

الگوسازی ریسک عملکرد محصول با استفاده از روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک: مطالعه موردی محصولات گندم و جو استان آذربایجان شرقی

طراوت عارف عشقی^۱ - محمد قهرمان زاده^{۲*} - حسین راحلی^۳ - قادر دشتی^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۳/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۹/۰۱

چکیده

به سبب وابستگی شدید فعالیت‌های کشاورزی به عوامل آب و هوایی، این زیربخش اقتصادی با ریسک بیشتری مواجه بوده و جهت مدیریت این ریسک‌ها همواره بیمه کشاورزی به عنوان یکی از بهترین راهکارها مطرح بوده است. نکته کلیدی در طراحی مناسب قراردادهای بیمه کشاورزی، الگوسازی دقیق توزیع عملکرد محصول و در واقع برآورد احتمال خسارت می‌باشد. در حال حاضر بیمه عملکرد محصول به صورت سنتی اجرا می‌شود و با مشکلاتی مواجه است که توجه به متنوع‌سازی روشهای بیمه‌ای و استفاده از روش‌های دقیق و مرسوم جهت محاسبه احتمال خسارت و حق بیمه، به منظور بهبود شرایط موجود را ضروری می‌کند. بنابراین در مطالعه حاضر تلاش شده است تا میزان ریسک عملکرد محصول با استفاده از رهیافت‌های آماری پارامتریک و ناپارامتریک برای یک خدمت بیمه‌ای جدید به نام بیمه عملکرد منطقه‌ای محاسبه شود. اطلاعات مورد استفاده مربوط به محصولات گندم و جو آبی و دیم در شهرستان‌های اهر و هشترود در استان آذربایجان شرقی طی دوره زمانی ۹۲-۱۳۵۴ می‌باشد. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که مقادیر احتمال خسارت محاسبه شده از طریق رهیافت ناپارامتریک از دقت بیشتری برخوردارند. همچنین مشخص گردید درصد احتمال خسارت برای محصولات مورد نظر در شهرستان هشترود از شهرستان اهر بیشتر است. لذا پیشنهاد می‌شود تا ضمن در نظر گرفتن خصوصیات توابع توزیع در محاسبات مربوط به احتمال خسارت و انتخاب رهیافت مناسب، در تقسیم بندی‌های منطقه‌ای مربوط به تعیین حق بیمه، به منظور تشکیل گروه‌های ریسک عملکرد همگن، بر روی شهرستان‌ها به جای کل استان تمرکز گردد.

واژه‌های کلیدی: احتمال خسارت، اندازه‌گیری ریسک، بیمه عملکرد منطقه‌ای، توزیع بتا و کرنل

مقدمه

انتخاب‌های قبلی نیز وجود داشته باشد که بتواند برای تخمین توابع احتمالات مورد استفاده قرار گیرد، با موقعیت ریسکی مواجه می‌باشند. اما یک موقعیتی که در آن پایه‌های تجربی کم وجود داشته باشد یا وجود نداشته باشد تا از آن بتوان برای تشکیل توزیع‌های احتمال استفاده کرد از نظر نایت نااطمینانی نامیده می‌شود (۱۴). تولید در بخش کشاورزی با ریسک‌های بی‌شماری مواجه است و کشاورزان به طور همزمان با چند منبع ریسک مواجه می‌باشند که شامل ریسک عملکرد یا تولید، ریسک قیمت یا بازار، ریسک مالی، ریسک‌های نهادی و انسانی می‌باشند. ریسک عملکرد ناشی از شرایط آب و هوایی بد، عوامل قهری، بیماری‌ها، آفات و یا عملیات مدیریتی نامناسب خود کشاورز می‌باشد. ریسک قیمت یا ریسک بازار نشان‌دهنده خطرات مرتبط با تغییرات در قیمت ستانده و یا نهاده است که ممکن است پس از شروع به تولید نیز رخ دهد. ریسک‌های نهادی ناشی از تغییر در سیاست‌ها و مقررات است که کشاورزی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. تغییرات مخربی که ممکن است ناشی از تضعیف قدرت

آنچه فعالیت در بخش کشاورزی را متفاوت از سایر بخش‌ها می‌کند تاثیرپذیری بیشتر درآمد تولیدکنندگان این بخش از ریسک‌های بسیاری است که تحت کنترل تولیدکنندگان نبوده و براحتی قابل پیش‌بینی نیز نیستند. نایت براساس میزان دسترسی به اطلاعات تجربی به منظور در نظر گرفتن احتمالات، تعاریف متفاوتی برای ریسک و نااطمینانی مطرح کرده است. براین اساس اگر تصمیم‌گیرندگان با یک موقعیتی مشابه با سایرین مواجه شوند که در گذشته اتفاق افتاده و اطلاعاتی در مورد بازده‌های ناشی از

۱، ۲، ۳ و ۴- به ترتیب دانش آموخته دکتری، دانشیاران و استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

(*- نویسنده مسئول: Ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir)

DOI: 10.22067/jead2.v31i1.56267

مشکلاتی روبروست که توسعه و گسترش فراگیر آن را محدود می‌سازد و چنانچه با بهره‌گیری از تجربه‌های جهانی راهکارهای مناسب برای آنها اندیشه نشود در آینده نه چندان دور چالش‌های جدی در رابطه با پایداری بیمه کشاورزی در کشور را فراروی صندوق بیمه و بخش کشاورزی قرار خواهد داد (۱۵). لذا توجه به محصولات بیمه‌ای جدید، برآورد دقیق پارامترها و طراحی مناسب قراردادهای بیمه اهمیت بسیاری زیادی را دارا می‌باشد.

برای تنظیم حق بیمه و طراحی قرارداد بیمه محصول، خصوصاً بیمه بر پایه عملکرد محصول، الگوسازی عملکردهای محصول و خسارت محصول بر اساس داده‌های تاریخی روش مهمی است. شکل توزیع در مفهوم مطالعات بیمه محصول بدلیل اینکه که منعکس‌کننده ریسک (احتمال خسارت) تولیدکننده می‌باشد بسیار مهم است و به عبارت دیگر هنگام الگوسازی عملکردهای محصول توجه به توده متمرکز در دنباله چپ توزیع مهم می‌باشد (۱۱ و ۲۳). به‌عنوان مثال برای نرخ‌گذاری یک قراردادی که غرامت‌ها را زمانی پرداخت می‌کند که عملکرد زیر ۷۵ درصد مقدار میانگین باشد، باید احتمال کمتر بودن از ۷۵ درصد مقدار میانگین محاسبه شود که این مقدار برابر با زیر تابع توزیع احتمال متغیر تصادفی عملکرد منطقه بین صفر و ۷۵ درصد میانگین می‌باشد. بنابراین تعیین دقیق توزیع عملکرد محصول برای تعیین درست احتمال خسارت مهم است (۶). مطالعات گسترده‌ای راجع به شکل توزیع احتمال عملکرد محصولات کشاورزی صورت گرفته است. اندرسون برای اولین بار بر اهمیت محاسبه غیرنرمال بودن توزیع عملکرد محصول با هدف تحلیل‌های ریسک اقتصادی تاکید کرد. از آن به بعد نیز شمار زیادی از محققان بر این موضوع تاکید داشته‌اند. این محققان شواهد آماری قوی از غیرنرمال بودن و ناهمسانی واریانس در توزیع‌های عملکرد محصول مخصوصاً وجود کشیدگی و چولگی منفی در انواعی از موارد را ارائه دادند. مستندات مبنی بر امکان چولگی مثبت نیز ارائه شده است (۱۲). مطالعات بسیاری نیز برای تعیین مدل توزیع روش‌های تخمینی که به بهترین شکل بتوانند خصوصیات توزیع عملکرد محصول را در نظر بگیرند انجام شده است. رهیافت‌های بکار گرفته شده دامنه‌ای از روش‌های آماری پارامتریک و ناپارامتریک را در برمی‌گیرند که به اجمال به برخی از آنها اشاره می‌شود. نلسون (۱۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر فروض توزیع بر محاسبه حق بیمه محصول، با استفاده از اطلاعات مربوط به توزیع عملکرد میانگین ذرت در ۷ منطقه آیوا در دوره زمانی ۱۹۶۴-۶۹ پرداخت. محاسبات حق بیمه بر اساس دو توزیع نرمال و بتا انجام گرفت و نتایج حاکی از این بود که توزیع نرمال، احتمال خسارت را به نسبت توزیع بتا بیشتر تخمین می‌زند. گودوین و کر (۶) رهیافت تخمین چگالی ناپارامتریک را برای تخمین توزیع عملکرد محصول در سطح شهرستان، به منظور ارزیابی ریسک عملکرد و نرخ‌های حق بیمه برای گندم و جو مورد استفاده قرار دادند. نتایج نشان داد که روش‌های

بدنی یا جابجایی افرادی که در فعالیت مشارکت دارند باشند، یا خطراتی که متوجه دارایی‌های افراد می‌شود از جمله دزدی، آتش‌سوزی و غیره و یا خطرات ناشی از رفتارهای فرصت‌طلبانه شرکا، موجب بوجود آمدن ریسک‌های انسانی می‌شوند و در نهایت ریسک‌های مالی هستند که ناشی از نحوه بدست آوردن سرمایه بنگاه می‌باشد (۸).

