DOI: 10.22034/IAES.2019.107554.1690

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۳/شماره۲/صفحه های ۸۲-۵۱

بررسی امکان استفاده از بیمه درآمد کل مزرعه در شهرستان زنجان

محرم عین‌اللهی احمدآبادی، محمد قهرمان‌زاده و قادر دشتی [۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۰٤

چکیده

بیمه درآمد کل مزرعه، برنامه جدیدی است که می‌تواند برخی از نارسایی‌های بیمه سنتی را برطرف کند. در این برنامه، به جای بیمه عملکرد یا بیمه درآمد یک محصول، درآمد کل مزرعه کشاورز شامل محصولات مختلف تحت حمایت بیمه قرار می‌گیرد. این پژوهش ضمن معرفی برنامه بیمه درآمد کل مزرعه، اقدام به برآورد حق‌بیمه این برنامه بیمه‌ای کرده و امکان ارایه و تدوین این برنامه در شهرستان زنجان را نیز سنجش کرده است. بدین منظور، تابع توزیع چگالی احتمال داده‌های دوره زمانی عملکرد و قیمت محصولات عمده شهرستان شامل گندم، جو و یونجه طی دوره 1982-2013 برآورد و میزان هر یک از آن‌ها برای سال آتی پیش‌بینی شد. سپس غرامت انتظاری بیمه‌گر، درآمد تضمینی و شبیه‌سازی شده کشاورزان با به‌کارگیری رهیافت فراسنجه‌ای (پارامتری) و روش تجزیه چلسکی محاسبه شد. در نهایت، حق‌بیمه و نرخ حق‌بیمه در سه حالت کشت تک‌محصولی، دومحصولی و چندمحصولی محاسبه و با هم مقایسه شد. نرخ حق‌بیمه برای گندم، جو، یونجه، گندم- جو، گندم- یونجه، جو- یونجه و گندم- جو- یونجه در سطح پوشش 75 درصد به ترتیب به میزان 20.9، 0.5، 5، 6.7، 1.9، 1.8 و 3.7 درصد محاسبه شد. نتایج نشان داد که بیمه درآمد کل مزرعه، غرامت انتظاری و حق‌بیمه کمتری نسبت به بیمه عملکرد و بیمه درآمد جداگانه برای محصولات، ارایه می‌کند و هزینه‌های اجرایی کمتری نیز دارد، بنابراین برای مدیریت خطرپذیری (ریسک) کشاورزی، گزینه مناسب‌تری است. از این رو پیشنهاد می‌شود که صندوق بیمه محصولات کشاورزی این برنامه بیمه‌ای را در اولویت‌های اجرایی خود قرار دهد و از آن به عنوان مکمل یا جایگزین برنامه بیمه مرسوم استفاده کند.

طبقه‌بندی JEL: C15، C53، C63، G22، Q18

واژه‌های کلیدی: درآمد کل مزرعه، روش پارامتری، ریسک درآمد، نرخ حق‌بیمه، زنجان

[۱] به ترتیب دانش‌آموخته دکتری(نویسنده مسئول)، دانشیار و استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز
Email: m.ainollahi@tabrizu.ac.ir

مقدمه

بیمه سنتی کشاورزی یعنی همان بیمه عملکرد محصول در ایران، از نارسایی‌های فراوانی رنج می‌برد که برخاسته از اطلاعات نامتقارن است. اطلاعات نامتقارن، نارسایی‌هایی مانند انتخاب ناسازگار[1] و مخاطره‌های اخلاقی[2] را ایجاد می‌کند. بالا بودن هزینه‌های اجرایی از دیگر نارسایی‌های نظام کنونی بیمه محصولات کشاورزی است. بنابراین بررسی و ارائه الگوهای بیمه‌ای مناسب برای کاهش نارسایی‌های یاد شده از مهم‌ترین چالش‌ها در حوزه مدیریت خطرپذیری (ریسک) و بیمه محصولات کشاورزی است. در این راستا برنامه‌های مختلفی ارائه شده که یکی از این برنامه‌های نوین، بیمه درآمد کل مزرعه[3] است. از آنجایی که درآمد کشاورز از دو جزء قیمت و عملکرد محصولات تشکیل می‌شود، کاهش هرکدام از آن‌ها با فرض ثابت بودن دیگری منجر به کاهش درآمد می‌شود. با توجه به اینکه بین قیمت‌ها و عملکردهای محصولات کاشته شده در یک منطقه همبستگی وجود دارد، بنابراین برای بررسی ریسک درآمد کشاورز بایستی از توزیع مشترک آن‌ها بهره گرفت. بیمه کل مزرعه با در نظر گرفتن ریسک قیمت، ریسک عملکرد و همبستگی بین آن‌ها و همچنین در نظر گرفتن درآمد مجموع چند محصول کاشته شده توسط کشاورز، پوشش جامع‌تری نسبت به دیگر برنامه‌ها ارائه می‌کند (Roshanfar, 2010). بنابراین در این پژوهش تلاش می‌شود بیمه درآمد کل مزرعه برای تولید محصولات زراعی شهرستان زنجان طراحی و حق‌بیمه و نرخ حق‌بیمه آن محاسبه و با وضعیت کنونی مقایسه شود.

در سال‌های اخیر بیمه درآمد کل مزرعه نظر برخی از محققان اقتصاد کشاورزی را به خود معطوف کرده که در زیر به مهم‌ترین آن‌ها اشاره می‌شود. (Hennessy et al, 1997) با انجام ارزیابی در زمینه بودجه‌بندی و اثرگذاری‌های رفاهی تولیدکننده بیمه درآمدی گزارش کردند که بیمه کل مزرعه هم از نظر هزینه و هم از نظر پوشش ریسک به سود کشاورزان است. آنان همچنین استدلال کردند که سطح‌های بالاتر پوشش بیمه از طریق بیمه کل مزرعه میسر می‌شود زیرا تنوع پوشش منجر به کاهش خطر و محدود کردن چالش‌های مخاطره‌های اخلاقی بالقوه می‌شود که در پوشش‌های بیمه‌ای تخصصی‌تر رخ می‌دهد. (Meuwissen et al, 2000) در نتایج بررسی‌های خود اظهار داشتند که بیمه کل مزرعه در مقایسه با دیگر برنامه‌های

---

[1] Adverse Selection
[2] Moral Hazard
[3] Whole-Farm Revenue Insurance

بیمه‌ای، برای تولیدکنندگان جذابیت بیشتری دارد، زیرا گزینه مناسبی برای بهینه‌سازی رفاه خانواده کشاورز است. (Berg, 2002) با استفاده از رهیافت مقدار انتظاری واریانس[1] و روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو تاثیرگذاری‌های سطح مزرعه‌ای بیمه درآمد و بیمه عملکرد را برآورد و سپس روش بیمه کل مزرعه را شبیه‌سازی کرد. نتایج نشان داد که از دیدگاه کشاورزان انگیزه کافی برای خرید بیمه چندخطره وجود دارد؛ زیرا این کار نوسان‌های درآمدی را به‌طور معنی‌داری کاهش داده و موجب تخصصی شدن برنامه تولید می‌شود.

(Hart et al, 2006) در تحقیقی بیمه کل مزرعه را با مدنظر قرار دادن محصولات دامی بررسی کردند. بنا بر یافته‌های آنان در سطح پوشش 95 درصد و پایین‌تر، حق‌بیمه منصفانه برای دامداری در مزرعه‌های متنوع آیووا به‌مراتب از حق‌بیمه انفرادی محصول ذرت در همان مزرعه پایین‌تر است. آنان برای محاسبه نرخ حق‌بیمه کل مزرعه از روش شبیه‌سازی IC[2] استفاده کردند. (Bielza & Garrido, 2009) به ارزیابی قابلیت (پتانسیل) برنامه بیمه کل مزرعه نسبت به بیمه محصول محور برای محصولات آلو، زردآلو و انگور در والنسیای اسپانیا پرداختند. آنان برای مقایسه بیمه‌ها از شبیه‌سازی مونت‌کارلو بهره گرفته و گزارش کردند که برنامه بیمه کل مزرعه بر بیمه محصول محور برتری نسبی دارد به طوری که معادل اطمینان آن بالاتر و هزینه آن 20 درصد پایین‌تر است.

(Turvey, 2010) 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. بنا بر نتایج پژوهش وی، مدیران مزرعه در واکنش به نوع بیمه، برنامه‌های مزرعه را به طور شایان توجهی تغییر می‌دهند. (Coble et al, 2013) به توسعه برنامه بیمه کل مزرعه انجام‌پذیر[3] پرداختند. آنان برنامه بیمه کل مزرعه را در سه سناریوی بدون بیمه، بیمه کل مزرعه با پوشش 90 درصد و برنامه قابل تنظیم بیمه کل مزرعه (CAWFI)[4] 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 روی مقیاس و سطح پوشش می‌تواند اثربخشی آن را کاهش دهد. آنان در نهایت برنامه قابل تنظیم بیمه کل مزرعه را به عنوان برنامه جایگزین معرفی کردند که بر بیشتر بازدارنده‌های سر

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

راه طرح‌های کنونی بیمه چیرگی دارد. (Chalise et al, 2017) مدلی را بر مبنای برنامه بیمه کل مزرعه قابل تنظیم (CAWFI) طراحی و آن را برای چهار ایالت کانزاس، داکوتای شمالی، ایلی‌نویز و می‌سی‌سی‌پی در آمریکا مورد سنجش قرار دادند. نتایج نشان داد که برنامه CAWFI با صرف هزینه بسیار پایین‌تر، ریسک درآمد مزرعه را به طرز چشمگیری کاهش می‌دهد. (Marković & Kokot, 2018) بیمه درآمد کل مزرعه را در کشور صربستان با بررسی و ارزیابی نتایج اعمال بیمه چهار محصول گندم بهاره، ذرت، سویا و آفتابگردان استدلال کردند که این برنامه می‌تواند مزرعه را در برابر ریسک‌های طبیعی و اقلیمی و همچنین ریسک بازار حمایت کند؛ در حالی که حق‌بیمه و هزینه‌های اداری پایین‌تری دارد و برخلاف بیمه سنتی کشاورزی نارسایی‌های انتخاب ناسازگار و مخاطره‌های اخلاقی را ندارد.

در ایران نیز به دلیل اهمیت مدیریت ریسک در 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. از این رو، به اختصار به نتایج شماری از اندک پژوهش‌های انجام یافته در زمینه طراحی برنامه بیمه‌ای جدید و تعیین حق‌بیمه و یا تجدیدنظر در میزان حق بیمه‌های تعیین شده، اشاره می‌شود.

