

کاربرد تابع‌های مفصل در تعیین حق بیمه مبتنی بر شاخص تنفس گرمایی گاوهاشی

(بررسی: شهرستان دماوند)

afsaneh nikoukar^{1*} و سasan torabi²

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 هوای شاخص دما-رطوبت یک ابزار مناسب مدیریت خطرپذیری است که می‌تواند آسیب و زیان دامداران را در برابر تنفس گرمایی کاهش داده و به ثابتی 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 ۱۳۹۱-۹۵ 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 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 تنفس گرمایی در سطح پوشش ۱۰۰ درصد برابر ۴۲ کیلوگرم در ماه برای هر رأس گاو شیری به شمار کل گاوهاشی در شهرستان (۲۲۰۷ رأس) آسیب و زیان کل ناشی از تنفس 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 تنفس 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- دمایی، گاو شیری.

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

Afsaneh Nikoukar^{1*} and Sasan Torabi²

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

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

تنش گرمایی به صورت مجموعه عامل‌های بیرونی (دما، رطوبت، تابش خورشید و سرعت باد) که سبب تغییر دمای بدن نسبت به دمای ثابت بدن می‌شود، Dikmen & Hansen, 2009; West, (2003). تنش گرمایی تأثیر زیان‌آوری بر تولید، Kazdere *et al.* (2002; Hansen, 2007) در طی تنش گرمایی، مصرف خوارک ۸ تا ۱۲ درصد یا بیشتر کاهش می‌یابد. این کاهش مصرف خوارک موجب کاهش تولید اسید چرب فرار در شکمبه شده و در نتیجه تولید شیر کاهش می‌یابد (Taghavi *et al.*, 2013). به طوری که یکی از بزرگ‌ترین چالش‌هایی که گاوداران با آن روبرو هستند، تنش گرمایی و تأثیر آن بر تولید شیر گاو است. آب‌وهواهای 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). با 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^۱ است که یک رویکرد کم‌هزینه برای عرضه بیمه به شمار می‌رود و مشکلات سنتی مربوط به بیمه چندخطره را کاهش می‌دهد. محصولات بیمه‌ای

مقدمه

دامپروری یکی از زیر بخش‌های مهم کشاورزی و تولید کننده اساسی ترین مواد غذایی پروتئینی یعنی شیر و گوشت است. با توجه به افزایش نیاز جمعیت به محصولات پروتئینی و لبni، 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.*, 2010; Chen *et al.*, 2004).

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 گرمایی 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 آب‌زدایی (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 تولید شده باید به گونه‌ای 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). به طوری که افزایش دما از ۳۴ به ۴۰ درجه سلسیوس و رطوبت از ۵۰ به ۸۰ درصد، سبب کاهش بیش از ۲۵ درصد تولید شیر در گاوهای می‌شود و خطرهایی مانند

1. Weather based index insurance

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 تولیدمیلی دارد. Bickert (2016) در بررسی به ارزیابی تأثیر تنفس گرمایی و تنفس سرمایی بر عملکرد گاوها را شیری پرداخته است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد، تنفس گرمایی و همچنین تنفس 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 ۳۰/۴ 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^۴ بود که بیمه شاخص نرخ مرگومیر دام^۵ نام داشت. شاخص IBLI میزان مرگومیر دام را با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی و به کارگیری داده‌های سال‌های گذشته در مورد مرگومیر دام محاسبه می‌کند و در این پژوهش بر پایه خشکسالی و شاخص پوشش گیاهی^۶ 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 درحال توسعه به عنوان 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 غرامت 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، غرامت در صورتی پرداخت می‌شود که شاخص‌های مورد نظر به یک حد آستانه‌ای از پیش تعیین شده 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 گرمایی سوخت‌وسازی (متabolیکی) و همچنین به علت تغییر اقلیمی و گرم شدن تدریجی کره زمین، احتمال رخداد تنفس گرمایی در گاوها 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 تنفس گرمایی در گاوها شیری ارائه شده است که از رایج‌ترین و کارآمدترین آن‌ها می‌توان به شاخص رطوبتی- دمایی^۷ اشاره کرد که برای برآورد تنفس گرمایی از دمای خشک^۸ و دمای Akyuz et al., 2010; Dikmen تر^۹ استفاده می‌کند (Akyuz et al., 2010; Dikmen & Hansen, 2009; Thom, 1959- دمایی (THI) شامل تأثیر همزمان رطوبت نسبی و دمای محیط است و به عنوان عاملی برای تعیین میزان تنفس گرمایی در گاو شیری به کار می‌رود Ahangaran, 2013; Gaughan et al., 2008;) (Ingraham et al., 1979-). با پیش‌بینی احتمال رخداد تنفس گرمایی به وسیله شاخص THI در شرایط مختلف می‌توان تأثیر نامطلوب تنفس گرمایی را به کمینه Akyuz et al., 2010; Dikmen & Hansen, رساند (Rensis et al., 2009).

