نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۱، شماره ۱، بهار ۱۳۹۶، ص. ۲۶-۱۴

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 31, No. 1, Spring 2017, p. 14-26

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[٤]

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 حق‌بیمه، 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 آذربایجان‌شرقی 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 نظرگرفتن 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

آنچه فعالیت در بخش کشاورزی را متفاوت از سایر بخش‌ها می‌کند تاثیرپذیری بیشتر درآمد تولیدکنندگان این بخش از[۱] 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 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 درقیمت 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

۱، ۲، ۳ و ۴- به ترتیب دانش آموخته دکتری، دانشیاران و استاد گروه اقتصادکشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
(*- نویسنده مسئول: Ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir)
DOI: 10.22067/jead2.v31i1.56267

بدنی یا جابجایی افـرادی کـه در فعالیـت مشـارکت دارنـد باشـند، یـا خطراتـی کـه متوجـه دارایـی‌هـای افـراد مـی‌شـود از جملـه دزدی، آتش‌سوزی و غیره و یا خطرات ناشی از رفتارهای فرصت‌طلبانه شرکا، موجـب بوجـود آمـدن ریسـک‌هـای انسـانی مـی‌شـوند و در نهایـت ریسک‌های مالی هستند که ناشی از نحوه بدست آوردن سرمایه بنگاه می‌باشد (۸).

دولت‌ها در کشورهای مختلف جهان پـس از تجربـه راهکارهـای مختلف مدیریت ریسک و شیوه‌های متعـدد حمـایتی بـه ایـن نتیجـه رسیده‌اند که بیمه کشاورزی می‌تواند به عنـوان یـک راهکـار مناسـب جایگزین بسیاری از شیوه‌های دیگر مـدیریت ریسـک و حتـی انتقـال حمایت‌های مالی به تولیدکنندگان کشاورزی شود. این شیوه بـه ویـژه در کشورهای در حال توسعه که سـایر روش‌هـای پیشـرفته، از جملـه بازارهای آتی مرسوم نیست و یا از پیشـرفت لازم برخـوردار نیسـت و حتی به دلیل کوچک بودن اندازه زمین واحدهای تولیدی، تنوع کشت نیز مقرون بصرفه نیست ابزار مناسب و ضروری‌تری تلقی می‌شود. بـر همین اساس بیمه محصولات کشـاورزی در طـول حـدود ۱۰۰ سـال عمر خود پیشرفت‌های بسیار قابل ملاحظه‌ای در ابعاد مختلف کسـب کرده و تحولات زیادی داشته است. بیمـه کشـاورزی بـه شـکل‌هـای مختلـف درکشـورهای جهـان درحـال اجراسـت و تفـاوت عمـده دربرنامه‌های بیمه دراین کشورها درپوشش بیمـه، نـوع خطـر و تعـداد خطراتی که پوشش داده می‌شود، اجباری بودن و نبـودن خریـد بیمـه، نوع بیمه از لحاظ نوع پوشش شامل بیمه عملکرد یا بیمه درآمد، بیمـه انفرادی و یا بیمه منطقه‌ای، دولتی بودن و یا خصوصی بودن بیمه‌گـر می‌باشد (۱۵). با توسعه و پیشرفت بازار جهانی بیمه در سال‌های اخیـر یک محصول نوآورانه تحت عنوان بیمه شاخص محور مطرح شده که توجهات زیادی را بیش از پیش به خود جلـب کـرده اسـت. بـرخلاف محصولات بیمه سنتی که بر پایه APH[1] (تاریخچه عملکرد انفـرادی) هستند حق بیمه و غرامت در این نوع از بیمه بر اساس مقدار شـاخص منطقه به نسبت افت محصول تجربه شده توسط کشاورز می‌باشد و از آنجاییکه این شاخص‌ها براساس منـابع داده‌هـای شـفاف و مشـخص می‌باشد مشکلات ناشی از اطلاعات نامتقارن در صورت خریداری این نوع محصول بیمه‌ای بعید به نظر می‌رسد و در مقایسه با بیمـه سـنتی محصول، هزینه‌های معامله‌ای نیز کاهش خواهد یافت. بیمه عملکـرد منطقه‌ای یکی از محصولات بیمـه‌ای شـاخص محـور مـی‌باشـد کـه 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، بـدون توجه به اینکه مقدارعملکرد واقعی او چه مقدار بوده باشـد (۲۲). بیمـه کشاورزی در ایران نیز همانند بسیاری از کشورهای جهان بـا موانـع و مشـکلاتی روبروسـت کـه توسـعه و گسـترش فراگیـر آن را محـدود می‌سازد و چنانچه با بهره‌گیـری از تجربـه‌هـای جهـانی راهکارهـای مناسب برای آنها اندیشه نشود در آینـده نـه چنـدان دور چـالش‌هـای جدی در رابطه با پایداری بیمه کشاورزی در کشور را فراروی صـندوق بیمه و بخش کشاورزی قرار خواهد داد (۱۵). لذا توجه به محصـولات بیمه‌ای جدید، برآورد دقیق پارامترهـا و طراحـی مناسـب قراردادهـای بیمه اهمیت بسیاری زیادی را دارا می‌باشد.