(Yazdani & Kianirad, 2004) الگوی بیمه درآمدی را برای محصولات گندم، جو، نخود و پیاز در استان‌های فارس، کرمانشاه و آذربایجان شرقی طراحی کرده و امکان‌سنجی اجرای بیمه درآمدی را با استفاده از داده‌های دوره زمانی سال‌های 2001-1983 بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد که در استان آذربایجان شرقی، محصول پیاز نسبت به گندم آبی و دیم دارای امکان مناسب‌تری است. در استان کرمانشاه، محصول نخود آبی و دیم نسبت به گندم و همچنین گندم آبی نسبت به گندم دیم دارای موقعیت مناسب‌تری برای اجرای الگوی بیمه درآمدی است. در استان فارس، محصول گندم نسبت به محصول جو و در کل کشور به ترتیب محصولات پیاز دیم، پیاز آبی، نخود دیم، نخود آبی، گندم آبی، گندم دیم و جوی آبی برای اجرای الگوی بیمه درآمدی دارای برتری و سودمندی هستند. (Abdollahi & Bakhshodeh, 2007) امکان استفاده از بیمه منطقه‌ای محصول پسته در ایران را بررسی و نتیجه گرفتند که اجرای بیمه منطقه‌ای برای محصول پسته باعث کاهش ریسک تولید آن خواهد شد. (Torkamani & Vazirzadeh, 2007) در یک طرح بیمه منطقه‌ای، حق‌بیمه منصفانه برای محصول گندم در مهم‌ترین استان‌های تولیدکننده این محصول را با استفاده از روش آماری

نافراسنجه‌ای (ناپارامتری) محاسبه کرده و رابطه آن با ضریب تغییرات عملکرد را به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری نوسان‌های عملکرد، بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد که بین ضریب تغییرات عملکرد و حق‌بیمه منصفانه محاسباتی، رابطه مثبتی وجود دارد. به گونه‌ای که استان خراسان دارای کمترین نوسان در عملکرد و حق‌بیمه است؛ در حالی که استان خوزستان بیشترین نوسان‌های عملکرد گندم آبی و بالاترین حق‌بیمه محاسباتی را دارد. اما در مورد عملکرد گندم دیم، استان آذربایجان شرقی دارای پایین‌ترین ضریب تغییر و حق‌بیمه محاسباتی نسبت به دیگر استان‌های کشور است. (Salami et al, 2008) طرح بیمه درآمدی را به منظور کاهش ریسک تولید و نوسان‌های قیمت در صنعت طیور در ایران ارایه دادند. آنان نرخ حق‌بیمه منصفانه کارشناسی (اکچواری) را برای قراردادهای بیمه درآمد در دو سناریوی مطابق برنامه کنونی و طبقه‌بندی مرغداری‌ها به گروه‌های ریسکی متفاوت برآورد و نتیجه‌گیری کردند که بیمه درآمد می‌تواند به عنوان راهکاری مناسب برای پوشش ریسک در صنعت مرغداری گوشتی کشور و مهار (کنترل) نوسان‌های قیمت در بازار مورد توجه قرار گیرد. به طوری که با اجرای این برنامه، نوسان‌های تولید گوشت و به تبع آن نوسان‌های قیمت گوشت مرغ در بازار کاهش می‌یابد. (Borzoo et al, 2011) اقدام به تدوین الگوی بیمه درآمدی برای محصولات ذرت دانه‌ای و سیب‌زمینی در استان کرمان کردند و نشان دادند که محصول سیب‌زمینی به علت داشتن نوسان‌های درآمدی بیشتر، نسبت به محصول ذرت دانه‌ای دارای شرایط مناسب‌تری برای توسعه بیمه درآمدی است. آنان همچنین یادآور شدند که حق‌بیمه درآمدی به دست برای ترکیب کشت دو محصول از حق‌بیمه جاری برای تک‌تک محصولات کمتر است. (Rahmati et al, 2012) حق‌بیمه و غرامت را برای دو روش جدید بیمه عملکردی و درآمدی برآورد و آن را با نظام کنونی بیمه در شهرستان مشهد مقایسه کردند. نتایج نشان داد که نظام کنونی بیمه کشاورزی ایران نسبت به برنامه بیمه تولید واقعی تاریخی (APH)[1] و پوشش بیمه درآمدی (CRC)[2] کارایی کمتری دارد و استفاده از برنامه‌های جدید می‌تواند صندوق بیمه کشاورزی را در پاسخگویی به تقاضاهای متنوع یاری دهد. (Aref Eshghi et al, 2017) ریسک عملکرد محصولات گندم و جو در استان آذربایجان شرقی را با بهره‌گیری از روش‌های فراسنجه‌ای (پارامتری) و نافراسنجه‌ای (ناپارامتری) الگوسازی کرده و نتیجه گرفتند که مقادیر احتمال زیان

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

(خسارت) محاسبه شده از طریق رهیافت نافراسنجه‌ای (ناپارامتری) نسبت به رهیافت فراسنجه‌ای (پارامتری) دقت بیشتری دارند.

بنا بر مطالب بیان شده ملاحظه می‌شود تجربه‌های به دست آمده یات حاصل شده در کشورهای خارجی بر برتری بیمه درآمد کل مزرعه نسبت به بیمه محصول- محور صحه گذاشته و پیچیدگی اجرای آن را مهم‌ترین محدودیت گزارش کرده‌اند. با توجه به جایگاه این برنامه بیمه‌ای در صنعت بیمه کشاورزی از یکسو و ارزیابی نشدن امکان اجرای این برنامه در ایران از سوی دیگر، خلأ انجام بررسی در این زمینه احساس می‌شود. از این رو، این پژوهش در تلاش است تا نخستین گام را در این زمینه برداشته و بیمه درآمد کل مزرعه را به صورت موردی برای محصولات عمده زراعی شهرستان زنجان طراحی و نتایج آن را با بیمه سنتی کشاورزی مقایسه کند.

بخش کشاورزی در استان زنجان اهمیت شایان توجهی دارد. این بخش حدود 26 درصد از تولید ناخالص داخلی(GDP)، 5 درصد از کل ارزش صادرات و 31 درصد از اشتغال نیروی کار استان را تأمین می‌کند. این بخش با بیش از 83 هزار بهره‌بردار، 3.7 درصد از سطح زیرکشت کشور را به خود اختصاص می‌دهد که از کل سطح زیرکشت استان حدود 25 درصد به صورت آبی و 75 درصد به صورت دیم کشت و کار می‌شود. در سال زراعی 16-2015، کشاورزان استان زنجان بیش از 446 هزار هکتار از اراضی خود را به تولید محصولات زراعی اختصاص داده و افزون بر 1750 هزار تن محصولات زراعی تولید کرده‌اند. در این بین گندم، جو و یونجه مهم‌ترین محصولات زراعی استان را تشکیل می‌دهند؛ به طوری که به ترتیب با 69 درصد، 7 درصد و 8 درصد بالاترین سهم از سطح زیرکشت استان را دربر گرفته و در مجموع حدود 85 درصد از کل سطح زیرکشت استان را به خود اختصاص داده‌اند (Management and Planning Organization of Zanjan Province, 2017). از این رو، در این پژوهش این سه محصول محور بررسی و ارزیابی قرار گرفته‌اند.

مواد و روش‌ها

به منظور طراحی بیمه درآمد کل مزرعه[1]، فرض می‌شود که یک کشاورز به تعداد N محصول کشت می‌کند، در این صورت هر محصول i برای مثال گندم دارای تابع توزیع احتمال عملکرد

[1] Whole Farm Insurance

$f_i(x_i)$ خود خواهد بود. حق‌بیمه منصفانه[1] در برنامه بیمه چندخطره برای هر محصول ($\Pr_i$) به صورت رابطه (1) قابل برآورد خواهد بود (Bielza & Garrido, 2009).

$$\Pr_i = \underset{i}{E}[\tilde{I}_i] \quad (1)$$

$$\tilde{I}_i = \begin{cases} p_i \times \bar{X}_i \times \tilde{\lambda}_i \times \tilde{l}_i & if \quad \tilde{x}_i \prec \bar{X}_i \\ 0 & if \quad \tilde{x}_i \geq \bar{X}_i \end{cases}$$

که در آن $\tilde{I}_i$ برآورد 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 زیان (خسارت) پرداخت و فرض می‌شود که یک متغیر تصادفی است؛ $\tilde{l}_i$ زیان تصادفی واجد شرایط برای دریافت غرامت و $\tilde{\lambda}_i$ احتمال دریافت غرامت است هنگامی که عملکردها پایین‌تر از مقدار بیمه شده باشند. در اصل آنچه متغیر $\tilde{\lambda}_i$ انجام می‌دهد مدیریت رخداد عملکردهای پایین است به طوری‌که اگر رخ دهد ($\tilde{\lambda}_i = 1$) و اگر رخ ندهد ($\tilde{\lambda}_i = 0$) که در این صورت برابر با سیاست بیمه‌ای تعریف شده، به پرداخت غرامت منتهی می‌شود. با توسعه رابطه (1) برای حالت چندمحصولی و کاربرد سیاست بیمه درآمد کل مزرعه، حق‌بیمه منصفانه ($\Pr$) به صورت رابطه (2) به دست می‌آید.

$$\Pr = E[\tilde{I}] \quad (2)$$

$$\tilde{I} = \begin{cases} min\left[\sum_i s_i \tilde{I}_i, (R - \sum_i s_i p_i \tilde{x}_i)\right] & if \quad \sum_i s_i p_i \tilde{x}_i \prec R \\ 0 & if \quad \sum_i s_i p_i \tilde{x}_i \geq R \end{cases}$$

در رابطه بالا، R که مختص به مزرعه نیز است، سطح درآمد بیمه شده می‌باشد و با درآمد انتظاری قابل حصول مزرعه برابر خواهد بود اگر همه محصولات تحت پوشش سیاست بیمه محصول- محور باشند. در این صورت R به صورت رابطه (3) خواهد بود.

$$R = \sum_i s_i p_i \bar{X} \quad (3)$$

در رابطه (3)، عبارت R برای کشاورز نامتعارف است زیرا برای محاسبه آن s_i که نماد الگوهای کشت است، مورد نیاز می‌باشد. افزون بر آن، از آنجایی که تابع‌های عملکرد محصولات

