اقتصاد کشاورزی / جلد ۸/ شماره ٤/ صفحه‌های ۱۲٦-۱۰۷

اثر متغیرهای اقلیمی بر عملکرد و ریسک عملکرد محصولات گندم و ذرت در استان قزوین

محمد قهرمان‌زاده، مریم گلباز، باب‌اله حیاتی و قادر دشتی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۷/۲٦ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۱٤

چکیده

هدف از این پژوهش، بررسی اثر متغیرهای اقلیمی بر عملکرد و ریسک عملکرد محصولات گندم دیم، گندم آبی و ذرت در استان قزوین می‌باشد. بدین منظور از رهیافت تابع تولید تصادفی جاست و پاپ بهره‌گیری شد. در این زمینه توابع عملکرد و ریسک عملکرد گندم آبی به ترتیب به شکل کاب داگلاس و خطی درجه دوم برآورد شد. نتایج نشان داد که کود اوره، میانگین حداکثر دما و سرعت باد در دوره رشد اثر مثبتی بر ریسک عملکرد داشته و هر سه این عامل‌ها نهاده ریسک افزا می‌باشند. برای برآورد توابع عملکرد و ریسک عملکرد گندم دیم به ترتیب از شکل کاب–داگلاس و ترانسندنتال بهره‌گیری شد. نتایج برآورد این توابع گویای آن است که میزان مصرف کود اوره، بذر، کود فسفات، بارش تجمعی دو فصل پاییز و بهار و میانگین سرعت باد در دوره رشد اثر معنی‌داری بر عملکرد گندم دیم استان دارند که از این بین میانگین حداکثر دمای دوره رشد و میانگین سرعت باد در دوره رشد به عنوان نهاده ریسک افزا شناخته شده‌اند. توابع عملکرد و ریسک عملکرد ذرت به شکل خطی درجه دوم برآورد شد که نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد، متغیرهای کود شیمیایی، حداکثر و حداقل دمای دوره رشد و بارندگی تجمعی در دوره رشد ذرت اثر معنی‌داری برعملکرد دارند. متغیر حداکثر دمای دوره رشد و میزان کود مصرفی تاثیر منفی بر عملکرد داشته‌اند. ضمن این‌که متغیر حداکثر دما و بارندگی تجمعی نیز متغیرهای ریسک‌کاه می‌باشند. بر اساس نتایج به‌دست آمده می‌توان عنوان کرد، با برنامه‌ریزی‌های دقیق و پیش‌بینی شده و همچنین مدیریت ریسک می‌توان گامی موثر در جهت کاهش اثرات سوء عامل‌های تصادفی و قابل کنترل در عملکرد و تولید گندم و ذرت برداشت.

طبقه‌بندی JEL: Q54, Q10, D24

واژگان کلیدی: تغییرات اقلیم، ریسک عملکرد، مدل جاست و پاپ، تابع تولید تصادفی، گندم، ذرت

[۱] به ترتیب؛ دانشیار اقتصاد کشاورزی، فارغ‌التحصیل کارشناسی‌ارشد مدیریت کشاورزی و دانشیاران اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

Email: ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir

مقدمه

اقلیم، شرایط میانگین آب و هوا برای یک محدوده و یک دورهٔ خاص است. بر پایه تعریف کمیتهٔ بین‌الدولی تغییر اقلیم[1](IPCC) ، تغییر اقلیم عبارت است از تغییر برگشت‌ناپذیر در میانگین شرایط آب و هوایی یک منطقه نسبت به رفتاری که در طول یک افق زمانی بلندمدت از اطلاعات مشاهده یا ثبت شده در آن منطقه مورد انتظار است. با توجه به تأثیرات گسترده و متقابل اقلیم با بخش‌های مختلف تولیدی، عامل‌های زیست‌محیطی و جامعه‌های انسانی، امروزه از تغییر اقلیم به عنوان یکی از مهم‌ترین چالش‌های زیست‌محیطی سده بیست و یکم یاد می‌شود که پیامدهای جدی اقتصادی به دنبال دارد (ریدسما و همکاران، ۲۰۰۹؛ به نقل از نظری، ۱۳۹۱). بر پایه برآوردهای انجام شده برای درجه‌های مختلف از گرمایش کره زمین در بررسی‌های مختلف، افزایش دمای کرهٔ زمین تا ۲ درجهٔ سانتی‌گراد با خسارتی معادل ۱ تا ۷ درصد GDP[2] جهانی و تا ۳ درجهٔ سانتی‌گراد با خسارتی حدود ۱ تا ۱۴ درصد GDP جهانی همراه بوده و در صورتی که این افزایش به ۵ درجهٔ سانتی‌گراد برسد، خسارت اقتصادی آن بین ۲/۵ تا ۳۰ درصد GDP جهانی خواهد بود (کمفرت، ۲۰۰۹) که پرداخت‌کنندهٔ بخش عمدهٔ آن کشورهای در حال توسعه هستند (ایبل و والبرگر، ۲۰۰۴). چرا که در عرض های جغرافیایی میانی با افزایش ۱ درجه سانتی گراد دما، تبخیر در حدود ۰/۰۵ زیاد می شود و در بسیاری از مناطق استوایی و غیر حاره ای جهان محدودیت عملکرد گیاهان ناشی از آب موجود در خاک و قابلیت دسترسی گیاه به آب است و این امر نگرانی‌هایی را در سطح بین‌المللی باعث شده است.