دولت‌ها در کشورهای مختلف جهان پس از تجربه راهکارهای مختلف مدیریت ریسک و شیوه‌های متعدد حمایتی به این نتیجه رسیده‌اند که بیمه کشاورزی می‌تواند به عنوان یک راهکار مناسب جایگزین بسیاری از شیوه‌های دیگر مدیریت ریسک و حتی انتقال حمایت‌های مالی به تولیدکنندگان کشاورزی شود. این شیوه به ویژه در کشورهای در حال توسعه که سایر روش‌های پیشرفته، از جمله بازارهای آتی مرسوم نیست و یا از پیشرفت لازم برخوردار نیست و حتی به دلیل کوچک بودن اندازه زمین واحدهای تولیدی، تنوع کشت نیز مقرون بصرفه نیست ابزار مناسب و ضروری تری تلقی می‌شود. بر همین اساس بیمه محصولات کشاورزی در طول حدود ۱۰۰ سال عمر خود پیشرفت‌های بسیار قابل ملاحظه‌ای در ابعاد مختلف کسب کرده و تحولات زیادی داشته است. بیمه کشاورزی به شکل‌های مختلف در کشورهای جهان در حال اجراست و تفاوت عمده در برنامه‌های بیمه در این کشورها در پوشش بیمه، نوع خطر و تعداد خطراتی که پوشش داده می‌شود، اجباری بودن و نبودن خرید بیمه، نوع بیمه از لحاظ نوع پوشش شامل بیمه عملکرد یا بیمه درآمد، بیمه انفرادی و یا بیمه منطقه‌ای، دولتی بودن و یا خصوصی بودن بیمه‌گر می‌باشد (۱۵). با توسعه و پیشرفت بازار جهانی بیمه در سال‌های اخیر یک محصول نوآورانه تحت عنوان بیمه شاخص محور مطرح شده که توجهات زیادی را بیش از پیش به خود جلب کرده است. برخلاف محصولات بیمه سنتی که بر پایه 'APH (تاریخچه عملکرد انفرادی) هستند حق بیمه و غرامت در این نوع از بیمه بر اساس مقدار شاخص منطقه به نسبت افت محصول تجربه شده توسط کشاورز می‌باشد و از آنجاییکه این شاخص‌ها براساس منابع داده‌های شفاف و مشخص می‌باشد مشکلات ناشی از اطلاعات نامتقارن در صورت خریداری این نوع محصول بیمه‌ای بعید به نظر می‌رسد و در مقایسه با بیمه سنتی محصول، هزینه‌های معامله‌ای نیز کاهش خواهد یافت. بیمه عملکرد منطقه‌ای یکی از محصولات بیمه‌ای شاخص محور می‌باشد که بسیاری از مشکلات مطرح شده در زمینه محصولات بیمه‌ای سنتی را ندارد. دارنده بیمه عملکرد منطقه غرامت را هنگامی که عملکرد واقعی منطقه زیر عملکرد بحرانی خاص قرار می‌گیرد دریافت می‌کند، بدون توجه به اینکه مقدار عملکرد واقعی او چه مقدار بوده باشد (۲۲). بیمه کشاورزی در ایران نیز همانند بسیاری از کشورهای جهان با موانع و

گرگان در دوره ۹۰-۱۳۶۳ پرداختند. نتایج نشان داد بیشترین ریسک عملکرد به ترتیب مربوط به محصولات جو، سویا و گندم و همچنین کمترین ریسک عملکرد به ترتیب مربوط به محصولات لوبیا، شبدر و نخود است.

در ایران صندوق بیمه محصولات کشاورزی به عنوان نهاد مجری سیاست‌های مدیریت ریسک در بخش کشاورزی است که از سال ۱۳۶۳ به صورت عملی و قانونی فعالیت خود را آغاز کرده است. محصول گندم به عنوان یکی از مهمترین و راهبردی‌ترین محصولات در میان تولیدات کشاورزی می‌باشد که نقش مهمی در سبد خانوار و امنیت غذایی دارد و این محصول سال‌هاست که تحت پوشش صندوق بیمه محصولات کشاورزی قرار دارد و محصول جو نیز از لحاظ سطح زیرکشت مقام دوم را در بین غلات در کشور به خود اختصاص داده است و از آنجایی که برای تغذیه دام استفاده می‌شود بسیار حایز اهمیت است. در سال زراعی ۹۳-۱۳۹۲ محصول گندم (آبی و دیم) حدود ۵۹ درصد و محصول جو (آبی و دیم) حدود ۱۲ درصد سطح بیمه شده زراعت را به خود اختصاص می‌دهند (۹). بر طبق آمار صندوق بیمه کشاورزی در سال زراعی ۹۳-۱۳۹۲ از لحاظ سطح زیرکشت بیمه شده برای محصولات مورد نظر در کل کشور، استان آذربایجان شرقی برای گندم آبی مقام سیزدهم، گندم دیم مقام پنجم، جو آبی مقام هفدهم و جو دیم مقام یازدهم را دارا می‌باشد. از لحاظ میزان عملکرد، مقدار عملکرد گندم آبی در استان آذربایجان شرقی در سال زراعی ۹۳-۱۳۹۲، برابر با ۳۷۶۷ کیلوگرم بر هکتار، گندم دیم ۱۰۳۸ کیلوگرم بر هکتار، جو آبی ۳۰۰۵ کیلوگرم بر هکتار و جو دیم ۷۶۳ کیلوگرم بر هکتار بوده است. بررسی میزان عملکرد محصولات نامبرده در سطح شهرستان‌ها نشان می‌دهد مقدار عملکرد گندم آبی، گندم دیم، جو آبی و جو دیم برای شهرستان اهر به ترتیب ۴۰۳۳، ۹۰۰، ۳۲۰۰ و ۶۹۸ کیلوگرم بر هکتار و برای شهرستان هشتروند ۳۳۲۵، ۱۲۵۰، ۳۴۵۰ و ۱۲۱۹ کیلوگرم بر هکتار می‌باشد که این مسئله بیانگر متفاوت بودن سطح عملکردهای شهرستانی از همدیگر بوده که لزوم تدوین بیمه عملکرد منطقه‌ای به صورت جداگانه برای هر شهرستان (برخلاف بیمه سنتی فعلی) را بیان می‌نماید. نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد که مقدار انحراف معیار برای محصول گندم آبی در شهرستان اهر و هشتروند ۸۵۵/۷ و ۸۰۷/۷ و مقدار ضریب تغییرات به ترتیب ۳۶/۴ و ۳۳ درصد می‌باشد. مقدار میانگین عملکرد گندم آبی در دوره زراعی ۹۲-۱۳۵۴ در شهرستان اهر ۲۳۵۳/۳ کیلوگرم بر هکتار است که در دامنه‌ای بین ۱۱۱۳/۷ تا ۴۰۳۳ کیلوگرم بر هکتار متغیر است. مقدار میانگین عملکرد در همین دوره برای محصول گندم آبی در شهرستان هشتروند ۲۴۴۴/۹ کیلوگرم بر هکتار است که در دامنه‌ای بین ۱۲۸۵/۷ تا ۴۲۷۱/۵ کیلوگرم بر هکتار متغیر می‌باشد. مقادیر انحراف معیار و ضریب تغییرات بدست

ناپارامتریک می‌تواند دقت را بهبود داده و بنابراین اجرای برنامه‌های بیمه محصول را پیشرفت دهند. شریک و همکاران (۱۶) با ارزیابی بیمه محصول تحت توزیع‌های عملکرد متفاوت به بررسی اثرات نوع تابع توزیع بر میزان حق بیمه محصول ذرت در ایلینویز پرداختند. نتایج نشان داد که اختصاص توزیع عملکرد بدون بررسی، می‌تواند منجر به خطاهای معنی‌دار اقتصادی در سیاست‌های نرخ‌گذاری بیمه محصول شود. ژانگ و وانگ (۲۱) به ارزیابی ریسک‌های تولید برای تولیدکنندگان گندم در منطقه یکن در چین پرداختند. آنها از رهیافت پارامتریک برای الگوسازی توزیع عملکرد گندم استفاده کردند و نتایج نشان داد که به جز دو ناحیه که برای آنها توزیع‌های خانواده جوهانسن توزیع مناسب است، توزیع بور برای الگوسازی ریسک‌های گندم زمستانه مناسب می‌باشد. یی و همکاران (۱۹) به بررسی اثر الگوهای روندزایی در ارزیابی ریسک عملکرد محصول، با استفاده از تاریخچه داده‌های عملکرد محصول برنج مربوط به دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۸ در ۹ استان چین پرداختند. نتایج مؤید آنست که الگوهای روندخطی، لگاریتمی خطی و خودتوضیح میانگین متحرک جمعی^۱ (ARIMA) نتایج ارزیابی ریسک متفاوتی را برای داده‌های واقعی نشان می‌دهند.

