بالا در فصول گرم سال تأثیر منفی بر عملکرد واحدهای دامی از جمله کاهش تولید شیر و کاهش عملکرد تولیدمثلی دارد. Bickert (2016) در بررسی به ارزیابی تأثیر تنش گرمایی و تنش سرمایی بر عملکرد گاوهای شیری پرداخته است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد، تنش گرمایی و همچنین تنش سرمایی موجب کاهش تولید، کاهش رفاه و به خطر افتادن سلامت دام می‌شود. Bravo-Ureta & Cabrera (2015) در ویسکانسین محققان در نتایج بررسی‌های خود نشان دادند، یک درجه افزایش دما منجر به کاهش ۴/۵۲ درصد تولید شیر در تابستان و ۳/۰۴ درصد کاهش تولید شیر در پاییز شده است. همچنین یک درجه افزایش دما منجر به کاهش ۰/۸ درصد تولید شیر در بهار و ۱/۸ درصد کاهش تولید شیر در زمستان شده است. Jensen *et al.* (2014) در نتایج بررسی‌های خود بیان کردند، خشکسالی در کنیا عامل اصلی مرگومیر دام بوده است. طرح بیمه دام کنیا در حقیقت یک طرح بیمه دام مبتنی بر شاخص<sup>۴</sup> بود که بیمه شاخص نرخ مرگومیر دام<sup>۵</sup> نام داشت. شاخص IBLI میزان مرگومیر دام را با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی و به‌کارگیری داده‌های سال‌های گذشته در مورد مرگومیر دام محاسبه می‌کند و در این پژوهش بر پایه خشکسالی و شاخص پوشش گیاهی<sup>۶</sup> در نظر گرفته شد که همبستگی زیادی با میزان مرگومیر دام‌ها داشت. Doran & Stainforth (2014) در نتایج بررسی‌های خود در هند بیان کردند، بیمه شاخص آب‌وهوا جایگزینی برای بیمه سنتی به شمار می‌رود و این بیمه در کشورهای در حال توسعه به‌عنوان کمکی برای کشاورزان کم‌درآمد به شمار می‌رود. Zwaagstra *et al.* (2010) نیز در نتایج بررسی‌های خود نشان دادند، درآمد خانوارها در شمال کنیا وابستگی زیادی با فعالیت‌های دامپروری دارد و خشکسالی مهم‌ترین عامل آب و هوایی در کاهش عملکرد محصولات دامی و متضرر شدن بیشتر

مبتنی بر شاخص آب و هوایی، شکلی از بیمه هستند که در آن‌ها پرداخت گرامت بر پایه معیارهای عملکرد صورت نمی‌گیرد؛ بلکه مبتنی بر برخی رویدادهای آب و هوایی قابل مشاهده همانند دما، رطوبت و دیگر عامل‌های جوی است که توسط سازمان هواشناسی اندازه‌گیری می‌شوند. در این نوع قراردادهای بیمه‌ای، گرامت در صورتی پرداخت می‌شود که شاخص‌های مورد نظر به یک حد آستانه‌ای از پیش تعیین‌شده برسند (Jie *et al.*, 2013; Bokusheva, 2010).

در سال‌های اخیر به علت اصلاح نژاد ژنتیکی صورت گرفته در جهت افزایش تولید شیر و در نتیجه افزایش تولید گرمای سوخت‌وسازی (متابولیسم) و همچنین به علت تغییر اقلیمی و گرم شدن تدریجی کره زمین، احتمال رخداد تنش گرمایی در گاوهای شیری افزایش یافته است (Hensen, 2007). یکی از مباحث مهم در پرورش دام استفاده از داده‌های آب و هوایی و اقلیمی برای مدیریت گله است. شاخص‌های متفاوتی برای برآورد میزان تنش گرمایی در گاوهای شیری ارائه شده است که از رایج‌ترین و کارآمدترین آن‌ها می‌توان به شاخص رطوبتی-دمایی<sup>۱</sup> اشاره کرد که برای برآورد تنش گرمایی از دمای خشک<sup>۲</sup> و دمای تر<sup>۳</sup> استفاده می‌کند (Akyuz *et al.*, 2010; Dikmen & Hansen, 2009; Thom, 1959). شاخص رطوبتی-دمایی (THI) شامل تأثیر همزمان رطوبت نسبی و دمای محیط است و به‌عنوان عاملی برای تعیین میزان تنش گرمایی در گاو شیری به کار می‌رود (Ahangaran, 2013; Gaughan *et al.*, 2008; Ingraham *et al.*, 1979). با پیش‌بینی احتمال رخداد تنش گرمایی به‌وسیله شاخص THI در شرایط مختلف می‌توان تأثیر نامطلوب تنش گرمایی را به کمینه رساند (Akyuz *et al.*, 2010; Dikmen & Hansen, 2009).

بررسی‌های مختلفی در زمینه بیمه دام و ارتباط بین عامل‌های آب و هوایی و میزان تولید شیر گاوهای شیری صورت گرفته است. Rensis *et al.* (2017) در

4. Index-Based Livestock Insurance (IBLI)  
5. Livestock Mortality Rate Index Insurance  
6. Normalized difference vegetation index (NDVI)

1. Temperature-humidity index (THI)  
2. Dry bulb temperature; Tdb  
3. Wet bulb temperature; Twb

بالتر از میزان آستانه احتمال رخداد تنش گرمایی بوده است. Roshan & Lekzashkor (2015) در نتایج بررسی خود نشان دادند، شاخص THI برای تعیین دوره‌های بحرانی آب و هوایی و پیش‌بینی احتمال رخداد تنش گرمایی در گاو شیری مؤثر است و می‌تواند راهنمای مناسب گاوداران برای انجام به‌هنگام اقدام‌های پیش‌گیرانه باشد. Taghavi *et al.* (2014) به بررسی تعیین دوره‌های بحرانی آب و هوایی در مدیریت گاوهای شیری شمال شرق ایران با استفاده از شاخص رطوبتی دمایی پرداختند. نتایج نشان داد، از نظر آماری، تغییر THI روند ثابتی در طول سال داشته است. بالاترین میزان THI در ماه جولای (۱۱ تیر تا ۱۰ مرداد) به دست آمد که میزان‌های THI در بسیاری ساعت‌ها بالاتر از میزان آستانه احتمال رخداد تنش گرمایی بود. Rahbar (2014) در نتایج بررسی خود نشان داد، افزایش دمای محیط موجب افزایش دمای بدن دام و پس از آن بروز آسیب جدی به ساختار فیزیولوژی، سوخت‌وساز (متابولیسم) و سلامتی دام می‌شود. در شرایط آب و هوایی گرم، میزان ماده خشک مصرفی، میزان تولید شیر و درصد آبستنی گاو کاهش و احتمال ابتلا به انواع بیماری‌های سوخت‌وسازی افزایش می‌یابد. Ahangaran (2013) در نتایج بررسی تأثیر شاخص رطوبتی-دمایی بر عملکرد گاوهای شیری در استان اصفهان نشان داد، بین میزان تولید شیر و THI رابطه منفی وجود دارد به طوری که در فصل زمستان با میانگین شاخص THI برابر ۴۹/۱ میانگین تولید شیر ۳۸/۵ کیلوگرم بود در حالی که در تابستان با آغاز تنش گرمایی، تولید شیر به ۳۶/۱ کیلوگرم رسیده است. از دیگر بررسی‌های انجام‌شده در حوزه تأثیر مؤلفه‌های آب و هوایی بر عملکرد واحدهای دامی، می‌توان به USAID (2011) و OCHA (2011) اشاره کرد که به ارتباط معکوس و معنی‌دار خشکسالی بر عملکرد واحدهای دامی پی بردند. از دیگر بررسی‌های انجام‌شده در این زمینه می‌توان به Moeini *et al.* (2011)، Hayati *et al.* (2009) و Hayati *et al.* (2010) اشاره کرد.

میزان تولید کل شیر کشور در سال ۱۳۹۴ برابر با ۹۱۴۰ هزار تن بوده است که سهم تولید شیر از کل

خانوارهای منطقه بوده است. Akyuz *et al.* (2010) بیان کردند، به علت افزایش THI از اواسط ماه می تا سپتامبر، کاهش تولید شیر، تغییر ترکیب‌های شیر، افزایش شمار یاخته‌های بدنی (سوماتیک) شیر و فراوانی ورم پستان در گاوهای شیری پرهیزناپذیر است. Bohmanova *et al.* (2007) در نتایج بررسی‌های خود نشان دادند، استفاده از شاخص THI برای برآورد میزان تولید شیر گاوهای جنوب شرق ایالات متحده آمریکا سودمند است. Deng *et al.* (2007) در نتایج بررسی‌های خود از شاخص رطوبتی-دمایی (THI) برای تجزیه و تحلیل تأثیر دما و رطوبت بر تولید شیر استفاده کردند. نتایج نشان از وجود همبستگی بین شاخص‌های آب و هوایی و عملکرد تولید دام (شیر) دارد. Mahul & Skees (2007) در مغولستان نشان دادند، رویکرد سنتی بیمه دام (مبتنی بر زیان‌های انفرادی دام) در مغولستان در نتایج بررسی‌های خود چندان کارا نبوده است و چنین رویکردی منجر به چالش‌های مانند مخاطره‌های اخلاقی و یا هزینه بالای اثبات زیان دام‌های انفرادی می‌شد. به همین منظور طرح بیمه دام مبتنی بر شاخص<sup>۱</sup> را پیشنهاد کردند که بیمه شاخص نرخ مرگ‌ومیر دام<sup>۲</sup> نام داشت.