[1] Actuarially Fair Premium

کشاورزی؛ متغیرهای تصادفی مستقل از هم هستند به طوری که رخداد عملکرد یکی از آن‌ها ارتباط زیادی (همبستگی کامل) با عملکرد دیگر متغیرها ندارد یعنی از لحاظ نظری (تئوری) ناوابسته هستند، محاسبات عددی Pr و Pr_i نیازمند محاسبه میزان همبستگی بین متغیرهای تصادفی $\tilde{I}_i$ و $\tilde{x}_i$ می‌باشد. مقدار صرفه‌جویی که به صورت کاهش در هزینه‌های بیمه پدیدار می‌شود، برای همان درآمد انتظاری به صورت رابطه (4) قابل‌اندازه‌گیری است (Bielza & Garrido, 2009):

$$\Delta Pr = Pr - \sum_i s_i Pr_i \qquad (4)$$

بنا بر آنچه بیان شد، ملاحظه می‌شود در بیمه درآمد مزرعه دو عامل اهمیت ویژه‌ای دارند. نخست، سطح تعهد که بازتابی از درآمد انتظاری است و شرایط پرداخت غرامت را تعیین می‌کند. دوم، حق‌بیمه که منعکس‌کننده سطح احتمالی و انتظاری زیان (خسارت) است و با توجه به سطح‌های پوشش پیشنهاد شده در قرارداد پرداخت می‌شود و از حاصل‌ضرب ریسک افت درآمد محصول در میزان زیان انتظاری به دست می‌آید. این دو عامل به چگونگی توزیع عملکرد محصولات بستگی دارند و بنابراین دقت در تعیین آن‌ها منوط به تشخیص درست توزیع‌های عملکرد و قیمت محصولات و درجه همبستگی بین آن‌هاست. (Goodwin & Mahul, 2004) بر این باورند که مفهوم الگوسازی ریسک درآمد به منظور طراحی و نرخ‌گذاری قرارداد بیمه محصولات کشاورزی همانند الگوسازی توزیع احتمال درآمد محصولات است. بنابراین بایستی چگالی احتمال یا نحوه توزیع عملکرد و قیمت محصولات به منظور برآورد توزیع احتمال درآمد کشاورز برآورد شود که در ادامه به توضیح آن پرداخته شده است.

روش الگوسازی تابع چگالی عملکرد محصولات کشاورزی

عملکرد محصولات کشاورزی در طول زمان به‌واسطه بهبود فناوری‌های تولید به طور معمول دارای روند افزایشی است. به عبارت دیگر فرآیند تولید داده‌های دوره 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 دوره زمانی، استفاده از داده‌های روندزدایی

شده است. در این رهیافت که به رهیافت دومرحله‌ای[1] معروف است؛ در گام نخست، داده‌ها با استفاده از یک مدل رگرسیونی مناسب، روندزدایی می‌شود و در گام دوم داده‌های روندزدایی شده برای الگوسازی توزیع احتمال استفاده می‌شود (Zhu et al, 2011). 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. پس از روندزدایی از داده‌های عملکرد محصولات، داده‌های به دست آمده نرمال‌سازی[2] می‌شوند. برای نرمال‌سازی داده‌های روندزدایی شده عملکرد محصولات، دو روش وجود دارد. این دو روش بر مبنای فرض ثابت بودن یا نبودن واریانس جمله‌های پسماند طراحی شده‌اند. اگر واریانس جمله‌های پسماند ثابت بوده و تحت تأثیر سطح عملکرد نباشند، می‌توان جمله‌های پسماند را به عملکرد سال مرجع[3] (عملکرد آخرین سال) اضافه کرد. ولی اگر واریانس جمله‌های پسماند ثابت نباشند؛ به این مفهوم است که عملکردها واریانس ناهمسان هستند، در این صورت لازم است که خطاهای نسبی به عملکرد سال مرجع اضافه شود که این کار مشکل واریانس ناهمسانی را نیز برطرف می‌کند (Ozaki, 2008). در این تحقیق با توجه به ماهیت داده‌ها و بر مبنای ادبیات موضوع، روش دوم استفاده شد. در این روش، دوره زمانی عملکرد محصول مورد نظر روی متغیر روند (به شکل خطی یا لگاریتمی یا درجه دوم) برازش می‌شود. آنگاه از بین این مدل‌های خطی، لگاریتمی و خطی- لگاریتمی بر مبنای معیارهای خوبی برازش از جمله تبدیل (Box-Cox, 1964) مدل مناسب انتخاب می‌شود. به عنوان مثال، در حالت درجه دوم، تابع عملکرد محصول برابر رابطه (5) برازش می‌شود.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \, t + \alpha_2 \, t^2 + u_t \qquad t = 1, 2, ..., T \qquad (5)$$

که در آن y_t عملکرد محصول مورد نظر مانند گندم و t نشان‌دهنده دوره زمانی داده‌هاست که در این مطالعه از سال 1983 تا 2014 می‌باشد. مقادیر عملکردهای روندزدایی شده دوره زمانی با بهره‌گیری از رابطه زیر نرمال‌سازی می‌شوند (Ozaki, 2008):

$$y_t^{det} = \frac{y_t}{\hat{y}_t} \hat{y}_T \qquad t = 1,2,....T \qquad (6)$$

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

که در رابطه بالا y_t^{det} دوره عملکرد روندزدایی شده، $\hat{y}_t$ عملکرد پیش‌بینی شده[1] توسط مدل رگرسیون روند و T سال مرجع داده‌های دوره زمانی است که در این مطالعه سال 2014 می‌باشد. پس از روندزدایی و نرمال‌سازی داده‌های عملکرد، توزیع عملکرد با استفاده از رهیافت توزیع‌های احتمال فراسنجه‌ای (پارامتری)[2] برآورد می‌شود[3].

برآورد توزیع عملکرد محصولات به روش توزیع‌های فراسنجه‌ای بر این فرض استوار است که رفتار تصادفی متغیرهای عملکرد را می‌توان توسط یک توزیع فراسنجه‌ای مشخص نمایش داد. در این روش در آغاز یک توزیع اولیه برای داده‌ها انتخاب شده و فراسنجه‌های (پارامترهای) توزیع با قرار دادن داده‌ها در مدل احتمال برآورد می‌شوند. از نقاط قوت این روش این است که به‌خوبی می‌تواند حتی با حجم نمونه به نسبت کوچک انجام شود. با این حال، ضعف بالقوه آن انعطاف‌پذیری کمتر در برآورد عملکرد محصول است. در مدل‌سازی فراسنجه‌ای، توزیع خاصی برای عملکرد پیشنهاد شده و فراسنجه‌های آن توزیع با روش بیشینه درستنمایی برآورد می‌شود. به منظور الگوسازی عملکرد محصول، توزیع‌هایی که به عنوان پایه برای رهیافت فراسنجه‌ای پذیرفته شده‌اند، شامل توزیع‌های نرمال، لوگ‌نرمال، لاجستیک، ویبول، بتا و گاما می‌باشند (Ramirez et al, 2010). به عنوان نمونه، اگر فراسنجه‌های توزیع عملکرد با استفاده از روش بیشینه درستنمایی برآورد شود و متغیر از توزیع بتا پیروی کند، آنگاه می‌توان تابع چگالی احتمال آن را از رابطه زیر به دست آورد (Poudel, 2013):

$$f(x)=\frac{x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}}{B(\alpha,\beta)} \qquad 0\le x\le 1, \quad \alpha,\beta \succ 0 \tag{7}$$

که در آن $B(\alpha,\beta)$ نشان دهنده تابع بتا؛ و α و β فراسنجه‌های آن هستند که مقادیری مثبت می‌باشند.

روش برآورد توزیع قیمت محصولات کشاورزی

قیمت محصولات کشاورزی هم در طول زمان به خاطر افزایش سطح همگانی قیمت‌ها به ویژه در کشورهایی که نرخ تورم بالایی دارند، به طور معمول دارای روند صعودی است. در چنین

---

[1] Predicted Value

[2] Parametric

[3] البته لازم به یادآوری است که تابع توزیع احتمال عملکردهای نرمال‌سازی شده را می‌توان با توزیع‌های فراسنجه‌ای و نافراسنجه‌ای برآورد کرد.

شرایطی نمی‌توان قیمت دوره‌های زمانی مختلف را با همدیگر مقایسه کرد. زیرا انحراف زیاد از روند، واریانس ناهمسانی جمله‌های 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[1] امکان‌پذیر است. به منظور محاسبه قیمت‌های واقعی محصولات کشاورزی کافی است که آن‌ها را به شاخص بهای تولیدکننده[2] تقسیم کرد (Field et al, 2003). آنگاه قیمت‌های واقعی را با به‌کارگیری روش‌های مرسوم همچون داده‌های عملکرد، روندزدایی کرد که در این پژوهش از رهیافت دومرحله‌ای روندزدایی که پیشتر توضیح داده شد، بهره گرفته می‌شود. آنگاه می‌توان با استفاده از داده‌های روندزدایی شده، تابع توزیع احتمال قیمت‌های نرمال‌سازی شده را برآورد کرد.

لازم به یادآوری است که تابع‌های توزیع احتمال متغیرهای عملکرد و قیمت محصول می‌توانند شکل‌های متفاوت داشته باشند. در این تحقیق به منظور شناسایی بهترین شکل توزیع‌های فراسنجه‌ای متغیرهای عملکرد و قیمت از تابع‌های انحراف از تابع‌های تجمعی[3] و مقایسه تابع‌های توزیع احتمال پایه و تجربی بهره‌گیری شده است. تابع انحراف نشان دهنده میزان انحراف تابع احتمال برآورد شده از تابع تجمعی تجربی می‌باشد. به عبارت دیگر، این تابع میزان سازگاری تابع برآوردی با مقدار واقعی تابع را نشان می‌دهد. به طوری که هرچه مقدار این تابع کمتر باشد، خطای برآورد پایین‌تر است (Richardson et al, 2000).

