کاربرد توزیعات احتمالی ناپارامتری برای تعیین حق بیمه درآمد کل مزرعه: مطالعه موردی شهرستان زنجان

محرم عین‌اللهی، محمد قهرمان‌زاده، رسول محمدرضایی و قادر دشتی[1]
m.ainollahi@tabrizu.ac.ir

چکیده

بیمه محصولات کشاورزی یکی از روش‌های مدیریت ریسک در فعالیت‌های بخش کشاورزی است که امروزه به‌طور گسترده‌ای هم در ایران و هم در سایر کشورها مورد استفاده قرار می‌گیرد. نظام فعلی بیمه محصولات کشاورزی در ایران نتوانسته است امنیت اقتصادی کشاورزان را فراهم و سرمایه‌گذاری در این بخش را بهبود بخشد. یکی از دلایل این امر، نبود تنوع کافی در برنامه‌های ارائه شده توسط صندوق بیمه محصولات کشاورزی است. بنابراین ضرورت بررسی برنامه‌های نوین بیمه محصولات کشاورزی آشکار می‌شود. بیمه درآمد کل مزرعه برنامه جدیدی است که می‌تواند بسیاری از مشکلات بیمه سنتی را برطرف کند. در این برنامه، به جای بیمه عملکرد یا بیمه درآمد یک محصول، درآمد کل مزرعه کشاورز تحت حمایت بیمه قرار می‌گیرد. پژوهش حاضر با هدف طراحی برنامه بیمه درآمد کل مزرعه و اجرای آن در شهرستان زنجان انجام شد. بدین منظور، تابع توزیع چگالی داده‌های سری زمانی عملکرد و قیمت محصولات برآورد و مقادیر این متغیرها برای سال ۱۳۹۴ پیش‌بینی شد. سپس غرامت انتظاری بیمه‌گر، درآمد تضمینی، درآمد شبیه‌سازی شده کشاورزان با به کارگیری روش توزیع احتمال ناپارامتری برآورد شد. در نهایت حق‌بیمه و نرخ حق‌بیمه در دو حالت تک محصولی و چندمحصولی محاسبه و با هم مقایسه گردید. نتایج نشان داد که بیمه درآمد کل مزرعه غرامت انتظاری و حق‌بیمه کمتری نسبت به بیمه عملکرد و بیمه درآمد ارایه می‌کند و بنابراین برای مدیریت ریسک کشاورزی گزینه مناسب‌تری است.

طبقه‌بندی JEL: G22, C15, C53, C63

کلیدواژگان: درآمد کل مزرعه، روش ناپارامتری، ریسک درآمد، نرخ حق بیمه، زنجان

۱ـ به ترتیب دانشجوی دکتری و اساتید دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

مقدمه

در حال حاضر یکی از مشکلات اساسی بخش کشاورزی این است که علی‌رغم اینکه سال‌های زیادی از اجرای بیمه محصولات کشاورزی در کشور می‌گذرد، هنوز الگوی عملی جامعی برای تحقق کارکردهای صندوق بیمه به صورت بهینه در دست نیست. این نارسایی بیش از هر چیز برخاسته از پیچیدگی کار بیمه کشاورزی، شدت و گستردگی مخاطرات و حوادث طبیعی غیرمترقبه و ضعف مطالعات علمی در خصوص برآورد میزان خسارت و تدوین سیاست‌های اجرایی در هریک از موارد مربوط به مخاطرات محتمل در فعالیت‌های کشاورزی است (رسول‌اف، ۱۳۸۳). از طرف دیگر، بررسی عملکرد صندوق بیمه محصولات کشاورزی در سال‌های گذشته نشان می‌دهد که بین حق بیمه‌های دریافتی و خسارت‌های پرداختی توازن وجود ندارد. به عنوان مثال، نسبت هیزل[1] که عبارت است از حاصل جمع غرامت پرداختی و هزینه‌های اداری تقسیم بر مجموع حق‌بیمه‌ها، در مورد صندوق بیمه ایران از یک بیشتر است که نشان می‌دهد نظام بیمه کشاورزی پایدار نیست و به همین دلیل صندوق بیمه محصولات کشاورزی عمدتاً به یارانه‌های دولتی اتکا کرده و کارایی و سودآوری لازم را ندارد.

با توجه به اینکه بیمه سنتی کنونی فقط ریسک تولید را تحت پوشش قرار می‌دهد و ریسک قیمت همچنان درآمد تولیدکنندگان بخش کشاورزی را تهدید و سبب ناپایداری آن می‌شود، بنابراین بایستی به سمت آن دسته از برنامه‌های جدید بیمه رفت که بتواند ریسک درآمد کشاورزان را تحت پوشش قرار دهد. در این مطالعه یک برنامه بیمه‌ای جدید تحت عنوان بیمه درآمد کل مزرعه[2] معرفی و این برنامه بیمه‌ای را به صورت موردی برای محصولات زراعی شهرستان زنجان اجرا شده است. در بیمه درآمد کل مزرعه به جای پوشش درآمد یک محصول، درآمد کل مزرعه کشاورز که دربرگیرنده محصولات مختلف است تحت پوشش بیمه قرار می‌گیرد. این بیمه با در نظر گرفتن ریسک قیمت، ریسک عملکرد و همبستگی بین آن‌ها که ریسک توأم بین محصولات را مدنظر قرار می‌دهد، پوشش جامع‌تری نسبت به سایر برنامه‌ها ارائه می‌کند.

در سال‌های اخیر بیمه درآمد کل مزرعه نظر برخی از محققان اقتصاد کشاورزی را به خود معطوف کرده که ذیلاً به مهم‌ترین آن‌ها اشاره می‌شود. هنسی و همکاران (۱۹۹۷) مطالعه‌ای در زمینه بودجه‌بندی و اثرات رفاهی تولیدکننده بیمه درآمدی انجام و گزارش نمودند که بیمه کل مزرعه هم از نظر هزینه و هم از نظر پوشش ریسک به نفع کشاورزان است. آن‌ها همچنین استدلال کردند که سطوح بالاتر پوشش بیمه از طریق بیمه کل مزرعه میسر می‌گردد زیرا تنوع پوشش منجر به کاهش خطر و محدود کردن مشکلات مخاطرات اخلاقی بالقوه می‌شود که در پوشش‌های بیمه‌ای تخصصی‌تر اتفاق می‌افتد. میوئیسن و همکاران (۲۰۰۰) اظهار داشتند که بیمه کل مزرعه در مقایسه با دیگر برنامه‌های بیمه‌ای، برای تولیدکنندگان جذابیت بیشتری دارد زیرا گزینه مناسبی برای بهینه‌سازی رفاه خانواده

[1] Hazell
[2] Whole Farm Insurance

کشاورز است. برگ (۲۰۰۲) با استفاده از رهیافت مقدار انتظاری واریانس[1] روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو و بهره‌گیری از نرم‌افزار @RISK اثرات سطح مزرعه‌ای بیمه درآمد و عملکرد چند خطره را برآورد نمود و سپس روش بیمه کل مزرعه را شبیه‌سازی کرد. نتایج نشان داد که از دیدگاه زارعین انگیزه کافی برای خرید بیمه چندخطره وجود دارد؛ زیرا این کار نوسانات درآمدی را به‌طور معنی‌داری کاهش می‌دهد. هارت و همکاران (۲۰۰۶) در تحقیقی بیمه کل مزرعه را با مدنظر قرار دادن محصولات دامی بررسی کردند. مطابق یافته‌های آن‌ها در سطح پوشش ۹۵ درصد و پایین‌تر، حق‌بیمه منصفانه برای دامداری در مزارع متنوع آیووا به‌مراتب از حق‌بیمه انفرادی محصول ذرت در همان مزرعه پایین‌تر است. آن‌ها برای محاسبه نرخ حق‌بیمه کل مزرعه از روش شبیه‌سازی IC[2] استفاده کردند. بیلزا و گریدو (۲۰۰۹) به ارزیابی پتانسیل برنامه بیمه کل مزرعه نسبت به بیمه محصول محور برای محصولات آلو، زردآلو و انگور در والنسیای اسپانیا پرداختند. آن‌ها برای مقایسه بیمه‌ها از شبیه‌سازی مونت‌کارلو بهره گرفته و گزارش نمودند که برنامه بیمه کل مزرعه بر بیمه محصول محور برتری نسبی دارد به طوری که معادل اطمینان آن بالاتر و هزینه آن ۲۰ درصد پایین‌تر است.