در داخل کشور مطالعات بسیار محدودی در رابطه با ریسک عملکرد و به طور دقیق‌تر الگوسازی ریسک عملکرد وجود دارد. به‌عنوان مثال، قهرمان‌زاده و همکاران (۴) به بررسی اثرمتغیرهای اقلیمی بر عملکرد و ریسک عملکرد محصولات گندم و ذرت در استان قزوین با استفاده از رهیافت تابع تولید تصادفی جاست و پاپ پرداختند. توابع عملکرد و ریسک عملکرد گندم آبی به ترتیب به شکل کاب داگلاس و خطی درجه دوم، توابع عملکرد و ریسک عملکرد گندم دیم به ترتیب با استفاده از شکل کاب داگلاس و ترانسندنتال و توابع عملکرد و ریسک عملکرد ذرت به شکل خطی و درجه دوم برآورد شدند و عوامل مؤثر بر عملکرد مورد شناسایی قرار گرفتند. تهامی‌پور و سلامی (۱۸) به تعیین مناطق هم ریسک عملکرد سیب زمینی از لحاظ ریسک سرمازدگی در ایران با استفاده از الگوهای خودرگرسیون فضایی پرداختند. نتایج نشان داد در بین انواع کشت بهاره، تابستانه، پاییزه و زمستانه سیب‌زمینی در کشور، فقط در مورد مناطق کشت پاییزه (که حدود ۲۷ درصد سطح زیرکشت سیب‌زمینی را به خود اختصاص می‌دهد)، ریسک عملکرد ماهیت سیستماتیک دارد. همچنین در مورد مناطق کشت پاییزه، شدت همبستگی فضایی بین مناطق هم ریسک تعیین شده به صورت همسایه متفاوت می‌باشد. اشراقی و همکاران (۳) با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو با ارزیابی ریسک تولید محصولات کشاورزی به تجزیه و تحلیل ریسک تولید ناشی از آثار تغییرات جوی در محصولات کشاورزی غالب شهرستان

1- Autoregressive integrated moving average

بعضی از محققین باور دارند که ریسک یک نااطمینانی است که بر رفاه افراد اثر می‌گذارد و اغلب در ارتباط با زیان و خسارت می‌باشد در حالیکه بعضی دیگر ادعا می‌کنند که ریسک احتمال بروز خسارت است. سوئی^۱ با بررسی مطالعات قبلی در مورد ریسک، آن را به‌عنوان درجه‌ای که درآمد واقعی از درآمد انتظاری به دلیل شرایط نامطمئن و محدود شدن عقلانیت افراد منحرف می‌شود، تعریف می‌کند (۲۱). مفهوم الگوسازی ریسک عملکرد به منظور طراحی و نرخ‌گذاری قرارداد بیمه محصول شباهت زیادی به الگوسازی توزیع احتمال عملکرد محصول دارد و در بنیادی‌ترین سطح آن، وظیفه الگوسازی ریسک عملکرد به دست آوردن برآوردهای پارامترها و یا توضیح دهنده‌هایی از الگوهای است که ماهیت تصادفی عملکردهای تصادفی را شرح دهند. بنابراین باید چگالی احتمال یا توزیع عملکردها مورد بررسی قرار گیرد (۷). سه رهیافت آماری عمومی که برای الگوسازی و شبیه‌سازی توزیع عملکرد محصول وجود دارد عبارتند از: رهیافت‌های پارامتریک، ناپارامتریک و شبه‌پارامتریک که همه آنها مزایا و معایبی را دارا هستند (۱۳). گودوین و ماهول (۷) به نکات قابل توجهی در این زمینه اشاره کرده‌اند که شامل موارد زیر می‌باشد:

- رهیافت‌های الگوسازی (به عنوان مثال الگوهای پارامتریک یا ناپارامتریک) و فروض مربوطه (به‌عنوان مثال خانواده توزیع‌های تصادفی) اهمیت بنیادی دارند چرا که اثرات مستقیمی بر عملکرد تخمین زده شده، خسارت تخمین زده شده و بنابراین نرخ‌های حق بیمه دارند.
 - الگوهای ناپارامتریک هنگامی که داده‌های زیاد در دسترس باشند ترجیح داده می‌شوند چرا که آنها هیچگونه ساختار حداقلی را بر توزیع تخمین زده شده اعمال نمی‌کنند. در مقایسه الگوهای پارامتریک زمانی که داده‌ها کم باشند ترجیح داده می‌شوند.
 - توزیع‌های عملکرد محصول عموماً دارای چولگی منفی بوده و به سمت راست اریب دارند. به این معنا که مقادیر بیشتر عملکردها در نیمه سمت راست توزیع، یعنی عملکردهای بیشتر از میانگین انباشته شده است تا نیمه سمت چپ توزیع. به عبارت دیگر عملکردهایی که بیشتر از میانگین خود می‌باشند دارای فراوانی بیشتری هستند. بنابراین احتمال رد فرض نرمال بودن سری‌های عملکرد محصولات وجود دارد.
 - هنگامی که دسترسی به خسارت‌های تاریخی وجود ندارد الگوهای نرخ‌گذاری باید بر خسارت‌های شبیه‌سازی شده بدست آمده از الگوهای آماری عملکرد محصول تاکید کنند.
- در مطالعه حاضر دو روش پارامتریک و ناپارامتریک مدنظر قرار می‌گیرد. در روش پارامتریک ابتدا یک توزیع اولیه انتخاب شده و

آمده برای محصول گندم دیم در شهرستان هشتگرد از اهر بیشتر است. بدین ترتیب که مقدار انحراف معیار در شهرستان اهر ۲۲۲/۷ و در شهرستان هشتگرد ۳۲۰/۶ و مقدار ضریب تغییرات به ترتیب ۲۹/۵ و ۳۹/۳ درصد است. مقدار میانگین عملکرد محصول گندم دیم در شهرستان اهر ۷۵۴/۳ کیلوگرم بر هکتار بوده و در دامنه‌ای از ۱۹۷/۵ تا ۱۲۵۰ کیلوگرم بر هکتار قرار دارد. همچنین مقدار متوسط عملکرد محصول گندم دیم در شهرستان هشتگرد ۸۱۵/۴ کیلوگرم بر هکتار بوده و در دامنه‌ای از ۳۲۰/۴ تا ۱۵۷۰/۵ کیلوگرم بر هکتار قرار دارد. مقدار انحراف معیار برای محصول جو آبی در شهرستان اهر و هشتگرد ۷۲۰/۵ و ۷۰۱/۸ و مقدار ضریب تغییرات به ترتیب ۳۲ و ۳۱/۲ درصد می‌باشد. مقدار میانگین عملکرد جو آبی در دوره زراعی ۹۲-۱۳۵۴ در شهرستان اهر ۲۲۴۸/۹ کیلوگرم بر هکتار است که در دامنه‌ای بین ۱۰۰۰ تا ۳۹۹۲ کیلوگرم بر هکتار متغیر است. مقدار میانگین عملکرد در همین دوره برای محصول جو آبی در شهرستان هشتگرد ۲۲۴۹/۸ کیلوگرم بر هکتار است که در دامنه‌ای بین ۱۰۹۵/۵ تا ۳۶۰۰ کیلوگرم بر هکتار متغیر است. مقادیر انحراف معیار و ضریب تغییرات بدست آمده برای محصول جو دیم نیز در شهرستان هشتگرد از شهرستان اهر بیشتر است. بدین ترتیب که مقدار انحراف معیار در شهرستان اهر ۲۲۳/۵ و در شهرستان هشتگرد ۳۴۳/۷ و مقدار ضریب تغییرات به ترتیب ۲۹/۶ و ۴۵/۴ درصد است. مقدار میانگین عملکرد محصول جو دیم در شهرستان اهر ۷۵۴ کیلوگرم بر هکتار بوده و در دامنه‌ای از ۳۰۰ تا ۱۳۰۰ کیلوگرم بر هکتار قرار دارد. همچنین مقدار متوسط عملکرد محصول جو دیم در شهرستان هشتگرد ۷۵۶/۳ کیلوگرم بر هکتار بوده و در دامنه‌ای از ۳۰۰ تا ۱۷۳۰ کیلوگرم بر هکتار قرار دارد. بررسی مقادیر انحراف معیار و ضریب تغییرات عملکردهای محصولات در طی سال‌های زراعی ۹۲-۱۳۵۴ نشان‌دهنده وجود ریسک عملکرد و نیاز برای تحت پوشش قرار دادن آن دارد. در حال حاضر بیمه عملکرد به صورت سنتی توسط صندوق بیمه کشاورزی در حال اجراست و طبق آمار و ارقام صندوق بیمه کشاورزی میزان حق‌بیمه‌های دریافتی و غرامت‌های پرداختی با هم همخوانی ندارد. لذا توجه به متنوع‌سازی روش‌های بیمه‌ای و معرفی انواع پوشش‌های بیمه‌ای جدید و استفاده از روش‌های دقیق و مرسوم جهت محاسبه احتمال خسارت و حق بیمه جهت بهبود شرایط موجود از اهمیت زیادی برخوردار است. بنابراین در مطالعه حاضر تلاش شده است تا به این مهم در رابطه با بیمه عملکرد منطقه‌ای برای محصولات گندم و جو آبی و دیم در شهرستان‌های اهر و هشتگرد در استان آذربایجان شرقی پرداخته شود.