در ایران نیز Dashti *et al.* (2016) در نتایج بررسی تأثیر شاخص رطوبتی-دمایی در دو فصل تابستان و زمستان بر عملکرد برخی از ویژگی‌های تولیدمثلی گاوهای شیری پرتولید در منطقه مرکزی ایران نشان دادند، تنش گرمایی تابستان عملکرد تولیدمثلی گاوهای شیرده را به طور معنی‌داری تحت تأثیر قرار می‌دهد. Lekzashkor (2015) بررسی خود را با هدف تعیین و شناسایی روند THI در سه شهرستان خراسان رضوی شامل مشهد، سبزوار و تربت‌حیدریه برای دوره آماری ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ میلادی انجام داد. نتایج این بررسی نشان داد، از نظر آماری بالاترین میانگین ماهانه THI برای غالب ایستگاه‌های آزمایشی مربوط به ماه‌های جون، جولای و آگوست بوده که مقادیر THI در بسیاری از موارد

1. Index-Based Livestock Insurance (IBLI)  
2. Livestock Mortality Rate Index Insurance

به دلیل ظرفیت بالای طرح بیمه بر پایه شاخص‌های آب و هوایی این برنامه به صورت گسترده‌ای توسط دولت‌ها و سازمان‌های بین‌المللی مورد توجه و حمایت قرار گرفته است. از آنجاکه میزان غرامت پرداختی بر پایه داده‌های مستخرج در ایستگاه‌های هواشناسی در منطقه است و داده‌های نسبی آن در دسترس است، در این نوع بیمه، چالش‌هایی مانند مخاطره‌های اخلاقی و انتخاب نامناسب وجود ندارد (Deng et al., 2007). با توجه به اینکه بخشی از عامل‌های آسیب‌زا در فعالیت‌های دامی ناشی از رخدادهای آب و هوایی هستند و همچنین با توجه به تنگناها و دشواری‌های طرح‌های سنتی بیمه محصولات کشاورزی، همچون بالا بودن هزینه‌های اجرایی و چالش‌های انتخاب نامناسب و مخاطره‌های اخلاقی، ارائه الگوی بیمه مناسب، از مهم‌ترین مسائل در زمینه مدیریت خطرپذیری و بیمه محصولات دامی به شمار می‌رود. لذا این پژوهش به طراحی الگوی بیمه شاخص آب و هوایی برای گاوهای شیری در شهرستان دماوند می‌پردازد.

### مواد و روش‌ها

در مدیریت خطرپذیری و محاسبه آسیب مورد انتظار، آگاهی درباره ساختار وابستگی بین عامل آسیب و عملکرد محصول اهمیت خاصی دارد؛ ساختار وابستگی اگر با دقت تبیین شود، متغیرهای همانندسازی شده بیشتر بر متغیرهای واقعی منطبق خواهند بود و به این ترتیب می‌توان با دقت بیشتری آسیب مورد انتظار را محاسبه و حق بیمه را مشخص کرد. در سال‌های اخیر، مدل‌های مفصل در تبیین ساختار وابستگی و مدل‌سازی تابع توزیع همزمان کاربرد گسترده‌ای یافته‌اند. تابع‌های مفصل که نخستین بار توسط Sklar (1959) معرفی شدند، یک فرم ریاضی هستند که دو تابع چگالی حاشیه‌ای را به یکدیگر وصل می‌کنند. از آنجاکه تابع‌های چگالی از جنس فراوانی نسبی هستند و تنها می‌توانند مقادیر در بازه [0,1] را اتخاذ کنند، بنابراین یک تابع مفصل باید دامنه و بردی در این بازه اختیار کند. با توجه به Nelson (2006) یک تابع مفصل دوبعدی،  $C(u_1, u_2)$

تولید فراورده‌های پروتئینی کشور ۶۹/۹ درصد و بالاترین سهم را داشته است. همچنین تولید شیر گاوهای اصیل، دورگ و بومی در سال ۱۳۹۴ به ترتیب به میزان ۳۴۸۶، ۴۲۰۱ و ۷۵۳ هزار تن بوده است. شمار گاو و گوساله اصیل و بومی در کشور به ترتیب ۱۰۳۲/۲ و ۲۸۴۲/۱۵ هزار رأس و کل گاو و گوساله‌های کشور حدود ۸۱۸۹/۴ هزار رأس بوده است (Agriculture Statistics, 2015). در سال ۱۳۹۴ شمار بیمه‌گذاران زیر بخش دام کشور ۱۳۹۳۵۶ نفر و حدود ۹/۵ درصد کل شمار بیمه‌گذاران بخش کشاورزی بوده‌اند. کل حق بیمه دریافتی در این بخش برابر با ۸۵۹۰۳۴ میلیون ریال و میزان غرامت پرداختی صندوق بیمه معادل ۸۷۴۰۲۶ میلیون ریال بوده است (Agriculture Statistics, 2015).

استان تهران در سال ۱۳۹۴ با ۹۶۶ هزار تن تولید شیر و ۱۰/۵ درصد سهم از تولید کل کشور رتبه سوم را در بین استان‌های کشور به خود اختصاص داده است. شمار گاو و گوساله اصیل و بومی استان تهران به ترتیب حدود ۱۷۵/۷۶ و ۹/۸ هزار رأس بوده است. شمار افراد بیمه‌گذار زیر بخش دام در استان تهران در سال ۱۳۹۴ برابر با ۵۳۸ نفر و میزان بیمه در این زیر بخش ۷۰۴۴۶۶ واحد دامی بوده است. شمار موارد آسیب‌دیده در زیر بخش دام ۵۳۸ فقره که حق بیمه سهم کشاورز، کل حق بیمه دریافتی و میزان غرامت پرداختی به ترتیب معادل ۷۰۳۷۵، ۱۱۱۰۷۵ و ۱۰۵۳۰۳ میلیون ریال بوده است (Agriculture Statistics, 2015).

شمار دام‌های سبک و سنگین شهرستان دماوند در سال ۱۳۹۳ به ترتیب حدود ۴۹۰۰۰ و ۴۲۰۰ رأس بوده است. میزان کل تولید محصولات دامی در دماوند بالغ بر ۴۲/۸ هزار تن و معادل ۳/۶ درصد تولیدات استان تهران بوده است. همچنین میزان تولید کل شیر شهرستان دماوند در سال ۱۳۹۳ برابر با ۲۵۶۵۶ تن بوده است. خطرهای تحت پوشش بیمه، تلف شدن دام در اثر خشکسالی، سیل، نگرگ، سرما و یخ‌زدگی، صاعقه، زلزله، آتش‌سوزی، رویدادهای حمل‌ونقل و تصادف‌های جاده‌ای و انواع بیماری‌های دامی بوده است (Keshavarzi Bank, 2015).

تئوری اسکالر به دست می‌آیند (Brechmann & Schepsmeier, 2012). درحالی‌که تابع‌های مفصل غیرضمنی، فرم بسته و مشخصی ندارند. این تابع‌های بر پایه اینکه منشأ تولید آن‌ها تابع مولد<sup>۲</sup> یا تابع وابستگی<sup>۳</sup> باشد به دو دسته ارشمیدسی<sup>۴</sup> و میزان کرانه‌ای<sup>۵</sup> تقسیم می‌شوند.

تابع‌های مفصل کلایتون، گامبل، فرانک و جو<sup>۶</sup> از انواع تابع‌های مفصل ارشمیدسی به شمار می‌روند که به وسیله تابع مولد  $\varphi$  اکیداً نزولی و پیوسته از  $I$  تا  $[0, \infty]$  به طوری که  $\varphi(1) = 0$ ، تولید می‌شوند. با در نظر گرفتن وارون تابع  $\varphi$  به صورت  $\varphi^{[-1]}$  با دامنه  $[0, \infty]$  و برد  $\varphi^{[-1]} = [0, 1]$ ، مفصل‌های ارشمیدسی با دو متغیر  $u$  و  $v$  در فاصله  $[0, 1]$ ، از وارون مجموع تابع مولد به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$C(u, v) = \varphi^{-1}(\varphi(u) + \varphi(v)) \quad (5)$$

در رابطه بالا  $u$  و  $v$  در واقع تابع‌های توزیع حاشیه‌ای یکنواخت در فاصله  $[0, 1]$  هستند (Fischer, 2002).

تابع‌های مفصل میزان کرانه‌ای (EV) از روش تابع وابستگی  $A$  ایجاد می‌شوند. تابع وابستگی با دامنه و برد  $A: [0, 1] \rightarrow [1/2, 1]$  یک تابع محدب به صورت  $\max(t, 1-t) < A(t) < 1$  برای همه  $t \in [0, 1]$  است<sup>۷</sup> که تابع  $A(t)$  تابع وابستگی نامیده می‌شود (Galambos, 1987).