تروی (۲۰۱۰) تأثیر بیمه کل مزرعه بر انتخاب پورتفولیوی مزرعه را با استفاده از مدل‌های بهینه‌سازی میانگین-واریانس و میانگین-چولگی برای یک مزرعه نماینده در ایالت مانیتوبای کانادا بررسی کرد. بر اساس نتایج پژوهش وی مدیران مزرعه در واکنش به نوع بیمه، برنامه‌های مزرعه را به‌طور قابل توجهی تغییر می‌دهند. کوبل و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی به توسعه برنامه بیمه کل مزرعه انجام‌پذیر[3] پرداختند. آن‌ها برنامه بیمه کل مزرعه را در سه سناریوی بدون بیمه، بیمه کل مزرعه به صورت ۹۰ درصد سطح و CAWFI محدود شده توسط مقیاس و سطح پوشش بررسی کردند. نتایج نشان داد که برنامه CAWFI بهینه، معادل اطمینان بالاتری نسبت به سناریوهای جایگزین ایجاد می‌کند. در حالی که اعمال محدودیت بر روی مقیاس و سطح پوشش می‌تواند اثربخشی آن را کاهش دهد. آن‌ها در نهایت برنامه تنظیم‌پذیر بیمه کل مزرعه را به عنوان برنامه جایگزین معرفی کردند که بر اکثر موانع سر راه طرح‌های فعلی بیمه غلبه می‌کند. نتایج مطالعات فوق نشان داد که بیمه درآمد کل مزرعه علی‌رغم پیچیدگی در اجرا نسبت به سایر برنامه‌های بیمه دارای مزیت‌هایی است و به همین دلیل در حال گسترش است.

چلیسه و همکاران (۲۰۱۷) برنامه تنظیم‌پذیر بیمه کل مزرعه (CAWFI)[4] را برای محصولات متناوب سویا، ذرت و گندم در ایالات می‌سی‌سی‌پی، ایلی‌نویز، داکوتای شمالی و کانزاس طراحی و ارزیابی کردند. نتایج بیانگر آن بود که در حالت تک‌محصولی، CAWFI بهینه در مورد اکثر محصولات و در هر چهار ایالت، معادل اطمینان بالاتری از CAWFI تولید می‌کند. در مورد بیمه چندمحصولی هم، CAWFI بهینه قادر است که برای همه محصولات و در هر چهار ایالت معادل اطمینان بالاتری از CAWFI تولید کند. با این حال، خسارت پرداختی انتظاری CAWFI بهینه در مورد بیمه

[1] Expected Value-Variance Approach
[2] Iman and Conover
[3] Feasible Area Whole Farm Insurance
[4] Customizable Area Whole Farm Insurance

تک‌محصولی بیش از ۴ تا ۷ برابر و برای بیمه چند محصولی افزون بر ۳ تا ۷ برابر از CAWFI بیشتر است. به عبارت دیگر، در CAWFI بهینه، کشاورزان برای به دست آوردن همان سطح حمایت بسته به منطقه جغرافیایی و ترکیب محصولات مجبورند بین ۳ تا ۷ برابر حق‌بیمه بیشتری پرداخت کنند. به طور کلی، مطالعات انجام شده در زمینه بیمه درآمد محصولات کشاورزی بر برتری بیمه درآمد کل مزرعه نسبت به بیمه محصول-محور صحه گذاشته و پیچیدگی آن را مهم‌ترین محدودیت آن گزارش نموده‌اند.

در ایران نیز به دلیل اهمیت بخش کشاورزی پژوهشگران زیادی از جنبه‌های مختلف به بررسی بیمه محصولات کشاورزی پرداخته‌اند؛ اما از آنجایی که بیمه کل مزرعه در ایران هنوز اجرا نشده، گزارشی هم در این زمینه در دسترس نیست. در این میان، تعداد انگشت شماری از مطالعات در زمینه ارائه و طراحی برنامه بیمه‌ای جدید و تعیین حق‌بیمه و یا تجدیدنظر در میزان حق بیمه‌های تعیین شده، انجام شده است که به اهم آن‌ها به اختصار اشاره می‌گردد.

یزدانی و کیانی‌راد (۱۳۸۳) الگوی بیمه درآمدی را برای محصولات گندم، جو، نخود و پیاز در استان‌های فارس، کرمانشاه و آذربایجان شرقی طراحی نموده و امکان‌سنجی اجرای بیمه درآمدی را با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۸۰-۱۳۶۲ بررسی کردند. عبداللهی و بخشوده (۱۳۸۶) امکان استفاده از بیمه منطقه‌ای محصول پسته جهت کاهش ریسک تولید را مورد بررسی قرار دادند. ترکمانی و وزیرزاده (۱۳۸۶) حق بیمه منصفانه در یک طرح بیمه منطقه‌ای برای محصول گندم در مهم‌ترین استان‌های تولیدکننده این محصول را با استفاده از روش آماری ناپارامتری محاسبه کرده و رابطه آن با ضریب تغییرات عملکرد را به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری نوسانات عملکرد، مورد بررسی قرار دادند. سلامی و همکاران (۱۳۸۷) طرح بیمه درآمدی را به منظور کاهش ریسک تولید و نوسانات قیمت در صنعت طیور در ایران ارائه دادند. آن‌ها نرخ حق بیمه منصفانه اکچواری را برای قراردادهای بیمه درآمد در دو سناریو برآورد نموده و نتیجه‌گیری کردند که بیمه درآمد می‌تواند به عنوان راهکاری مناسب برای پوشش ریسک در صنعت مرغداری گوشتی کشور و کنترل نوسانات قیمت در بازار مورد توجه قرار گیرد. برزو و همکاران (۱۳۹۰) اقدام به تدوین الگوی بیمه درآمدی برای محصولات ذرت دانه‌ای و سیب‌زمینی در استان کرمان نمودند و نشان دادند که محصول سیب‌زمینی به علت داشتن نوسانات درآمدی بیشتر، نسبت به محصول ذرت دانه‌ای از شرایط مناسب‌تری برای توسعه بیمه درآمدی برخوردار است. رحمتی و همکاران (۱۳۹۱) حق‌بیمه و غرامت را برای دو روش جدید بیمه عملکردی و درآمدی برآورد و آن را با نظام فعلی بیمه در شهرستان مشهد مقایسه کردند. نتایج نشان داد که نظام فعلی بیمه کشاورزی ایران نسبت به برنامه بیمه تولید واقعی تاریخی (APH)[1] و پوشش بیمه درآمدی (CRC)[2] کارایی کمتری دارد. آن‌ها پیشنهاد کردند که بیمه‌نامه‌های عملکردی و درآمدی می‌تواند برای صندوق بیمه کشاورزی سودآوری بیشتری به ارمغان آورده و در عین حال پاسخگوی تقاضای کشاورزان در حوزه وسیع‌تری باشد. در این راستا، پژوهش حاضر با هدف معرفی برنامه بیمه درآمد کل مزرعه و کاربرد روش ناپارامتری برای محاسبه حق بیمه و

[1] Actual Production History
[2] Crop Revenue Coverage

سطح تعهد بیمه‌گر در حالت تک‌محصولی و چندمحصولی برای محصولات زراعی منتخب در شهرستان زنجان اجرا شده است.