در حالت کلی تغییرات شرایط آب و هوایی از جمله عامل‌های اصلی ریسک عملکرد در بخش کشاورزی تلقی می‌شود. ریسک موجود در فعالیت‌های کشاورزی متأثر از شرایط جوی، قیمت و دیگر پدیده‌های مربوط به بازار است که تحت تأثیر فناوری‌های جدید می‌باشند و به جهت ناشناخته بودن اثر آنها بر تولید و ریسک آمیز بودن، همواره کاربردی محدود داشته‌اند (موسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۷۸). تولید محصولات کشاورزی استان قزوین همانند دیگر استان‌های کشور همبستگی بالایی با نزولات جوی و مناسب بودن شرایط آب و هوایی دارد. از یک سو موجودی مکانی و زمانی اصلی‌ترین عامل تولید کشاورزی، یعنی نهاده آب تحت تأثیر

[1] Intergovernmental panel on climate change (IPCC)
[2] Gross Domestic Products (GDP)

اقلیم است و از سوی دیگر پارامترهای اقلیمی بارش و دما بر مقدار تولید ماده خشک و عملکرد محصولات زراعی به شدت تأثیر می‌گذارند. عملکرد و تولید در محصولات دیم به طور مستقیم تحت تأثیر شرایط اقلیمی است. مدیریت ریسک به عنوان یکی از شاخه‌های مهم علم مدیریت در سال های اخیر، کاربرد گسترده‌ای یافته است. بی‌اطمینانی و تردیدی که در میزان تولید و قیمت و در نتیجه درآمد کشاورزان وجود دارد، بر اهمیت و ضرورت این علم در بخش کشاورزی افزوده است. غفلت از مدیریت ریسک به معنای بی‌توجهی به فرصت‌های بسیاری است که می‌تواند بخش کشاورزی را از هدف‌های توسعه دور کرده و احتمال رخداد اختلال در فعالیت‌های کشاورزی و یا توقف آنها را ممکن سازد. در راستای مدیریت ریسک کشاورزی نیز ضرورت دارد، سیاست‌ها و برنامه‌ریزی‌های دقیق اتخاذ شود. تغییرات اقلیم علاوه بر عملکرد محصولات کشاورزی بر ریسک عملکرد محصولات نیز اثر می‌گذارد.

پیش از این نیز در زمینه بررسی تأثیر تغییرات اقلیم بر عملکرد و ریسک عملکرد محصولات کشاورزی بررسی‌هایی صورت گرفته است. از جمله، فارنس‌ورس و موفیت (۱۹۸۱)، با استفاده از مدل عمومی جاست و پاپ و روش سه مرحله‌ای، تابع تولید و ریسک محصول پنبه سانجا کوئین کالیفرنیا به شکل تابعی کاب-داگلاس برآورد و نشان دادند که نهاده‌های آب، نیروی‌کار، ماشین‌ها، کود و آفت‌کش اثر مثبت و معنی‌دار بر تولید دارند. برآورد تابع ریسک نیز نشان داد که نهاده‌های آب و آفت‌کش ریسک افزا و نهاده‌های نیروی‌کار، ماشین‌ها و کود اثر منفی بر ریسک تولید دارند. کیم و کان (۲۰۰۸)، به بررسی تغییر اقلیم بر عملکرد و ریسک تولید برنج در کره جنوبی با استفاده از رهیافت تابع تولید تصادفی، مدل جاست و پاپ و داده‌های پانل در یک دوره ۳۱ ساله در ۸ منطقه نشان دادند، عملکرد میانگین برنج با درجه حرارت رابطه مثبت و با مقدار بارش رابطه منفی دارد. ضمن این‌که هر دوی این عامل‌ها، نهاده‌های ریسک افزا می‌باشند. لیگن و همکاران (۲۰۰۸)، برای تعیین عامل‌های موثر بر ریسک تولید از داده‌های مقطعی تولید بادام زمینی بلغارستان و فرم عمومی جاست و پاپ استفاده کردند. نتایج برآورد تابع تولید و واریانس تولید به شکل درجه دوم نشان داد که عامل‌های بذر، مقدار کود فسفاته، قارچ‌کش و نیروی‌کار اثر مثبت و مقدار سرمایه و ماشین‌ها اثر منفی بر تولید دارند. نتایج برآورد تابع ریسک نشان دهنده رابطه مثبت بین مقدار بذر و کود فسفاته با ریسک تولید بود. کیم و پانگ (۲۰۰۸)، به بررسی ارتباط بین تغییرات اقلیم، تولید و ریسک تولید برنج در کره با استفاده از تابع تولید تصادفی پرداختند. نتایج نشان داد که عملکرد برنج با دما رابطه مستقیم و

با رطوبت نسبت معکوس داشته و هر دوی این نهاده‌ها به عنوان عامل‌های ریسک افزا شناسایی شدند. کباز و ویرسینک (۲۰۰۹)، به بررسی اثرات فاکتورهای اقلیمی و غیر اقلیمی بر میانگین و واریانس عملکرد سه محصول ذرت، سویا و گندم در یک دوره ۲۶ ساله در کانادا با استفاده از مدل جاست و پاپ پرداختند. نتایج نشان داد، افزایش تغییر پذیری دما و بارندگی میانگین عملکرد را کاهش و واریانس آن را افزایش می‌دهد و افزایش بارندگی در همان آغاز فصل رشد و در طول تابستان باعث افزایش عملکرد محصول شده و در ماه‌های نزدیک به کاشت و برداشت اثر منفی بر عملکرد محصول داشته است.