از جمله تابع‌های مفصل میزان کرانه‌ای (یا EV) می‌توان به مفصل گامبل، گلامبوس، هوسلر و ریس و تاون<sup>۸</sup> اشاره کرد که تابع‌های وابستگی جداگانه‌ای دارند. یک مفصل EV تلقی می‌شود اگر برای همه  $t > 0$  و  $(u, v) \in I^2 = [0, 1]^2$ ، رابطه زیر برقرار باشد (Joe, 1997):

$$C(u^t, v^t) = (C(u, v))^t \quad (6)$$

یک تابع توزیع دومتغیره در فضای بسته  $[0, 1]^2$  با توزیع‌های حاشیه‌ای یکنواخت  $U(0, 1)$  است. اگر توزیع‌های حاشیه‌ای پیوسته باشند، به وسیله تابع توزیع همزمان  $F$  می‌توان تابع مفصل را به صورت رابطه زیر به دست آورد:

$$C(u_1, u_2) = F(F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2)) \quad (1)$$

به طور همسان با داشتن یک تابع مفصل دوبعدی و توزیع‌های حاشیه‌ای یکنواخت  $F_1(u_1)$  و  $F_2(u_2)$  می‌توان تابع توزیع همزمان را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$F(u_1, u_2) = C(F_1(u_1), F_2(u_2)) \quad (2)$$

مشتق مرتبه دوم رابطه (۱) و (۲) به ترتیب نشان‌دهنده تابع چگالی مفصل و تابع چگالی همزمان بوده که به صورت رابطه‌های (۳) و (۴) نشان داده می‌شوند.

$$c(F_1(u_1), F_2(u_2)) = \frac{\partial^2 C(F_1(u_1), F_2(u_2))}{\partial F_1(u_1) \partial F_2(u_2)} \quad (3)$$

$$= \frac{f(F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2))}{\prod_{i=1}^2 f_i(F_i^{-1}(u_i))}$$

$$f(F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2)) = \quad (4)$$

$$c(F_1(u_1), F_2(u_2)) \prod_{i=1}^2 f_i(F_i^{-1}(u_i))$$

در رابطه‌های (۳) و (۴)،  $f_i$  بیان‌کننده تابع چگالی حاشیه‌ای و  $f$  تابع چگالی همزمان و  $c$  تابع چگالی تابع مفصل است. تابع چگالی همزمان که ساختار وابستگی آن به وسیله تابع مفصل تعریف شده است، از روش طرفین وسطین کردن رابطه (۳) به صورت رابطه (۴) به دست می‌آید.

در یک تقسیم‌بندی کلی تابع‌های مفصل به دودسته تابع‌های مفصل ضمنی<sup>۱</sup> و تابع‌های مفصل غیر ضمنی تقسیم می‌شوند. تابع‌های مفصل ضمنی (مانند توزیع گوسی (نرمال) و توزیع  $t$  استیودنت)، فرم بسته و مشخصی دارند و تنها می‌توانند وابستگی دمی متقارن را اتخاذ کنند (Fischer, 2002). مفصل‌های ضمنی (بیضوی) به طور مستقیم با معکوس کردن

2. Generator

3. Dependence

4. Archimedean

5. Extreme Value

6. Clayton, Gumble, Frank, Joe

۷. در رابطه‌های بالا  $t$  تابع توزیع حاشیه‌ای است که در حالت دو متغیره توزیع‌های  $u$  و  $v$  جایگزین آن می‌شوند.

8. Galambos, Husler and Reiss, Tawn

1. Implicit

**مفصل t استیودنت**

همانند مفصل نرمال از توزیع t استیودنت چند متغیره به دست می‌آید، مفصل گوسی فرض می‌کند که در دم‌ها، توزیع وابستگی وجود ندارد. بنابراین اغلب سودمند خواهد بود که مفصل t بررسی شد که به صورت زیر است:

$$C(u, v) = t_{v,p}(t_v^{-1}(u), t_v^{-1}(v)) \quad (9)$$

$t_v$  نمایانگر تابع توزیع t استیودنت یک متغیره استاندارد،  $v$  درجه آزادی و  $P$  ماتریس همبستگی خطی است. در اینجا نیز فراسنجه‌های این مفصل دامن‌های به صورت  $\rho \in (-1, 1)$  و  $v > 2$  دارند.

**مفصل کلایتون**

نخستین بار از سوی Clayton (1978) ارائه شد، اما در اصل می‌توان گفت که از مجموعه کارهای Kimeldorf & Sampson (1975) به دست آمده است. Clayton با در نظر گرفتن تابع مولد به صورت  $\varphi_\theta(t) = (t^{-\theta} - 1) / \theta$  و وارون تابع مولد  $\varphi^{-1}(t) = (t + 1)^{-1/\theta}$  این مفصل را معرفی کرد که  $t$  نمادی برای توزیع حاشیه‌ای یکنواخت است. بنابراین مفصل کلایتون به صورت رابطه زیر تعریف شد:

$$C(u, v) = \quad (10)$$

$$(\max\{u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1; 0\})^{-1/\theta}$$

در این رابطه  $\theta$  نمایانگر ساختار وابستگی است که برآورد می‌شود و دامنه آن  $0 < \theta < \infty$  است. اگر  $\theta = 0$  باشد، دال بر نبود وابستگی و استقلال و اگر  $\theta = \infty$  باشد، وابستگی کامل را نشان می‌دهد.

**مفصل گامبل**

نخستین بار از سوی Gumbel (1960) ارائه شد و سپس به وسیله Hougaard (1986) گسترش یافت. این مفصل یک مفصل EV و ارشمیدسی است. با در نظر گرفتن تابع مولد  $\varphi_\theta(t) = (-\ln(t))^\theta$  و وارون تابع مولد  $\varphi^{-1}(t) = \exp(-t^{1/\theta})$  مفصل گامبل به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$C(u, v) = \exp(-((-\ln u)^\theta + (-\ln v)^\theta)^{1/\theta}) \quad (11)$$

مفصل EV یک مفصل «بیشینه-پایدار»<sup>۱</sup> است، یعنی اگر  $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$  به صورت جفت‌های تصادفی توزیع مستقل یکسان<sup>۲</sup> (i.i.d) از یک مفصل EV داشته باشند و رابطه‌های  $Mn = \max\{X_1, \dots, X_n\}$  و  $Nn = \max\{Y_1, \dots, Y_n\}$  برقرار باشد، یک مفصل مربوط به جفت تصادفی  $(Mn, Nn)$  وجود دارد. شکل تابع مفصل EV به صورت زیر است (Galambos, 1987):

$$C(u, v) = \exp\left\{\log(uv)A\left(\frac{\log(u)}{\log(uv)}\right)\right\} \quad (7)$$

در ادامه به تشریح مفصل‌های یادشده مربوط به سه خانواده بیضوی، ارشمیدسی و میزان کرانه‌ای پرداخته می‌شود.<sup>۴</sup>

**مفصل گوسی**

مفصل نرمال یا گوسی نوعی ساختار وابستگی را توصیف می‌کند که با توزیع نرمال چند متغیره ایجاد شده است. با توجه به قضیه اسکالر، مفصل نرمال برای تابع توزیع همزمان که توزیع نرمال استاندارد با ضریب همبستگی  $\rho$  دارد، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C(u, v) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v)) \quad (8)$$

که در آن  $P$  ماتریس همبستگی خطی و  $\Phi_\rho$  توزیع نرمال استاندارد چند متغیره است (Nelson, 2006). فراسنجه این مفصل به صورت  $\rho \in (-1, 1)$  است و یک ساختار وابستگی متقارن را نشان می‌دهد.

**1. Max-stable**

۲. در آمار و احتمالات، توزیع مستقل یکسان یعنی اگر همه متغیرها توزیع یکسان داشته باشند و نیز دو به دو مستقل باشند. توزیع مستقل یکسان به این معنا نیست که احتمال رخداد همه عنصرهای فضای نمونه‌ای با هم برابر است. به عنوان مثال پرتاب پی‌درپی یک تاس توزیع مستقل یکسان را به وجود می‌آورد.

**3. Identical Independent Distribution**

۴. از موارد کاربرد تابع‌های مفصل مشخص کردن تابع توزیع توام است. به عبارت دیگر برای برآورد تابع توزیع توام از تابع‌های مفصل استفاده می‌شود. از همه انواع تابع‌های مفصل بسته به نوع وابستگی میان دو متغیر استفاده می‌شود. به طور کلی نمی‌توان بیان کرد کدام مفصل از همه بهتر است. در واقع نوع رفتار یا ساختار وابستگی دو متغیر تعیین می‌کند که ما از چه مفصلی استفاده کنیم و در جریان برآورد الگو مشخص می‌شود چه مفصلی انتخاب شود.

**مفصل هوسلر و ریس**

مفصل Husler & Reiss (1989) فرم تابعی به صورت زیر دارد:

$$C(u, v) = \exp\left\{-\tilde{u} \Phi\left[\frac{1}{\delta} + \frac{1}{2} \delta \log\left(\frac{\tilde{u}}{\tilde{v}}\right)\right] - \tilde{v} \Phi\left[\frac{1}{\delta} + \frac{1}{2} \delta \log\left(\frac{\tilde{v}}{\tilde{u}}\right)\right]\right\} \quad (17)$$

در رابطه بالا  $0 \leq \delta < \infty$ ،  $\tilde{u} = -1 - \log u$  و  $\tilde{v} = -\log v$  نشان‌دهنده CDF یک توزیع نرمال استاندارد است. تابع وابستگی این مفصل به صورت زیر است:

$$A(t) = t \Phi\left[\delta^{-1} + \frac{1}{2} \delta \log\left(\frac{t}{1-t}\right)\right] + (1-t) \Phi\left[\delta^{-1} - \frac{1}{2} \delta \log\left(\frac{t}{1-t}\right)\right] \quad (18)$$

**مفصل تاون**

مفصل تاون توسط Tawn (1988) معرفی شد. این مفصل یک مفصل نامتقارن EV بوده که بسط مفصل گامبل است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C(u, v) = \exp\left\{\ln u^{1-\delta} + \ln v^{1-\rho} - \left[(-\delta \ln u)^\theta + (-\rho \ln v)^\theta\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\} \quad (19)$$

تابع وابستگی در آن به صورت زیر است:

$$A(t) = \left[\delta^\theta (1-t)^\theta + \rho^\theta t^\theta\right]^{\frac{1}{\theta}} + (\delta - \rho)t + 1 - \delta \quad (20)$$

که در رابطه بالا  $\delta \in [0, 1]$ ،  $\theta \in [1, +\infty)$  و  $\rho \in [0, 1]$  است. این مفصل در حالتی که  $\delta = \rho$  است، قابلیت تبدیل دارد. مفصل گامبل نیز متناظر با حالتی است که در آن  $\delta = \rho = 1$  باشد. مفصل تاون به دو دسته برحسب چولگی تقسیم می‌شود که نوع اول آن چولگی به چپ<sup>۱</sup> و نوع دوم چولگی به راست<sup>۲</sup>

که در آن  $\theta > 1$  است. تابع وابستگی آن را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

$$A(t) = (t^\delta + (1-t)^\delta)^{1/\delta} \quad (12)$$

**مفصل فرانک**

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

$$C(u, v) = -\frac{1}{\theta} \ln\left\{1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1}\right\} \quad (13)$$

که در آن  $\theta > 0$  است (Nelson, 2006).