برای تنظیم حق‌بیمه و طراحی قرارداد بیمـه محصـول، خصوصـا بیمه بر پایه عملکرد محصـول، الگوسـازی عملکردهـای محصـول 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 مهـم اسـت و بـه عبارت دیگر هنگام الگوسازی عملکردهای محصـول توجـه بـه تـوده متمرکز در دنباله چپ توزیع مهم می‌باشد (۱۱ و ۲۳). به‌عنـوان مثـال برای نرخ‌گذاری یک قراردادی که غرامت‌ها را زمانی پرداخت می‌کنـد 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 منطقـه بـین صـفر و ۷۵ درصـد میانگین می‌باشد. بنابراین تعیین دقیق توزیع عملکرد محصـول بـرای تعیین درست احتمال خسارت مهـم اسـت (۶). مطالعـات گسـترده‌ای راجع به شکل توزیع احتمال عملکرد محصـولات کشـاورزی صـورت گرفته است. اندرسون برای اولین بار بـر اهمیـت محاسـبه غیرنرمـال بودن توزیع عملکرد محصول با هدف تحلیل‌هـای ریسـک اقتصـادی تاکید کرد. از آن به بعد نیز شمار زیادی از محققـان بـر ایـن موضـوع تاکید داشته‌اند. این محققان شواهد آماری قوی از غیرنرمـال بـودن و ناهمسانی واریانس در توزیع‌های عملکرد محصـول مخصوصـاً وجـود کشیدگی و چولگی منفی در انواعی از موارد را ارایه دادنـد. مسـتنداتی مبنی بر امکان چولگی مثبـت نیـز ارایـه شـده اسـت (۱۲). مطالعـات بسیاری نیز برای تعیین مدل توزیع روش‌های تخمینی که به بهتـرین شکل بتوانند خصوصیات توزیع عملکـرد محصـول را در نظـر بگیرنـد انجام شده است. رهیافت‌های بکار گرفته شده دامنـه‌ای از روش‌هـای آماری پارامتریک و ناپارمتریک 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 بـه توزیع عملکـرد میـانگین ذرت در ۷ منطقـه آیـوا در دوره زمـانی ۶۹-۱۹۶۴ پرداخت. محاسبات حق بیمه بر اسـاس دو توزیـع نرمـال و بتـا 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) رهیافـت تخمین چگالی ناپارامتریک را برای تخمین توزیع عملکرد محصول در سطح شهرستان، به منظور ارزیابی ریسک عملکرد و نرخ‌های حق‌بیمه برای گندم و جو مورد استفاده قرار دادند. نتایج نشان داد که روش‌های

1-Actual production history

ناپارامتریک می‌توانند 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 پکن 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 روندزدایی 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[1](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 برعملکرد و ریسک عملکرد محصولات گندم و ذرت دراستان 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 وخطی 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 ازآثار تغییرات جوی در محصولات کشاورزی غالب شهرستان گرگان دردوره 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 به‌خود 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 آذربایجان‌شرقی 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 هشترود 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 هشترود 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 هشترود 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

1- Autoregressive integrated moving average

آمده برای محصول گندم دیم در شهرستان هشترود از اهر بیشتر است. بدین ترتیب که مقدار انحراف معیار در شهرستان اهر ۲۲۲/۷ و در شهرستان هشترود 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 هشترود 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 هشترود 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 هشترود 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 هشترود از شهرستان اهر بیشتر است. بدین ترتیب که مقدار انحراف معیار در شهرستان اهر ۲۲۳/۵ و در شهرستان هشترود 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 هشترود 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 هشترود در استان آذربایجان‌شرقی پرداخته شود.