مواد و روش‌ها

مفهوم ریسک به روش‌های مختلفی تعریف و درک شده است.

زنده کرنل به عنوان رهیافت ناپارامتریک برای تخمین شکل توزیع عملکرد و قیمت‌گذاری قرارداد بیمه محصول استفاده کردند. تابع چگالی احتمال کرنل تخمین زنده نرمال به صورت زیر می‌باشد:

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad (2)$$

که در آن x_i مشاهده i ام، n تعداد مشاهدات و h پارامتر پهنای باند یا عرض پنجره نامیده می‌شود. همچنین $K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-x_i)^2}{2h^2}}$ تابع کرنل نرمال است و برای هموارسازی پارامتر h قانون حساب سرانگشتی سیلورمن (۱۹۸۶) به صورت $h=0.9*\min[\text{standard deviation, interquartile range}/1.34]*n^{-0.2}$ مورد استفاده قرار می‌گیرد (۱۷). یک پهنای باند (h) بزرگ‌تر هموارسازی بیشتری را در پی خواهد داشت و منجر به تابع چگالی پهن‌تر و هموارتر خواهد شد در حالیکه یک پهنای باند (h) کوچک منجر به چگالی ناهموار و نامنظم می‌شود (۶).

پیشرفت‌های تکنولوژیکی، تکنیک‌های ازدیاد، توسعه ارقام جدید و تغییرات در عوامل محیطی ممکن است به طرز معنی‌داری بر توزیع عملکرد محصول اثر گذار باشند. لذا در بسیاری موارد عملکردهای کشاورزی روندهای فزاینده‌ای را در طول زمان نشان می‌دهند که انحراف از این روندها (جزء اخلاص) اغلب موجب ناهمسانی واریانس شده و این فرض که عملکردها به طور مستقل توزیع شده‌اند را نقض می‌کند. یک رهیافت متداول برای الگوسازی ریسک عملکرد داده‌های سری زمانی اینست که ابتدا داده‌ها روندزایی شده و سپس توزیع عملکرد با داده‌های روندزایی شده انجام شود. این رهیافت اغلب رهیافت دو مرحله‌ای نامیده می‌شود. در گام اول یک مدل روندزایی مناسب برای داده‌ها استفاده شده و در گام دوم داده‌های روندزایی شده برای الگوسازی توزیع استفاده می‌شود (۲۴). به منظور روندزایی از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود که یکی از آنها استفاده از مدل رگرسیون روند زمانی از مرتبه اول یا بالاتر است که در مطالعه دنگ و همکاران (۲) و نیز از اکی و همکاران (۱۱) مورد استفاده قرار گرفته است. بر این اساس روندزایی عملکرد می‌تواند با استفاده از روابط زیر صورت گیرد:

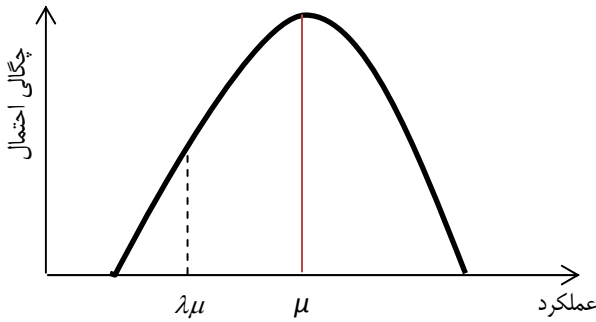
$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (3)$$

که در آن y_t مقدار عملکرد منطقه‌ای محصول (گندم و جو آبی و دیم) و t دوره زمانی ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۲ می‌باشد. تخمین چنین رابطه‌ای منجر به عملکردهای روند-برازش شده \hat{y}_t و انحرافات از روند (ε_t) می‌شود. گودوین و ماهول (۷) بیان کرده‌اند که به منظور نرمال‌سازی عملکردها به عملکردهای سال آخر اگر این باور وجود دارد که مقدار اجزاء اخلاص تحت تاثیر عملکردها نیست می‌توان از رابطه (۴) جهت نرمال‌سازی عملکردها استفاده نمود که در آن تمامی اجزاء اخلاص به

پارامترهای توزیع با قرار دادن داده‌ها در مدل احتمال موقوع پیشامد مورد نظر تخمین زده می‌شوند. به منظور الگوسازی عملکرد محصول توزیع‌هایی که به عنوان پایه برای رهیافت‌های پارامتریک پذیرفته شده‌اند شامل نرمال، لوگ نرمال، لاجستیک، ویبول، بتا و گاما می‌باشند (۱۳). در بین آنها، به دلیل اینکه توزیع بتا در عمل دارای انعطاف‌پذیری و توانایی نشان دادن چولگی موجود در توزیع عملکرد محصول را دارد، در ادبیات موضوع بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد (۲۴). لذا در مطالعه حاضر نیز از این توزیع جهت برآوردهای مربوط به رهیافت پارامتریک استفاده می‌شود. توزیع بتا یک توزیع پیوسته و تک‌نمایی است که برای الگوسازی عملکرد محصول هنگامی که انتظار بر اینست که مقدار توده توزیع اطراف عملکرد میانگین باشد مناسب می‌باشد (۱). این توزیع دارای پارامترهای $\alpha, \gamma > 0$ است و خصوصیات مطلوبی برای الگوسازی عملکردها دارد. می‌تواند با صفر مرزبندی شود (حداقل مقدار برابر با صفر) و برای دامنه وسیعی از توزیع‌های دارای چولگی و کشیدگی مجاز باشد. تابع چگالی احتمال این توزیع بصورت رابطه ۱ بوده که در آن $B(\alpha, \gamma)$ تابع بتا می‌باشد (۲۰).

$$f(x) = \frac{x^{\alpha-1}(1-x)^{\gamma-1}}{B(\alpha, \gamma)} \quad (1)$$

روش‌های تخمین ناپارامتریک یک فرم تابعی خاص را برای توزیع عملکرد در نظر نمی‌گیرند و در مقابل به داده‌ها اجازه می‌دهند تا توزیع مناسب برای عملکرد را نشان بدهند. تکنیک‌های ناپارامتریک یک رهیافتی را برای ایجاد ساختار توزیع تحت یک تابع کرنل پیوسته از طریق هموارسازی داده‌های مشاهده شده پیشنهاد می‌کنند (۶). تحلیل‌های ناپارامتریک بعضی خصوصیات توزیع مانند چولگی مثبت و منفی را نیز نشان می‌دهند. افزون بر این توزیع‌های چندحالتی که در تصریح‌های پارامتریک ممکن است منعکس نشوند را براحتی تخمین می‌زنند (۱۱، ۲۳). یک تکنیک ناپارامتریک بنا به ماهیت خود، حداقل ساختار را بر توزیع برآورد شده تحمیل می‌کند. اگر ساختار پارامتریک مناسب (یعنی تابع توزیع مناسب)، مشخص و معلوم باشد از جنبه آماری، برای اعمال این ساختار، در هنگام برآورد تابع توزیع، تکنیک پارامتریک کارآمدتر است. با این حال، یک انتخاب نامناسب از یک توزیع پارامتریک ممکن است منجر به برآوردهای اریب‌دار از توزیع و در نتیجه نرخ‌های حق بیمه نادرست شود. این معاوضه بین کارایی و اریب‌دار شدن برآوردها در ملاحظات مربوط به تخصیص مناسب الگوهای اقتصادسنجی یا آماری وجود دارد و ممکن است تمایل به پذیرفتن برآوردهای اریب‌دار وجود داشته باشد اگر که منافع ناشی از کارایی بزرگ باشند و برعکس (۷). از جمله مطالعاتی که از رهیافت ناپارامتریک برای تعیین حق بیمه استفاده کرده‌اند می‌توان به مطالعه گودوین و کر (۶)، دنگ و همکاران (۲)، از اکی و همکاران (۱۱) و شریک و همکاران (۱۷) اشاره کرد. این محققان از تخمین



شکل ۱- احتمال خسارت در تابع توزیع

Figure 1- Probability of loss in distribution function

داده‌های مورد نیاز در این تحقیق شامل عملکردهای محصولات گندم آبی، جو آبی، گندم دیم و جو دیم در شهرستان‌های اهر و هشترود می‌باشد که از سازمان جهاد کشاورزی استان آذربایجان شرقی جمع‌آوری شده است. این داده‌ها دوره زمانی ۹۲-۱۳۵۴ را شامل می‌شوند.

نتایج و بحث

به منظور بررسی ایستایی سری‌های عملکرد محصولات گندم و جو آبی و دیم در شهرستان‌های اهر و هشترود از آزمون ریشه واحد الیوت و همکاران^۱ (DF-GLS) و آزمون KPSS استفاده شد که نتایج مربوطه در جدول شماره (۱) ارائه شده است. مطابق این جدول فرض صفر آزمون DF-GLS مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده است، لذا سری‌های عملکرد مورد نظر دارای ریشه واحد نیستند و با توجه به فرض صفر مبنی بر روند ایستا بودن در آزمون ریشه واحد KPSS و عدم رد فرض صفر آن، سری‌های مورد نظر روند ایستا هستند.