**مفصل جو**

این مفصل تابع مولدی به صورت  $\varphi_\theta(t) = -\ln(1 - (1-t)^\theta)$  و وارون تابع مولد  $\varphi^{-1}(t) = 1 - (1 - \exp(-t))^{1/\theta}$  دارد و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$C(u, v) = 1 - ((1-u)^\theta + (1-v)^\theta) - (1-u)^\theta (1-v)^\theta)^{1/\theta} \quad (14)$$

که برای  $\theta \geq 1$  تعریف شده است (Schepmeier & Stober, 2012).

**مفصل گالامبوس**

این مفصل توسط Galambos (1975) معرفی شد که در دسته مفصل‌های EV قرار می‌گیرد و تابع مفصل به شکل زیر دارد:

$$C(u, v) = uv \exp\left\{-\left[(-\log u)^\delta + (-\log v)^\delta\right]^{1/\delta}\right\} \quad (15)$$

در رابطه بالا  $0 \leq \delta < \infty$  است و تابع وابستگی آن به صورت زیر است:

$$A(t) = 1 - (t^{-\delta} + (1-t)^{-\delta})^{-1/\delta} \quad (16)$$

1. Left Skewness  
2. Right Skewness



که در این رابطه،  $C(u_1, u_2)$  تابع تجمعی مفصل و  $c(u_1, u_2)$  تابع چگالی مفصل است.

### هماندسازی

با بررسی انواع مختلف مفصل و مقایسه و انتخاب مناسب‌ترین شکل آن بر مبنای آماره AIC و BIC برای تبیین ساختار وابستگی، اقدام به همانندسازی بر مبنای شکل تابع توزیع همزمان متغیر عملکرد و شاخص مورد نظر می‌شود. معیار رایجی که در تولید مشاهده‌های تصادفی بر پایه تابع مفصل به کار می‌رود، همانندسازی مونت کارلو است. اگر یک تابع مفصل دو متغیره با فراسنجه‌های معلوم وجود داشته باشد، هدف تولید مشاهده‌های  $(u, v)$  از جفت متغیر مستقل  $U$  و  $V$  با تابع توزیع همزمان  $C$  است. برای این کار از تابع توزیع شرطی زیر استفاده می‌شود:

$$C_u(v) = \Pr(V \leq v | U = u) \quad (23)$$

به این ترتیب با داشتن تابع (۲۳) و مراحل زیر می‌توان مشاهده‌های تصادفی  $(u, v)$  را تولید کرد:  
۱. تولید دو متغیر تصادفی با توزیع یکنواخت  $(u, w) \in [0, 1]$  که منجر به تولید مشاهده متغیر تصادفی  $U$  می‌شود.

۲. محاسبه تابع وارون  $C_u(v)$  که به فراسنجه‌های تابع مفصل و متغیر  $U$  بستگی دارد. با قرار دادن  $v = C_u^{-1}(w)$  می‌توان  $v$  را به دست آورد. داده‌ها باید دامنه‌ای در بازه  $[0, 1]$  داشته باشند که معروف به داده مفصل هستند. بنابراین در آغاز کار برای تولید این مشاهده‌ها می‌توان از تابع توزیع تجمعی تجربی متغیرهای مربوطه استفاده کرد. به این ترتیب پس از فرآیند همانندسازی نیز مشاهده‌های مفصل تولید می‌شود که این مشاهده‌ها قابل درک نیستند. برای برگرداندن آن‌ها به فرم واقعی می‌توان از وارون تابع توزیع تجمعی هر متغیر استفاده کرد؛ لذا لازم است توزیع حاشیه‌ای متغیر مربوطه با استفاده از آزمون‌هایی مانند «کولموگوروف-اسمیرنوف»<sup>۴</sup>، «اندرسون-دارلینگ»<sup>۵</sup> و «خی-دو»<sup>۶</sup> تعیین شود.

دارد. این مفصل سه فراسنجه دارد ولی برای سادگی هر نوع تاون، یک فراسنجه نامتقارن برابر با یک را اتخاذ می‌کند.

### تابع‌های مفصلی چرخشی<sup>۱</sup>

نسخه‌های چرخشی مفصل‌های یادشده نیز وجود دارد. هنگامی که آن‌ها ۱۸۰ درجه چرخش داده شود یک مفصل بقا<sup>۲</sup> به دست می‌آید درحالی‌که چرخش ۹۰ و ۲۷۰ درجه امکان وابستگی منفی را می‌دهد که با نسخه غیر چرخشی استاندارد ممکن نیست. تابع‌های مفصل  $C_{90}, C_{180}, C_{270}$  مفصل‌های چرخشی  $C$  با ۹۰، ۱۸۰ و ۲۷۰ درجه هستند که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$C_{90}(u_1, u_2) = u_2 - C(1 - u_1, u_2) \quad (21)$$

$$C_{180}(u_1, u_2) = u_1 + u_2 - 1 + C(1 - u_1, 1 - u_2)$$

$$C_{270}(u_1, u_2) = u_1 - C(u_1, 1 - u_2)$$

لازم به یادآوری است که دامنه فراسنجه‌های مفصل‌های چرخشی ۹۰ و ۲۷۰ درجه بر مقیاس منفی است برای مثال فراسنجه مفصل گامبل ۹۰ یا ۲۷۰ درجه کمتر از ۱- است.

### برآورد فراسنجه مفصل

دوره‌های زمانی برای عملکرد کشاورزی در بسیاری از موارد کوتاه یا تحت تأثیر پیشرفت فناوری به سستی اندازه‌گیری می‌شوند، در نتیجه روش معمولی که در برآورد فراسنجه‌های مفصل استفاده می‌شود، روش جنست و ریوست<sup>۳</sup> است. این روش در نمونه کوچک کارآمدتر است که نیازی به دانش در مورد توزیع‌های حاشیه‌ای ندارد. برای برآورد فراسنجه مفصل با این روش، ضریب همبستگی تاو کندال مجموع داده‌ها محاسبه می‌شود. بین فراسنجه مفصل و ضریب همبستگی تاو کندال رابطه‌ای به صورت رابطه (۲۲) برقرار است که به این ترتیب می‌توان فراسنجه مفصل را برآورد کرد (Schulte & Berg, 2011).

$$\tau = 4 \int_0^1 \int_0^1 C(u_1, u_2) c(u_1, u_2) du_1 du_2 - 1 \quad (22)$$

4. Kolmogorov-Smirnov test  
5. Anderson-Darling test  
6. Chi-Squared test

1. Rotated copulas  
2. Survival copulas  
3. Genest and Rivest

## تعیین حق بیمه

از آنجا که هدف، تعیین حق بیمه برای بیمه شاخص آب و هوایی گاو شیری است، بنابراین باید میزان آسیب مورد انتظار در سال بعد برای کاهش عملکرد شیر محاسبه شود. در مورد بیمه شاخص آب و هوایی گاوهای شیری، تنش گرمایی باعث کاهش مصرف خوراک و کاهش تولید اسیدهای چرب فرار در شکمبه و در نتیجه کاهش تولید شیر می‌شود. تنش گرمایی را می‌توان با شاخصی با عنوان شاخص رطوبتی دمایی<sup>۱</sup> (THI) اندازه‌گیری کرد. این شاخص یکی از کارآمدترین و رایج‌ترین شاخص‌ها برای برآورد میزان تنش گرمایی در گاوهای شیری است که بیشترین همبستگی را با عملکرد گاوهای شیری (شیر) دارد که در بررسی‌های بسیاری مانند (Akyuz et al., 2010)، (Deng et al., 2009) و (Dikmen & Hansen, 2007) به این موضوع اشاره شده است. این شاخص به صورت زیر محاسبه می‌شود (Akyuz et al., 2010):

$$THI = T_{db} + (0.36 \times T_{dp}) + 41.2 \quad (24)$$

در این رابطه  $T_{db}$  دمای خشک و  $T_{dp}$  دمای نقطه شبنم است که حاوی داده‌های رطوبتی است. با توجه به اعداد به‌دست‌آمده از شاخص THI پنج ناحیه آسایش گرمایی مختلف برای گاوهای شیری تعریف شده است: ۱) سطح A یا ایجاد نشدن تنش گرمایی ( $THI < 72$ )، ۲) سطح B یا تنش متوسط ( $72 < THI < 78$ )، ۳) سطح C یا تنش شدید ( $78 < THI < 89$ )، ۴) سطح D یا تنش خیلی شدید ( $89 < THI < 98$ )، ۵) سطح E یا مرگ حیوان ( $THI \geq 98$ ) (Akyuz et al., 2010).