اندازه‌گیری ریسک درآمد مزرعه

اندازه‌گیری و فرموله کردن ریسک درآمد مزرعه به سادگی برآورد ریسک قیمت و عملکرد نیست؛ زیرا ریسک درآمد ترکیبی از نااطمینانی سطح قیمت‌ها و عملکردهاست. بنابراین توزیع متغیر تصادفی درآمد، یک توزیع چند متغیره است و برای فرمول‌بندی آن بایستی توزیع‌های مشترک و میزان همبستگی بین متغیرهای تصادفی قیمت‌ها و عملکردها 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 مزرعه کافی نیستند زیرا عملکردها و قیمت‌ها به‌ندرت مستقل از هم می‌باشند (Goodwin & Ker, 1998; Hart et al, 2006). پس از برآورد توزیع‌های نهایی و

---

[1] Real Price
[2] Producer Price Index (PPI)
[3] Cumulative Density Function Deviation (CDFDEV)

همبستگی بین آن‌ها، توزیع مشترک متغیر درآمد به دست می‌آید و با استفاده از این توزیع، میزان ریسک درآمد مزرعه اندازه‌گیری می‌شود. پس از اندازه‌گیری ریسک درآمد مزرعه و به دست آوردن توزیع احتمال مشترک درآمد؛ درآمد واقعی تولیدکنندگان برای دوره آتی شبیه‌سازی می‌شود و از مقایسه درآمدهای شبیه‌سازی‌شده با درآمد تضمینی، میزان غرامت پرداختی مورد انتظار بیمه‌گر به دست می‌آید. دو رهیافت برای برآورد تابع توزیع احتمال مشترک درآمد از طریق توزیع‌های نهایی متغیرهای قیمت و عملکرد مرسوم است. در اصل این دو رهیافت به منظور ایجاد نمونه‌های تصادفی همبسته برای درآمد مزرعه به کار گرفته می‌شوند. نخستین رهیافت، ترکیب خطی (WLC)[1] است که نخستین بار توسط (Johnson & Tenenbein, 1981) ارائه شد. در این رهیافت، مسئله اصلی ایجاد یک جفت از متغیرهای تصادفی وابسته به هم مانند قیمت (P) و عملکرد (Y) محصول است که هر یک از این متغیرها دارای توزیع‌های نهایی $F_1(p)$ و $F_2(y)$ از خانواده توزیع‌های فراسنجه‌ای می‌باشند. در نهایت، با استفاده از مقدارهای قیمت و عملکرد ایجاد شده، میزان درآمد هر هکتار محصول زراعی شبیه‌سازی می‌شود. اما این رهیافت دارای یک محدودیت اساسی است و آن اینکه تنها قابل کاربرد برای توزیع‌های دومتغیره است. بنابراین در تحقیقاتی مانند این پژوهش که متغیر درآمد از نوع چندمتغیره می‌باشد، نمی‌توان با استفاده از این رهیافت متغیر تصادفی درآمد را شبیه‌سازی کرد. به طور معمول در چنین شرایطی از رهیافت فاکتورگیری چلسکی[2] بهره گرفته می‌شود.

رهیافت فاکتورگیری چلسکی بر پایه تجزیه ماتریس همبستگی متغیرهای اصلی مورد نظر، استوار است. (Richardson et al, 2000) با استفاده از رهیافت تجزیه چلسکی ماتریس همبستگی متغیرها، یک فرآیند برای برآورد و شبیه‌سازی توزیع‌های احتمال چند متغیره ارائه کردند. این رهیافت دارای سه ویژگی مهم است. نخست اینکه این روش به‌خوبی با هر تابع توزیعی سازگار است. این در حالی است که بیشتر روش‌های همبستگی، تابع‌های توزیع استاندارد را مدنظر قرار می‌دهند و با دیگر تابع‌های توزیع قابل کاربرد نیستند. دوم اینکه فرآیند ریاضی این روش چندان پیچیده نیست. سوم اینکه در این روش متغیرهای موردنظر ویژگی‌های تابع‌های توزیع نهایی خود را حفظ می‌کنند. به عبارت دیگر، شکل تابع توزیع نهایی گشتاورهای

[1] Weighted Linear Combination (WLC) Approach
[2] Cholesky Factorization

آن‌ها تحت تأثیر فرآیند این روش قرار نمی‌گیرند (Hart, 2006). به عنوان مثال، اگر متغیر درآمد با توزیع احتمال مشترک n متغیره مانند درآمد کل مزرعه یک کشاورز شامل متغیرهای قیمت و عملکرد محصولات مختلف را در نظر بگیریم در این صورت، در آغاز بایستی توزیع متغیرهای عملکرد و قیمت را به صورت تصادفی و وابسته به هم، از طریق تابع‌های توزیع نهایی و ماتریس همبستگی آن‌ها به دست آورد. آنگاه با استفاده از این متغیرها، تابع توزیع احتمال مشترک درآمد کل مزرعه کشاورز را برآورد و شبیه‌سازی کرد. بر مبنای رهیافت (Richardson et al, 2008) این عمل در طی پنج مرحله صورت می‌گیرد. به طور خلاصه در مرحله اول، انحراف‌های نرمال استاندارد مستقل (ISND)[1] برای متغیرها ایجاد می‌شود. در مرحله دوم، ماتریس همبستگی بر مبنای رتبه تعداد متغیرهای اصلی موجود در مدل ایجاد می‌شود. در مرحله سوم، ماتریس همبستگی ایجاد شده در مرحله پیشین با استفاده از روش تجزیه چلسکی فاکتورگیری می‌شود. بدین منظور، فرض می‌شود ماتریس همبستگی، یک ماتریس مثبت معین[2] است یعنی همه کهادهای (مینورهای) اصلی[3] آن مثبت هستند (Yu, 2015). در این صورت، با استفاده از روش تجزیه چلسکی، ماتریس همبستگی به صورت یک ماتریس مثلثی بالا[4] فاکتورگیری می‌شود. در مرحله چهارم، انحراف‌های تصادفی نرمال استاندارد همبسته[5] ایجاد می‌شود. در مرحله پنجم، در آغاز بردار انحراف‌های استاندارد یکنواخت همبسته (CUSD)[6] تشکیل می‌شود و آنگاه متغیر درآمد کل مزرعه برای کشاورزان منطقه شبیه‌سازی می‌شود. سپس با توجه به درآمد شبیه‌سازی شده و برآورد ریسک درآمد کل مزرعه می‌توان غرامت انتظاری و نرخ حق‌بیمه را محاسبه کرد (Richardson et al, 2008).

بنا بر آنچه بیان شد، می‌توان نتیجه گرفت که رهیافت فاکتورگیری چلسکی شرایطی را فراهم می‌کند که امکان شبیه‌سازی متغیر درآمد مزرعه با توزیع مشترک n متغیره میسر شود. به همین دلیل در این تحقیق نیز به منظور شبیه‌سازی متغیر درآمد کل مزرعه از رهیافت فاکتورگیری چلسکی و نرم‌افزار شبیه‌سازی Simetar (Richardson et al, 2008) بهره گرفته شده است.

---

[1] Independent Standard Normal Deviates (ISND)
[2] Positive Definite
[3] Principal Minor
[4] Upper Triangular Matrix
[5] Correlated Standard Normal Deviates (CSND)
[6] Correlated Uniform Standard Deviates (CUSD)

در این پژوهش، در آغاز اطلاعات دوره زمانی سطح زیرکشت، عملکرد و قیمت محصولات گندم، جو و یونجه از سال زراعی 83-1982 تا 15-2014 از سازمان جهاد کشاورزی و آمارنامه‌های کشاورزی کشور گردآوری شد. آنگاه داده‌های موجود برای عملکردهای انفرادی کشاورزان طی سال‌های زراعی 9-2008 تا 14-2013 از سازمان جهاد کشاورزی استان زنجان دریافت شد. بررسی داده‌های سطح زیرکشت و تولید محصولات زراعی در شهرستان زنجان نشان داد که گندم، جو و یونجه مهم‌ترین محصولات شهرستان زنجان هستند؛ به طوری که این سه محصول بیش از 75 درصد سطح زیر کشت شهرستان را به خود اختصاص داده‌اند. از این رو، سه سناریو به شرح زیر در زمینه برنامه بیمه درآمد کل مزرعه طراحی شد:

۱- بیمه تک‌محصولی برای کشت محصولات گندم، جو و یونجه به طور جداگانه

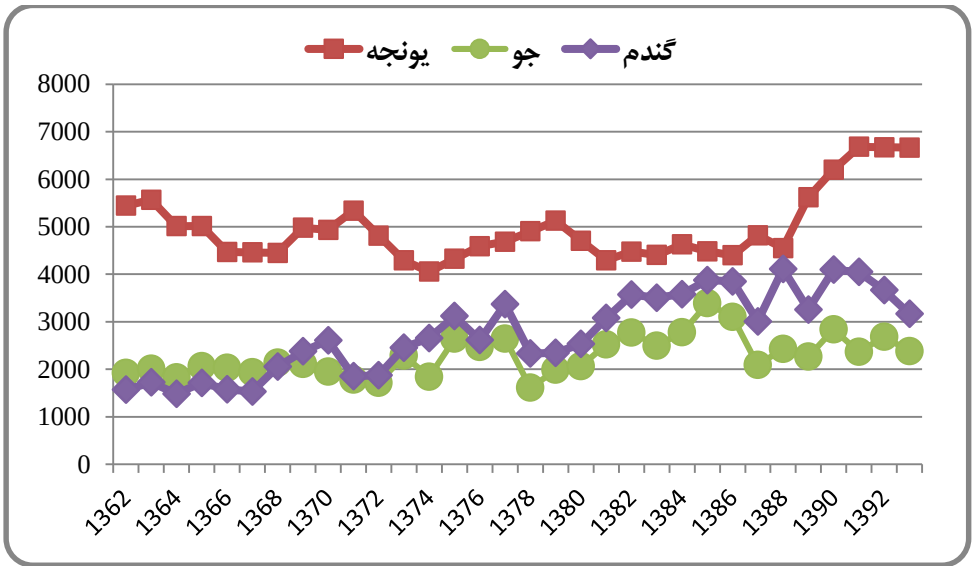
۲- بیمه درآمد کل مزرعه در حالت کشت دومحصولی یعنی کشت گندم و جو (گندم- جو)، کشت گندم و یونجه (گندم- یونجه) و کشت جو و یونجه (جو- یونجه)

۳- بیمه درآمد کل مزرعه در حالت کاشت سه محصول گندم، جو و یونجه به صورت هم‌زمان

در این تحقیق، الگوسازی و برآورد مدل‌های اقتصادسنجی توسط نرم‌افزار Stata14، برآورد تابع‌های چگالی احتمال و تابع‌های توزیع تجمعی و شبیه‌سازی عملکردها و قیمت‌ها با بهره‌گیری از نرم‌افزار Simetar 2016 انجام شده است.