بررسی‌های مختلفی در زمینه بیمه دام و ارتباط بین عامل‌های آب و هوایی و میزان تولید شیر گاوها 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

بالاتر 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 بهنگام 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 (متabolism) و سلامتی دام می‌شود. در شرایط آب و هوایی گرم، میزان ماده خشک مصرفي، 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 درحالی که در تابستان با آغاز تنش گرمایی، تولید شیر به ۳۶/۱ کیلوگرم رسیده است. از دیگر بررسی‌های انجام شده 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 بردن. از دیگر بررسی‌های انجام شده در این زمینه می‌توان به Moeini *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^۱ را پیشنهاد کردند که بیمه شاخص نرخ مرگ‌ومیر دام آنام 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 تولیدمثلى گاوهای شیری پر تولید در منطقه مرکزی ایران نشان دادند، تنش گرمایی تابستان عملکرد تولیدمثلى 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 تربت‌حدیریه 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 گستردگی توسط دولتها و سازمان‌های بین‌المللی مورد توجه و حمایت قرار گرفته است. از آنچه 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 خواهد 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 گستردگی 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 آنچه 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 دو بعدی، $C(u_1, u_2)$

تولید فراورده‌های پروتئینی کشور ۶۹/۹ درصد و بالاترین سهم را داشته است. همچنین تولید شیر گاوی‌های 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، ۱۱۰۷۵ 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، تگرگ، سرما و یخ‌زدگی، صاعقه، زلزله، آتش‌سوزی، رویدادهای حمل و نقل و تصادف‌های جاده‌ای و انواع بیماری‌های دامی بوده است (Keshavarzi Bank, 2015).

تئوری اسکلار به دست می‌آید (Brechmann & Schepsmeier, 2012). درحالی‌که تابع‌های مفصل غیرضمونی، فرم بسته و مشخصی ندارند. این تابع‌های بر پایه اینکه منشأ تولید آن‌ها تابع مولد^۳ یا تابع وابستگی^۴ باشد به دو دسته ارشمیدسی^۵ و میزان کرانه‌ای^۶ تقسیم می‌شوند.

تابع‌های مفصل کلایتون، گامبل، فرانک و جو^۷ از انواع تابع‌های مفصل ارشمیدسی به شمار می‌روند که بهوسیله تابع مولد φ اکیداً نزولی و پیوسته از I تا $[0, \infty]$ به‌طوری‌که $\varphi(0) = 0$ ، تولید می‌شوند. با در نظر گرفتن وارون تابع φ بهصورت $\varphi^{[-1]}$ با دامنه $[\varphi^{[-1]}] = [0, \infty]$ و برد $= 1$ ، مفصل‌های ارشمیدسی با دو متغیر u و v در فاصله $[0, 1]$ ، از وارون مجموع تابع مولد بهصورت زیر تعریف می‌شوند:

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

در رابطه بالا u و v درواقع 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 بهصورت برد $t \in [0, 1]$ است $\max(t, 1-t) < A(t) < 1$ است که تابع $A(t)$ تابع وابستگی نامیده می‌شود (Galambos, 1987).