استان قزوین به لحاظ جغرافیایی در حوزه مرکزی ایران با میانگین بارندگی حدود ۳۳۰ میلی متر در سال قرار دارد. بررسی اقلیم‌نگاری (کلیموگرام) این استان نشان می‌دهد بارانی‌ترین ماه سال فروردین و خشک‌ترین ماه تیر می‌باشد، میزان بارش نیز با شرایط توپوگرافیکی متغیر است به نحوی که مناطق کوهستانی نسبت به کوهپایه‌ها و اراضی واقع در دشت از بارش بیشتری برخوردارند. خشک‌ترین مناطق استان نیز از سمت جنوب شرق استان و مناطق بیابانی بویین زهرا شروع و تا بخش‌های جنوبی شهرستان تاکستان امتداد می‌یابد، که این مناطق با بارندگی سالانه بین ۲۱۰ تا ۲۳۰ میلیمتر روبه‌رو هستند. استان قزوین با عملکرد ۴۳۷۷ و ۹۴۸ کیلوگرم در هکتار به ترتیب برای گندم‌آبی و دیم از میانگین کشور برای گندم‌آبی (۳۴۵۵ کیلوگرم در هکتار) بالاتر بوده و در زمینه ذرت با عملکرد ۱۰۵۷۵کیلوگرم در هکتار بالاترین عملکرد را در کشور (میانگین کشور برابر ۷۱۹۹) داراست (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۱). از این رو به سبب اهمیت این محصولات در استان قزوین و کشور، هدف از این پژوهش، بررسی تأثیر تغییرات متغیرهای اقلیمی بر عملکرد و ریسک عملکرد محصولات گندم‌آبی و دیم و ذرت‌آبی در استان قزوین می‌باشد.

روش تحقیق

به طور معمول روش اثباتی تحلیل واکنش عرضه و تولید محصولات کشاورزی، استفاده از برآوردهای اقتصادسنجی است که در آن تلاش می‌شود پارامترهای فناوری تولید (در فرم ریاضی از یک تابع تولید فرموله می‌شود) در چارچوب نظری اقتصادی برآورد شود. به بیان دیگر، تابع تولید یک بیان ریاضی از روابط ستانده و نهاده‌های تولید بوده که به طور معمول به صورت ضمنی $Q = f(x_1, x_2, ..., x_n)$ بیان می‌شود. در این فناوری تولید قطعی که Q سطح تولید و x_1 تا x_n بیانگر نهاده‌های مورد استفاده در تولید کشاورزی است، روابط تولید تنها به

شکل میانگین سطح تولید و مصرف نهاده‌ها بیان شده است. بنابراین در این فرم سنتی از تابع تولید این فرض ضمنی وجود دارد که سطح مصرف نهاده‌ها تنها بر سطح میانگین تولید اثر می‌گذارد و بدون هرگونه تأثیری بر واریانس یا ریسک تولید است. این تعریف از تابع تولید به ویژه در فعالیت‌های کشاورزی که به طور ذاتی فرایندهای ریسکی هستند و تا حد زیادی متاثر از عامل‌های غیر قابل کنترل (مانند عامل‌های اقلیمی) است، خالی از اشکال نمی‌باشد.

کومب هاکر (۲۰۰۲)، بر این باور است که ریسک نقش مهمی در تصمیمات مربوط به انتخاب سطح مصرف نهاده‌ها و سطح تولید دارد، به گونه‌ای که نادیده گرفتن آن در توابع تولید کشاورزی به برآورد کمتر از حد سطح تولید فعالیت‌ها، تغییرات الگوی کشت نیز برآورد اریب از کشش‌های عرضه محصولات منجر می‌شود. جاست و پاپ (۱۹۷۸)، نیز این گونه استدلال می‌کنند که تابع تولید برآوردی باید انعطاف‌پذیری لازم را داشته باشد، به گونه‌ای که اجازه دهد سطح نهاده‌ها بر هر دو جزء تصادفی و قطعی تولید اثر بگذارد. در راستای رفع همین ضعف الگوهای سنتی (قطعی) تابع تولید، آیگنر و همکاران (۱۹۷۷) و میوزن و وان دن بروک (۱۹۷۷)، توابع تولید تصادفی را توسعه دادند. در تولید کشاورزی، توابع تولید تصادفی برای تصریح عامل‌های تصادفی موثر بر تولید مانند عامل‌های آب و هوایی، نوسان‌های قیمتی و کیفیت خاک مورد استفاده قرار می‌گیرند. برای مثال تابع تولید تصادفی گندم با این توجیه که فرایند تولید گندم تابعی از عامل‌ها و متغیرهای تصادفی مانند بارندگی است، می‌تواند تصریح شود. این نوع از تصریح توابع تولید، ضمن این که اجازه می‌دهد، متغیرهای قطعی به عنوان اجزاء قطعی رفتار کنند، اجزاء تصادفی را نیز در درون خود داراست (گاردنر و رائوسر، ۲۰۰۱).