رهیافت متداول برای الگوسازی ریسک عملکرد داده‌های سری زمانی همانطور که بدان اشاره شد اینست که ابتدا داده‌ها روندزدایی شوند و سپس توزیع عملکرد با داده‌های روندزدایی شده مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به روند-ایستا بودن سری‌های عملکرد محصولات، به منظور روندزدایی ابتدا یک مدل رگرسیون مناسب از درجه اول یا دوم متغیر روند در نظر گرفته شد و با استفاده از آزمون باکس-کاکس فرم تابعی مناسب به شکل خطی یا لگاریتمی برای توابع عملکرد محصولات مورد نظر تعیین گردید. فرم تابعی مناسب برای سری عملکرد گندم آبی، جو آبی و جو دیم در شهرستان اهر و گندم دیم در شهرستان‌های اهر و هشترود فرم خطی درجه اول و برای سری عملکرد گندم آبی، جو آبی و جو دیم در شهرستان هشترود، فرم لگاریتمی-خطی درجه اول مناسب تشخیص داده شد. در جدول (۲) نتایج آمار توصیفی مربوط به سری‌های روندزدایی شده گندم آبی و

عملکرد برآزش شده سال آخر (\hat{y}_T) اضافه می‌شوند.

$$(normalized\ yield)t = \hat{y}_T + \varepsilon_t \quad (4)$$

اگر این باور وجود دارد که انحرافات از روند، نسبتی از سطح عملکردها هستند باید از رابطه (۵) استفاده شود. هر دو این رهیافت‌ها در ادبیات مورد استفاده‌اند و روش دوم کاربرد بیشتری دارد (۷). در مطالعه حاضر نیز از روش دوم بهره گرفته شده است.

$$(normalized\ yield)t = \hat{y}_T(1 + \varepsilon_t/\hat{y}_T) \quad (5)$$

که در این رابطه، \hat{y}_T مقدار عملکرد برآزش شده و T سال آخر که در این مطالعه ۱۳۹۲ می‌باشد.

به منظور بررسی فرم تابعی خطی یا خطی-لگاریتمی بودن مدل رگرسیون روند خطی، در مطالعه حاضر از آزمون باکس کاکس بهره گرفته شد. توزیع عملکرد نیز سپس با استفاده از عملکردهای روندزدایی شده و بهره‌گیری از رهیافت‌های تخمین پارامتریک و ناپارامتریک مورد محاسبه قرار می‌گیرد. در یک قرارداد بیمه، غرامت‌ها زمانی که عملکردهای واقعی کمتر از یک نسبت خاصی (λ) از عملکرد انتظاری مورد بیمه (μ)، یعنی سطح تعهد $\lambda\mu$ قرار بگیرد، پرداخت خواهند شد. خسارت انتظاری^۱ از ضرب احتمال بروز یک خسارت در مقدار خسارت انتظاری با توجه به وقوع خسارت بدست می‌آید که شکل ریاضی آن در رابطه ۶ آمده است (۶، ۷):

$$Expected\ insured\ loss\ (y) = Emax[\lambda\mu - y, 0] \quad (6) \\ = Prob[y < \lambda\mu][\lambda\mu - E(y|y < \lambda\mu)]$$

در واقع احتمال وقوع خسارت همان میزان ریسک عملکرد تولیدکننده است و خسارت انتظاری بیمه شده، همان حق بیمه منصفانه است لذا حق بیمه منصفانه از حاصلضرب میزان ریسک عملکرد $Prob[y < \lambda\mu]$ (احتمال وقوع خسارت) در خسارت انتظاری $[\lambda\mu - E(y|y < \lambda\mu)]$ (اختلاف عملکرد انتظاری شرطی تولیدکننده از سطح عملکرد تضمینی بیمه‌گر $(\lambda\mu)$) بدست می‌آید. احتمال خسارت بوسیله منطقه زیر تابع توزیع در سمت چپ عملکرد تضمین شده $(\lambda\mu)$ تعیین می‌شود که در شکل ۱ با نقطه چین مشخص شده است. در قراردادی که λ درصد از مقدار عملکرد بیمه شده انتظاری (μ) را تعهد می‌کند، برای بدست آوردن مقدار احتمال خسارت، انتگرال تابع چگالی در بازه صفر تا سطح عملکرد تضمینی بیمه‌گر محاسبه می‌شود. انتگرال تابع چگالی ناپارامتریک را می‌توان به صورت عددی با استفاده از رهیافت تراپزویید^۲ تخمین زد (۵ و ۶).

1- Expected insured loss
2- Trapezoid

چگالی‌های عملکرد پارامتریک و ناپارامتریک برآورد کرد. به‌عنوان نمونه نمودارهای مربوط به توابع توزیع بتا و کرنل مربوط به محصولات گندم و جو آبی و دیم در شهرستان اهر در شکل (۲) و (۳) ارایه شده است. همانطور که در جدول (۲) نیز اشاره شده است در هر دو سری نمودارهای مربوط به توزیع بتا و کرنل نیز مشاهده می‌شود که محصولات گندم و جو آبی و گندم دیم دارای چولگی منفی و جو دیم دارای چولگی مثبت می‌باشد.

جو آبی، گندم دیم و جو دیم در مناطق مورد بررسی ارائه شده است. براساس این جدول، در ۵ مورد از ۸ مورد (حدود ۶۳ درصد موارد)، سری‌های عملکرد چولگی منفی دارند که با توجه به مطالعات گذشته از جمله گودوین و کر (۶) مطابق انتظار می‌باشد. چولگی منفی بیان می‌کند که عملکردهایی که نزدیک به عملکرد حداکثر باشند نسبت به عملکردهایی که مقدارشان نزدیک به مقادیر حداقل می‌باشد بیشتر هستند. حال با استفاده از سری‌های روندزدایی شده می‌توان توابع چگالی احتمال بتا و کرنل نرمال (Gaussian) را به منظور تخمین

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد DF-GLS و KPSS برای سری‌های عملکرد گندم و جو آبی و دیم در اهر و هشتروود

Table 1- The DF-GLS and KPSS unit root tests results for yield series of irrigated and rain fed wheat and barley in Ahar and Hashtrood County

Test	DF-GLS				KPSS				
	شهرستان County	گندم آبی Water wheat	گندم دیم Dry wheat	جو آبی Water barley	جو دیم Dry barley	گندم آبی Water wheat	گندم دیم Dry wheat	جو آبی Water barley	جو دیم Dry barley
اهر Ahar		-3.82	-6.30	-3.98	-6.97	0.07	0.06	0.1	0.11
هشتروود Hashtrood		-4.52	-5.0	-3.36	-5.56	0.11	0.05	0.10	0.11
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد Critical value at 5%		-3.19	-3.19	-3.19	-3.19	0.15	0.15	0.15	0.15

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

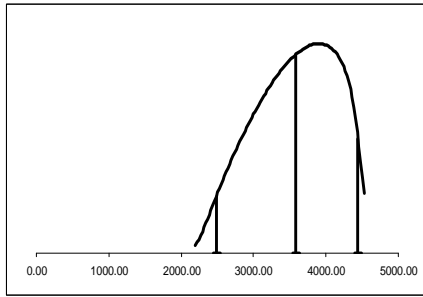
جدول ۲- نتایج توصیفی سری‌های روندزدایی شده عملکرد محصولات گندم و جو آبی و دیم در شهرستان‌های مورد بررسی

Table 2- Descriptive results of detrended series of irrigated and rain fed wheat and barley in the considered counties

شهرستان County	محصول Crop	میانگین (Kg/ha) Mean	انحراف معیار Sd.	حداقل Minimum	حداکثر Maximum	چولگی Skewness	کشیدگی Kurtosis
اهر Ahar	گندم آبی Water wheat	3647.05	533.44	2196.06	4527.8	-0.83	0.42
	گندم دیم Dry wheat	3296.68	567.6	1660.29	4364.79	-0.41	1.02
	جو آبی Water barley	1005.75	227.68	366.27	1436.18	-0.92	1.03
	جو دیم Dry barley	754.06	223.56	300	1300	0.72	0.96
هشتروود Hashtrood	گندم آبی Water wheat	3494.05	853.64	2043.78	4749.59	0.01	-1.14
	گندم دیم Dry wheat	2967.82	735	1561.05	4080.61	-0.35	-0.78
	جو آبی Water barley	1059.52	333.16	352.39	1673.54	-0.42	-0.51
	جو دیم Dry barley	973.75	365.89	386.05	1872.54	0.14	-0.21

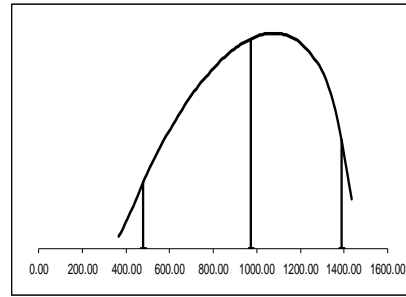
ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings



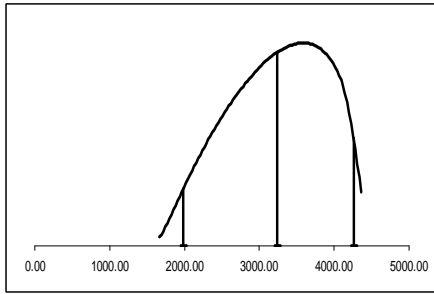
تابع توزیع بتا برای گندم آبی

Beta distribution function for water wheat



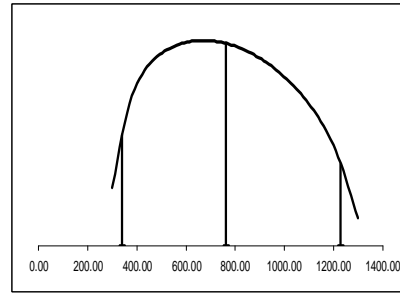
تابع توزیع بتا برای گندم دیم

Beta distribution function for dry wheat



تابع توزیع بتا برای جو آبی

Beta distribution function for water barley

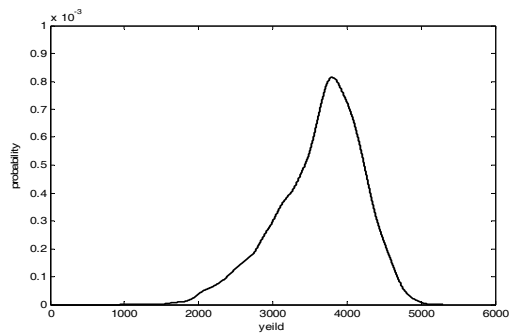


تابع توزیع بتا برای جو دیم

Beta distribution function for dry barley

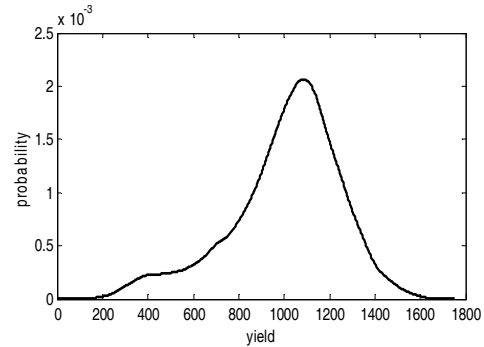
شکل ۲- توزیع پارامتریک برای محصولات گندم و جو آبی و دیم در شهرستان اهر

Figure 2- Parametric distribution for irrigated and rainfed wheat and barley in Ahar county



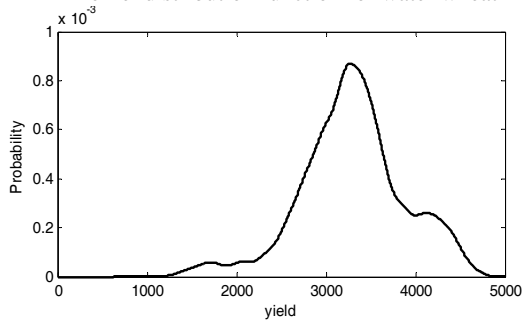
تابع توزیع کرنل برای گندم آبی

Kernel distribution function for water wheat



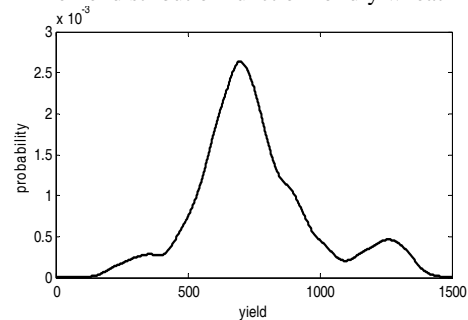
تابع توزیع کرنل برای گندم دیم

Kernel distribution function for dry wheat



تابع توزیع کرنل برای جو آبی

Kernel distribution function for water barley



تابع توزیع کرنل برای جو دیم

Kernel distribution function for dry barley

شکل ۳- توزیع ناپارامتریک برای محصولات گندم و جو آبی و دیم در شهرستان اهر

Figure 3- Non parametric distribution for irrigated and rainfed wheat and barley in Ahar county

Source: Research findings
 ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- مقادیر احتمال خسارت برای محصولات گندم و جو آبی و دیم در شهرستان‌های مورد نظر
 Table 3- Probability of loss values for irrigated and rainfed wheat and barley in the considered counties

احتمال وقوع خسارت با استفاده از توزیع بتا در سطوح پوششی مختلف در شهرستان اهر						
Probability of loss by using beta distribution in different coverage levels in Ahar county						
سطوح پوشش Coverage level	0.65	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90
گندم آبی Water wheat	8.8%	16%	25.4%	36%	48%	61%
گندم دیم Dry wheat	14%	19%	24%	29%	35%	41%
جو آبی Water barley	8%	13%	19%	26%	33%	41%
جو دیم Dry barley	18%	22.4%	27%	31.6%	36%	41%
احتمال وقوع خسارت با استفاده از توزیع بتا در سطوح پوششی مختلف در شهرستان هشترود						
Probability of loss by using beta distribution in different coverage levels in Hashtrud county						
سطوح پوشش Coverage level	0.65	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90
گندم آبی Water wheat	12.7%	18.8%	24.8%	31%	36.6%	42.5%
گندم دیم Dry wheat	22%	24.4%	31%	35.5%	40%	44.6%
جو آبی Water barley	12%	17.6%	23%	28%	33.5%	39%
جو دیم Dry barley	23%	24%	31%	35%	39%	42.7%
احتمال وقوع خسارت با استفاده از توزیع کرنل در سطوح پوششی مختلف در شهرستان اهر						
Probability of loss by using kernel distribution in different coverage levels in Ahar county						
سطوح پوشش Coverage level	0.65	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90
گندم آبی Water wheat	8%	13%	19.7%	28%	40%	55%
گندم دیم Dry wheat	9.2%	11.6%	14.7%	18.3%	23%	29%
جو آبی Water barley	4.7%	6.6%	10%	15.6%	23.6%	35%
جو دیم Dry barley	8.3%	11.2%	15.6%	21.4%	28.8%	38%
احتمال وقوع خسارت با استفاده از توزیع کرنل در سطوح پوششی مختلف در شهرستان هشترود						
Probability of loss by using kernel distribution in different coverage levels in Hashtrud county						
سطوح پوشش Coverage level	0.65	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90
گندم آبی Water wheat	12.5%	17.2%	23%	29%	36.3%	44%
گندم دیم Dry wheat	18%	19.5%	24.5%	28%	32%	36.5%
جو آبی Water barley	11.5%	15%	18.8%	23%	27.8%	33.4%
جو دیم Dry barley	20.4%	21.6%	26%	28.7%	31.6%	34.7%

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

برای گندم دیم و جو آبی در سطح پوشش ۶۵ درصد، در سایر موارد برای شهرستان اهر تفاوت معنی‌داری بین توزیع بتا و کرنل برای محصولات مختلف در سطوح پوششی متفاوت مشاهده می‌شود. در جدول (۵) نیز نتایج مربوط به آزمون paired-t برای محصولات مورد نظر در شهرستان هشتگرد ارائه شده است. نتایج ارائه شده در این جدول نیز حاکی از آن است که جز در ۴ مورد از ۲۴ مورد (گندم دیم، سطوح پوششی ۶۵ و ۷۰ درصد، جو آبی در سطح پوشش ۸۰ درصد و جو دیم در سطح پوشش ۹۰ درصد) در بقیه موارد تفاوت معنی‌داری بین برآوردهای دو توزیع وجود دارد.

با توجه به اینکه برآوردهای تابع توزیع بتا برای احتمال خسارت مقادیر بزرگتری را نسبت به تابع توزیع کرنل دارا است و همچنین نتایج حاصل از آزمون paired-t که حاکی از وجود تفاوت معنی‌دار بین توزیع‌های بتا و کرنل است، لذا ضروری است که تابع توزیع مناسب جهت اندازه‌گیری ریسک عملکرد محصولات انتخاب گردد. بدین منظور به پیروی از مطالعه شریک و همکاران (۱۶، ۱۷) از نمودارهای توزیع تجمعی (CDF) توزیع تجربی^۱ استفاده شد که به عنوان نمونه نتایج مربوط به گندم و جو آبی و دیم برای شهرستان اهر در شکل (۴) گزارش شده است. همانطور که مشاهده می‌گردد با توجه به اینکه تابع توزیع کرنل یک فرم تابعی خاص را برای توزیع عملکرد در نظر نمی‌گیرد و به داده‌ها اجازه می‌دهد تا توزیع مناسب برای عملکرد را نشان بدهند لذا نمودارهای توزیع تجمعی کرنل مشابهت بیشتری با توزیع‌های تجربی داشته و بنابراین برای هر ۴ سری مورد بررسی توزیع مناسبتری می‌باشند. البته در ادبیات موضوع نیز به این مسئله به فراوانی اشاره شده است.