مواد و روش‌ها

طراحی بیمه درآمد کل مزرعه[1]

به منظور طراحی بیمه درآمد کل مزرعه، فرض می‌شود که یک کشاورز به تعداد N محصول کشت می‌کند، در این صورت هر محصول i دارای تابع توزیع احتمال عملکرد $f_i(x_i)$ خواهد بود. حق‌بیمه منصفانه[2] در برنامه بیمه چندخطره برای هر محصول (Pr_i) به صورت رابطه (۱) قابل برآورد خواهد بود (بیلزا و گریدو، ۲۰۰۹).

$$Pr_i = \underset{i}{E}[\tilde{I}_i]$$

$$\tilde{I}_i = \begin{cases} p_i \times \bar{X}_i \times \tilde{l}_i \times \tilde{l}_i & if \quad \tilde{x}_i \, p\bar{X}_i \\ 0 & if \quad \tilde{x}_i \, {}^{3}\bar{X}_i \end{cases} \qquad (۱)$$

که در آن I_i غرامت محصول i؛ $E[.]$ عملگر امید ریاضی؛ $\bar{X}_i$ عملکرد تضمینی محصول i؛ $\tilde{x}_i$ عملکرد تصادفی؛ p_i سطحی از قیمت محصول که در آن خسارت پرداخت می‌شود و فرض می‌شود که یک متغیر غیرتصادفی است؛ $\tilde{l}_i$ زیان تصادفی واجد شرایط برای دریافت غرامت است که ارتباطی با خسارت کل ندارد؛ و $\tilde{\lambda}_i$ احتمال دریافت غرامت هنگامی که عملکردها پایین‌تر از سطح بیمه شده هستند، می‌باشد.

اساساً آنچه متغیر $\tilde{\lambda}_i$ انجام می‌دهد کنترل رخداد عملکردهای پایین است به طوری که اگر اتفاق بیفتد ($\tilde{\lambda}_i = 1$) و اگر رخ ندهد ($\tilde{\lambda}_i = 0$) که در این صورت مطابق با سیاست بیمه‌ای تعریف شده، به پرداخت غرامت منتهی می‌شود. برای سیاست بیمه درآمد کل مزرعه، حق‌بیمه منصفانه ($\Pr$) به صورت رابطه (۲) به دست می‌آید.

$$\Pr = E[\tilde{I}]$$

$$\tilde{I} = \begin{cases} \min\left[\sum_i s_i \tilde{I}_i, (R - \sum_i s_i p_i \tilde{x}_i)\right] & if \quad \sum_i s_i p_i \tilde{x}_i \;\; p \; R \\ 0 & if \quad \sum_i s_i p_i \tilde{x}_i \;\; {}^{3} \; R \end{cases} \qquad (۲)$$

در رابطه فوق، R که مختص به مزرعه نیز است، سطح درآمد بیمه شده می‌باشد و با درآمد انتظاری قابل حصول مزرعه برابر خواهد بود اگر کلیه محصولات با سیاست بیمه محصول خاص بیمه شده باشند. در این صورت R به صورت رابطه (۳) خواهد بود.

---

[1] Whole Farm Insurance
[2] Actuarially Fair Premium

$$R = \sum_i s_i p_i \bar{X} \qquad (۳)$$

در فرمول (۳)، عبارت Pr برای زارع نامتعارف است زیرا برای محاسبه آن S_i که نماد الگوهای کشت است، مورد نیاز می‌باشد. علاوه بر آن، از آنجایی که توابع عملکرد محصولات از لحاظ تئوریکی غیروابسته هستند، محاسبات عددی Pr و Pr_i نیازمند همبستگی بین متغیرهای تصادفی $\tilde{I}_i$ و $\tilde{x}_i$ می‌باشد. مقدار صرفه‌جویی به‌صورت هزینه‌های بیمه برای همان درآمد انتظاری به صورت رابطه (۴) قابل‌اندازه‌گیری است:

$$\Delta Pr = Pr - \sum_i s_i Pr_i \qquad (۴)$$

گودوین و ماهول (۲۰۰۴) معتقدند که مفهوم الگوسازی ریسک عملکرد به منظور طراحی و نرخ‌گذاری قرارداد بیمه محصولات کشاورزی بسیار مشابه الگوسازی توزیع احتمال عملکرد محصولات است. بنابراین بایستی چگالی احتمال یا نحوه توزیع عملکرد محصولات کشاورزی برآورد شود.

روش برآورد عملکرد محصولات کشاورزی

عملکرد محصولات کشاورزی در طول زمان به‌واسطه بهبود تکنولوژی تولید معمولاً دارای روند افزایشی است. به عبارت دیگر فرآیند تولید داده‌های سری زمانی عملکرد ثابت نبوده و بنابراین عملکردهای دوره‌های زمانی مختلف با همدیگر قابل‌مقایسه نیست. مفهوم آماری آن این است که اگر انحراف از روند (جمله پسماند) زیاد باشد، واریانس متغیر عملکرد ناهمسان بوده و فرض توزیع مستقل عملکردها نقض می‌شود. در ادبیات اقتصادسنجی رهیافت متداول برای مدل‌سازی و برآورد توزیع عملکرد داده‌های سری زمانی، استفاده از داده‌های روندزدایی شده است. در این رهیافت که به رهیافت دومرحله‌ای[1] معروف است؛ در گام اول، داده‌ها با استفاده از یک مدل مناسب، روندزدایی می‌شود و در گام دوم داده‌های روندزدایی شده برای الگوسازی توزیع احتمال مورد استفاده قرار می‌گیرد (ژو و همکاران، ۲۰۱۱). به منظور روندزدایی داده‌های عملکرد از روش‌های مختلفی بهره گرفته می‌شود که یکی از آن‌ها استفاده از حالت‌های مختلف رگرسیون به روش حداقل مربعات معمولی است. در این روش، روندزدایی از عملکرد محصولات در مرحله دوم انجام می‌شود که این کار نرمال‌سازی[2] هم نامیده می‌شود. دو روش در این زمینه وجود دارد. این دو روش بر اساس فرض ثابت بودن یا نبودن جملات پسماند طراحی شده‌اند. اگر جملات پسماند ثابت بوده و تحت تأثیر سطح عملکرد نباشند، می‌توان جملات پسماند را به عملکرد سال مرجع (عملکرد آخرین سال) اضافه نمود. ولی اگر جملات پسماند ثابت نباشند به این مفهوم است که عملکردها واریانس ناهمسان هستند، در این صورت لازم است که خطاهای نسبی به عملکرد سال مرجع[3] اضافه شود که این کار مشکل واریانس ناهمسانی را نیز برطرف