از جمله تابع‌های مفصل میزان کرانه‌ای (یا EV) می‌توان به مفصل گامبل، گالامبوس، هوسلر و ریس و تاون^۸ 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، بهوسیله تابع توزیع همزمان F می‌توان تابع مفصل را بهصورت رابطه زیر به دست آورد:

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

بهطور 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 بهصورت زیر بازنویسی کرد:

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

مشتق مرتبه دوم رابطه (1) و (2) به ترتیب نشان‌دهنده تابع چگالی مفصل و تابع چگالی همزمان بوده که بهصورت رابطه‌های (3) و (4) نشان داده می‌شوند.

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

$$= \frac{f(F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2))}{\prod_{i=1}^2 f_i(F_i^{-1}(u_i))} \quad (4)$$

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

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

در رابطه‌های (3) و (4)، f_i بیان‌کننده تابع چگالی حاشیه‌ای و f تابع چگالی همزمان و c تابع چگالی مفصل است. تابع چگالی همزمان که ساختار وابستگی آن بهوسیله تابع مفصل تعریف شده است، از روش طرفین وسطین کردن رابطه (3) بهصورت رابطه (4) به دست می‌آید.

در یک تقسیم‌بندی کلی تابع‌های مفصل به دو دسته تابع‌های مفصل ضمنی^۹ و تابع‌های مفصل غیر ضمنی تقسیم می‌شوند. تابع‌های مفصل ضمنی (مانند توزیع گوسی (نرمال) و توزیع t استیوونت)، فرم بسته و مشخصی دارند و تنها می‌توانند وابستگی دمی متقارن را اتخاذ کنند (Fischer, 2002). مفصل‌های ضمنی (بیضوی) بهطور مستقیم با معکوس کردن

2. Generator

3. Dependence

4. Archimedean

5. Extreme Value

6. Clayton, Gumble, Frank, Joe

7. 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 استیوونت

همانند مفصل نرمال از توزیع t استیوونت چند متغیره بدهست 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 نمایانگرتابع توزیع t استیوونت یک متغیره استاندارد، v درجه آزادی و P ماتریس همبستگی خطی است. در اینجا نیز فراسنجه‌های این مفصل دامنه‌ای به صورت $(-1,1) \in \rho$ 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 گرفتنتابع مولد به صورت $\varphi_\theta(t) = (t^{-\theta} - 1)/\theta$ و وارون تابع مولد $t = (t + 1)^{-1/\theta}$ این مفصل را معرفی کرد که نمادی برای توزیع حاشیه‌ای یکتواخت است. بنابراین مفصل کلایتون به صورت رابطه زیر تعریف شد:

$$C(u, v) = (\max\{u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1; 0\})^{-1/\theta} \quad (10)$$

در این رابطه θ نمایانگر ساختار وابستگی است که برآورد می‌شود و دامنه آن $\theta < 0$ 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 $t = \exp(-t^{1/\theta})$ تابع مفصل گامبل به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

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

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

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

در ادامه به تشریح مفصل‌های یادشده مربوط به سه خانواده بیضوی، ارشمیدسی و میزان کرانه‌ای پرداخته می‌شود.^۳

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 اسکلار، مفصل نرمال برای تابع توزیع همزمان که توزیع نرمال استاندارد با ضریب همبستگی ρ دارد، به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

که در آن P ماتریس همبستگی خطی و Φ_p توزیع نرمال استاندارد چند متغیره است (Nelson, 2006). فراسنجه این مفصل به صورت $(-1,1) \in \rho$ است و یک ساختار وابستگی متقاضی 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 پرتاپ پی در پی یک تاں 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 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 جیان برآورد الگو مشخص می‌شود چه مفصلی انتخاب شود.