مواد و روش‌ها

مفهوم ریسک به روش‌های مختلفی تعریف و درک شده است. 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. سویی[1] 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 دربنیادی‌ترین سطح آن، وظیفه الگوسازی ریسک عملکرد به دست آوردن برآوردهای پارامترها و یا توضیح دهنده‌هایی از الگوهایی 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 تخمین‌زده شده، خسارت تخمین‌زده 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 تخمین‌زده 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

1-Sui

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).

$$f(x)=\frac{x^{a-1}(1-x)\gamma-1}{B(\alpha,\gamma)} \qquad (۱)$$

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 درتصریح‌های 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 حق‌بیمه 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 حق‌بیمه استفاده کرده‌اند می‌توان به مطالعه گودوین و کر (۶)، دنگ و همکاران (۲)، ازاکی و همکاران (۱۱) و شریک و همکاران (۱۷) اشاره کرد. این محققان از تخمین زننده کرنل به عنوان رهیافت ناپارامتریک برای تخمین شکل توزیع عملکرد و قیمت‌گذاری قرارداد بیمه محصول استفاده کردند. تابع چگالی احتمال کرنل تخمین زننده نرمال به صورت زیر می‌باشد:

$$f(x)=\frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n}K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \qquad (۲)$$

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[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 درعوامل 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 اخلال) 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 روندزدایی شده و سپس توزیع عملکرد با داده‌های روندزدایی شده انجام شود. این رهیافت اغلب رهیافت دو مرحله‌ای نامیده می‌شود. در گام اول یک مدل روندزدایی مناسب برای داده‌ها استفاده شده و در گام دوم داده‌های روندزدایی شده برای الگوسازی توزیع استفاده می‌شود (۲۴). به منظور روندزدایی 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 ازاکی و همکاران (۱۱) مورد استفاده قرار گرفته است. بر این اساس روندزدایی عملکرد می‌تواند با استفاده از روابط زیر صورت گیرد:

$$y_t=\alpha_0+\alpha_1 t+\alpha_2 t^2+\varepsilon_t \qquad t=1,2,...,T \qquad (۳)$$

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 اخلال تحت تاثیر عملکردها نیست می‌توان از رابطه (۴) جهت نرمالسازی عملکردها استفاده نمود که در آن تمامی اجزاء اخلال به

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

$$(normalized\ yield)t = \hat{y}_T + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

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.

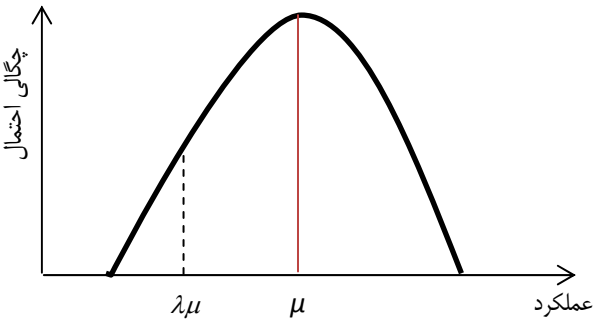
$$(normalized\ yield)t = \hat{y}_T(1 + \varepsilon_t/\hat{y}_t) \qquad (۵)$$

که در این رابطه، $\hat{y}_t$ مقدار عملکرد برازش 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[1] 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 (۷، ۶) :

$$\begin{aligned} Expected\ insured\ loss\ (y) &= Emax[\lambda\mu - y, 0] \\ &= Prob[y < \lambda\mu][\lambda\mu - E(y|y < \lambda\mu)] \end{aligned} \qquad (۶)$$

در واقع احتمال وقوع خسارت همان میزان ریسک عملکرد تولیدکننده است و خسارت انتظاری بیمه شده، همان حق‌بیمه منصفانه است لذا حق بیمه منصفانه از حاصلضرب میزان ریسک عملکرد $\Pr ob[y < \lambda\mu]$ (احتمال وقوع خسارت) در خسارت انتظاری $[\lambda\mu - E(y \mid y < \lambda\mu]$ (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 تراپزوییدی[2] تخمین زد (۵ و ۶).