به‌منظور محاسبه حق بیمه با توجه آسیب مورد انتظار ناشی از تنش گرمایی از تابع توزیع همزمان عملکرد گاو شیری (شیر) و شاخص رطوبتی دمایی (THI) استفاده می‌شود. بنابراین اول تابع توزیع مناسب متغیرها تعیین می‌شود و پس از آن مشاهده‌های همانندسازی شده به دست می‌آید. پیش‌بینی درباره میزان عملکرد نیز با استفاده از مدل ARIMA انجام گرفت. با استفاده از مقادیر

پیش‌بینی شده مقادیر بحرانی عملکرد محصول در پنج سطح پوشش ۵۰، ۷۵، ۸۰، ۹۰ و ۱۰۰ درصد به صورت زیر است:

$$yield_c = yield_{forecast} \times COV \quad (25)$$

که در آن  $yield_{forecast}$  میزان عملکرد محصول پیش‌بینی شده و COV میزان پوشش بیمه‌گر در پنج سطح پوشش است. در نهایت مشاهده‌های همانندسازی شده عملکرد محصول با میزان بحرانی به‌دست‌آمده مقایسه می‌شود. پرداخت غرامت نیز هنگامی صورت می‌گیرد که میزان عملکرد گاو شیری از میزان بحرانی در نظر گرفته شده کمتر باشد و میزان غرامت نیز برابر با مابه‌التفاوت این دو میزان است. میزان مورد انتظار آسیب برابر با میانگین انحراف‌های اندازه‌گیری شده میزان بحرانی عملکرد و مقادیر همانندسازی شده یا  $[Max(y_c - y, 0)]$  است. با در نظر گرفتن P به‌عنوان قیمت از پیش تعیین شده، میزان حق بیمه خالص به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{حق بیمه خالص} = Ave[Max(y_c - y, 0)] * P \quad (26)$$

به‌طور کلی، همیشه بیمه‌گر به سبب وجود هزینه‌های اجرایی بیمه، مبلغی را به حق بیمه واقعی اضافه می‌کند (Pishbahar et al., 2015). این مبلغ که در اصطلاح به «عامل سربار (یا عامل بارگذاری)» معروف است به صورت درصدی از حق بیمه خالص بیان می‌شود. حق بیمه واقعی را می‌توان به شکل زیر محاسبه کرد:

$$\text{حق بیمه واقعی} = \frac{\text{حق بیمه خالص}}{0.9} \quad (27)$$

## تعیین تابع غرامت

با توجه به اینکه افزایش شاخص THI تأثیر منفی بر عملکرد شیر دارد لذا تابع  $g(i)$  یا تابع غرامت در این حالت بر مبنای افزایش شاخص آب‌وهوا<sup>۲</sup> طراحی می‌شود. با توجه به اینکه نقطه آغاز تنش پس از میزان ۷۲ است، بنابراین این میزان، میزان آستانه<sup>۳</sup> ( $i^*$ ) پرداخت غرامت است. همچنین مقادیر بیش از ۹۸ نیز منجر به

2. Lodging Factor  
3. Index Increasing

1. Temperature- Humidity Index (THI)

می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، میانگین THI در ماه‌های جولای (تیر-مرداد)، آگوست (مرداد-شهریور) و چون (خرداد-تیر) از همه بالاتر و به ترتیب برابر با ۷۲/۶، ۶۹/۴ و ۶۷/۹ محاسبه شده است. با توجه به میانگین THI محاسبه شده، در ماه جولای، گاوهای شیری شهرستان دماوند با مشکل تنش گرمایی طی سال‌های ۲۰۱۲ لغایت ۲۰۱۶ روبه‌رو شده‌اند. کمترین میزان THI نیز مربوط به ماه ژانویه با میزان ۳۸/۱ بوده است. میانگین سالانه THI در سال‌های ۲۰۱۲ لغایت ۲۰۱۶ به ترتیب برابر با ۵۳/۵۷، ۵۴/۲۷، ۵۴/۰۹، ۵۶/۱۸ و ۵۳/۷۵ محاسبه شده است.

داده‌های جدول ۲ میانگین شیر تولیدی روزانه هر رأس گاو دوشا در شهرستان دماوند را در ماه‌های مختلف در سال‌های ۲۰۱۲ لغایت ۲۰۱۶ نشان می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، میانگین تولید شیر در ماه‌های اکتبر (مهر-آبان)، می (اردیبهشت-خرداد) و سپتامبر (شهریور-مهر) از دیگر ماه‌ها بیشتر بوده است. میانگین تولید سالانه (ستون آخر جدول ۲) نشان داد، کمترین میزان تولید شیر مربوط به سال ۲۰۱۳ و بیشترین میزان تولید شیر مربوط به سال ۲۰۱۲ بوده است. کمترین میزان تولید شیر نیز مربوط به ماه جولای (تیر-مرداد) بوده است. در واقع در این ماه که گاو شیری با تنش گرمایی روبه‌رو است میزان تولید شیر نیز در کمترین میزان خود است.

مرگ گاو می‌شود، در نتیجه این میزان نیز میزان حد ( $\mu$ ) پرداخت گرامت است. برای مقادیر کمتر از ۷۲ گرامتی پرداخت نمی‌شود. همچنین تنها رسیدن به عدد ۷۲ کفایت نمی‌کند و در صورتی که شاخص THI از عدد ۷۲ بیشتر شود و این افزایش تداوم داشته باشد، بین مقادیر آستانه (۷۲) و حد (۹۸) به صورت نسبتی از بیشترین تعهد بیمه‌گر، متناسب با رابطه (۲۸) گرامت پرداخت می‌شود و برای مقادیر بیش‌ازحد (۹۸) نیز بیشترین تعهد بیمه‌گر (L) پرداخت می‌شود. تابع گرامت در این حالت به صورت رابطه (۲۸) است:

$$g(i) = \begin{cases} L, & (\text{if } THI > \mu) \\ L \frac{THI - i^*}{\mu - i^*}, & (\text{if } i^* < THI < \mu) \\ 0, & (\text{if } THI < i^*) \end{cases} \quad (28)$$

متغیرهای آب و هوایی استفاده‌شده در این تحقیق شامل دمای خشک و دمای نقطه شبنم (درجه سلسیوس) برای محاسبه شاخص رطوبتی دمایی (THI) به صورت ماهانه طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ است. همچنین متغیرهای آب و هوایی و عملکرد گاو شیری (شیر) برای نژاد هلشتاین از مدیریت جهاد کشاورزی و ایستگاه هواشناسی شهرستان دماوند گردآوری شدند.

## نتایج و بحث

داده‌های جدول ۱ مقادیر میانگین ماهانه و سالانه THI محاسبه‌شده در سال‌های ۲۰۱۲ لغایت ۲۰۱۶ را نشان

جدول ۱. مقادیر میانگین ماهانه و سالانه THI در سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۶ میلادی

Table 1. The average monthly and annual THI values between 2012 and 2016 calendar years

Calendar Year	Calendar												Annual average
	January	February	March	April	May	June	July	August	September	October	November	December	
2012	37	34.9	40.8	54.2	61	66.1	72.1	68.6	64	55.9	47.8	40.4	53.57
2013	38.7	42.4	47.4	53.1	58.6	66.2	73.1	68.1	63.9	54.5	47.4	37.9	54.27
2014	38	37.6	45.9	53.4	60.7	67.2	72.9	69.9	64.8	54.4	43.5	40.8	54.09
2015	40.3	43.2	46.6	54.4	62.4	70.7	72.3	70.5	65.1	60.7	46.9	40.9	56.18
2016	36.6	38.3	44	53.4	61.6	69.5	72.5	70.1	63.8	54	42.1	39	53.75
Average	38.1 <sup>a</sup>	39.3 <sup>k</sup>	44.9 <sup>r</sup>	53.7 <sup>s</sup>	60.9 <sup>c</sup>	67.9 <sup>c</sup>	72.6 <sup>a</sup>	69.4 <sup>b</sup>	64.3 <sup>d</sup>	55.9 <sup>f</sup>	45.5 <sup>h</sup>	39.8 <sup>j</sup>	54.37

Reference: research results

جدول ۲. میانگین شیر تولیدی روزانه به ازای هر رأس گاو دوشا (برحسب کیلوگرم در روز) در ماه‌های مختلف در سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۶ میلادی

Table 2. The average milk produced per each dairy cow (kg/day) in different months between the calendar years of 2012 and 2016

Calendar Year	Calendar												Annual average
	January	February	March	April	May	June	July	August	September	October	November	December	
2012	27.98	37.56	37.56	39.74	39.54	31.63	27.68	28.27	30.25	35.58	29.06	29.66	32.88
2013	32.34	32.52	29.11	29.23	32.43	29.91	28.75	34.14	34.14	35.3	33.81	32.16	31.99
2014	29.24	30.72	30.55	31.21	31.92	29.42	28.75	33.81	34.12	36.88	36.62	33.02	32.19
2015	31.04	31.27	31.2	31.52	32.7	31.4	30.57	32.29	35.77	36.02	34.55	31.35	32.48
2016	31.31	31.59	31.4	33.29	36.04	30.97	30.21	31.72	32.48	33.99	32.02	31.57	32.22
Average	30.38	32.73	31.97	33	34.52	30.67	29.19	32.05	33.35	35.56	33.21	31.55	32.35

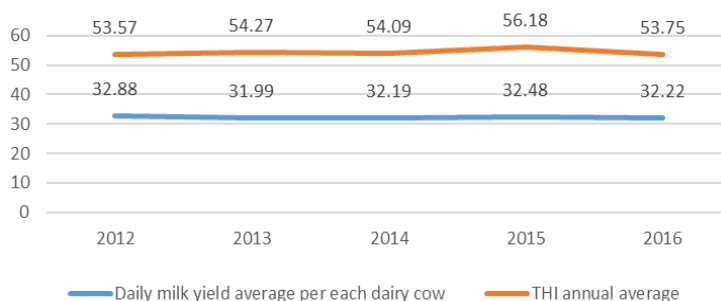
Reference: research results

بنابراین به‌جای آن از مفصل گوسی (نرمال) باید استفاده کرد. همچنین با توجه به اینکه دو متغیر عملکرد گاو شیری و شاخص THI همبستگی منفی دارند، نمی‌توان از مفصل‌های کلایتون، گامبل و جو و حالت چرخشی ۱۸۰ درجه آن‌ها استفاده کرد. برای برآورد فراسنجه‌های مفصل نتایج مربوط به مفصل‌های چرخشی ۹۰ و ۲۷۰ درجه در اینجا با هم برابر هستند که این برابری در بررسی‌های دیگر نیز مشاهده شده است (Brechmann & Schepsmeier, 2012).