مفصل هوسلر و ریس

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

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

در رابطه بالا $\tilde{u} = -1$ و $\tilde{v} = -\log v$ و Φ 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:

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

تابع وابستگی در آن به صورت زیر است:

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

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

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

$$A(t) = (t^\delta + (1-t)^\delta)^{1/\delta} \quad (21)$$

مفصل فرانک

در این مفصل تابع مولد $\varphi_\theta(t) = -\ln(\frac{\exp(-\theta t) - 1}{\exp(-\theta) - 1})$ 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:

$$C(u, v) = \quad (22)$$

$$-\frac{1}{\theta} \ln \left\{ 1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right\}$$

که در آن $0 < \theta$ 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:

$$C(u, v) = 1 - ((1-u)^\theta + (1-v)^\theta) \quad (23) \\ -(1-u)^\theta (1-v)^\theta$$

که برای $\theta \geq 1$ تعریف شده است (Schepsmeier & 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:

$$C(u, v) = \quad (24) \\ uv \exp \left\{ -[(-\log u)^\delta + (-\log v)^\delta]^{1/\delta} \right\}$$

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

$$A(t) = 1 - (t^{-\delta} + (1-t)^{-\delta})^{-1/\delta} \quad (25)$$

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.

همانندسازی

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 پایهٔ 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:

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

به‌این‌ترتیب با داشتن تابع (23) و مراحل زیر می‌توان مشاهده‌های تصادفی (u, v) را تولید کرد:

۱. تولید دو متغیر تصادفی با توزیع یکنواخت $(u, w) \in [0, 1]^2$ که منجر به تولید مشاهده متغیر تصادفی U می‌شود.

۲. محاسبه تابع وارون (v) که به فراسنجه‌های تابع مفصل و متغیر U بستگی دارد. با قرار دادن $v = C^{-1}(w)$ 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. به‌این‌ترتیب 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 «کولموگروف- اسمیرنوف^۴»، «اندرسون-دارلینگ^۵» و «خی-دو^۶» 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^۱

نسخه‌های چرخشی مفصل‌های یادشده نیز وجود دارد. هنگامی که آن‌ها ۱۸۰ درجه چرخش داده شود یک مفصل بقا^۲ به دست می‌آید در حالی که چرخش ۹۰ و ۲۷۰ درجه امکان وابستگی منفی را می‌دهد که با نسخهٔ غیر چرخشی استاندارد ممکن نیست. تابع‌های مفصل C_{90} ، C_{180} و 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 دامنهٔ 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 به‌سختی اندازه‌گیری می‌شوند، در نتیجه روش معمولی که در برآورد فراسنجه‌های مفصل استفاده می‌شود، روش جنست و ریوست^۳ است. این روش در نمونهٔ 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 (22) برقرار است که به‌این‌ترتیب 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

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

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

که در آن $yield_{fcast}$ میزان عملکرد محصول پیش‌بینی شده و COV میزان پوشش بیمه‌گر در پنج سطح پوشش است. درنهایت مشاهده‌های همانندسازی شده عملکرد محصول با میزان بحرانی به دست آمده 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 مابه التفاوت 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 به عنوان قیمت از پیش تعیین شده، میزان حق بیمه خالص به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$= \text{حق بیمه خالص} \quad (26)$$

$$Ave[Max(y_c - y, 0)] * P$$

به طور کلی، همیشه بیمه‌گر به سبب وجود هزینه‌های اجرایی بیمه، مبلغی را به حق بیمه واقعی اضافه می‌کند (Pishbar 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:

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

تعیین تابع غرامت

با توجه به اینکه افزایش شاخص THI تأثیر منفی بر عملکرد شیر دارد لذا تابع (g) یا تابع غرامت در این حالت بر مبنای افزایش شاخص آب و هوای طراحی می‌شود. با توجه به اینکه نقطه آغاز تنش پس از میزان ۷۲ است، بنابراین این میزان، میزان آستانه^(*) پرداخت غرامت است. همچنین مقادیر بیش از ۹۸ نیز منجر به

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 شکم به و در نتیجه کاهش تولید شیر می‌شود. تنش گرمایی را می‌توان با شاخصی با عنوان شاخص رطوبتی دمایی^(۱) (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) (Dikmen & Hansen 2007) (Deng et al. 2009) 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 شنبنم است که حاوی داده‌های رطوبتی است. با توجه به اعداد به دست آمده از شاخص THI پنج ناحیه آسایش گرمایی مختلف برای گاوهای شیری تعریف شده است: ۱) سطح A یا ایجاد نشدن تنش گرمایی (THI < ۷۲)، ۲) سطح B یا تنش متوسط (۷۲ < THI < ۷۸)، ۳) سطح C یا تنش شدید (۷۸ < THI < ۸۶)، ۴) سطح D یا تنش خیلی شدید (۸۶ < THI < ۹۸)، ۵) سطح E یا مرگ حیوان (Akyuz et al., 2010) ($THI \geq ۹۸$).