شکل ۱- احتمال خسارت در تابع توزیع

Figure1- 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 جهادکشاورزی استان آذربایجان‌شرقی 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[3] (DF-GLS) و آزمون KPSS استفاده شد که نتایج مربوطه در جدول شماره (۱) ارایه 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 نظرگرفته شد و با استفاده از آزمون باکس-کاکس فرم تابعی مناسب به شکل خطی یا لگاریتمی برای توابع علمکرد 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 عملکردگندم 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

1- Expected insured loss
2- Trapezoid
3-Elliot

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 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.

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

Table1- 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 barely	گندم آبی Water wheat	گندم دیم Dry wheat	جو آبی Water barley	جو دیم Dry barely
اهر Ahar	-3.82	-6.30	-3.98	-6.97	0.07	0.06	0.1	0.11
هشترود 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

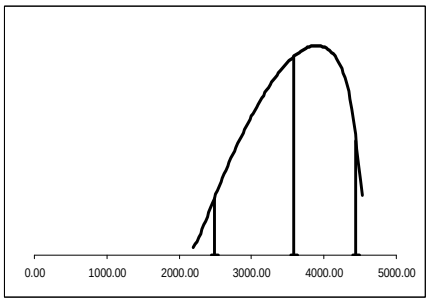
جدول ۲- نتایج توصیفی سری‌های روندزدایی شده عملکرد محصولات گندم و جو آبی و دیم در شهرستان‌های مورد بررسی

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

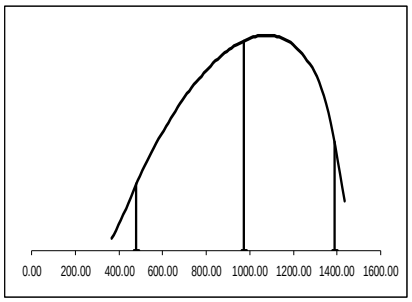
شهرستان County	محصول Crop	میانگین(Kg/ha) Mean	انحراف معیار Sd.	حداقل Minimum	حداکثر Maximum	چولگی Skewness	کشیدگی Kurtosis
اهر Ahar	گندم آبی Water wheat	3647.05	533.44	2196.06	4527.8	-0.83	0.42
	گندم دیم Dry wheat	3296.68	567.6	1660.29	4364.79	-0.41	1.02
	جو آبی Water barley	1005.75	227.68	366.27	1436.18	-0.92	1.03
	جو دیم Dry barley	754.06	223.56	300	1300	0.72	0.96
هشترود 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

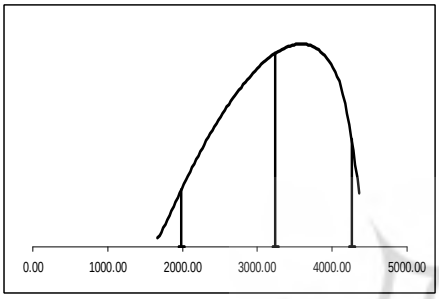
Source: Research findings



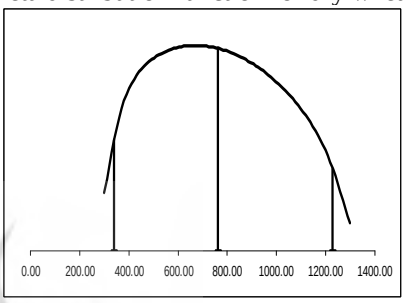
تابع توزیع بتا برای گندم آبی
Beta distribution function for water wheat



تابع توزیع بتا برای گندم دیم
Beta distribution function for dry wheat



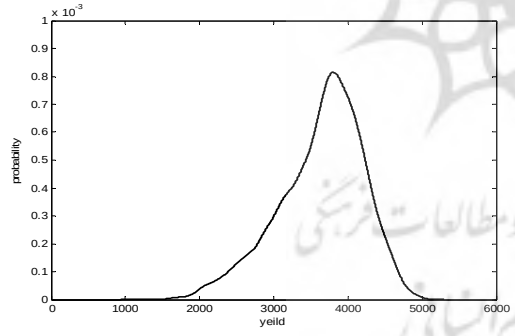
تابع توزیع بتا برای جو آبی
Beta distribution function for water barley