نتیجه‌گیری کلی و پیشنهادها

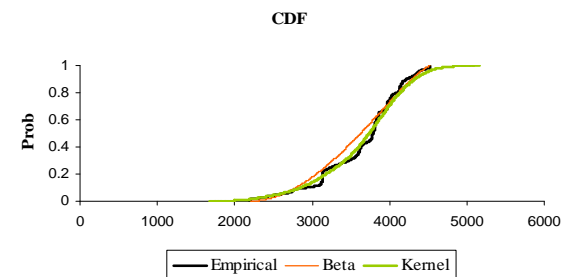
شکل توزیع احتمال متغیر تصادفی مورد نظر در مطالعات بیمه محصولات کشاورزی به منظور طراحی و نرخ‌گذاری قرارداد بیمه بدلیل اینکه منعکس‌کننده ریسک (احتمال خسارت) تولیدکننده است، بسیار مهم می‌باشد و مفهوم الگوسازی ریسک عملکرد بسیار مشابه الگوسازی توزیع احتمال عملکرد محصول است. لذا در مطالعه حاضر رهیافت‌های پارامتریک و ناپارامتریک به منظور الگوسازی تابع توزیع و سپس اندازه‌گیری ریسک عملکرد مد نظر قرار گرفت و با توجه به اینکه هر کدام از این رهیافت‌ها مزایا و معایبی را دارند تلاش شد تا رهیافت مناسب جهت برآورد ریسک عملکرد یا همان احتمال خسارت انتخاب شود. برای رهیافت پارامتریک از تابع توزیع بتا و برای رهیافت ناپارامتریک از تابع توزیع کرنل بهره گرفته شد.

به منظور محاسبه احتمال وقوع خسارت از انتگرال‌گیری از توابع بتا و کرنل استفاده می‌شود که نتایج مربوطه در جدول (۳) گزارش شده است. دامنه احتمال وقوع خسارت با استفاده از توزیع بتا برای گندم آبی در شهرستان اهر از ۸/۸٪ درصد در سطح پوشش ۶۵ درصد تا ۶۱٪ درصد در سطح پوشش ۹۰ درصد و در شهرستان هشتگرد از ۱۲/۷٪ تا ۴۲/۵٪ متغیر است. دامنه تغییرات احتمال خسارت برای گندم دیم از ۱۴٪ تا ۴۱٪ برای شهرستان اهر و از ۲۲٪ تا ۴۴/۶٪ برای شهرستان هشتگرد می‌باشد. سطح احتمال خسارت برای جو آبی با استفاده از توزیع بتا از ۸٪ تا ۴۱٪ در شهرستان اهر و از ۱۲٪ تا ۳۹٪ در شهرستان هشتگرد متغیر است. احتمال خسارت برای جو دیم نیز از ۱۸٪ در سطح پوشش ۶۵ درصد تا ۴۱٪ در سطح پوشش ۹۰ درصد برای شهرستان اهر و از ۲۳٪ تا ۴۲/۷٪ برای شهرستان هشتگرد متغیر است. احتمال وقوع خسارت با استفاده از تابع توزیع کرنل برای گندم آبی در سطح پوشش ۶۵ درصد از ۸٪ تا ۵۵٪ در سطح پوشش ۹۰ درصد برای شهرستان اهر و از ۱۲/۵٪ تا ۴۴٪ برای شهرستان هشتگرد متغیر است. برای گندم دیم احتمال خسارت از ۹/۲٪ تا ۲۹٪ در شهرستان اهر و ۱۸٪ تا ۳۶/۵٪ در شهرستان هشتگرد متغیر است. دامنه تغییرات احتمال خسارت برای جو آبی از ۴/۷٪ تا ۳۵٪ برای شهرستان اهر و از ۱۱/۵٪ تا ۳۳/۴٪ در شهرستان هشتگرد متغیر است. احتمال خسارت برای جو دیم نیز از ۸/۳٪ تا ۳۸٪ برای شهرستان اهر و از ۲۰/۴٪ تا ۳۴/۷٪ در شهرستان هشتگرد تغییر می‌کند. در سطح پوشش ۶۵ درصد که سطح پوشش ارائه شده توسط بیمه سنتی در حال اجراء است در هر دو شهرستان هم در توزیع بتا و هم در توزیع کرنل درصد احتمال وقوع خسارت برای محصولات دیم از محصولات آبی بیشتر است. همچنین همانطور که مشاهده می‌شود مقایسه درصد احتمال خسارت برآورد شده از هر دو رهیافت، برای هر ۴ محصول در سطح پوشش ۶۵ درصد نشان می‌دهد که درصد احتمال بروز خسارت بزرگتری در شهرستان هشتگرد وجود دارد و برای توزیع کرنل که تابع توزیع دقیق‌تری می‌باشد تقریباً در تمامی سطوح پوششی برای هر ۴ محصول، درصد احتمال بروز خسارت در شهرستان هشتگرد بزرگتر است، بدین معنی که احتمال مواجه شدن با خطر برای این محصولات در شهرستان هشتگرد از شهرستان اهر بیشتر است. مقایسه برآوردهای احتمال خسارت با استفاده از توابع توزیع بتا و کرنل در سطوح پوشش مختلف نشان می‌دهد که در هر دو شهرستان مقادیر بدست آمده با استفاده از تابع توزیع بتا مقادیر بزرگتری را نسبت به مقادیر برآوردی از تابع توزیع کرنل بخود اختصاص می‌دهند که در مطالعه ازاک و همکاران (۱۱) نیز نرخ‌های حق بیمه بزرگتری با استفاده از توزیع بتا گزارش شده است. به منظور بررسی وجود تفاوت معنی‌دار بین مقادیر بدست آمده از دو توزیع به پیروی از گودوین و کر (۶) و شریک و همکاران (۱۶) از آزمون paired-t استفاده شد که نتایج مربوطه در جدول (۴) آمده است. همانطور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود به غیر از دو مورد

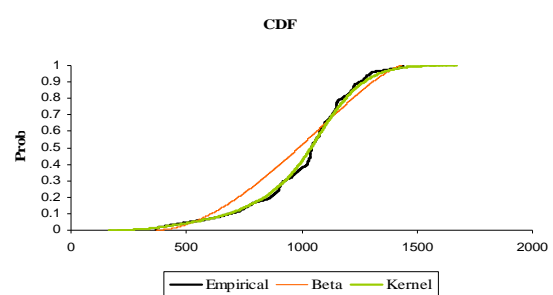
جدول ۴- نتایج حاصل از آزمون paired-t برای محصولات مورد نظر در شهرستان اهر
Table 4- The results of paired-t test for the considered crops in Ahar County

شهرستان County	شهرستان اهر Ahar County			
محصول Crop	گندم آبی Water wheat	گندم دیم Dry wheat	جو آبی Water barley	جو دیم Dry barley
توزیع و سطوح پوشش Distribution and Coverage level	توزیع کرنل 65% Kernel Distribution			
توزیع بتا 65% Beta Distribution	-7.31***	0.09 ^{ns}	-1.13 ^{ns}	9.51***
توزیع بتا 70% Beta Distribution	-2.44**	3.51***	4.17***	13.07***
توزیع بتا 75% Beta Distribution	1.68*	6.59***	9.03***	15.56***
توزیع بتا 80% Beta Distribution	5.04***	9.32***	12.62***	16.97***
توزیع بتا 85% Beta Distribution	7.67***	11.76***	14.75***	17.28***
توزیع بتا 90% Beta Distribution	8.93***	13.66***	15.32***	16.44***

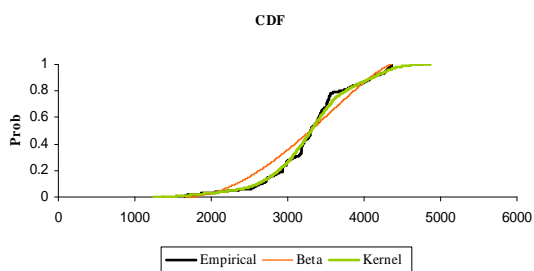
***، ** و * سطح معنی داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد، ns بی معنی
***, ** and * indicate statistical significance at the levels 1%, 5%, and 10%, respectively



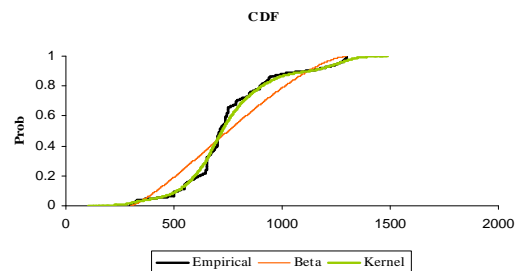
توابع توزیع تجربی، بتا و کرنل برای گندم آبی
Empirical, beta and kernel distribution functions for water wheat



توابع توزیع تجربی، بتا و کرنل برای گندم دیم
Empirical, beta and kernel distribution functions for dry wheat



توابع توزیع تجربی، بتا و کرنل برای جو آبی
Empirical, beta and kernel distribution functions for water barley