اگر فرض شود که فناوری تولید با تابع تولید $Q = g(x, v)$ بیان شود، که در آن Q سطح تولید، x برداری از نهاده‌های قابل کنترل (مانند نیروی‌کار، زمین، کود و سموم شیمیایی)، v برداری از نهاده‌های غیرقابل کنترل (مانند متغیرهای آب‌وهوایی) و $g(x, v)$ حداکثر مقدار تولید قابل دستیابی با مقدار معین از نهاده‌های x و v باشد، جاست و پاپ تابع تولید $g(x, v)$ را به فرم تصادفی زیر تصریح کردند (رابیسون و باری، ۱۹۸۷).

$$Q = g(x, v) = f(x; \beta) + h(x; \alpha)\varepsilon \qquad (۱)$$

که در آن $f(x; \beta)$، تابع میانگین تولید و $h(x; \alpha)$ تابع واریانس (یا ریسک) تولید بوده و ε جزء خطای تصادفی برونزا (شوک تولید) با میانگین صفر ($E(\varepsilon) = 0$) و واریانس (σ_ε^2) است. بر این اساس یکی از ویژگی‌های مطلوب این الگو، تفکیک اثرات تغییر در سطح نهاده بر مقدار میانگین

تولید، ($E(Q)= f(x, \beta)$)، و واریانس آن، ($Var(Q)=[h(x;\alpha)]^2\sigma_\varepsilon^2$)، است. در این تابع فرض می‌شود که $f'(x;\beta)>0$، $f''(x;\beta)<0$ و $h'(x;\alpha)>=<0$ است. می‌توان نشان دادکه این الگو همه شرایط مورد نظر جاست و پاپ را تامین می‌کند به گونه‌ای که (رابیسون و باری، ۱۹۸۷):

۱- شرط اول مبنی بر مثبت بودن مقدار تولید انتظاری ($E(Q)= f(x;\beta)>0$) برقرار است.

۲-با توجه به فرض $f'(x;\beta)>0$، شرط دوم مبنی بر این‌که با افزایش سطح نهاده در تولید، مقدار انتظاری تولید افزایشی باشد، تامین می‌شود.

۳-شرط سوم نیز مادامی که $f''(x;\beta)<0$ باشد، برقرار است.

۴- با توجه به این‌که تولید انتظاری نهایی نهاده x برابر با $\frac{\partial E(Q)}{\partial x}=f'(x;\beta)$ است، در رابطه (۲) اثبات می‌شود که:

$$\frac{\partial E(Q)}{\partial \sigma^2(Q)}=\frac{f'(x;\beta)}{2h(x;\alpha)h'(x;\alpha)\sigma_\varepsilon^2} \qquad (۲)$$

با یک انتخاب مناسب از $h'(x;\alpha)$، مقدار رابطه (۲) به صفر نزدیک می‌شود و بنابراین شرط چهارم نیز تامین می‌شود.

۵-با توجه به اینکه واریانس تولید برابر با $\sigma^2(Q)=E[f(x;\beta)+h(x;\alpha)\varepsilon - f(x;\beta)]^2=[h(x;\alpha)]^2\sigma_\varepsilon^2$ می‌باشد، مشتق آن نسبت به x، برابر با $\partial\sigma^2(Q)/\partial x=2h(x;\alpha)h'(x;\alpha)\sigma^2$ و $h'(x;\alpha)$ می‌تواند کوچکتر، بزرگتر یا برابر با صفر باشد، شرط پنجم برقرار است.

۶-با توجه به این‌که $E(f'(x;\beta)+h'(x;\alpha)\varepsilon)=f'(x;\beta)$ و واریانس برابر است با $E(h'(x;\alpha)\varepsilon)^2=h'(x)^2\sigma_\varepsilon^2$، با مشتق‌گیری از واریانس تولید نهایی در رابطه (۳) نسبت به نهاده x نتیجه می‌شود که:

$$\frac{\partial\sigma^2[f'(x;\beta)+h'(x;\alpha)\varepsilon]}{\partial x}=2h'(x;\alpha)h''(x;\alpha)\sigma_\varepsilon^2 \qquad (۳)$$

علامت این عبارت تابعی از علامت هر دو عامل $h'(x;\alpha)$ و $h''(x;\alpha)$ که تاکنون تصریح نشده‌اند. بر این اساس، فرض ششم نیز می‌تواند برقرار باشد.

با توجه به تامین شدن شرایط لازم برای همهٔ فروض مورد نظر، تصریح کلی تابع تولید تصادفی جاست و پاپ دارای انعطاف‌پذیری لازم برای بیان اثرات نهاده‌ها بر ریسک تولید است چرا که اجازه می‌دهد در آن ریسک نهایی نهاده‌ها[1] مثبت، منفی یا صفر باشد. همین ویژگی، این نوع از تصریح تابع تولید را به یکی از پرکاربردترین روش‌های بررسی ریسک تولید در بخش کشاورزی، تعیین ماهیت ریسکی نهاده‌ها (ریسک‌افزا، ریسک‌کاه و خنثی به ریسک) و تحلیل اثر

[1] Marginal risk of input

فناوری‌های جدید بر فرایند تولید کشاورزی تبدیل کرده است. به این گونه که امکان بررسی آثار متغیرهای مستقل (مانند بارش، دما و سرعت باد) بر هر دو مولفه سطح و واریانس تولید یا توزیع احتمالاتی آن وجود دارد. به عبارت دیگر در این تابع اجازه داده می‌شود نهاده‌ها به طور جداگانه بر هر دو جزء قطعی و تصادفی تولید حتی در جهت‌های متضاد اثر بگذارند. در این پژوهش نیز برای بررسی اثر تغییر در متغیرهای غیرقابل کنترل اقلیمی مانند بارش، درجه حرارت و سرعت باد بر ریسک تولید محصولات گندم‌آبی و دیم و ذرت‌دانه‌ای در استان قزوین از این رهیافت استفاده خواهد شد. بدین منظور، رابطه (۴) اجازه می‌دهد متغیرهای آب و هوا بر هر دو مولفه سطح (میانگین) و واریانس عملکرد محصول اثر بگذارد.