نتایج و بحث

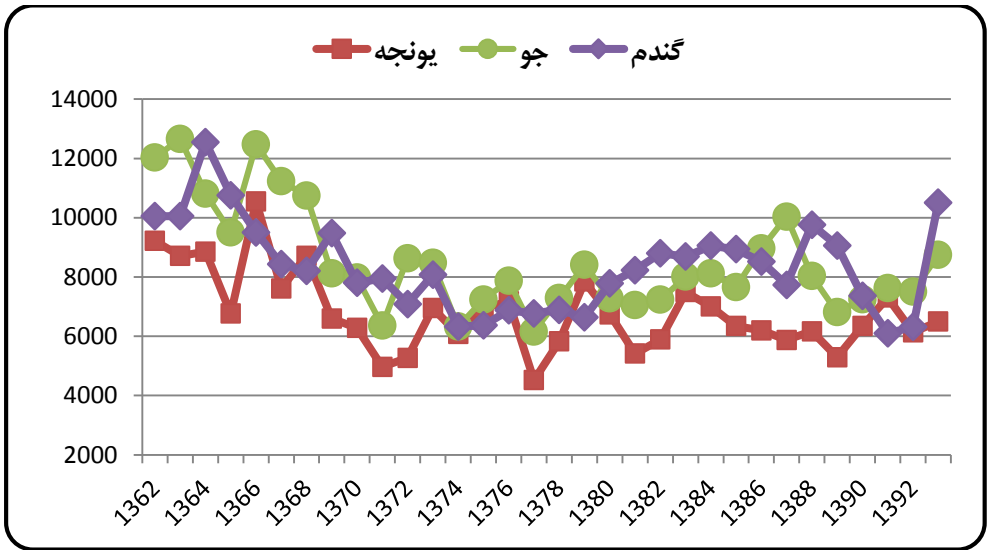
بررسی روند گذشته تغییرات قیمت و عملکرد محصولات در منطقه مورد مطالعه می‌تواند به تحلیل‌های آماری و اقتصادی موردنیاز کمک شایانی کند. نمودار شماره (1) روند تغییرات میانگین عملکرد محصولات گندم، جو و یونجه را طی سال‌های زراعی 83-1982 تا 14-2013 برحسب تن در هکتار نشان می‌دهد. همانطوری که در نمودار (1) مشاهده می‌شود، اگرچه عملکرد محصولات در این دوره دچار نوسان‌های زیادی شده ولی در مجموع سیر صعودی طی داشته است. به طوری که عملکرد محصول یونجه 22 درصد، محصول جو 24 درصد رشد یافته و عملکرد محصول گندم در حدود دو برابر شده است. افزایش چشمگیر عملکرد محصول گندم را می‌توان به راهبردی (استراتژیک) بودن این محصول و اجرای طرح‌های تحقیقاتی زیاد در زمینه به‌نژادی، به‌زراعی و روش‌های افزایش عملکرد آن نسبت داد.



نمودار (۱) روند تغییرات عملکرد روندزدایی شده محصولات گندم، جو و یونجه در شهرستان زنجان

Graph (1) Trends of the detrended yields of wheat, barley and alfalfa products in Zanjan city

نمودار شماره (2) روند تغییرات قیمت تورم‌زدایی و روندزدایی شده محصولات گندم، جو و یونجه در شهرستان زنجان را طی دوره 1984-2014 بر حسب ریال بر کیلوگرم نشان می‌دهد. بررسی آمار دوره زمانی قیمت محصولات گندم، جو و یونجه گویای آن است که در دوره مورد مطالعه، قیمت اسمی این محصولات افزایش شایان توجهی یافته؛ لیکن همان طوری که در نمودارها دیده می‌شود، قیمت واقعی این محصولات فراز و نشیب زیادی داشته و به طور کلی سیر کاهشی پیموده یا افزایش محسوسی نیافته است. به طوری که قیمت واقعی محصول یونجه، حدود 30 درصد و محصول جو، حدود 27 درصد کاهش یافته و قیمت واقعی محصول گندم تا حدودی ثابت مانده است که این ثبات نسبی قیمت واقعی محصول گندم را می‌توان پیامد اجرای سیاست قیمت تضمینی و خرید تضمینی این محصول از سوی دولت دانست. از آنجایی که این نوسان‌های قیمت و ریسک ناشی از آن توسط بیمه سنتی پوشش داده نمی‌شود؛ بنابراین برای ایجاد ثبات در تولید این محصولات مناسب خواهد بود به سراغ آن دسته از سیاست‌های بیمه‌ای رفت که بتواند هم‌زمان ریسک عملکرد و قیمت را تحت پوشش قرار دهد.



نمودار (۲) روند تغییرات قیمت واقعی محصولات گندم، جو و یونجه در شهرستان زنجان

Graph (2) Trends of the real price of wheat, barley and alfalfa products in Zanjan city

نتایج آزمون ایستایی متغیرها:

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از نوع دوره‌های زمانی است، لازم است که پیش از هر تحلیل آماری، ایستایی متغیرها بررسی شود؛ زیرا استفاده از دوره‌های زمانی ناایستا ممکن است به رگرسیون کاذب[1] و تحلیل‌های نادرست منتهی شود. در این پژوهش برای بررسی ایستایی دوره‌های عملکرد و قیمت محصولات گندم، جو و یونجه از آزمون‌های ERS[2] و آزمون ایستایی (KPSS)[3] استفاده شده که نتایج آن در جدول شماره (1) آورده شده است.

جدول (۱) نتایج آزمون DF-GLS و KPSS برای دوره‌های عملکرد و قیمت محصولات

Table 1- Results of the KPSS and DF-GLS tests for yield and price series

نام متغیر Variable	محصول Crop	با عرض از مبدأ Intercept		با عرض از مبدأ و روند Intercept and Trend	
		DF-GLS statistic	KPSS statistic	DF-GLS statistic	KPSS statistic
لگاریتم عملکرد Log of yield	گندم	-1.46	0.69	-3.86	0.13
	جو	-3.12	0.62	-4.51	0.08
	یونجه	-0.99	0.27	-1.46	0.17

[1] Spurious Regression
[2] Elliott, Rothenberg and Stock (ERS)
[3] Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS)

ادامه جدول (۱) نتایج آزمون DF-GLS و KPSS برای دوره‌های عملکرد و قیمت محصولات

Table 1- Results of the KPSS and DF-GLS tests for yield and price series

لگاریتم قیمت Log of price	گندم	1.51	0.76	-3.99	0.10
	جو	1.25	0.75	-3.66	0.07
	یونجه	1.05	0.75	-3.33	0.09
لگاریتم عملکرد تفاضلی Log of differenced yield	گندم	-0.94	0.48	-4.44	0.33
	جو	-3.05	0.26	-4.30	0.24
	یونجه	-0.77	0.27	-1.30	0.15
لگاریتم قیمت تفاضلی Log of differenced price	گندم	1.64	0.75	1.51	0.10
	جو	-0.31	0.75	-3.16	0.07
	یونجه	0.79	0.50	-1.59	0.50

منبع یافته‌های تحقیق Reference: Research Findings

با توجه به اینکه مقادیر بحرانی آزمون DF-GLS در مدل دارای عرض از مبدأ در سطح 1 درصد و 5 درصد به ترتیب برابر 2.64- و 1.95- و برای مدل‌های دارای عرض از مبدأ و روند به ترتیب برابر 3.77- و 3.19- می‌باشد، بنابراین از رقم‌های جدول (1) می‌توان دریافت که متغیرهای لگاریتم عملکرد گندم و لگاریتم عملکرد جو دارای ریشه واحد نبوده و در سطح داده‌ها روند ایستا هستند. در حالی که متغیر عملکرد یونجه ناایستا می‌باشد. افزون بر آن، از آنجایی که مقادیر بحرانی برای آزمون KPSS در مدل دارای عرض از مبدأ در سطح 1 درصد و 5 درصد به ترتیب برابر با 0.74 و 0.46 و برای مدل‌های دارای عرض از مبدأ و روند به ترتیب برابر با مقادیر 0.22 و 0.15 می‌باشد، نتایج آزمون ایستایی KPSS نیز بر ایستا در روند[1] بودن متغیرهای عملکرد و ایستا در تفاضل[2] بودن متغیرهای قیمت صحه گذاشته و ما را به بهره‌گیری از مدل‌های رگرسیون روند برای روندزدایی متغیرهای عملکرد و مدل‌های ARIMA برای روندزدایی متغیرهای قیمت رهنمون می‌شوند. البته این نتیجه قابل انتظار و مطابق با ادبیات موضوع بوده که عنوان می‌کند دوره‌های عملکرد از فرایند TSP و دوره‌های قیمت از فرایند DSP پیروی می‌کنند.

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 درجه دوم و برای روندزدایی دوره‌های قیمت از مدل‌های ARIMA استفاده

[1] Trend Stationary Process (TSP)

[2] Difference Stationary process (DSP)

شده است. در این میان، به منظور انتخاب مدل مناسب از بین مدل‌های خطی، لگاریتمی و خطی- لگاریتمی برای روندزدایی داده‌ها از تبدیل (Box-Cox, 1964) بهره‌گیری شده است. در جدول شماره (2) آمار توصیفی داده‌های تاریخی عملکرد و قیمت محصولات گندم، جو و یونجه پس از روندزدایی آورده شده است.

جدول (۲) آمار توصیفی دوره‌های عملکرد و قیمت محصولات گندم، جو و یونجه پس از روندزدایی

Table 2- Descriptive statistics for detrended series of yield and price

نام متغیر	میانگین Mean	انحراف معیار STDV	ضریب تغییرات CV	بیشینه Max	کمینه Min	چولگی Skewness	کشیدگی Kurtosis
عملکرد گندم Wheat yield	3828	530.2	13.9	4702	3006	-0.156	-1.294
عملکرد جو Barley yield	2802	403.8	14.4	3767	1993	-0.101	0.095
عملکرد یونجه Alfalfa yield	6137	538.5	8.8	7194	5312	0.368	-0.910
قیمت گندم Wheat price	8966	1264.1	14.1	11181	6415	-0.093	-0.779
قیمت جو Barley price	9043	1513.9	16.7	15254	6689	2.092	7.752
قیمت یونجه Alfalfa price	6841	991.4	14.5	9150	4947	0.245	0.088

منبع: یافته‌های تحقیق Reference: Research Findings

بررسی مقدار ضریب تغییرات عملکردها در جدول (2) نشانگر آن است که عملکرد یونجه تغییرات کمتری نسبت به گندم و جو داشته است. قیمت محصول گندم نسبت به قیمت محصولات جو و یونجه نیز پراکندگی کمتری داشته که با توجه به خرید تضمینی این محصول قابل توجیه و انتظار است. در این میان، چولگی عملکرد محصول گندم و جو و قیمت گندم منفی و چولگی عملکرد محصول یونجه؛ قیمت محصولات جو و یونجه مثبت می‌باشد. آماره‌های بالا گویای آن است که عملکرد محصولات گندم و یونجه اغلب در سمت چپ میانگین شهرستان و عملکرد محصول جو بیشتر در سمت راست میانگین شهرستان پراکنده شده است. به عبارت دیگر، عملکرد کشاورزان تولیدکننده محصولات گندم و جو به طور عمده از میانگین منطقه پایین‌تر و عملکرد کشاورزان تولیدکننده یونجه از میانگین منطقه بیشتر است. همچنین کشیدگی عملکرد گندم، عملکرد یونجه و قیمت گندم منفی و عملکرد جو، قیمت جو و قیمت یونجه مثبت است که گویای آن است که چگونگی پراکنش مقادیر عملکرد گندم، قیمت گندم

و عملکرد یونجه به صورت مسطح است در حالی که داده‌های عملکرد جو، قیمت جو و قیمت یونجه به صورت قله‌ای پراکنش یافته‌اند.