توابع توزیع تجربی، بتا و کرنل برای جو دیم
Empirical, beta and kernel distribution functions for dry barley

شکل ۴- توابع توزیع تجربی، بتا و کرنل برای محصولات مورد نظر در شهرستان اهر

Figure 4- Empirical, beta and kernel distribution functions for considered crops in Ahar county

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

جدول ۵- نتایج حاصل از آزمون paired-t برای محصولات مورد نظر در شهرستان هشتگرد

Table 5- The results of paired-t test for the considered crops in Ahar County

شهرستان County	شهرستان هشتگرد Hashtrud County			
محصول Crop	گندم آبی Water wheat	گندم دیم Dry wheat	جو آبی Water barley	جو دیم Dry barley
توزیع و سطوح پوشش Distribution and Coverage level	توزیع کرنل 65% Kernel Distribution			
توزیع بتا 65% Beta Distribution	-12.08***	-1.62 ^{ns}	-11.02***	-11.83***
توزیع بتا 70% Beta Distribution	-7.87***	0.42 ^{ns}	-6.7***	8.92***
توزیع بتا 75% Beta Distribution	-4.66***	2.14**	-3.19***	-6.33***
توزیع بتا 80% Beta Distribution	-2.75**	3.74***	-0.44 ^{ns}	-4.03***
توزیع بتا 85% Beta Distribution	-1.83*	5.17***	1.76*	-1.98**
توزیع بتا 90% Beta Distribution	-1.66*	6.33***	3.27***	-0.19 ^{ns}

***، ** و * سطح معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد، ns بی‌معنی
***, ** and * indicate statistical significance at the levels 1%, 5%, and 10%, respectively

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

برآورد میزان ریسک عملکرد استفاده شود. همچنین مقایسه نتایج بدست آمده برای ریسک عملکرد محصولات مختلف در دو شهرستان اهر و هشتگرد حاکی از بیشتر بودن احتمال بروز خسارت در شهرستان هشتگرد است. این حالی است که در بیمه عملکرد سنتی که صندوق بیمه محصولات کشاورزی برای محصولات زراعی اجرا می‌کند نرخ‌های حق بیمه یکسانی برای کل استان در نظر می‌گیرد که این مسئله منجر به شکل‌گیری مشکل انتخاب ناسازگار می‌گردد. لذا پیشنهاد می‌شود تا در تقسیم‌بندی‌های مربوط به تعیین حق بیمه به منظور تشکیل گروه‌های ریسک عملکرد همگن، به جای کل استان بر روی شهرستان‌های همگن تمرکز شود تا بتوان متناسب با احتمال بروز خسارت نرخ حق بیمه‌های دقیق‌تر و منصفانه‌تری از کشاورزان دریافت نمود و بتوان نرخ مشارکت کشاورزان در برنامه‌های بیمه کشاورزی را افزایش داد. همچنین با

نتایج بدست آمده از این مطالعه حاکی است که دو تابع توزیع احتمال به لحاظ آماری تفاوت معنی‌داری با یکدیگر دارند و مقادیر ریسک‌های عملکرد محاسبه شده از تابع توزیع بتا به نسبت تابع توزیع کرنل در هر دو شهرستان بزرگتر هستند. لذا به منظور تعیین تابع توزیع برتر، نمودارهای توزیع تجمعی CDF هر یک از رهیافت‌ها با نمودار توزیع تجمعی توزیع تجربی مقایسه گردید. براساس یافته‌های تحقیق می‌توان نتیجه گرفت که مقادیر بدست آمده از تابع توزیع کرنل مطابقت بیشتری با توزیع تجربی داشتند و بنابراین رهیافت ناپارامتریک از دقت بیشتری برخوردار می‌باشد. لذا با توجه به تفاوت‌های معنی‌دار بین نتایج حاصل از دو رهیافت و همچنین برتری رهیافت ناپارامتریک نسبت به پارامتریک پیشنهاد می‌شود تا در برآورد نرخ‌های حق بیمه و محاسبات ریسک عملکرد ضمن بررسی خصوصیات توابع توزیع مورد بررسی، از توزیع‌های ناپارامتریک جهت

توجه به درصد احتمال خسارت‌های متفاوت در سطوح پوشش مختلف متفاوت هستند در سطوح پوششی متنوع به بیمه‌شوندگان ارایه شوند.

توجه به اینکه ارایه سطوح پوشش مختلف قدرت انتخاب بهتری برای تولیدکنندگان به‌ویژه کشاورزان موفق و کارا جهت مدیریت ریسک بهتر مزارعشان فراهم می‌آورد توصیه می‌گردد تا حق بیمه‌ها که با

منابع

- 1- Babcock B.A., Hart C.E. and Hayes D.J. 2004. Actuarial fairness of crop insurance rates with constant rate relativities. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(2):563-575.
- 2- Deng X., Barnett B.J., Hoogenboom G., Yu Y., and Y. Garcia A.G. 2008. Alternative crop insurance indexes. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 40(1):223-237.
- 3- Eshraghi F., Kheyri N., and Hasanpour A. 2015. The use of Monte Carlo simulation in risk assessment of agricultural production (Case Study: Gorgan city). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 46(2): 375-383. (in Persian)
- 4- Ghahremanzadeh M., Golbaz M., Hayati B., Dashti G.H. 2014. The impact of climate variables on wheat and corn yield and yield risk in Ghazvin province. *Agricultural Economics*, 8(4): 107-126.
- 5- Goodwin, B.K. 1994. Premium rate determination in the federal crop insurance program: What do averages have to say about risk?. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 19(2): 382-395.
- 6- Goodwin B.K., and Ker A.P. 1998. Nonparametric estimation of crop yield distributions: implications for rating group-risk crop insurance contracts. *American Journal of Agricultural Economics*, 80(1):139-153.
- 7- Goodwin B.K., and Mahul O. 2004. Risk modeling concepts relating to the design and rating of agricultural insurance contracts, The World Bank, Washington, DC.
- 8- Harwood J.L., Heifner R., Coble K., Perry J., and Somwaru A. 1999. Managing risk in farming: concepts, research, and analysis. US Department of Agriculture, Agricultural Economic Report No. 774, Economic Research Service.
- 9- Ministry of agriculture. 2014. The second volume of agricultural statistics, First print. (in Persian)
- 10- Nelson C.H. 1990. The influence of distributional assumptions on the calculation of crop insurance premia. *North Central Journal of Agricultural Economics*, 12(1):71-78.
- 11- Ozaki V.A, Goodwin B.K. and Shirota R. 2008. Parametric and nonparametric statistical modelling of crop yield: implications for pricing crop insurance contracts. *Applied Economics*, 40(9): 1151-1164.
- 12- Ramirez O.A., Misra S., and Field J. 2003. Crop-yield distributions revisited. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1):108-120
- 13- Ramirez O.A., McDonald T.U., and Carpio C.E. 2010. A flexible parametric family for the modeling and simulation of yield distributions. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 42(2): 303-319.
- 14- Robison L.J., and Barry P.J. 1987. Competitive firm's response to risk, Macmillan Publishing Company.
- 15- Salami H. and Dourandish A. 2004. Obstacles and challenges of agricultural insurance, Proceedings of the Second agricultural insurance Scientific Conference, development and investment security, 1-17. (in Persian)
- 16- Sherrick B.J., Zanini F.C., Schnitkey G.D., and Irwin S.H. 2004. Crop insurance valuation under alternative yield distributions. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(2): 406-419.
- 17- Sherrick B.J., Lanoue A.C., Woodard J., Schnitkey G.D., and Paulson D.N. 2014. Crop yield distributions: fit, efficiency, and performance. *Agricultural Finance Review*, 74(3): 348-363.
- 18- Tahami Pour M., and Salami H. 2014. Determining the same risk areas for potato yield frost risk in Iran: The application of spatial econometrics. *Agricultural Economics, Special Issue*, 55-67. (in Persian)
- 19- Ye T., Nie J., Wang J., Shi P., Wang Z. 2014. Performance of detrending models of crop yield risk assessment: evaluation on real and hypothetical yield data. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 29(1): 109-117.
- 20- Zanini, F.C., Scherrick, B. J., Schnitkey G.D. 2001. Crop Insurance valuation under alternative yield distributions. P. 1-40. Paper presented at the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management, 23-34 April. 2001., St. Louis, Missouri.
- 21- Zhang Q., and Wang K. 2010. Evaluating production risks for wheat producers in Beijing, China. *China Agricultural Economic Review*, 2(2): 200-211.
- 22- Zhang Q., Wang K., and Boyd M. 2011. The effectiveness of area-based yield crop risk insurance in China, *Human and Ecological Risk Assessment*, 17(3): 566-579.
- 23- Zheng Q., Wang H.H., and Shi Q.H., 2014. Estimating bivariate yield distributions and crop insurance premiums using nonparametric methods. *Applied Economics*, 46(18):2108-2118.
- 24- Zhu Y., Goodwin B.K., and Ghosh S.K. 2011. Modeling yield risk under technological change: Dynamic yield distributions and the US crop insurance program. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 36(1):192-210.