$$E(y_t) = f(x_t|\beta) \quad and \quad \text{var}(y_t) = h^2(z_t|\alpha) \qquad (۴)$$

حساسیت واکنش (کشش) سطح عملکرد به تغییر در هر یک از متغیرهای اقلیمی از پارامترهای برآورد شده در تابع $f(x_t|\beta)$ یا ($\frac{\partial(x_t \perp \beta)}{\partial x_t}$) و حساسیت ریسک عملکرد بر پایه تابع $\text{var}(y_t) = h^2(z_t \perp \alpha)$ یا ($\frac{\partial \text{var}(y_t)}{\partial z_t}$) محاسبه می‌شود. با توجه به اینکه در تابع عملکرد (۴) هیچ گونه محدودیتی اعمال نمی‌شود، علامت $\frac{\partial \text{var}(y_t)}{\partial z_t}$ می‌تواند مثبت (نهاده ریسک افزا[1]) یا منفی (نهاده ریسک کاهنده[2]) باشد. اگر مثبت باشد نشان‌دهنده آن هست که متغیرهای آب و هوا ریسک‌های تولید را افزایش می‌دهند و اگر علامت منفی باشد ریسک را کاهش می‌دهند (کیم و پانگ، ۲۰۰۸). با توجه به مطالب یاد شده، برای برآورد معادله‌های یاد شده در راستای نیل به هدف‌های پژوهش، می‌توان از یک روش سه مرحله‌ای بهره گرفت. بدین صورت که در مراحل اول و سوم جزء قطعی و در مرحله دوم جزء تصادفی تابع عملکرد برآورد می‌شود. اما اولین موردی که باید بررسی شود این است که آیا ریسک عملکرد وجود دارد یا خیر؟ اگر جمله خطا دارای واریانس ثابت نباشد، آن را واریانس ناهمسانی [3]می‌گویند و ریسک عملکرد نیز به عنوان واریانس ناهمسانی مطرح می‌شود. هر آزمونی برای تشخیص واریانس ناهمسانی می‌تواند انجام شود و اگر واریانس ناهمسانی تشخیص داده نشود می‌توان آن را شاهدی بر عدم وجود ریسک عملکرد تلقی کرد و محقق می‌تواند با یک مدل تولید مرسوم کارش را ادامه دهد. ولی درصورت اثبات واریانس ناهمسانی در مدل می‌توان به برآورد تابع ریسک اقدام نمود. بنابراین ابتدا توابع

[1] Risk increasing input
[2] Risk decreasing input
[3] Heteroskedasticity

عملکرد محصولات گندم و ذرت به صورت کاب-داگلاس و خطی-درجه دوم[1](آسکه و تیوتراس، ۱۹۹۹ و کیم و پانگ، ۲۰۰۸) برآورد می‌شود و به دلیل وجود واریانس ناهمسانی در این توابع، در مرحله دوم تابع ریسک برآورد شده و در پایان در مرحله سوم با رفع واریانس ناهمسانی تابع عملکرد محصول به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$Lny_t = \beta_0 + \beta_t T + \sum_{i=1}^{6} \beta_i Lnx_i + \sum_{i=1}^{6} \alpha_i x_i + e_t \qquad (۵)$$ ترانسندنتال

$$Lny_t = \beta_0 + \beta_t T + \sum_{i=1}^{6} \beta_i Lnx_i + e_t \qquad (۶)$$ کاب-داگلاس

$$y_t = \beta_0 + \beta_t T + \sum_{j=1}^{6} \beta_{1j} x_j + \sum_{j=1}^{6} \beta_{2j} x_j^2 + \sum_{j} \sum_{k(k\neq j)} \beta_{jk} x_j x_k + e_t \qquad (۷)$$ خطی ° درجه دوم

که در آن، y عملکرد محصول مورد نظر (گندم‌آبی و دیم و ذرت بر حسب تن) ،x_1 مقدار بذر مصرفی، x_2، مقدار کود شیمیایی مصرفی بر حسب تن، x_3 ، مقدار بارش تجمعی در دوره رشد (یا فصل‌های مختلف) بر حسب میلیمتر، x_4 میانگین حداقل درجه حرارت در دوره رشد بر حسب سانتی‌گراد، x_5 مقدار میانگین حداکثر درجه حرارت در دوره رشد بر حسب سانتی‌گراد، x_6 میانگین مقدار سرعت باد در دوره رشد بر حسب متر بر ثانیه، e اجزای اخلال، T متغیر روند و $_i$ پارامترهای برآوردی و Ln نماد لگاریتم طبیعی هستند. لازم به ذکر است علی‌رغم این‌که فرم تابع تولید ترانسلوگ از جذابیت و برتری خاصی به لحاظ انعطاف‌پذیری، دارا می‌باشد ولی اثرات متقابل بین میانگین و واریانس در این تابع تولید به صورت حاصل‌ضرب می‌باشند که این مسئله باعث نقص فروض جاست و پاپ می‌گردد (تویترس(۲۰۰۰) و چن و همکاران(۲۰۰۴)). در مدل ترانسلوگ امید ریاضی یا به عبارتی تابع میانگین تولید به صورت $E(y_t)=f(x_t).exp(e_t)$ می‌باشد (کندوری و همکاران،۲۰۰۹) که در آن تابع ریسک و تابع میانگین تولید به صورت حاصل‌ضرب می‌باشد در حالی‌که در فرم خطی-درجه دوم این اثرات متقابل به صورت جمع‌پذیر، $E(y_t)=f(x_t) + e_t$، می‌باشد که این نوع الگوسازی توابع تولید و ریسک مطابق فرضیات رهیافت جاست و پاپ می‌باشد. بر این اساس در این پژوهش نیز برای برآورد تابع تولید از سه فرم تابعی تولید کاب-داگلاس، ترانسندنتال و خطی درجه دوم که با فروض رهیافت جاست و پاپ یعنی وجود آثار متقابل جمع‌پذیر بین توابع میانگین و واریانس تولید سازگاری دارد، به

[1] Linear-Quadratic

عنوان سازگارترین الگوها با فرضیات جاست و پاپ بهره گرفته خواهد شد (کیم و پانگ، ۲۰۰۸ و تویتریس، ۲۰۰۰).