[1] Two-stage Approach
[2] Normalization
[3] Reference year

می‌کند. در این تحقیق با توجه به ماهیت داده‌ها، روش دوم برای روندزدایی مورد استفاده قرار گرفته است. در این روش مقادیر سری زمانی عملکرد محصول مطابق رابطه (۵) بر روی متغیر روند زمانی برازش می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \, t + \alpha_2 \, t^2 + u_t \qquad t = 1, 2, ..., T \qquad (۵)$$

که در آن y_t مقدار عملکرد محصول موردنظر و t نشان‌دهنده دوره زمانی داده‌ها است که در این مطالعه از سال ۱۳۶۲تا ۱۳۹۳ می‌باشد. سپس مقادیر روندزدایی شده سری زمانی با بهره‌گیری از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$y_t^{det} = \frac{y_t}{\hat{y}_t} \hat{y}_T \qquad t = 1,2,....T \qquad (۶)$$

که در رابطه فوق y_t^{det} سری عملکرد روندزدایی شده، $\hat{y}_t$ مقدار عملکرد پیش‌بینی‌شده توسط مدل و T سال مرجع داده‌های سری زمانی است که در این مطالعه سال ۱۳۹۳ می‌باشد. پس از روندزدایی داده‌های عملکرد، توزیع عملکرد با استفاده از رهیافت پارامتری تخمین زده می‌شود. نهایتاً نرخ حق‌بیمه منصفانه که با یک عملکرد بحرانی خاص مرتبط است، با استفاده از رابطه (۷) محاسبه می‌گردد (گودوین و کر، ۱۹۹۸).

$$p = prob(y < a\hat{Y})[a\hat{Y} - E(y \mid y < a\hat{Y})] / (a\hat{Y}) \qquad (۷)$$

که در آن π نرخ حق‌بیمه منصفانه، α سطح پوشش (۶۵ تا ۹۰ درصد) و $\hat{Y}$ مقدار عملکرد پیش‌بینی‌شده سال آتی و E عملگر مقدار انتظاری است.

برآورد توزیع عملکرد محصول به روش ناپارامتری[1]

یکی از روش‌های مرسوم برای برآورد تابع چگالی احتمال یک متغیر تصادفی، روش ناپارامتری است. در این روش، محقق هیچ‌گونه فرم تابعی را از قبل برای متغیر در نظر نمی‌گیرد و اجازه می‌دهد تا داده‌ها خودشان توزیع مناسب را بروز دهند (اوزاکی و همکاران، ۲۰۰۸). به همین دلیل روش ناپارامتری انعطاف‌پذیری بیشتری داشته و خطای تصریح مدل در آن کمتر است ولی این روش در مورد نمونه‌های کوچک کارایی پایینی دارد. علاوه بر آن، این روش برای پیش‌بینی و شبیه‌سازی عملکرد فراتر از چارچوب نمونه قابل کاربرد نیست. توزیع غیرپارامتری متداول برای مدل‌سازی توزیع عملکرد، توزیع کرنل است که توسط گودوین و کر (۱۹۹۸)؛ کر و گودوین (۲۰۰۰)؛ گودوین و ماهول (۲۰۰۴)؛ و اوزاکی و همکاران (۲۰۰۸) به کار گرفته شده است. در روش کرنل، هر مشاهده به وسیله یک تابع وزن‌دهی متقارن K احاطه می‌شود به طوری که در آن شرط زیر برقرار باشد:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} K(t)dt = 1 \qquad (۸)$$

معمولاً تابع وزن‌دهی، یک تابع چگالی احتمال متقارن است اگرچه ممکن است که گزینه‌های دیگری هم مورد استفاده قرار گیرند. برای برآورد تابع کرنل ۱۰ تابع چگالی مورد استفاده قرار می‌گیرند که عبارتند از کوشی[2]،

[1] Nonparametric
[2] Cauchy

کسینوس[1] نمایی دوگانه[2] اپینکنیکوف[3] گوسی[4] پارزن[5] کوارتیک[6] مثلثی[7] تریویت[8] و یکنواخت[9] که در بین آن‌ها تابع چگالی گوسی کاربرد بیشتری دارد (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۱۰). تابع چگالی احتمال برآوردگر تابع کرنل گوسی به صورت زیر است:

$$f_h(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{x - x_i}{h}\right) \qquad (۹)$$

که در آن $K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) = 1/\sqrt{2\pi}\, e^{-(x-x_i)^2/2h^2}$ تابع کرنل گوسی و h پهنای باند[10] یا عرض پنجره[11] می‌باشد. این پارامتر وزن اختصاص داده شده به مشاهدات مجاور را مشخص می‌کند و باعث هموارسازی می‌شود. هرچه پهنای باند بزرگ‌تر باشد، هموارسازی بیشتر انجام شده و در نتیجه تابع چگالی پهن‌تر خواهد شد و بالعکس. بنابراین انتخاب پارامتر پهنای باند مناسب گام مهمی در برآورد چگالی ناپارامتری است. روش‌های گوناگونی برای این منظور ارایه شده‌اند که روش «قانون سرانگشتی»[12] سیلورمن[13] یکی از پرکاربردترین آن‌هاست (گودوین و کر، ۱۹۹۸؛ اوزاکی و همکاران، ۲۰۰۸). در تحقیق حاضر هم از روش کرنل گوسی استفاده شده است.

روش برآورد توزیع احتمال قیمت محصولات کشاورزی

قیمت محصولات کشاورزی هم در طول زمان به خاطر افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به خصوص در کشورهایی که نرخ تورم بالایی دارند، معمولاً دارای روند صعودی است. در چنین شرایطی نمی‌توان قیمت دوره‌های زمانی مختلف را با همدیگر مقایسه کرد. زیرا انحراف زیاد از روند، واریانس ناهمسانی جملات پسماند را به دنبال داشته و فرض توزیع مستقل قیمت‌ها را نقض می‌کند. پس بایستی پیش از اقدام به مدل‌سازی، اثر تورم از داده‌ها برداشته شود. در اقتصاد کلان این کار با محاسبه قیمت‌های واقعی[14] امکان‌پذیر است. به منظور محاسبه قیمت‌های واقعی محصولات کشاورزی کافی است که آن‌ها را به شاخص بهای تولیدکننده[15] تقسیم کرد (فیلد و همکاران، ۲۰۰۳). سپس

---

[1] Cosines
[2] Double Exponential
[3] Epanechnikov
[4] Gaussian
[5] Parzen
[6] Quartic
[7] Triangle
[8] Triweight
[9] Uniform
[10] Bandwidth
[11] Window-width
[12] Rule of Thumb
[13] Silverman
[14] Real Price
[15] Producer Price Index (PPI)

قیمت‌های واقعی را با به‌کارگیری روش‌های مرسوم همچون داده‌های عملکرد روندزدایی کرد. آنگاه با استفاده از داده‌های روندزدایی شده، توزیع قیمت را برآورد نمود.