پیش‌بینی مقادیر آتی متغیرهای قیمت و عملکرد:

به منظور تعیین سطح درآمد تضمینی برای هر محصول، باید قیمت و عملکرد آتی آن محصول برآورد شود. با توجه به ویژگی‌های داده‌های دوره زمانی از روش‌های فراسنجه‌ای شامل رگرسیون روند، مدل ARIMA و روش نافراسنجه‌ای هموارسازی نمایی استفاده شد. جدول شماره (3) مقادیر پیش‌بینی متغیرهای عملکرد و قیمت به وسیله هر یک از این روش‌ها را نمایش می‌دهد.

جدول (۳) مقادیر پیش‌بینی شده متغیرهای عملکرد و قیمت با روش‌های مختلف (واحد: کیلوگرم-هکتار)

Table 3- predicted values for yield and price by different methods (kg-ha)

نام متغیر	مدل آریما ARIMA model	رگرسیون روند Trend Regression	هموارسازی نمایی Exponential Smoothing
عملکرد گندم (wheat yield)	-	4400	4094
عملکرد جو (barley yield)	-	2723	2727
عملکرد یونجه (alfalfa yield)	-	6752	6703
قیمت گندم (wheat price)	12410	-	11054
قیمت جو (barley price)	9507	-	8703
قیمت یونجه (alfalfa price)	7837	-	7616

منبع: یافته‌های تحقیق Reference: Research Findings

همان‌طوری که جدول (3) نشان می‌دهد؛ روش‌های مختلف، پیش‌بینی‌های متفاوتی را برای متغیرهای عملکرد و قیمت ارایه می‌کنند که بر مبنای معیارهای خوبی برازش و مقادیر خطاها، دقیق‌ترین آن‌ها انتخاب شده است. افزون بر این، برای بررسی ویژگی‌های نوفه سفید[1] جمله‌های 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 جمله‌های پسماند معنی‌دار نبوده و مقادیر پسماندها در محدوده باندها قرار داشتند. همچنین

[1] White noise
[2] Breusch-Godfrey

آماره LM[1] آزمون بروش-گادفری برای بررسی خودهمبستگی سریالی جمله‌های اخلال معنی‌دار نبود که دال بر نوفه سفید بودن پسماندها و خوبی مدل انتخابی می‌باشد.

نتایج تعیین سطح تعهد بیمه‌گر و نرخ حق‌بیمه:

همان طوری که بیان شد؛ در این تحقیق به منظور شناسایی بهترین شکل توزیع‌های فراسنجه‌ای متغیرهای عملکرد و قیمت از تابع‌های انحراف بهره‌گیری شده است. نتایج این تابع برای توزیع‌های مختلف عملکردهای روندزدایی شده محصولات گندم، جو و یونجه و همچنین قیمت روندزدایی شده این محصولات در جدول شماره (4) ارایه شده است. همان طوری که اعداد جدول شماره (4) نشان می‌دهد، تابع توزیع بتا برای متغیرهای عملکرد گندم، عملکرد جو، عملکرد یونجه، قیمت گندم و قیمت یونجه و تابع توزیع لوگ- لوگ برای توصیف داده‌های قیمت جو بهترین گزینه است.

جدول ۴- مقادیر تابع انحراف انواع توزیع‌های احتمال متغیرهای عملکرد و قیمت محصولات گندم، جو و یونجه

Table 4- CDFDEV values obtained from basic distributions for crops' yields and prices

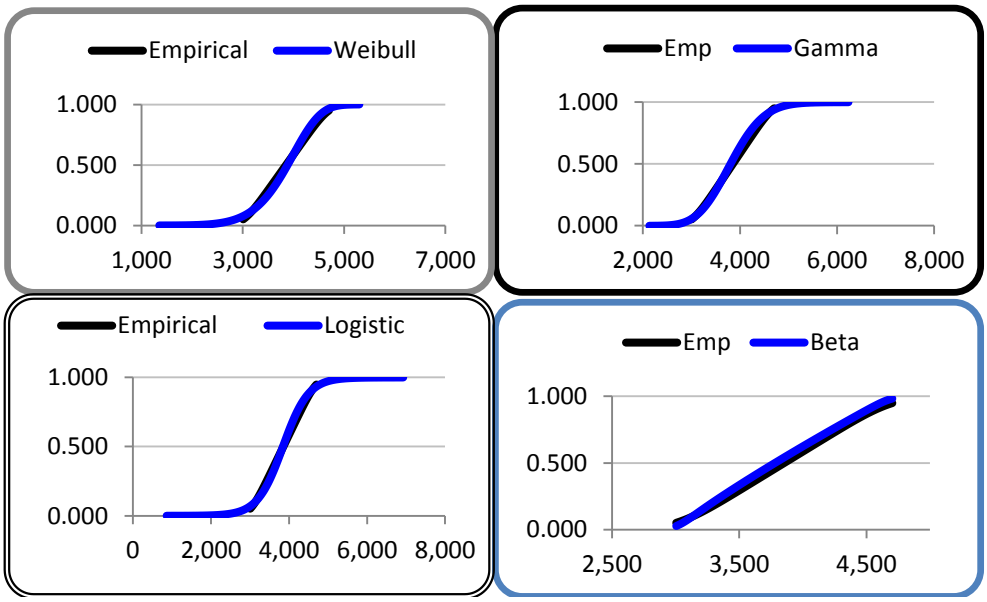
نام متغیر Variable	بتا Beta	گاما Gamma	لاجستیک Logistic	لوگ-لوگ Log-Log	لوگ- نرمال Log-Normal	نرمال Normal	ویبول Weibull
عملکرد گندم (wheat yield)	2620.0	293684.2	862223.7	1262060	371825.0	246035.6	272327.2
عملکرد جو (barley)	11003.9	42390.6	142034	318178.9	58532.6	38254.2	80449.6
عملکرد یونجه (alfalfa)	2815.7	125296.9	447428.8	361655.9	126677.9	140215.4	430977.9
قیمت گندم (wheat)	50382.2	726859.6	2159977.2	3527013.6	920337.0	630479.2	894549.4
قیمت جو (barley)	974859.3	537686.8	1521433	299645.3	372705.9	1185918	3243836
قیمت یونجه (alfalfa)	51044.5	255639.5	940606.5	1471864	317808.8	283967.6	650343.2

منبع: یافته‌های تحقیق Reference: Research Findings

در مرحله بعد، به منظور اطمینان از درستی گزینش نوع تابع توزیع برای توصیف توزیع دوره‌های عملکرد و قیمت محصولات، از ترسیم شکل تابع‌های چگالی احتمال و تابع‌های احتمال تجمعی داده‌ها بهره گرفته شد. برای این منظور، بر مبنای پیشنهاد (Sherrick et al, 2014) نمودارهای تابع‌های پایه برآورد و برای بررسی میزان سازگاری آن‌ها با تابع‌های واقعی عملکرد و قیمت با تابع‌های توزیع احتمال تجربی مقایسه شد. به عنوان مثال در نگاره (1)، نمودار تابع‌های تجمعی عملکرد محصول گندم با استفاده از تابع‌های توزیع بتا، توزیع گاما،

[1] Lagrange Multiplier Test

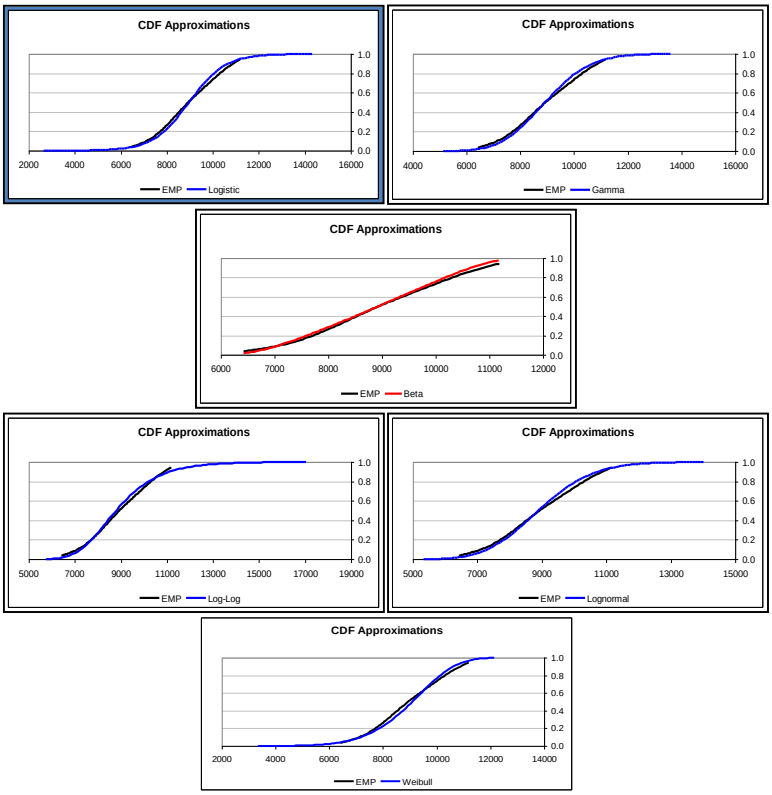
توزیع لاجستیک و توزیع ویبول برآورد و با تابع تجمعی تجربی مقایسه شده است. از مقایسه نمودارهای بالا می‌توان دریافت که نمودار تابع چگالی احتمال توزیع بتا در مقایسه با دیگر تابع‌ها، سازگاری بیشتری با نمودار چگالی احتمال تجربی دارد و بنابراین توزیع بتا برای توصیف داده‌های عملکرد محصول گندم گزینه مناسب‌تری است.