در این پژوهش، اطلاعات سری‌زمانی مربوط به عملکرد محصولات گندم‌آبی و دیم و ذرت و مقادیر مصرف نهاده‌های کود شیمیایی و بذر مصرفی از داده‌های رسمی بانک اطلاعاتی سازمان جهاد کشاورزی استان قزوین و آمارنامه‌های کشاورزی منتشره توسط سازمان جهاد کشاورزی در سال‌های ۸۹-۱۳۷۰ گردآوری شد. متغیرهای اقلیمی شامل میزان بارش، حداقل و حداکثر درجه حرارت، سرعت باد و رطوبت نسبی از اداره هواشناسی استان قزوین به صورت ماهانه در سال‌های ۸۹-۱۳۷۰ تهیه شد.

نتایج و بحث

در این پژوهش، ابتدا آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) برای بررسی خصوصیات پایایی متغیرها انجام گرفت که نتایج مربوطه[1] بیانگر آن است که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها در سطح داده‌ها رد نمی‌شود ولی برای تفاضل مرتبه اول متغیرها فرض صفر در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌شود. بنابراین، متغیرهای مورد نظر همگی جمعی از درجه یک هستند. در ادامه، برای به‌دست آوردن فرم تابعی مناسب برای تابع عملکردگندم‌آبی بنابر مطابقت داشتن با فروض جاست و پاپ فرم‌های تابعی کاب-داگلاس، خطی درجه دوم، ترانسندنتال برآورد شد. با توجه به تعداد پارامترهای معنی‌دار، معقول بودن کشش‌های عملکرد و ریسک، برابر انتظار بودن علامت ضرایب و نرمال بودن اجزای اخلال، فرم تابعی کاب-داگلاس و خطی-درجه دوم به ترتیب برای توابع عملکرد و ریسک عملکرد برای گندم‌آبی مناسب تشخیص داده شد. ابتدا این تابع عملکرد برآورد شد. وجود ناهمسانی واریانس توسط آزمون بروچ-پاگان گادفری[2]، مورد بررسی قرار گرفت که مقدار آماره ۳/۰۸ بوده که در سطح احتمال ۱۰ درصد معنی‌دار است لذا می‌توان تابع ریسک عملکرد را برآورد کرد. فرم تابعی خطی-درجه دوم نیز به عنوان فرم مناسب برای برآورد تابع ریسک عملکرد گندم‌آبی به‌کار گرفته شد که نتایج مربوطه در جدول (۱) گزارش شده است. لازم به ذکر است که تابع عملکرد گندم‌آبی به وسیله روش حداقل مربعات وزنی برای رفع مشکل واریانس ناهمسانی برآورد شده است.

---

[1] به منظور جلوگیری از طولانی شدن مقاله، نتایج مربوطه گزارش نشده است.

[2] Breusch-Pagan-Godfrey

جدول (۱) نتایج برآورد توابع عملکرد و ریسک عملکرد محصول گندم آبی در استان قزوین

متغیر	تابع عملکرد		تابع ریسک عملکرد	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
روند زمانی			*-۰/۰۱۴	-۱/۷۹
میزان بذر	۰/۶۶۳	۱/۶۴		
کود اوره	۰/۷۱	۱/۵۶	۰/۰۰۱	۱/۳۲
کود فسفات	***-۱/۱۲۴	-۵/۳۹	**-۰/۰۰۶	-۲/۳۵
بارش تجمعی فصل بهار	۰/۰۴۵	۰/۸۷		
بارش تجمعی فصل پاییز	**۰/۱۱۰	۲/۵۹		
بارش تجمعی فصل زمستان	**۰/۹۴۸	۲/۳۲		
میانگین دمای حداکثر دوره رشد	**۰/۷۸۹	۲/۳۱		
بارش تجمعی دوره رشد				
سرعت باد در دوره رشد	*-۰/۶۹۲	-۱/۷۴		
بارش تجمعی دوره رشد			**-۰/۰۱۷	-۲/۵
میانگین دمای حداقل دوره رشد			*-۰/۶۷	-۲/۳۵
میانگین دمای حداکثر دوره رشد			۰/۶۴	۱/۹
میانگین سرعت باد دوره رشد			***-۴/۵۹	-۲/۶۳
توان دوم بارش دوره رشد			***۰/۰۰۰۳	۱۳/۹۳
توان دوم دمای حداکثر دوره رشد			*-۰/۰۱۸	-۱/۹۲
توان دوم دمای حداقل دوره رشد			۰/۰۴۳	۱/۴۱
توان دوم دمای سرعت باد دوره رشد			***۰/۹۶	۳/۲۴
توان دوم کود آمونیاک			۶/۷۹	-۱/۳۶
توان دوم کود فسفات			**۳/۵۳	۲/۵۶
بارش دوره رشد × دمای حداقل دوره رشد			***۰/۰۰۰۸	۳/۱۴
بارش دوره رشد × سرعت باد دوره رشد			-۰/۰۰۲	-۱/۴۶
عرض از مبدا			۶/۶۱	۱/۱۸
مقدار آمارهٔ DW	۱/۸۳۸		۲/۲۰۳	
ضریب $\overline{R}^2$	۰/۸۴		۰/۸۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