اندازه‌گیری ریسک درآمد مزرعه

اندازه‌گیری و فرموله کردن ریسک درآمد به سادگی برآورد ریسک قیمت و عملکرد نیست. زیرا ریسک درآمد ترکیبی از نااطمینانی از سطح قیمت‌ها و عملکردها است. بنابراین توزیع متغیر تصادفی درآمد، یک توزیع چند متغیره است و برای فرموله کردن آن بایستی توزیع‌های مشترک و میزان همبستگی بین متغیرهای تصادفی قیمت و عملکرد هم مورد توجه قرار گیرد. بدین منظور، لازم است در وهله اول میزان ریسک عملکرد و ریسک قیمت به طور دقیق اندازه‌گیری شود. با این حال، اندازه‌گیری چگالی نهایی این متغیرها هنوز برای اندازه‌گیری برآورد ریسک درآمد کافی نیستند زیرا عملکردها و قیمت‌ها به‌ندرت مستقل از هم می‌باشند (گودوین و کر، ۱۹۹۸ و هارت و همکاران، ۲۰۰۶). پس از برآورد توزیعات نهایی و همبستگی بین آن‌ها، توزیع مشترک متغیر درآمد به دست می‌آید و با استفاده از این توزیع، میزان ریسک درآمد تولیدکنندگان اندازه‌گیری می‌شود. به عبارت دیگر، با برآورد تابع چگالی غرامت انتظاری به دست می‌آید. سپس با شبیه‌سازی ریسک درآمد، درآمد واقعی تولیدکنندگان برای دوره آتی شبیه‌سازی می‌شود و با مقایسه درآمدهای شبیه‌سازی‌شده با سطح درآمد تضمینی، میزان غرامت پرداختی مورد انتظار بیمه‌گر به دست می‌آید. دو رهیافت جهت برآورد تابع توزیع احتمال مشترک درآمد از طریق توزیعات نهایی متغیرهای قیمت و عملکرد مرسوم است. اول رهیافت ترکیب خطی[1] که اولین بار توسط جانسون و تننبین (۱۹۸۱) ارائه شد. این رهیافت صرفاً قابل کاربرد برای توزیع‌های دومتغیره است. بنابراین در تحقیقاتی نظیر مطالعه حاضر که متغیر درآمد از نوع چندمتغیره می‌باشد، نمی‌توان با استفاده از این رهیافت متغیر تصادفی درآمد را شبیه‌سازی نمود. دوم، رهیافت فاکتورگیری چلسکی[2] که بر پایه تجزیه ماتریس همبستگی متغیرهای اصلی موردنظر، استوار است. ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۰) با استفاده از رهیافت تجزیه چلسکی ماتریس همبستگی متغیرها، یک فرآیند برای برآورد و شبیه‌سازی توزیعات احتمال چند متغیره ارائه نمودند. روش ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۰)، دارای سه خصوصیت مهم می‌باشد. اول اینکه این روش به‌خوبی با هر تابع توزیعی سازگار است. این در حالی است که بیشتر تکنیک‌های همبستگی، توابع توزیع استاندارد را مدنظر قرار می‌دهند و با سایر توابع توزیع قابل کاربرد نیستند (هارت و همکاران، ۲۰۰۶). دوم اینکه فرآیند ریاضی این روش چندان پیچیده نیست. سوم اینکه در این روش متغیرهای موردنظر خصوصیات توابع توزیع نهایی خود را حفظ می‌کنند. به عبارت دیگر، فرم تابع توزیع نهایی گشتاورهای آن‌ها تحت تأثیر فرآیند این روش قرار نمی‌گیرند (هارت و همکاران، ۲۰۰۶). بر اساس رهیافت ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۸) این عمل در طی پنج مرحله صورت می‌گیرد. در مرحله اول، انحرافات نرمال استاندارد مستقل (ISND)[3] برای متغیرها ایجاد می‌شود. در مرحله دوم، ماتریس همبستگی بر اساس رتبه تعداد متغیرهای اصلی موجود در مدل ایجاد

[1] Weighted Linear Combination (WLC) Approach
[2] Choleski Factorization
[3] Independent Standard Normal Deviates (ISND)

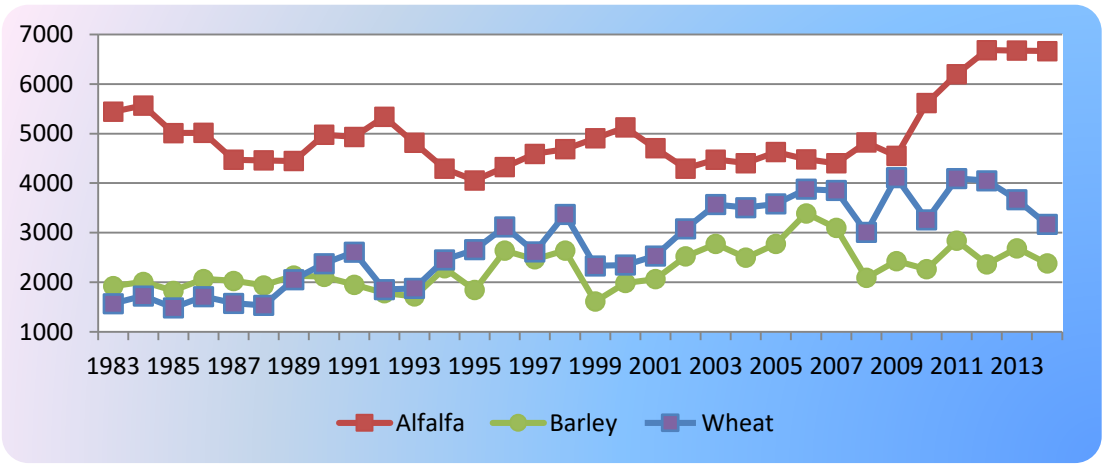
می‌گردد. در مرحله سوم، ماتریس همبستگی ایجاد شده در مرحله قبلی با استفاده از روش تجزیه چلسکی فاکتورگیری می‌شود. در مرحله چهارم، انحرافات تصادفی نرمال استاندارد همبسته[1] ایجاد می‌گردد. در مرحله پنجم، ابتدا بردار انحرافات استاندارد یکنواخت همبسته (CUSD)[2] تشکیل می‌شود و سپس متغیر درآمد کل مزرعه برای کشاورزان منطقه شبیه‌سازی می‌گردد. در پایان بر اساس درآمد شبیه‌سازی شده، میزان ریسک درآمد کل مزرعه، غرامت انتظاری، سطح تعهد بیمه‌گر و همچنین نرخ حق‌بیمه محاسبه می‌گردد (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۸). رهیافت فاکتورگیری چلسکی شرایطی را فراهم می‌کند که امکان شبیه‌سازی متغیر درآمد با توزیع مشترک n متغیره میسر شود. به همین دلیل در تحقیق حاضر نیز به منظور شبیه‌سازی متغیر درآمد کل مزرعه از رهیافت فاکتورگیری چلسکی و نرم‌افزار شبیه‌سازی Simetar (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۸) بهره گرفته شده است.

نتایج

بررسی روند متغیرهای قیمت و عملکرد

بررسی روند گذشته قیمت و عملکرد محصولات مورد مطالعه در منطقه می‌تواند به تحلیل آماری و اقتصادی وضعیت محصول کمک شایانی نماید. نمودار شماره (۱) روند تغییرات میانگین عملکرد محصولات گندم، جو و یونجه را طی سال‌های زراعی ۶۲-۱۳۶۱ تا ۹۳-۱۳۹۲ برحسب تن در هکتار نشان می‌دهد. همان‌طوری که نمودار نشان می‌دهد عملکردها در این سال‌ها نوسانات زیادی داشته‌اند. اما به طور کلی عملکرد هر سه محصول در سال ۱۳۷۷ که خشک‌سالی در کشور اتفاق افتاده، دچار کاهش شده‌اند.