نگاره (۱) مقایسه تابع چگالی احتمال تجمعی تجربی عملکرد محصول گندم با تابع‌های توزیع بتا، گاما، ویبول و لاجستیک

Figure (1) Comparison of the empirical cumulative probability density function of wheat with Beta, Gamma, Weibull and Logistic distribution functions

در نگاره (2) برآورد نمودار تابع‌های تجمعی قیمت محصول گندم با استفاده از تابع‌های توزیع بتا، گاما، ویبول، لاجستیک، لوگ- لوگ و لوگ- نرمال مقایسه شده است. از مقایسه نمودارهای بالا می‌توان دریافت که توزیع بتا با تابع چگالی تجمعی تجربی سازگاری بیشتری دارد و بنابراین برای توصیف ویژگی‌های آماری دوره زمانی قیمت محصول گندم توزیع مناسبی است. از این رو، در محاسبات غرامت انتظاری، حق‌بیمه و نرخ حق‌بیمه تابع‌هایی که بیشترین سازگاری با تابع تجربی را دارند، ملاک عمل قرار گرفته‌اند.



نگاره(۲) مقایسه تابع چگالی تجمعی تجربی قیمت گندم با برآوردهای تابع‌های توزیع بتا، گاما، ویبول، لوگ-لوگ، لاجستیک و لوگ-نرمال

Figure (2) Comparison of the empirical cumulative density function of wheat price with estimates of Beta, Gamma, Weibull, Log-Log, Logistic and Log-Normal distribution functions

پس از انتخاب مناسب‌ترین تابع چگالی احتمال، درآمد تضمینی این محصولات در سطح‌های مختلف پوششی با استفاده از توزیع مشترک متغیرهای عملکرد و قیمت برآورد شد. در گام بعدی، غرامت مورد انتظار بیمه‌گر بر اساس درآمد شبیه‌سازی شده و درآمد تضمینی محاسبه شد. در نهایت، نرخ حق‌بیمه در حالت تک‌محصولی، دومحصولی و سه‌محصولی محاسبه و نتایج مقادیر محاسباتی نرخ حق‌بیمه کارشناسی (اکچواری)، نرخ حق‌بیمه واقعی و غرامت انتظاری ناشی از برنامه بیمه درآمد کل مزرعه تحت سه سناریو در سطح‌های پوشش 65 تا 90 درصد در جدول شماره (5) ارایه شده است. رقم‌های جدول (5) گویای آن است که در حالت تک‌محصولی غرامت انتظاری محصول گندم بیشترین و محصول جو کمترین مقدار می‌باشد. در حالی که در حالت دو محصولی، بیشترین غرامت انتظاری متعلق به بیمه گندم-یونجه و

کمترین از آن بیمه جو و یونجه می‌باشد. غرامت انتظاری در حالت سه محصولی، از حالت دو محصولی گندم-جو و گندم-یونجه کمتر و از حالت بیمه توأم جو و یونجه بیشتر است. همچنین از جدول بالا می‌توان دریافت که ریسک درآمدی محصول گندم بیشتر از دیگر محصولات است. در حالی که محصول یونجه دارای کمترین ریسک درآمدی نسبت به محصولات گندم و جو است. افزون بر آن، احتمال پرداخت غرامت در حالت تک‌محصولی برای محصول گندم از دیگر محصولات بیشتر و محصول یونجه از همه کمتر است. در حالت دو محصولی، احتمال پرداخت غرامت در کشت جو-یونجه کمترین و در کشت گندم-جو بیشترین است. همان طوری که در جدول (5) مشاهده می‌شود، احتمال پرداخت غرامت در حالت سه محصولی از حالت‌های تک محصولی گندم و جو و دو محصولی گندم-جو و گندم-یونجه کمتر است که نشان می‌دهد برنامه بیمه درآمد کل مزرعه با بیمه کردن همزمان درآمد چند محصول، احتمال رخداد زیان (خسارت) و پرداخت غرامت را کاهش می‌دهد. همانگونه که جدول (5) نشان می‌دهد، بیشترین نرخ حق‌بیمه واقعی در حالت تک‌محصولی متعلق به محصول گندم و کمترین متعلق به محصول جو می‌باشد. در حالت دو محصولی، بالاترین نرخ حق‌بیمه واقعی به بیمه گندم-یونجه و کمترین به برنامه بیمه جو و یونجه تعلق دارد. افزون بر آن، نرخ حق‌بیمه واقعی در حالت سه محصولی از نرخ حق‌بیمه واقعی جداگانه محصول گندم و یونجه کمتر و از محصول جو بیشتر است. همچنین نرخ حق‌بیمه واقعی سه محصول از نرخ حق‌بیمه واقعی گندم-جو و گندم- یونجه کمتر و از حالت بیمه توأم جو و یونجه بیشتر است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش تعداد محصولات تحت پوشش بیمه، نرخ حق بیمه کارشناسی (اکچواری) و واقعی کاهش می‌یابد که گویای برتری و کارایی بیمه درآمد کل مزرعه به بیمه جداگانه محصولات است.

جدول(۵) نتایج محاسبه نرخ حق‌بیمه برنامه بیمه درآمد کل مزرعه

Table 5- results obtained for premium rates from basic distributions for crops' yields and prices

90%	85%	80%	75%	70%	65%	سطح پوشش (Coverage (level	محصولات (Crops)	سناریو (Scenario)
15402	12726	10139	7713	5546	3695	غرامت انتظاری Expected Indemnity	گندم Wheat	کشت تک‌محصولی (Single-crop)
98.8	96.5	92.7	84.4	73.6	61.9	احتمال پرداخت غرامت Probability of		
31.3	27.4	23.2	18.8	14.5	10.4	نرخ حق‌بیمه کارشناسی Actuarial Fair Premium		
34.8	30.5	25.8	20.9	16.1	11.6	نرخ حق‌بیمه واقعی Real Fair Premium		

ادامه جدول(۵) نتایج محاسبه نرخ حق‌بیمه برنامه بیمه درآمد کل مزرعه

Table 5- results obtained for premium rates from basic distributions for crops' yields and prices

90%	85%	80%	75%	70%	65%	سطح پوشش (Coverage (level	محصولات (Crops)	سناریو (Scenario)
767.2	447.2	221.7	86.2	25.5	8.4	غرامت انتظاری Expected Indemnity	جو Barley	کشت تک‌محصولی (Single-crop)
78.5	69.6	55.1	41.7	27.4	14.6	احتمال پرداخت غرامت Probability of		
3.3	2.0	1.1	0.4	0.1	0.1	نرخ حق‌بیمه کارشناسی Actuarial Fair Premium		
3.7	2.3	1.2	0.5	0.2	0.1	نرخ حق‌بیمه واقعی Real Fair Premium		
6666	4685	3051	1793	874	328	غرامت انتظاری Expected Indemnity	یونجه Alfalfa	
28.5	21.1	14.1	2.7	2.3	1	احتمال پرداخت غرامت Probability of		
14.0	10.42	7.21	4.52	2.36	0.95	نرخ حق‌بیمه کارشناسی Actuarial Fair Premium		
15.55	11.57	8.01	5.02	2.62	1.06	نرخ حق‌بیمه واقعی Real Fair Premium		
11754	8562	5804	3655	2019	901	غرامت انتظاری Expected Indemnity	گندم و جو Wheat-Barley	کشت دومحصولی (Double-crop)
99.4	97.2	89.0	72.9	50.1	26.0	احتمال پرداخت غرامت Probability of		
16.23	12.51	9.01	6.05	3.58	1.72	نرخ حق‌بیمه کارشناسی Actuarial Fair Premium		
18.03	13.90	10.01	6.73	3.98	1.91	نرخ حق‌بیمه واقعی Real Fair Premium		
21183	15883	10875	6465	3142	1128	غرامت انتظاری Expected Indemnity	گندم و یونجه Wheat-Alfalfa	
83.4	74.7	60.8	45.6	34.4	20.8	احتمال پرداخت غرامت Probability of		
21.9	17.4	12.6	8.0	4.2	1.6	نرخ حق‌بیمه کارشناسی Actuarial Fair Premium		
24.3	19.3	14.0	8.9	4.6	1.8	نرخ حق‌بیمه واقعی Real Fair Premium		
4753	2820	1421	574	166	28	غرامت انتظاری Expected Indemnity	جو و یونجه Barley-Alfalfa	
55.4	42.4	27.4	15.9	6.1	1.5	احتمال پرداخت غرامت Probability of		
6.70	4.21	2.52	0.97	0.30	0.05	نرخ حق‌بیمه کارشناسی Actuarial Fair Premium		
7.45	4.68	2.50	1.08	0.33	0.06	نرخ حق‌بیمه واقعی Real Fair Premium		

ادامه جدول(۵) نتایج محاسبه نرخ حق‌بیمه برنامه بیمه درآمد کل مزرعه

Table 5- results obtained for premium rates from basic distributions for crops' yields and prices

90%	85%	80%	75%	70%	65%	سطح پوشش (Coverage (level	محصولات (Crops)	سناریو (Scenario)
17026	1140	6729	3296	1249	308	غرامت انتظاری Expected Indemnity	گندم، جو و یونجه Wheat-Barley-Alfalfa	کشت سه‌محصولی Multi-) (crop
89.6	77.7	61.2	40.9	21.7	7.8	احتمال پرداخت غرامت Probability of		
14.18	10.04	6.30	3.29	1.34	0.36	نرخ حق بیمه کارشناسی Actuarial Fair Premium		
15.76	11.16	7.01	3.66	1.49	0.39	نرخ حق‌بیمه واقعی Real Fair Premium		

منبع: یافته‌های تحقیق واحد: درصد و هزار ریال

Reference: Research Findings

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق برای الگوسازی برنامه بیمه درآمد کل مزرعه، از رهیافت فراسنجه‌ای (پارامتری) بهره‌گیری شد. در این روش، برآورد میزان ریسک عملکرد و قیمت محصولات شالوده نرخ‌گذاری قراردادهای بیمه‌ای را تشکیل می‌دهد و برای این کار تابع‌های توزیع احتمال استفاده می‌شود. در این پژوهش، برای مدل‌سازی توزیع عملکرد محصولات از داده‌های روندزدایی شده عملکرد و برای الگوسازی توزیع قیمت‌ها از قیمت‌های واقعی روندزدایی شده، بهره‌گیری شد. بدین منظور، تابع‌های توزیع بتا، گاما، نرمال، لوگ- نرمال، لوگ- لوگ، لاجستیک و ویبول نیز برای الگوسازی متغیرهای عملکرد و قیمت مورد سنجش قرار گرفت. محاسبه تابع انحراف برای توزیع‌های پیش‌گفته، نشان داد که تابع توزیع بتا بهترین توصیفگر برای دوره‌های عملکردهای گندم، جو، یونجه و قیمت‌های گندم و یونجه می‌باشد و تابع لوگ- لوگ مناسب برای توصیف داده‌های قیمت جو است. نتایج الگوسازی برنامه بیمه درآمد کل مزرعه نشان داد که ریسک درآمدی محصول گندم بیشتر از دیگر محصولات است که عمدتاً برخاسته از نوسان‌های زیاد عملکرد این محصول می‌باشد. در حالی که محصول یونجه از کمترین ریسک درآمدی نسبت به محصولات گندم و جو برخوردار است.