با توجه به نتایج جدول ۳، مفصل کلایتون ۹۰ و ۲۷۰ درجه در مقایسه با دیگر انواع مفصل‌ها آماره AIC و BIC کمتری دارد؛ بنابراین می‌توان بیان کرد این مفصل نسبت به دیگر مفصل‌ها، ساختار وابستگی بین دو متغیر عملکرد گاو شیری و شاخص THI را در شهرستان دماوند بهتر نشان می‌دهد. در نتیجه از این مفصل برای همانندسازی عملکرد شیر استفاده شد. نتایج به‌دست‌آمده از برآورد فراسنجه‌ها در جدول ۳ قابل تفسیر نیستند و تنها میزان همبستگی دو متغیر را نشان می‌دهند.

شکل ۱ روند تغییر میانگین سالانه THI و میانگین شیر تولیدی روزانه هر گاو شیری را در سال‌های ۲۰۱۲ لغایت ۲۰۱۶ نشان می‌دهد. بیشترین میزان THI مربوط به سال ۲۰۱۵ و کمترین میزان این شاخص مربوط به سال ۲۰۱۲ است. کمترین و بیشترین میزان تولید شیر روزانه نیز به ترتیب مربوط به سال‌های ۲۰۱۳ و ۲۰۱۲ است.

به‌منظور بررسی ساختار وابستگی بین متغیرها در آغاز ضریب همبستگی تاو کندال بین دو متغیر میزان شیر تولیدی و شاخص THI برآورد شد. میزان عددی ضریب همبستگی بین دو متغیر یادشده  $-0.59$  به دست آمد که نشان‌دهنده یک رابطه همبستگی منفی قوی بین عملکرد گاو شیری (شیر) و شاخص THI است. در ادامه برای تبیین تابع توزیع همزمان، انواع مختلف تابع‌های مفصل از سه خانواده بیضوی، ارشمیدسی و میزان کرانه‌ای برآورد شد. نتایج مربوط به برآورد تابع‌های مفصل در جدول ۳ ارائه شده است. لازم به توضیح است که درجه آزادی مفصل  $t$  استیودنت بزرگ‌تر از ۳۰ است.



شکل ۱. روند تغییر میانگین سالانه THI و میانگین شیر تولیدی روزانه هر گاو شیری در سال‌های ۲۰۱۲ لغایت ۲۰۱۶  
Figure 1. Trend of THI annual average changes and average daily milk yield per each cow between the years of 2012 and 2016

جدول ۳. نتایج مربوط به برآورد فراسنجه تابع‌های مفصل برای عملکرد شیر و شاخص THI

Table 3. The results pertaining to calculating the parameter of copula functions for milk yield and the THI index

Copula	Calculated parameter	and AIC BIC
Gaussian	-0.09	-11.78 and -6.04
Frank	-0.53	-9.32 and -5.49
Clayton (90&270 degrees)	-0.12	-6.21 and -2.04
Gumble (90&270 degrees)	-1.06	-45.66 and -33.84
Rotated Joe (90&270 degrees)	-1.11	-52.68 and -40.87
Galambos	0.27	-51.24 and -39.43
Husler and Reiss	0.56	-53.63 and -41.81
Tawn	0.17	-41.17 and -29.35

Reference: research results

۱. با توجه به اینکه دامنه فراسنجه‌های مفصل کلایتون، گامبل و جو و حالت چرخشی ۱۸۰ درجه مثبت است، لذا نمی‌توان از این مفصل‌ها برای اندازه‌گیری یک ساختار وابستگی منفی استفاده کرد (Brechmann & Schepsmeier, 2012).

و BIC نشان دادند که بهترین حالت برای دوره زمانی عملکرد شیر، فرآیند  $ARIMA(0,1,1)$  است. به این ترتیب میزان پیش‌بینی شده متغیر عملکرد شیر در شهرستان دماوند ۹۶۷ کیلوگرم در ماه به ازای هر رأس گاو شیری به دست آمد.

با مشخص شدن میزان پیش‌بینی عملکرد شیر با توجه به رابطه (۲۵) میزان بحرانی عملکرد محاسبه می‌شود و با مقایسه آن با مقادیر همانندسازی شده میزان آسیب مورد انتظار به دست می‌آید. قیمت شیر در این پژوهش با توجه به قیمت مصوب خرید تضمینی سال ۱۳۹۵، ۱۳ هزار ریال برای هر کیلوگرم شیر در نظر گرفته شد. به این ترتیب میزان حق بیمه در سطوح پوشش ۵۰، ۷۵، ۸۰، ۹۰ و ۱۰۰ درصد محاسبه شد که نتایج مربوط به آن در جدول ۶ گزارش شده است. بنابر انتظار با کاهش سطح پوشش، حق بیمه کاهش می‌یابد. آسیب مورد انتظار در سطح پوشش ۱۰۰ درصد برابر ۴۲ کیلوگرم در ماه برای هر رأس گاو شیری است که با توجه به شمار کل گاوهای شیری در شهرستان (۲۲۰۷ رأس) آسیب کل ناشی از تنش گرمایی برابر است با ۹۲۶۹۴ کیلوگرم در ماه و رقمی بالغ بر ۱/۲ میلیارد ریال در ماه محاسبه می‌شود که میزان چشمگیری است. لازم به توضیح است که بیمه‌گر به سبب وجود هزینه‌های اجرایی بیمه، مبلغی را به حق بیمه واقعی اضافه می‌کند. این مبلغ که در اصطلاح به «عامل سربار (با عامل بارگذاری)» معروف است به صورت درصدی از حق بیمه عادلانه بیان می‌شود. حق بیمه واقعی را می‌توان از تقسیم حق بیمه عادلانه به میزان ۰/۹ محاسبه کرد (Skees et al., 1999).

پیش از همانندسازی داده‌های عملکرد شیر با توجه به شاخص THI با استفاده از تابع مفصل کلایتون چرخشی، لازم است توزیع حاشیه‌ای آن تعیین شود. بدین منظور از آزمون‌های کولموگروف-اسمیرنف، اندرسون-دارلینگ و خی دو استفاده می‌شود. پس از محاسبه آماره‌های آزمون‌های سه‌گانه یادشده با استفاده از نرم‌افزار EasyFit 5.5، توزیع لوجستیک تعمیم‌یافته برای متغیر عملکرد گاو شیری انتخاب شد. نتایج مربوط به آزمون‌های سه‌گانه برای توزیع لوجستیک تعمیم‌یافته در جدول ۴ ارائه شده است.

مشخصات توزیع لوجستیک تعمیم‌یافته با فراسنجه‌های  $k$  یا فراسنجه شکل،  $\sigma$  یا فراسنجه مقیاس و  $\mu$  یا فراسنجه موقعیت به صورت زیر است:

$$y \sim \text{gen.log}(k=0.15, \sigma=0.04, \mu=0.95) \quad (29)$$

به این ترتیب با مشخص شدن تابع توزیع همزمان مناسب، متغیر عملکرد گاو شیری (شیر) شهرستان دماوند با توجه به مقادیر شاخص THI با استفاده از روش مونت کارلو همانندسازی شد. با به‌کارگیری مفصل کلایتون چرخشی منفی، به شمار مناسب متغیر تصادفی تولید شد. سپس با در نظر گرفتن توزیع لوجستیک تعمیم‌یافته داده‌های مفصل به میزان واقعی خود برگردانده شدند.

به منظور پیش‌بینی عملکرد شیر از فرآیند  $ARIMA$  استفاده شد. نتایج مربوط به آزمون ایستایی و میزان پیش‌بینی شیر در جدول ۵ ارائه شده است. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) نشان داد، متغیر عملکرد در تفاضل مرتبه اول ایستا است. همچنین آماره‌های AIC

جدول ۴. نتایج مربوط به انتخاب توزیع نظری مناسب برای عملکرد شیر  
Table 4. Selection of suitable Marginal distribution for the Milk yield

Distribution	Kolmogorov-Smirnov	Anderson-Darling	Chi-Squared
Statistic	0.06	0.29	4.12
p-value	0.96	-	0.53
Critical value ( $\alpha=5\%$ )	0.17	2.51	11.07

Reference: research results

جدول ۵. نتایج مربوط به آزمون ایستایی و پیش‌بینی عملکرد شیر  
Table 5. Stationarity test results and forecasting of Milk yield

ADF Statistic	-4.67	AIC	BIC
Critical value ( $\alpha=1\%$ )	-3.56	-141.95	-136.09
Critical value ( $\alpha=5\%$ )	-2.92	Suitable model	Forecasting yield amount
Critical value ( $\alpha=10\%$ )	-2.59	$ARIMA(0,1,1)$	967

Reference: research results

با توجه به شکل ۲ در سطح پوشش ۱۰۰ درصد، اگر میزان شاخص رطوبتی دمایی کمتر از ۷۲ باشد غرامتی پرداخت نمی‌شود. اگر شاخص بین ۷۲ و ۹۸ باشد به صورت زیر غرامت پرداخت می‌شود:

$$12571 \times \frac{\text{THI} - 72}{98 - 72}$$

و در صورتی که بیش از ۹۸ باشد بیشترین تعهد بیمه‌گر ۱۲۵۷۱ هزار ریال است.