نمودار (۱)- روند تغییرات عملکرد محصولات گندم، جو و یونجه در استان زنجان

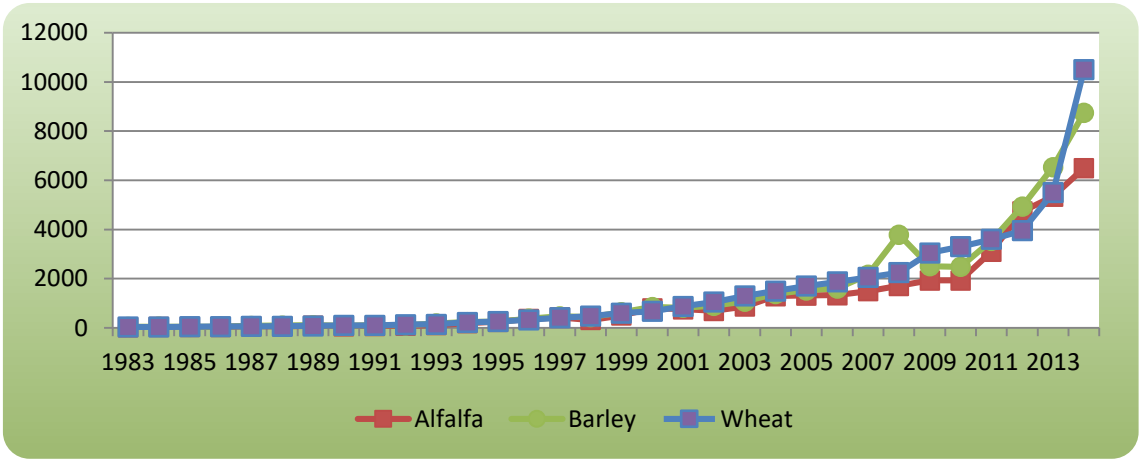


مأخذ:یافته‌های تحقیق

[1] Correlated Standard Normal Deviates (CSND)
[2] Correlated Uniform Standard Deviates (CUSD)

بررسی روند متغیرهای قیمت گندم، جو و یونجه در دوره مورد مطالعه نشانگر آن است که این قیمت‌ها دارای روند افزایشی بوده‌اند ولی این افزایش در سال‌های اخیر رشد زیادی داشته است. نمودار شماره (۲) روند تغییرات قیمت‌ها را برحسب ریال در کیلوگرم طی سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۳ نشان می‌دهد.

نمودار (۲)- روند تغییرات قیمت سرخرمن محصولات گندم، جو و یونجه در استان زنجان



مأخذ:یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

چنانچه پیش‌تر هم اشاره شد، برای شناسایی نوع توزیع متغیرها بایستی از مقادیر روندزدایی شده آن‌ها بهره گرفت. در این پژوهش به منظور روندزدایی متغیرهای عملکرد از مدل‌های رگرسیون خطی و برای روندزدایی سری‌های قیمت از مدل‌های ARIMA استفاده شده است. در این میان، به منظور انتخاب مدل مناسب از بین مدل‌های خطی، لگاریتمی و خطی- لگاریتمی برای روندزدایی داده‌ها از تبدیل باکس-کاکس[1](۱۹۶۴) بهره‌گیری شده است. در جدول شماره ۱ آمار توصیفی داده‌های تاریخی عملکرد و قیمت محصولات گندم، جو و یونجه پس از روندزدایی آورده شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی سری‌های عملکرد و قیمت پس از روندزدایی

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات	بیشینه	کمینه	چولگی	کشیدگی
عملکرد گندم	۳۸۲۸	۵۳۰	۱۳/۸	۴۷۰۲	۳۰۰۶	۰/۱۵۶	-۱/۲۹۴
عملکرد جو	۲۸۰۲	۴۰۳	۱۴/۴	۲۹۷۰	۱۹۹۳	-۰/۱۰۱	۰/۰۹۴
عملکرد یونجه	۶۱۳۷	۵۴۷	۸/۹	۷۱۹۴	۵۳۱۲	۰/۳۶۸	-۰/۹۱۰
قیمت گندم	۸۳۳۲	۱۵۱۲	۱۸/۲	۱۲۵۴۷	۶۱۰۰	۰/۶۳۱	۰/۴۰۸

[1] Box-Cox Transformation

قیمت جو	۸۶۱۲	۱۹۳۶	۲۲/۵	۱۳۰۳۵	۶۱۵۸	۱/۰۶	۰/۱۰۶
قیمت یونجه	۶۸۰۰	۱۳۲۴	۱۹/۵	۱۰۵۴۴	۴۵۲۲	۰/۸۸۷	۰/۹۲۴

مأخذ:یافته‌های تحقیق

بررسی پارامترهای آماری متغیرها در جدول ۱ نشان می‌دهد که طی سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۳ میانگین عملکرد گندم ۳/۸۳، میانگین عملکرد محصول جو ۲/۸۰، و میانگین عملکرد محصول یونجه ۶/۱۴ تن در هکتار بوده است. بررسی مقدار ضریب تغییرات عملکردها نشانگر آن است که عملکرد یونجه از تغییرات کمتری نسبت به گندم و جو برخوردار بوده است. در صورتی که نوسانات قیمت محصول گندم نسبت به قیمت محصولات جو و یونجه از پراکندگی کمتری برخوردار است که با توجه به خرید تضمینی این محصول قابل توجیه است.

بررسی ایستایی متغیرها

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از نوع سری‌های زمانی است، قبل از هر تحلیل آماری لازم است که ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد زیرا استفاده از سری‌های زمانی ناایستا ممکن است به تحلیل‌های نادرست منتهی شود. در این مطالعه جهت بررسی ایستایی سری‌های عملکرد و قیمت محصولات از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تقویت شده (ADF)[1]استفاده گردید. نتایج نشان داد که متغیر لگاریتم عملکرد یونجه در سطح ایستا[2]بوده و متغیرهای عملکرد گندم و عملکرد جو دارای فرایند روند ایستا (TSP)[3]هستند. در حالی که متغیرهای قیمت ایستا در تفاضل (DSP)[4]هستند یعنی این متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

پیش‌بینی مقادیر آتی متغیرهای قیمت و عملکرد

به منظور تعیین درآمد تضمینی برای هر محصول، باید قیمت و عملکرد آتی آن محصول تخمین زده شود. این کار با استفاده از روش‌های پیش‌بینی امکان‌پذیر است. با توجه به ویژگی‌های داده‌های سری زمانی و نبود مؤلفه فصلی، در این مطالعه از روش‌های پارامتری شامل رگرسیون روند، مدل ARIMA و روش ناپارامتری هموارسازی نمایی استفاده شده است. جدول شماره ۲ مقادیر پیش‌بینی متغیرهای عملکرد و قیمت را نمایش می‌دهد.