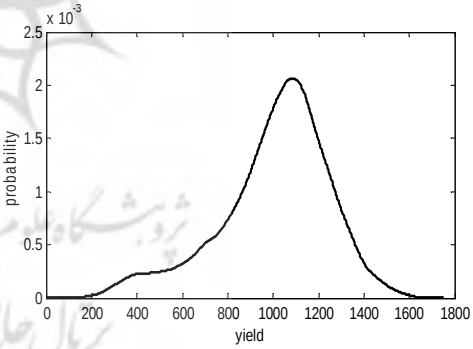
تابع توزیع بتا برای جو دیم
Beta distribution function for dry barley

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

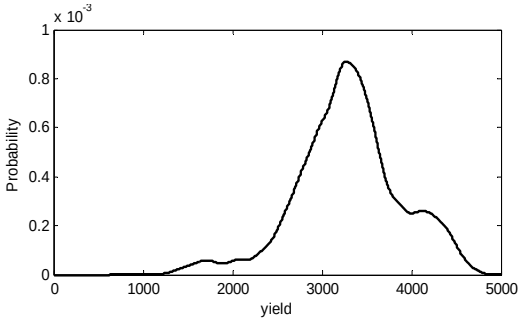
Figure 2- Parametric distribution for irrigated and rainfed wheat and barley in Ahar county



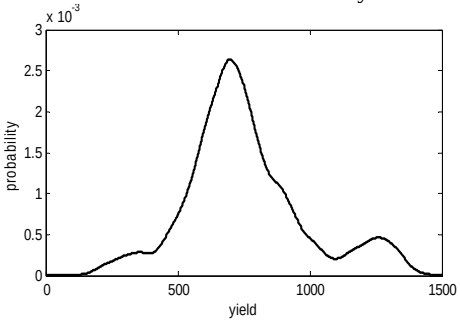
تابع توزیع کرنل برای گندم آبی
Kernel distribution function for water wheat



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

Figure3-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 Hashtrood 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 Hashtrood 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

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٪ در سطح پوشش ۹۰ درصد و در شهرستان هشترود 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 هشترود 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 هشترود 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 هشترود 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 هشترود متغیر است. برای گندم دیم احتمال خسارت از ۹/۲٪ تا ۲۹٪ در شهرستان اهر و ۱۸٪ تا ۳۶/۵٪ در شهرستان هشترود 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 هشترود 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 هشترود تغییر می‌کند. در سطح پوشش ۶۵ درصد که سطح پوشش ارایه شده توسط بیمه سنتی در حال اجراست 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 هشترود وجود دارد و برای توزیع کرنل که تابع توزیع دقیق‌تری می‌باشد تقریبا در تمامی سطوح پوششی برای هر ۴ محصول، درصد احتمال بروز خسارت در شهرستان هشترود بزرگتر است، بدین معنی که احتمال مواجه شدن با خطر برای این محصولات در شهرستان هشترود 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 ازاکی 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 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 هشترود ارایه شده است. نتایج ارایه 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[1] 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.

1- Empirical

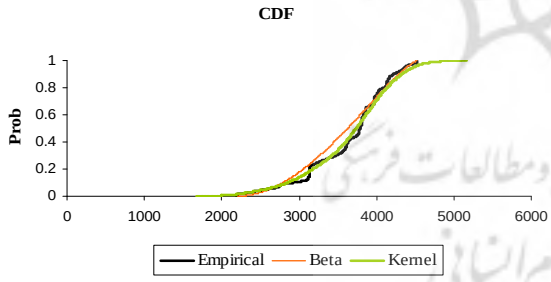
جدول ٤- نتایج حاصل از آزمون paired-t برای محصولات مورد نظر در شهرستان اهر