در ادامه به منظور تبیین چگونگی پرداخت غرامت بیشینه تعهد بیمه‌گر محاسبه شد. از آنجاکه این نوع بیمه جدید است و امروزه در کشور اجرا نمی‌شود بنابراین در این پژوهش بیشترین تعهد بیمه‌گر از حاصل ضرب قیمت مصوب ۱۳ هزار ریال در مقادیر بحرانی عملکرد به دست آمد که نتایج آن در جدول ۷ ارائه شده است.

با در نظر گرفتن میزان آستانه ۷۲ و میزان حد ۹۸ و با توجه به جدول ۷، تابع غرامت به صورت شکل ۲ به دست می‌آید.

جدول ۶. مقادیر حق بیمه محاسبه شده در طرح بیمه شاخص آب و هوایی و آسیب مورد انتظار برای عملکرد شیر شهرستان دماوند به ازای هر رأس گاو شیری در ماه

Table 6. The calculated premium amount in weather-based index insurance project and the expected loss for milk yield in Damavand town in a month per each dairy milk

Coverage level	Critical values (kg)	Ave [max(y <sub>c</sub> -y),0]	Fair premium (Thousand Rials)	Actual premium (Thousand Rials)
100	967	42	549.59	610.65
90	870.3	11	149	165.56
80	773.6	3	45.66	50.74
75	725.25	2	26.85	29.83
50	483.5	0.2	3.81	4.24

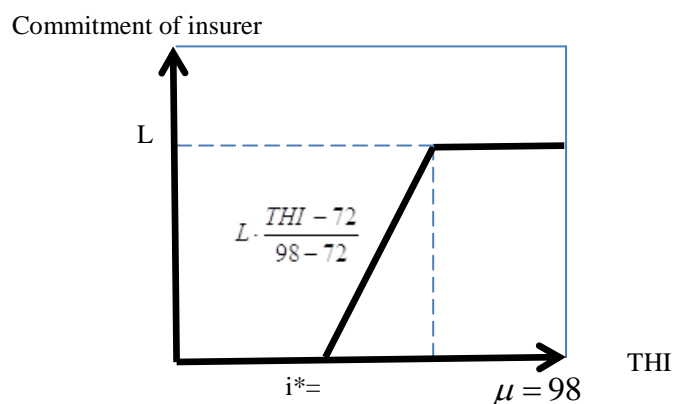
Reference: research results

جدول ۷. مقادیر بیشترین تعهد بیمه‌گر برای عملکرد شیر شهرستان دماوند به ازای هر رأس گاو شیری

Table 7. The amounts of maximum commitment of insurer for milk yield per each dairy cow in Damavand town

Coverage level	Critical values (kg)	The maximum commitment of insurer (Thousand Rials)
100	967	12571
90	870.3	11313.9
80	773.6	10056.8
75	725.25	9428.25
50	483.5	6285.5

Reference: research results



شکل ۲. تابع غرامت در حالت افزایش شاخص THI  
Figure 2. Rising indemnity function of THI index

## نتیجه‌گیری کلی

ارتباط میان دما و رطوبت برای افزایش تولید شیر گاو شیری در سال‌های اخیر مورد توجه دامداران، پژوهشگران و سیاستگذاران قرار گرفته است. به‌گونه‌ای که تغییر اقلیمی و گرم شدن تدریجی هوا و تأثیر تنش گرمایی ناشی از آن در شرایط رطوبتی و گرم بر عفونت پستانی و تنفسی، نبود توانایی دام در دفع گرمای اضافی ناشی از تولید شیر، کاهش تولید اسید چرب فرار در شکمبه و در نتیجه افزایش خطرپذیری ناشی از کاهش تولید شیر باعث طراحی و معرفی بیمه شاخص آب و هوایی THI توسط Deng et al. (2007) شده است. در کشور ما نیز بررسی‌ها و پژوهش‌های صورت گرفته توسط Taghavi et al. (2013) نشان داده است، تنش گرمایی منجر به خطرپذیری کاهش عملکرد شیر می‌شود. در این میان شهرستان دماوند که جایگاه خاصی در تولید شیر کشور دارد از تأثیر منفی تنش گرمایی بر عملکرد شیر بی‌بهره نبوده است؛ لذا در این پژوهش اقدام به طراحی بیمه شاخص آب و هوایی THI برای تولید شیر در شهرستان دماوند شد.

بر پایه نتایج ناشی از بررسی تابع‌های مفصل مختلف مشخص شد که بین عملکرد گاو شیری (شیر) و شاخص THI یک ساختار وابستگی منفی قوی وجود دارد به‌طوری‌که مفصل چرخشی منفی کلاپتون در تبیین توزیع همزمان این دو متغیر بهتر از دیگر مفصل‌ها عمل می‌کند. با همانندسازی عملکرد شیر با توجه به شاخص THI و مقایسه آن با میزان بحرانی عملکرد مشخص شد که آسیب مورد انتظار ناشی از تنش گرمایی در سطح پوشش ۱۰۰ درصد برابر ۴۲ کیلوگرم برای هر رأس گاو شیری در ماه است و برای کل شهرستان ۹۲۶۹۴ کیلوگرم است. به عبارتی تنش گرمایی به‌طور میانگین زبانی معادل ۱/۲۰۵ میلیارد ریال در ماه‌هایی با تنش گرمایی را منجر می‌شود.

با تعیین آسیب مورد انتظار برای هر رأس گاو شیری، حق بیمه ۶۱۰/۶۵ هزار ریال در سطح پوشش ۱۰۰ درصد به دست آمد.

طراحی و اجرای بیمه شاخص THI می‌تواند یک ابزار مناسب مدیریت خطر باشد و آسیب و زیان دامداران را در برابر تنش گرمایی جبران کند و به تثبیت درآمد آنان منجر شود. به‌این‌ترتیب دامداران می‌توانند با داشتن یک درآمد مطمئن از پنکه‌های مکانیکی برای کاهش رطوبت و گرما استفاده کنند یا هزینه‌های ناشی از نگهداری این ابزار کاهش‌دهنده تنش گرمایی را پوشش دهند. به‌این‌ترتیب میزان تولید شیر که مهم‌ترین منبع پروتئینی است، نیز افزایش می‌یابد و می‌توان سلامت اجتماعی را ارتقا بخشید. البته دستیابی به این هدف‌ها، منوط به اجرای درست این نوع بیمه است. اجرای درست و کارآمد این نظام بیمه‌ای به محاسبه درست آسیب و زیان مورد انتظار وابسته است و از آنجاکه شیر در مناطق ناهمگن آب و هوایی و محیطی تولید می‌شود بنابراین باید مناطق همگن از نظر شرایط اقلیمی در این طرح گنجانده شوند. از سویی برای کاهش میزان خطا باید روش‌های نوین اندازه‌گیری ساختار وابستگی، به کار گرفته شود و داده‌های شرایط آب و هوایی در سطح دامداری گردآوری شود. اجرای این طرح بیمه هزینه‌های اولیه زیادی در زمینه تعبیه پایگاه (پایلوت)‌های نمونه اندازه‌گیری شرایط آب و هوایی محیط دارد، ولی به سودمندی‌های بلندمدت در کاهش خطر تنش گرمایی و افزایش تولید شیر منجر می‌شود. درنهایت لازم است برای اجرای موفقیت‌آمیز این طرح تجربه‌های کشورهای دیگر بررسی کارشناسانه شود و بهترین و کم‌چالش‌ترین روش‌های به‌کاررفته توسط دیگران که متناسب با شرایط هر منطقه از ایران است، استفاده شود.

## REFERENCES

1. Agriculture Statistics. (2015). *Agriculture Ministry*. Department of planning and economy, IT center. Volume 2, 1<sup>st</sup> edition. (in Farsi)
2. Ahangaran, J. (2013). *Investigating temperature humidity index (THI) and its impact on the performance of dairy cows in Isfahan province*. MA thesis in Animal Sciences, Isfahan University, department of agriculture. (in Farsi)
3. Akyuz, A., Boyaci, S. & Cayli, A. (2010). Determination of critical period for dairy cows using temperature humidity index. *Journal of Animal and Veterinary Advances*, 9(13), 1824-1827.