جدول ۲. مقادیر پیش‌بینی متغیرهای عملکرد و قیمت با روش‌های مختلف واحد: کیلوگرم-هکتار

نام متغیر	مدل آریما	مدل هموارسازی	رگرسیون خطی
عملکرد گندم	۶۲۴۰	۴۰۹۴	۴۴۰۰
عملکرد جو	۲۷۹۰	۲۷۲۷	۲۷۲۳

[1] Augmented Dickey-Fuller Test
[2] Level Stationary
[3] Trend Stationary Process
[4] Difference Stationary Process

عملکرد یونجه	۵۶۰۰	۶۷۰۳	۶۷۵۲
قیمت گندم	۱۲۴۱۰	۱۲۴۱۰	۸۸۸۰
قیمت جو	۹۵۰۷	۸۵۰۷	۸۵۰۷
قیمت یونجه	۷۸۳۷	۷۶۱۶	۶۸۶۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طوری که جدول ۲ نشان می‌دهد؛ روش‌های مختلف، پیش‌بینی‌های متفاوتی را برای متغیرهای عملکرد و قیمت ارایه می‌کنند که بر اساس معیارهای خوبی برازش و مقادیر خطاها، دقیق‌ترین آن‌ها انتخاب شده است. علاوه بر این، برای بررسی خصوصیات نوفه سفید[1]جملات اخلال به عنوان شاخصی بر مناسب بودن مدل‌های ARIMA از آزمون بروش-گادفری[2]و آزمون Q-Stat استفاده شده است. به طوری که آماره آزمون Q-Stat برای وقفه اول جملات پسماند معنی‌دار نبوده و مقادیر پسماندها در محدوده باندها قرار داشتند. همچنین آماره[3]LM آزمون بروش-گادفری برای بررسی خودهمبستگی سریالی جملات اخلال معنی‌دار نبود که دال بر نوفه سفید بودن پسماندها و خوبی مدل انتخابی می‌باشد (بروکس، ۲۰۱۴).

تعیین سطح تعهد بیمه‌گر و نرخ حق‌بیمه

نتایج محاسبه مقادیر نرخ حق‌بیمه، درآمد تضمینی و غرامت انتظاری با روش ناپارامتری در سطوح مختلف پوششی برای برنامه بیمه درآمد کل مزرعه در جدول شماره ۳ ارایه شده است.

جدول ۳. مقادیر نرخ حق‌بیمه، درآمد تضمینی و غرامت انتظاری بیمه درآمد کل مزرعه با روش ناپارامتری واحد: هزار ریال

سطح پوشش	نرخ حق‌بیمه	درآمد تضمینی	غرامت انتظاری
۶۵ درصد	۰/۰۱۶	۷۹۴۵۶	۲۲۶
۷۰ درصد	۰/۰۴۴	۸۵۵۶۸	۷۴۵
۷۵ درصد	۰/۰۹۲	۹۸۶۸۰	۱۹۳۹
۸۰ درصد	۰/۱۶۸	۹۷۷۹۲	۴۰۲۰
۸۵ درصد	۰/۲۲۰	۱۰۳۹۰۴	۷۰۰۸
۹۰ درصد	۰/۲۸۰	۱۱۰۰۱۶	۱۰۹۱۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طوری که جدول ۳ نشان می‌دهد نرخ حق‌بیمه در سطح ۶۵ درصد حدود ۲ درصد است که در سطح پوشش ۹۰ درصد به ۲۸ درصد افزایش می یابد. همچنین با افزایش سطح پوشش، درآمد تضمینی از ۷۹ میلیون ریال به ۱۱۰ میلیون ریال و غرامت انتظاری از ۲۲۶ هزار ریال به ۱۰ میلیون ریال فزونی می‌یابد.

[1] White noise
[2] Breusch-Godfrey
[3] Lagrange Multiplier Test

نکته قابل توجه در مورد برنامه بیمه کل مزرعه این است که مقادیر محاسبه شده برای نرخ حق‌بیمه، درآمد تضمینی و غرامت انتظاری آن از مقادیر بیمه سنتی و برنامه بیمه جداگانه محصولات پایین‌تر است و نشان می‌دهد که برنامه بیمه کل مزرعه نسبت به برنامه بیمه سنتی از کارآیی بیشتری برخوردار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بررسی روند متغیرها نشان داد که در طول دوره مورد بررسی عملکرد محصولات گندم و جو نسبت به محصول یونجه از تغییرات زیادی برخوردار بوده‌اند. در حالی که متغیرهای قیمت نوسانات کمتری داشته و سیر صعودی پیموده‌اند. نتایج آزمون دیکی فولر تقویت شده و نمودارهای توابع خودهمبستگی جزئی نشان داد که عملکردها در سطح ایستا هستند ولی متغیرهای قیمت با یک‌مرتبه تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. نتایج معیارهای دقت پیش‌بینی منجر به انتخاب روش ARIMA برای پیش‌بینی مقادیر قیمت‌ها و روش هموارسازی نمایی برای پیش‌بینی مقادیر عملکردها شد. با استفاده از این روش‌ها درآمد تضمینی برای محصولات گندم، جو و یونجه در سطح شهرستان زنجان برای سال ۱۳۹۴ محاسبه گردید. برای محاسبه نرخ حق‌بیمه، ابتدا تابع توزیع چگالی داده‌های سری زمانی عملکرد و قیمت محصولات گندم، جو و یونجه در شهرستان زنجان تخمین زده شد. سپس مقادیر این متغیرها برای سال ۱۳۹۴ پیش‌بینی شد. آنگاه درآمد تضمینی این محصولات در سطوح مختلف پوششی با استفاده از توزیع مشترک متغیرهای عملکرد و قیمت برآورد گردید. در گام بعدی، درآمد تضمینی بیمه‌گر در سطوح مختلف پوششی برای سال ۱۳۹۴ محاسبه و درآمد کشاورزان برای سال ۱۳۹۴ شبیه‌سازی شد. سپس غرامت انتظاری بیمه‌گر از تفاضل مثبت درآمد شبیه‌سازی شده از درآمد تضمینی محاسبه شد. در نهایت، نرخ حق‌بیمه برای محصولات به صورت جداگانه و به صورت یکجا برای سه محصول محاسبه شد. نتایج به دست آمده نشان داد که مقادیر محاسبه شده برای نرخ حق‌بیمه، درآمد تضمینی و غرامت انتظاری از روش بیمه سنتی و بیمه جداگانه محصولات پایین‌تر است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بیمه کل مزرعه نسبت به بیمه سنتی و بیمه درآمد جداگانه محصولات ارجحیت دارد. پس می‌توان با اجرای برنامه بیمه درآمد کل مزرعه هم کارایی صندوق بیمه محصولات کشاورزی را بهبود بخشید و هم کشاورزان بیشتری را تحت پوشش بیمه درآورد و از این طریق ثبات و امنیت اقتصادی بیشتری را برای تولیدکنندگان بخش کشاورزی به ارمغان آورد. بنابراین به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران بخش کشاورزی و همچنین صندوق بیمه محصولات کشاورزی توصیه می‌شود که امکان اجرای برنامه بیمه کل مزرعه را بررسی و با فراهم نمودن شرایط لازم آن را عملیاتی نمایند.

منابع

۱. برزو، ف. مهرابی بشرآبادی، ح. و کیانی‌راد، ع. (۱۳۹۰). تدوین الگوی بیمه درآمدی محصولات ذرت دانه‌ای و سیب‌زمینی در استان کرمان. اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۷۵.

۲. ترکمانی، ج. و وزیرزاده، س. (۱۳۸۶). تعیین حق بیمه محصولات کشاورزی: کاربرد روش ناپارامتریک. اقتصاد کشاورزی، ۱ (۱): ۸۳-۱۰۰.