به منظور 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

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 جون (خرداد-تیر) از همه بالاتر و به ترتیب برابر با ۷۲/۶، ۶۹/۴ و ۶۷/۹ محسوبه شده است. با توجه به میانگین THI محسوبه شده، در ماه جولای، گاوهای شیری شهرستان دماوند با مشکل تنش گرمایی طی سال‌های THI 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، ۵۴/۳۷، ۵۴/۰۹، ۵۶/۱۸ و ۵۳/۷۵ و محسوبه شده است.

داده‌های جدول ۲ میانگین شیر تولیدی روزانه هر رأس گاو دوشای 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. درواقع 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 (μ) پرداخت غرامت است. برای مقادیر کمتر از ۷۲ غرامتی 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) غرامت پرداخت می‌شود و برای مقادیر بیش از حد (۹۸) نیز بیشترین تعهد بیمه‌گر (L) پرداخت می‌شود.تابع غرامت 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 استفاده شده 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 محاسبه شده 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 ⁱ	39.3 ^k	44.9 ⁱ	53.7 ^g	60.9 ^e	67.9 ^c	72.6 ^a	69.4 ^b	64.3 ^d	55.9 ⁱ	45.5 ^h	39.8 ^j	54.37

Reference: research results

جدول ۲. میانگین شیر تولیدی روزانه به ازای هر رأس گاو دوشای (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

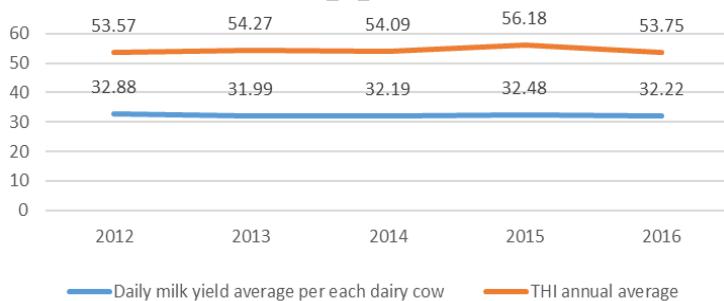
Reference: research results

بنابراین به جای 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.^۱ برای برآورد فرانسنجه‌های 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 به دست آمده از برآورد فرانسنجه‌ها 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 گاو شیری را در سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۱۶ 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 کنдал بین دو متغیر میزان شیر تولیدی و شاخص THI برآورد شد. میزان عددی ضریب همبستگی بین دو متغیر پادشه ۰/۵۹- به دست آمد که نشان‌دهنده یک رابطه همبستگی منفی 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 گاو شیری در سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۱۶ 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 ۲. نتایج مربوط به برآورد فرانسنجه 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 فرانسنجه‌های 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. بهاین 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. بهاین 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 (۲۰۷ 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 (یا 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 ازتابع 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 5.5 EasyFit، توزیع لوگستیک تعمیم‌یافته برای متغیر عملکرد گاو شیری انتخاب شد. نتایج مربوط به آزمون‌های سه‌گانه برای توزیع لوگستیک تعمیم‌یافته در جدول ۴ ارائه شده است.