***و**و *به ترتیب معنی داری درسطح۱ ، ۵ و ۱۰درصد را نشان می دهد.

مطابق جدول (۱)، میزان مصرف نهاده کود فسفات و متغیرهای اقلیمی بارش تجمعی فصل‌های پاییز، زمستان، و مقادیر میانگین سرعت و دمای حداکثر دوره رشد اثر معنی‌داری بر عملکرد گندآبی دارند. متغیرهای میانگین سرعت باد در دوره رشد و میزان کود فسفاته مصرفی رابطه معکوس با عملکرد دارند. همچنین عامل‌های اقلیمی مانند بارش تجمعی دوره رشد، میانگین دمای حداقل و میانگین سرعت باد در دوره رشد اثر معنی‌داری بر ریسک عملکرد این محصول دارند. ضریب معنی‌دار مربوط به متغیر روند در تابع ریسک عملکرد گندم‌آبی گویای آن است

که به دلیل بهبود فناوری نظیر تولید بذرهای مقاوم به سرما سازگار با شرایط آب و هوایی خاص منطقه ریسک عملکرد نسبت به میانگین کاهش یافته است. نتایج محاسبه کشش‌های تابع ریسک عملکرد گندم آبی در جدول (۲) آورده شده است.

جدول (۲)کشش‌های تابع ریسک عملکردگندم آبی استان قزوین

نام متغیر	مقدار کشش
کود فسفات	-۰/۵۹۶
کود اوره	۰/۹۷۱
بارندگی دوره رشد	-۱/۲۸
میانگین حداکثر دمای دوره رشد	۱/۳۳
میانگین حداقل دمای دوره رشد	-۲/۶۱
میانگین سرعت باد دوره رشد	۵/۶۱

منبع: یافته‌های تحقیق

با بررسی و تحلیل مقادیر محاسبه شده این چنین می‌توان گفت که پارامترهای میانگین سرعت باد در دوره رشد، میانگین دمای حداقل دوره رشد، میانگین حداکثر دمای دوره رشد، بارندگی تجمعی، کود اوره، کود فسفات به ترتیب بیشترین تاثیر را بر ریسک عملکرد محصول گندم‌آبی داشته‌اند. از این میان میانگین دمای حداقل دوره رشد، بارندگی تجمعی و کود فسفات به ترتیب بیشترین اثر را بر کاهش ریسک داشته در حالی که سایر متغیرها اثر مثبت بر ریسک عملکرد دارند به طوری که با افزایش میزان این متغیرها ریسک عملکرد نیز افزایش می‌یابد. کشش بالای متغیر حداقل دمای دوره رشد با میزان ۲/۶۱ در بین دیگر متغیرها نشان‌دهنده حساسیت بالای عملکرد نسبت به حداقل دما در دوره رشد گندم‌آبی می‌باشد. در واقع این نتایج با یافته‌های نظری و ادبیات تغییر اقلیم و عملکرد محصولات زراعی همخوانی دارد. همچنین نتایج بیانگر آن است که اگر در شرایط نوسان‌های اقلیمی میانگین دمای حداکثر دوره رشد نسبت به میانگین،۱۰ درصد اضافه شود، ریسک عملکرد ۱۳/۳درصد اضافه خواهد شد. در همین راستا، کوچکی و نصیری (۱۳۸۷)، نشان دادند که کاهش طول دوره پر شدن دانه ناشی از افزایش درجه حرارت مهمترین عامل کاهش عملکرد گندم‌آبی در شرایط تغییر اقلیم می‌باشد. با تغییر۱۰ درصد در میانگین سرعت باد در دوره رشد ریسک عملکرد گندم‌آبی به عنوان یک نهاده ریسک‌افزا به دلیل تغییر در میزان رطوبت نسبی و در نهایت بالا بردن میانگین درجه حرارت دوره رشد ریسک عملکرد ۵/۶۱ درصد افزایش خواهد یافت.

همانند محصول گندم‌آبی برای محصول گندم‌دیم استان قزوین فرم تابعی کاب-داگلاس برای عملکرد محصول و فرم ترانسندنتال برای تابع ریسک عملکرد محصول مناسب تشخیص داده

شد. تابع عملکرد کاب-داگلاس بعد از استخراج اجزای اخلال آن برای برآورد تابع ریسک عملکرد، به وسیله روش حداقل مربعات وزنی جهت رفع مشکل واریانس ناهمسانی برآورد شد که نتایج آن در جدول (۳) آمده است. البته وجود ناهمسانی واریانس توسط آزمون بروچ پاگان گادفری، مورد بررسی قرار گرفت که نتایج مقدار آماره ۵/۳۱ که در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد که وجود ناهمسانی در واریانس اجزای اخلال تابع تولید را نشان می‌دهد. در جدول (۳)، دیده می‌شود که عملکرد گندم‌دیم تحت تاثیر متغیرهای اقلیمی قرار داشته و تغییرات اقلیم می‌تواند اثرات زیادی بر عملکرد گندم‌دیم داشته باشد. در این میان متغیرهای کود اوره، بارندگی تجمعی فصل‌های بهار و پاییز و میانگین دمای حداکثر زمستان اثر معنی‌دار و مثبتی بر عملکرد دارند و متغیرهای کود فسفاته، دمای حداکثر بهار و سرعت باد اثر معنی‌دار و منفی بر عملکرد گندم دیم استان دارند.