علاوه بر آن، احتمال پرداخت غرامت در حالت تک‌محصولی برای محصول گندم از دیگر محصولات بیشتر و محصول یونجه از همه کمتر است. در حالت دو محصولی، احتمال پرداخت غرامت در کشت جو-یونجه کمترین و در کشت گندم-جو بیشترین است. افزون بر اینکه، احتمال پرداخت غرامت در حالت سه محصولی از حالت‌های تک محصولی گندم و جو و دو

محصولی گندم- جو و گندم-یونجه کمتر است که نشان می‌دهد برنامه بیمه درآمد کل مزرعه با بیمه کردن همزمان درآمد چند محصول، احتمال رخداد زیان و پرداخت غرامت را کاهش می‌دهد.

بیشترین نرخ حق‌بیمه واقعی در حالت تک‌محصولی متعلق به محصول گندم و کمترین متعلق به محصول جو می‌باشد. در حالت دو محصولی، بالاترین نرخ حق‌بیمه واقعی به بیمه گندم-یونجه و کمترین به برنامه بیمه جو- یونجه تعلق دارد. همچنین نرخ حق‌بیمه واقعی در حالت سه محصولی از نرخ حق‌بیمه واقعی جداگانه محصول گندم و یونجه کمتر و از محصول جو بیشتر است. نرخ حق‌بیمه واقعی حالت سه محصولی از نرخ حق‌بیمه واقعی گندم-جو و گندم-یونجه کمتر و از حالت بیمه توأم جو و یونجه بیشتر است که نشان می‌دهد بیمه درآمد کل مزرعه نسبت به بیمه عملکرد و بیمه درآمد جداگانه برای محصولات؛ برتری داشته و حق‌بیمه کمتری ارایه می‌کند. افزون بر آن، در این برنامه به جای چند قرارداد، یک قرارداد تنظیم و بسته می‌شود. در نتیجه عملیات اداری و اجرایی و به تبع آن هزینه‌های اجرایی این برنامه کاهش یابد. این در حالی است که کارایی این سیاست بیمه‌ای با افزایش تعداد محصولات تحت پوشش بیمه، افزایش می‌یابد؛ همانگونه که بررسی‌های انجام شده در دیگر کشورها بر برتری برنامه بیمه درآمد کل مزرعه صحه گذاشته و اجرای آن را پیشنهاد کرده‌اند.

به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که برنامه بیمه درآمد کل مزرعه با کاهش ریسک درآمد تولید محصولات بیمه شده از یک سو احتمال رخداد زیان و پرداخت غرامت را کاهش داده و از سوی دیگر با ارایه حق‌بیمه پایین‌تر می‌تواند بستر لازم برای بیمه کردن محصولات بیشتر و افزایش تعداد کشاورزان بیمه‌گذار را فراهم آورد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که صندوق بیمه محصولات کشاورزی این برنامه بیمه‌ای را در اولویت‌های پژوهشی و فعالیت‌های اجرایی خود قرار دهد و از آن به عنوان مکمل یا جایگزین برنامه بیمه سنتی استفاده کند. از سوی دیگر، با توجه به اینکه توان مالی تولیدکنندگان بخش کشاورزی متفاوت است، بنابراین ضرورت دارد که صندوق بیمه محصولات کشاورزی در سطح‌های پوشش و حق‌بیمه‌های ارایه شده تنوع ایجاد کند تا کشاورزان توان انتخاب بیشتری داشته و بهتر بتوانند از خدمات صندوق بیمه محصولات کشاورزی بهره‌مند شوند.

منبع‌ها

Abdollahi, M. and Bakhshoudeh, M. (2007) Investigating the possibility of area yield insurance for agricultural crops in Iran: A case study on Pistachio. *Journal of Agricultural Science*, 30 (1): 37-50. (In Farsi).

Aref Eshghi, T., Ghahremanzadeh, M., Raheli H., and Dashti Gh. (2017) Modeling yield risk using parametric and nonparametric methods: A case study of wheat and barley in East Azerbaijan province of Iran. Journal of Agricultural Economics and Development, 31 (1):14-26. (In Farsi).

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.

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): 3-11.

Borzoo, F., Mehrabi Boshrabadi, H. and Kianirad, A. (2011) Designing revenue insurance pattern for maize and potato in Kerman province. *Agriculture Economics and Development*, 19 (75): 39-52. (In Farsi).

Box, G.E.P. and Cox, D.R. (1964) An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, 26: 211–252.

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.

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.

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.

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.

Goodwin, B.K. and Mahul, O. (2004) Risk modeling concepts relating to the design and rating of agricultural insurance contracts. World Bank Policy Research, Working Paper 3392.

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.

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.

Johnson, M. and Tenenbein, A. (1981) A bivariate distribution family with specified marginals. *Journal of the American Statistical Association*, 76 (1):198-201.

Management and Planning Organization of Zanjan Province. (2017) Agricultural statistics yearbook of Zanjan province in year 2016. Deputy of Information and Statistics, Zanjan, Iran. (In Farsi).

Marković, T. and Kokot, Z. (2018) Whole Farm Revenue Insurance as a New Model of Risk Management in Agriculture, *Ratarstvo I Povrtarstvo*, 55 (1): 22-28.

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).

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 (9): 1151-1164.

Poudel, M.P. (2013) Area yield insurance of rice, maize, and wheat in Nepal: parametric and nonparametric approaches. *PhD Dissertation*, Department of Tropical Agriculture and International, Cooperation, National Pingtung University of Science and Technology, Taiwan.

Rahmati, A., Kohansal, M.R. and Ghorbani, M. (2012) Estimation of the insurance premiums and indemnity amount for two new yield and revenue insurance and comparing with the current insurance (case study of Mashhad city). Proceedings of the 8th Iranian Agricultural Economics Biennial Conference. May 10-11, Shiraz, Iran. (In Farsi).

Ramirez, O.A., McDonald, T.U. and Carpio, C.A. (2010) A flexible parametric family for the modeling and simulation of yield distributions. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 42 (2):1-17.

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.

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.

Roshanfar, M.A. (2010) Designing a revenue insurance for crops using the multivariate simulation in Sistan district. Unpublished MSc thesis, Department of Agricultural Economics, University of Zabol, Zabol. Iran.

Salami, H., Ghahremanzadeh, M., Hosseini, S.S. and Yazdani, S. (2008) Revenue insurance; A Way to Reduce Productivity Risks and Price fluctuations in the Iranian poultry industry. *Agricultural Economics*, 3 (4): 1-30. (In Farsi).

Sherrick, B.J., Lanoue, C.A., Woodard, J., Schnitkey, G.D. and Paulson, N.D. (2014) Crop yield distributions: fit, efficiency, and performance. *Agricultural Finance Review*, 74 (3): 348- 363.

Torkamani, J. and Vazirzadeh, S. (2007) Determination of Agricultural insurance premiums: application of nonparametric method. *Agricultural Economics*, 1 (1): 83-100. (In Farsi).

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.

Yazdani, S. and Kianirad, A. (2004) Revenue insurance; a new model in agricultural risk management. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 12 (47): 47-67.

Yu, K. (2015) *Principles of Mathematical Economics.* Lakehead University, Thunder Bay, Ontario, Canada.

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.

DOI: 10.22034/IAES.2019.107554.1690

Agricultural Economics/Volume 13/Issue 2/1398

Evaluating the Possibility of Utilizing Whole-Farm Revenue Insurance in Zanjan City

Moharram Ainollahi, Mohammad Ghahremanzadeh and Ghader Dashti[1]

Received: 08 May.2019 **Accepted:26 Aug.2019**

Abstract Extended

Introduction

Whole Farm Insurance (WFI) is a new policy that could solve most of the problems involving the traditional insurance. This program 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 premium rate, sum insured and aggregate limit of indemnity in the case of single-crop and multi-crop choices for farmers in Zanjan city.

Materials and Methods

The purpose of this study was to introduce and design a Whole Farm Insurance for the wheat, barley and alfalfa crops in Zanjan city. Required information including times series data of yields and prices were collected for the period 1982-2014, in addition to farm-level yield data for the period 2008-2014. A two-step method was used for modeling the PDF and CDF of the crops, in order that in the first step, the data were detrended using an appropriate regression model and in the second step, detrended data were used to simulate the probability density functions. In order to model the price series, the real prices of the products were calculated using the producer price index and then detrended. Afterward, the distribution of the prices was estimated using the detrended data. Meanwhile, the DF-GLS and KPSS tests were used for examining the stationarity of the yield and price series.

Then the guaranteed incomes for the products were estimated at different coverage levels using the joint distribution of the yields and prices. In the next step, the expected indemnity, premium rate, insurer's liability and sum insured were calculated in the single-crop, two –crop and multi-crop cases

[1]Respectively: PhD graduate, Associate Professor and Professor of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran.
Email: m.ainollahi@tabrizu.ac.ir

by employing the PQH simulation method, Cholesky decomposition and Simetar package.

Results and discussion

The primary analysis of the data indicated that the yields are trend stationary process (TSP) and the prices are difference stationary process (DSP). Furthermore, the premium rates for wheat, barley, alfalfa, wheat-barley, wheat-alfalfa, alfalfa-barley and wheat-barley-alfalfa cases were calculated 20.9, 0.5, 5, 6.7, 1.9, 1.8, and 3.7 percent at the 75 percent coverage level, respectively. The results indicated that the whole farm insurance offers lower premiums in comparison to insuring the crops separately as well as it has less administrative costs. Therefore, it could be an appropriate tool for risk management in agricultural sector.

Suggestions

According to the results, it is recommended to the Agricultural Insurance Fund to put the whole farm income insurance in the priority of his administration or to use it as a supplement or substitute for the existing insurance programs.

JEL Classification: C15, C53, C63, G22, Q18

Keywords: Whole-Farm Insurance, Revenue Risk, Parametric Method, Premium, Zanjan