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 کرنل65% Kernel Distribution			
توزیع بتا65% Beta Distribution	-7.31***	0.09ns	-1.13ns	9.51***
	توزیع کرنل70% Kernel Distribution			
توزیع بتا 70% Beta Distribution	-2.44**	3.51***	4.17***	13.07***
	توزیع کرنل75% Kernel Distribution			
توزیع بتا 75% Beta Distribution	1.68*	6.59***	9.03***	15.56***
	توزیع کرنل80% Kernel Distribution			
توزیع بتا 80% Beta Distribution	5.04***	9.32***	12.62***	16.97***
	توزیع کرنل85% Kernel Distribution			
توزیع بتا 85% Beta Distribution	7.67***	11.76***	14.75***	17.28***
	توزیع کرنل90% Kernel Distribution			
توزیع بتا 90% Beta Distribution	8.93***	13.66***	15.32***	16.44***

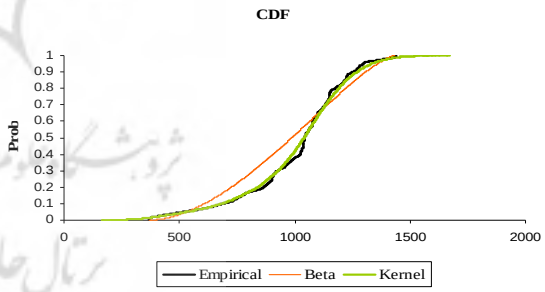
***، ** و * سطح معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد، ns بی‌معنی

***, **and * indicate statistical significance at the levels 1%, 5%, and 10%, respectively



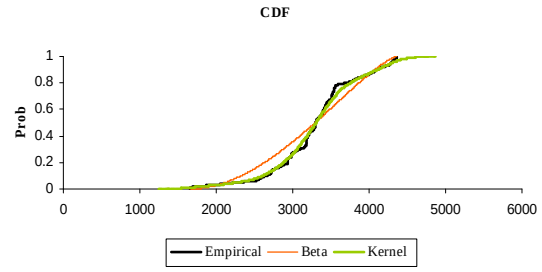
توابع توزیع تجربی، بتا و کرنل برای گندم آبی

Empirical, beta and kernel distribution functions for water wheat



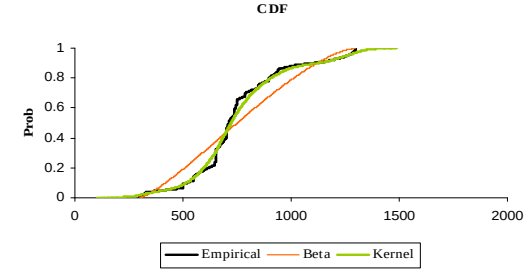
توابع توزیع تجربی، بتا و کرنل برای گندم دیم

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 ٤- 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 هشترود

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

شهرستان County	شهرستان هشترود Hashtrood 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 کرنل65% Kernel Distribution			
توزیع بتا65% Beta Distribution	-12.08***	-1.62ns	-11.02***	-11.83***
	توزیع کرنل70% Kernel Distribution			
توزیع بتا 70% Beta Distribution	-7.87***	0.42ns	-6.7***	8.92***
	توزیع کرنل75% Kernel Distribution			
توزیع بتا 75% Beta Distribution	-4.66***	2.14**	-3.19***	-6.33***
	توزیع کرنل80% Kernel Distribution			
توزیع بتا 80% Beta Distribution	-2.75**	3.74***	-0.44ns	-4.03***
	توزیع کرنل85% Kernel Distribution			
توزیع بتا 85% Beta Distribution	-1.83*	5.17***	1.76*	-1.98**
	توزیع کرنل90% Kernel Distribution			
توزیع بتا 90% Beta Distribution	-1.66*	6.33***	3.27***	-0.19ns

***، ** 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

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 هریک 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 ناپارمتریک 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 حق‌بیمه و محاسبات ریسک عملکرد ضمن بررسی خصوصیات توابع توزیع مورد بررسی، از توزیع‌های ناپارامتریک جهت برآورد میزان ریسک عملکرد استفاده شود.

همچنین مقایسه نتایج بدست آمده برای ریسک عملکرد محصولات مختلف در دو شهرستان اهر و هشترود حاکی از بیشتر بودن احتمال بروز خسارت در شهرستان هشترود است. این حالی است که در بیمه عملکرد سنتی که صندوق بیمه محصولات کشاورزی برای محصولات زراعی اجرا می‌کند نرخ‌های حق‌بیمه 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 حق‌بیمه 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

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

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 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.