4. Berman, A. (2006). Estimate of heat stress relief needs for Holstein dairy cows. *Journal Animal Science*, 83, 1377-1384.
5. Bickert, W. G. (2016). Stress in dairy animals: Cold stress: Management considerations. *Reference Module in Food Science*, 2, 555-560
6. Bohmanova, J., Misztal, I. & Cole, J. B. (2007). Temperature-humidity indices as indicators of milk production losses due to heat stress. *Journal of Dairy Science*, 90, 1947-1956.
7. Bokusheva, R. (2010). Measuring the dependence structure between yield and weather variables. *ETH Zurich, Institute for Environmental Decisions*.
8. Bravo-Ureta, L. Q. B. E. & Cabrera, V. E. (2015). From cold to hot: Climatic effects and productivity in Wisconsin dairy farms. *Journal of Dairy Science*, 98(12), 8664-8677.
9. Brechmann, E. C. & Schepsmeier, U. (2012). Modeling dependence with C- and D-vine copulas: The R-package CDVine. *To appear in the Journal of Statistical Software*.
10. Chen, G., Roberts, M. C. & Thraen, C. (2004). Weather derivatives in the presence of index & geographical basis risk: hedging dairy profit risk. *Paper presented at the NCR-134 conference on applied commodity price analysis, forecasting, and market risk management*, St. Louis, Missouri, April.
11. Daron, J. D. & Stainforth, D. A. (2014). Assessing pricing assumptions for weather index insurance in a changing climate. *Climate Risk Management*, 1, 76-91.
12. Dashti, H., Riyasi, A., Edris, M.A., Ghorbani, G. & Omidimirzaei, H. (2016). The impact of Temperature-Humidity Index in winter and summer on the performance of some of the fertility characteristics of dairy cows. *Iranian Journal of Animal Sciences*, 47(2), 231-327. (In Farsi)
13. Deng, X., Barnett, J. B., Vedenov, D. V. & West, J. W. (2007). Hedging dairy production losses using weather-based index insurance. *Agricultural Economics*, 36, 271-280.
14. Dikmen, S. & Hansen, P. J. (2009). Is the temperature-humidity index the best indicator of heat stress in lactating dairy cows in a subtropical environment? *Journal of Dairy Science*, 92, 109-116.
15. Dourandish, A. & Nikoukar, A. (2008). *Comparative Study of Agriculture Insurance Policies in Other Countries*. Iran Agriculture Insurance Fund. (in Farsi)
16. Fischer, M. (2002). Tailoring copula-based multivariate generalized hyperbolic secant distributions to financial return data: An empirical investigation. *Institute of Statistics and Econometrics University of Erlangen- Nurnberg, Lange Gasse 20, D-90403 Nurnberg, Germany*
17. Fox, D. G. & Tylutki, T. P. (1998). Accounting for the effects of environment on the nutrient requirements of dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 81, 3085-3095.
18. Galambos, J. (1987). The asymptotic theory of extreme order statistics. *Malabar FL: Kreiger Publishing Co*.
19. Gaughan, J. B., Mader, T. L., Holt, S. M. & Lisle, A. (2008). A new heat load index for feedlot cattle. *Journal of Animal Science*, 86, 226-234.
20. Gumbel, E. J. (1960). Bivariate exponential distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 55, 698-707.
21. Hansen, P. J. (2007). Exploitation of genetic and physiological determinants of embryonic resistance to elevated temperature to improve embryonic survival in dairy cattle during heat stress. *Theriogenology*, 68, 242-249.
22. Hayati, B., Ghahremanzadeh, M., Khodaverdizadeh, M. & Najafi, N. (2010). Investigating the effective factors on the acceptability of the rural livestock insurance (mixed cows): A case study of Salmas. *The Journal of Animal Sciences (The Agriculture Science)*, 20 (2), 27-38. (In Farsi)
23. Hayati, B., Najafi, N. & Khodaverdizadeh, M. (2010). Investigating the effective factors on the acceptability of the rural livestock insurance (mixed cows): A case study of Salmas. *The 6<sup>th</sup> conference of Iran's economy of agriculture, Karaj, Iran*. Iranian association of Agricultural economy, Agriculture and Natural Resources Campus of Tehran University. [http://www.civilica.com/Paper-IAEC07-IAEC07\\_040.html](http://www.civilica.com/Paper-IAEC07-IAEC07_040.html). (in Farsi)
24. Hougaard, P. (1986). A class of multivariate failure time distributions. *Biometrika*, 73, 671-678. <http://www.vosesoftware.com/Model-Risk>.
25. Husler, P. & Reiss, R. D. (1989). Maxima of normal random vectors: between independence and complete dependence. *Statistics & Probability Letters*, 7, 283-286.
26. Ingraham, R. H., Stanley, R. W. & Wagner, W. C. (1979). Seasonal effects of tropical climate on shaded and nonshaded cows as measured by rectal temperature, adrenal cortex hormones, thyroid hormone, and milk production. *American Journal Vet. Research*, 40, 1792-1797.
27. Jensen, N. D., Barrett, C. B. & Mude, A. G. (2014). Basis risk and the welfare gains from index insurance: evidence from Northern Kenya. *Munich Personal RePEc Archive*. 1-50. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/59153/>.
28. Jie, C., Li, Y. & Sijia, L. (2013). Design of Wheat drought index insurance in Shandong province. *International Journal of Hybrid Information Technology*, 6(4), 95-104.



29. Joe, H. (1997). Multivariate models and dependence concepts. *Chapman and Hall*, London.
30. Kazdere, C. T., Murphy, M. R., Silanikove, N. & Maltz, E. (2002). Heat stress in lactating dairy cows: A review. *Livest. Production Science*, 77, 59-91.
31. Keshavarzi Bank. (2015). *Tehran Province Headquarter*. (in Farsi)
32. Kimeldorf, G. & Sampson, A. (1975). Uniform representations of bivariate distributions. *Common Statist a Theory Methods*, 4, 617-627. *Statistical University Paris*, 8, 229-231.
33. Lekzashkor, Gh. (2015). The impact of global warming on the changes in the thresholds of biological climates dairy cows: a case study of Khorasan Razavi, *The 1<sup>st</sup> international conference of the Earth, Space and Clean Energy, Ardabil, University of MohagheghArdabili*, com/Paper-ATTITTDE01-ATTITTDE01\_227.html. (In Farsi)
34. Mahul, O. & Skees, J. (2007). Managing agriculture risk at the country level: The case of livestock mortality in mongola. *World Bank*, Washington, D.C.
35. Moeini, M.M., Sanjabi, M. & Alibeigi, A.H. (2011). Analyzing the effective factors on the acceptability of insurance and risk level in traditional dairy farms in Isfahan province. *Livestock Sciences (Research and Construction)*, 90,13-21. (In Farsi)
36. Nasr. M. A. F. & El-Tarabany, M. S. (2017). Impact of three THI levels on somatic cell count, milk yield and composition of multiparous Holstein cows in a subtropical region. *Journal of Thermal Biology*, 64,73-77.
37. Nelsen, R. B. (2005). *An introduction to copulas*. Second Edition.
38. OCHA. (2011). Eastern Africa: Drought - Humanitarian Snapshot. [http://www.fews.net/docs/Publications/Horn\\_of\\_africa\\_drought\\_2011\\_06.pdf](http://www.fews.net/docs/Publications/Horn_of_africa_drought_2011_06.pdf).
39. Pishbaghar, A., Abedi, S., Dashti, Gh. & Kianirad, A. (2015). Investigating weather-based insurance index of the rain-fed wheat: D-vine copula approach. *The Journal of Agricultural Economy*, 9(3), 37-62. (In Farsi)
40. Rahbar, R. (2014). The impact of global warming on the performance of dairy cows. *The National Conference of the Climate and Engineering Changes in the Sustainable Development of Agriculture and Natural Resources*, Tehran, TolumeFarzin Science and Industry Company. [http://www.civilica.com/Paper-CCASD01-CCASD01\\_245.html](http://www.civilica.com/Paper-CCASD01-CCASD01_245.html). (in Farsi)
41. Ravagnolo, O., Misztal, I. & Hoogenboom, G. (2000). Genetic component of heat stress in dairy cattle, development of heat index function. *Journal Animal Science*, 83, 2120-2125.
42. Rensis, F. D., Lopez-Gatius, F., Garcia-Ispierto, I., Morini, G. & Scaramuzzi, R. J. (2017). Causes of declining fertility in dairy cows during the warm season. *Theriogenology*, 91, 145-153.
43. Roshan, G. & Lekzashkor, G. (2015). The impact of global warming on the changes in the thresholds of biological climates of dairy cows in Northern Iran. *The 2<sup>nd</sup> National Conference of Sustainable Development of Agriculture and Natural Resources*, Tehran, Shahid Beheshti University. (In Farsi)
44. Schepsmeier, U. & Stober, J. (2012). Derivatives and fisher information of bivariate copulas. *Statistical Papers manuscript*.
45. Schulte, G. M. & Berg, E. (2011). Modelling farm production risk with copula instead of correlations. *Institute of Food and Resource Economics*. University of Bonn, Germany.
46. Skees, J. R., Hazell, P. & Miranda, M. (1999). New approaches to crop yield insurance in developing countries. *International Food Policy Research Institute*, EPTD discussion.
47. Taghavi, H., Naserian, A. & Valizadeh, R. (2014). Determination of critical weather periods in management of dairy cows in northeast of Iran using Temperature Humidity Index. *Iranian Quarterly of Animal Sciences*, 6(4), 295-303. (in Farsi)
48. Tawn, J. A. (1988). Bivariate extreme value theory: Models and estimation. *Biometrika*, 75, 397-415.
49. Thom, E. C. (1959). The discomfort index. *Weatherwise*, 12, 57-59.
50. Torabi, S. & Ghorbani, M. (2015). The efficiency of traditional dairy farms in Mazandaran province: implications and recommendations for improvement (fuzzy data envelopment analysis). *Iraninan Journal of Animal Science*, 46(4), 445-456. (in Farsi)
51. USAID/OFDA. (2011). *Horn of Africa-Drought, Fact Sheet #1*, Fiscal Year 2011.
52. West, J. W., Mullinix, B. G. & Bernard, J. K. (2003). Effects of hot, humid weather on milk temperature, dry matter intake, and milk yield of lactating dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 86, 232-242.
53. Zwaagstra, L., Sharif, Z., Wambile, A., Leeuw, J. D., Said, M. Y., Johnson, N., Njuki, J., Said, M., Ericksen, P. & Herrero, M. (2010). An assessment of the response to the 2008-2009 drought in Kenya. *International Livestock Research Institute (ILRI)*.