۳. رحمتی، ا. کهن‌سال، م.ر. و قربانی، م. (۱۳۹۱). برآورد میزان بیمه و غرامت برای دو روش جدید بیمه عملکردی و درآمدی و مقایسه آن با نظام فعلی (مطالعه موردی شهرستان مشهد). مجموعه مقالات هشتمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران. ۲۱-۲۰ اردیبهشت، شیراز، ایران.
۴. رسول‌اف، ج. (۱۳۸۳). روند پژوهش‌های بیمه کشاورزی در صندوق بیمه محصولات کشاورزی. مجموعه مقالات دومین همایش علمی بیمه کشاورزی، توسعه امنیت و سرمایه‌گذاری، تهران.
۵. سلامی، ح. قهرمان‌زاده، م. حسینی، س.ص. و یزدانی، س. (۱۳۸۷). بیمه درآمد؛ راهکاری برای کاهش ریسک تولید و نوسانات قیمت در صنعت طیور کشور. اقتصاد کشاورزی، ۳ (۴).
۶. عبداللهی عزت‌آبادی، م. و بخشوده، م. (۱۳۸۶). بررسی امکان استفاده از بیمه منطقه‌ای محصولات کشاورزی در ایران: مطالعه موردی پسته، مجله علمی کشاورزی، ۳۰ (۱): ۳۷-۵۰.
۷. یزدانی، س. و کیانی‌راد، ع. (۱۳۸۳). بیمه درآمدی؛ الگویی جدید در مدیریت ریسک محصولات کشاورزی. فصل‌نامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۲ (۴۷):۴۷-۷۹.
8. Berg, E. (2002) Assessing the Farm Level Impacts of Yield and Revenue Insurance: An Expected Value-Variance Approach. Contributed Paper Submitted for The Xth Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE), 28-31 August, Zaragoza, Spain.
9. Bielza, M., and Garrido, A. (2009) Evaluating the Potential of Whole-Farm Insurance over Crop-Specific Insurance Policies. Spanish Journal of Agricultural Research, 7(1): pp 3-11.
10. Box, G.E.P., and Cox, D.R. (1964) An analysis of transformations. Journal of the Royal Statistical Society, Series B 26: 211–252.
11. Brooks, C. (2014) Introductory Econometrics for Finance. 3rd Edition, Cambridge University Press, New York.
12. Chalise, L. Coble, K.H., Barnett, J.B. and Miller, J.C. (2017) Developing Area-Triggered Whole-Farm Revenue Insurance. Journal of Agricultural and Resource Economics, 42(1):27–44.
13. Coble, K.H., Chalise, L., Barnett, B.J. and Miller, J.C. (2013) Developing a Feasible Whole Farm Insurance Product. The 2nd International Agricultural Risk, Finance and Insurance Conference (IARFIC), Vancouver, British Columbia, Canada, June 16-18.
14. Field, J.E., Misra, S.K., and Ramirez, O. (2003) Evaluating Crop and Revenue Insurance Products as Risk Management Tools for Texas Cotton Producers. Journal of Agricultural and Applied Economics, 35(1), 39-52.
15. Goodwin, B.K. and Mahul, O. (2004) Challenges Risk Modeling Concepts Relating to the Design and Rating of Agricultural Insurance Contracts. World Bank Policy Research Working Paper 3392.
16. 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.

17. Hart, C.E., Hayes, D.J. and Babcock, B.A. (2006) Insuring Eggs in Baskets: Should the Government Insure Individual Risks? Canadian Journal of Agricultural Economics, 54(1): 121-137.
18. Hennessy, D.A., Babcock, B.A. and Hayes, D. (1997) The Budgetary and producer welfare effects of revenue insurance. American Journal of Agricultural Economics, 79 (3): 1024-1034.
19. Johnson, M. and Tenenbein, A. (1981) A Bivariate Distribution Family with Specified Marginals. Journal of the American Statistical Association, 76(1):198-201.
20. Ker, A.P. and Goodwin, B.K. (2000) Nonparametric estimation of crop insurance rates revisited. American Journal of Agricultural Economics, 82(2): 463-478.
21. Ker, A.P. (1996) Rating and Yield Predicting Procedures for the Group Risk Federal Crop Insurance Program: A Nonparametric Approach, PhD dissertation, North Carolina State University.
22. Meuwissen, M.P.M., Skees, J.R., Black, J.R., Huirne, R.B.M. and Dijkhuizen, A.A. (2000) An Analytical Framework for Discussing Farm Business Interruption Insurance for Classical Swine Fever, selected paper, (AAEA Annual Meetings, Tampa, Fl, July 30–August 2).
23. Ozaki, V.A., Goodwin, B.K. and Shirota, R. (2008) Parametric and nonparametric statistical modeling of crop yield: implications for pricing crop insurance contracts. Applied Economics, 40 (6): 1151-1164.
24. Richardson, J.W., Schumann, K. and Feldman, P. (2008) Simetar: Simulation for Excel to Analyze Risk. Department of Agricultural Economics, Texas A&M University, College Station, Texas, USA.
25. Richardson, J.W., Outlaw, J.L. and Schumann, K. (2010) Kernel Density functions to estimate parameters to simulate stochastic variables with sparse data: What is the best distribution? Department of Agricultural Economics, Texas A&M University, USA.
26. Richardson J.W., Klose S.L. and Gray A.W. (2000) An Applied Procedure for Estimating and Simulating Multivariate Empirical Probability Distributions in Farm-Level Risk Assessment and Policy Analysis. Journal of Agricultural and Applied Economics, 32(2): 299-315.
27. Turvey, C.G. (2010) Whole-Farm Income Insurance in a Canadian Context. Paper Presented at the AAEA, CAES and WAEA Joint Meeting, Denver, CO, July 25–27.
28. Zhu, Y. Goodwin, B.K. and Ghosh, S.K. (2011) Modeling Yield Risk Under Technological Change: Dynamic Yield Distributions and the U.S. Crop Insurance Program. Journal of Agricultural and Resource Economics 36 (1):192–210.

Application of Nonparametric Approach for calculating premiums of Whole-Farm Revenue Insurance: a case study in Zanjan city

Abstract

Agricultural insurance is one of the risk management tools for agricultural activities that is widely used both in Iran and other countries. The current insurance policy for agricultural products in Iran has failed to provide farmers with economic security and improve investment in this sector. One reason for this issue is the lack of sufficient diversity in the programs provided by the Agricultural Insurance Fund. Therefore, it is necessary to examine the new programs of agricultural insurance. Whole Farm Insurance (WFI) is a new product that protects farmers against loss of revenue in a single policy instead of insuring the crops separately. This paper aimed firstly to design the WFI and then calculate premiums in the case of single-crop and multi-crop choices for farmers in Zanjan city. For predicting future values of the variables, both parametric and non-parametric techniques were used. Then, premium rate, sum insured and aggregate limit of indemnity, guaranteed and simulated revenues of farmers were calculated using a nonparametric probability distribution method and compared to the current insurance policy. Results obtained from the data analysis revealed that loss ratios of the WFI are lower for farmers who insured more than one crop. Additionally, utilizing WFI reduces premiums, sum insured and aggregate limit of indemnity. Therefore, it is recommended to utilize the WFI in order to improve crop insurance efficiency and encourage more farmers to participate in the program.

JEL Classification: G22, C15, C53, C63

Key words: Whole-Farm Insurance, Nonparametric Approach, Revenue Risk, Premium Rate, Zanjan