مشخصات توزیع لوگستیک تعمیم‌یافته با فراسنجه‌های k یا فراسنجه شکل، σ یا فراسنجه مقیاس و μ یا فراسنجه موقعیت به صورت زیر است: $y \sim \text{gen.log}(k=0.15, \sigma=0.04, \mu=0.95)$ (۲۹) بهاین 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 به کارگیری مفصل کلایتون چرخشی منفی، به شمار مناسب متغیر تصادفی تولید شد. سپس با در نظر گرفتن توزیع لوگستیک 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
Generalized logistic	Statistic	0.06	0.29	4.12
	p-value	0.96	-	0.53
	Critical value ($\alpha=0.05$)	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 ($\alpha=0.01$)	-3.56	-141.95	-136.09
Critical value ($\alpha=0.05$)	-2.92	Suitable model	Forecasting yield amount
Critical value ($\alpha=0.10$)	-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 آرائه 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(yc-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

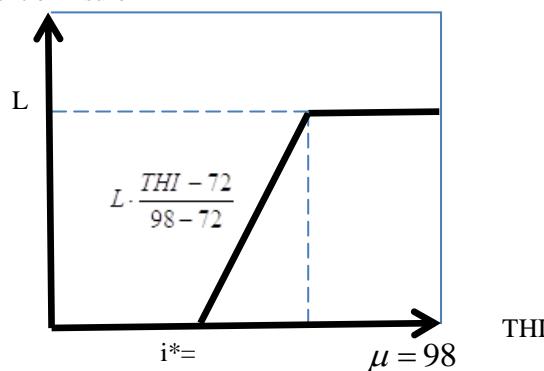
جدول ۷. مقادیر بیشترین تعهد بیمه‌گر برای عملکرد شیر شهرستان دماوند به ازای هر رأس گاو شیری

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

Commitment of insurer



شکل ۲. تابع غرامت در حالت افزایش شاخص THI

Figure 2. Rising indemnity function of THI index

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 تنفس گرمایی جبران کند و به تثبیت درآمد آنان منجر شود. به این ترتیب دامداران می‌توانند با داشتن یک درآمد مطمئن از پنکه‌های مکانیکی برای کاهش رطوبت و گرما استفاده کنند یا هزینه‌های ناشی از نگهداری این ابزار کاهش دهنده تنفس گرمایی را پوشش دهند. به این ترتیب میزان تولید شیر که مهم‌ترین منبع پروتئینی است، نیز افزایش می‌یابد و می‌توان سلامت اجتماعی را ارتقا بخشد. 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 ازانجاكه 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 درزمنیت تعبیه پایگاه (پایلوت)‌های نمونه اندازه‌گیری شرایط آب و هوایی محیط دارد، ولی به سودمندی‌های بلندمدت در کاهش خطر تنفس گرمایی و افزایش تولید شیر منجر می‌شود. درنهایت لازم است برای اجرای موفقیت‌آمیز این طرح تحریبه‌های کشورهای دیگر بررسی کارشناسانه شود و بهترین و کم چالش‌ترین روش‌های به کاررفته توسط دیگران که متناسب با شرایط هر منطقه از ایران است، استفاده شود.

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. به گونه‌ای که تغییر اقلیمی و گرم شدن تدریجی هوا و تأثیر تنفس 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، تنفس گرمایی منجر به خطرپذیری کاهش عملکرد شیر می‌شود. در این میان شهرستان دماوند که جایگاه خاصی در تولید شیر کشور دارد از تأثیر منفی تنفس 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 به طوری که مفصل چرخشی منفی کلایتون 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 تنفس 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 تنفس گرمایی به طور میانگین زیانی معادل ۱/۲۰۵ میلیارد ریال در ماه‌هایی با تنفس گرمایی را منجر می‌شود.

REFERENCES

1. Agriculture Statistics. (2015). *Agriculture Ministry*. Department of planning and economy, IT center. Volume 2, 1st 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. Bohanova, 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 6th 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. (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 1st international conference of the Earth, Space and Clean Energy, Ardabil, University of MohagheghArdabili*, com/Paper-ATTITD01-ATTITD01_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.
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, TolueFarzin Science and Industry Company. 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-Isprierto, 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 2nd 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 Temprature 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., Erickson, P. & Herrero, M. (2010). An assessment of the response to the 2008-2009 drought in Kenya. *International Livestock Research Institute (ILRI)*.