جدول (۳) نتایج برآورد توابع و عملکرد و ریسک عملکرد محصول گندم دیم در استان قزوین

متغیر	تابع عملکرد		تابع ریسک	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
روند زمانی			۰/۰۰۹**	۲/۶۱
لگاریتم میزان بذر	۰/۵۳	۱/۴		
لگاریتم کود اوره	۱/۴***	۳/۷۵		
لگاریتم کود فسفات	-۱/۹۴***	-۳/۸۸		
لگاریتم بارش فصل بهار	۰/۴۱**	۲/۵۷		
لکاریتم بارش فصل پاییز	۰/۵۶***	۳/۲۵		
لگاریتم میانگین دمای حداکثر بهار	-۳/۴۲*	-۱/۸		
لکاریتم میانگین دمای حداکثر زمستان	۰/۵۴	۰/۹۸		
لگاریتم میانگین دمای حداقل دوره رشد	-۰/۳۲	-۰/۶۲	۱/۴۸***	۳/۹۴
لگاریتم میانگین دمای حداکثر دوره رشد			-۱۱/۶۳***	-۳/۷۴
لگاریتم بارش دوره رشد			-۱/۱۰***	-۳/۹۸
لگاریتم سرعت باد در دوره رشد	-۱/۹۷**	-۲/۰۱	-۱/۸۲	-۰/۶۱
میانگین دمای حداقل دوره رشد			۰/۳۳***	-۳/۵۹
میانگین دمای حداکثر دوره رشد			۰/۶۲***	۳/۷۱
بارش دوره رشد			۰/۰۰۳۲***	۳/۴۵
میانگین سرعت باد در دوره رشد			۰/۶۱	۰/۵۸
عرض از مبدا	۷/۲۶	۱/۳	۲۷/۱۴***	۴/۵۹
مقدار آمارهٔ DW	۲/۸۲		۱/۹۷	
ضریب $\overline{R}^2$	۰/۸۳		۰/۸۲	

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۳)، دیده می‌شود، ضریب میانگین دمای حداکثر بهار منفی می‌باشد که این موضوع مبین این است که با افزایش دما در فصل بهار میزان عملکرد کاهش خواهد یافت. در حالی که با دمای حداکثر زمستان نیز رابطه مستقیم داشته است. این نتایج منطقی به نظر می‌رسد چرا که محمدی نیک‌پور و فلاح هروی (۱۳۹۰)، بر این باور هستند که در شرایط طبیعی، قرار گرفتن گندم در دمای صفر تا ۱۰ درجه سانتیگراد موجب بهاره شدن می‌شود. با این حال سرعت بهاره شدن در دماهای ۲ تا ۵ درجه سانتیگراد بیشتر است. همچنین توقف کمتر رشد در طی فصل زمستان، سبب ساقه‌دهی زودتر و طویل شدن در اواخر فروردین شده که این موضوع همراه با بارش‌های تند بهاره احتمال ورس و ازدیاد بعضی از آفات و بیماری‌ها مانند شته‌ها و زنگ زرد را بیشتر می‌کند. ضمن این‌که مظاهری و حسینی (۱۳۸۰)، بیان نموده اند که افزایش دما در فصل بهار منجر به افزایش تبخیر و تعرق از سطح خاک و گیاه در این فصل شده که پیامد آن، کمی ذخیرهٔ رطوبت در خاک و رویارویی محصول با تنش خشکی بیشتر در فصل بهار است. و در پی آن نیز با بالا رفتن دما و وزش بادهای گرم زمانی که گندم به مرحله دانه‌بندی می‌رسد مانع از تشکیل دانه شده و دانه گندم را لاغر و چروکیده خواهد نمود. چنانچه میانگین سرعت باد در دوره رشد به میزان یک درصد نسبت به میانگین افزایش (کاهش) یابد، عملکرد به میزان ۱/۹۷ درصد کاهش (افزایش) خواهد یافت. بررسی و تحلیل نتایج به‌دست آمده از برآورد تابع ریسک عملکرد گندم دیم گویای آن است که میزان بارش تجمعی دوره رشد، میانگین دمای حداقل و حداکثر دوره رشد، و متغیر روند اثر معنی‌داری بر ریسک تولید گندم دیم دارند. نتایج محاسبه کشش‌های تابع ریسک در جدول (۴) آورده شده است.

جدول (۴) کشش‌های تابع ریسک عملکردگندم دیم استان قزوین

متغیر	کشش
بارش دوره رشد	-۰/۰۹۸
میانگین دمای حداکثر دوره رشد	۱/۸۷
میانگین دمای حداقل دوره رشد	-۰/۸۵
میانگین سرعت باد دوره رشد	۰/۰۵

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۴) دیده می‌شود که متغیرهای میانگین دمای حداکثر دوره رشد، میانگین دمای حداقل دوره رشد، بارش تجمعی دوره رشد و میانگین سرعت باد در دوره رشد به ترتیب

بیشترین تاثیر را بر ریسک عملکرد محصول گندم‌دیم در استان قزوین دارند. از این بین تاثیر متغیرهای میانگین حداکثر دمای دوره رشد و سرعت باد در دوره رشد مثبت و به عنوان نهاده ریسک‌افزا شناخته شده است درحالی که دیگر متغیرها اثر منفی داشته و ریسک کاهنده می‌باشند. بررسی و تحلیل علائم و ضرایب پارامترهای دمایی و بارندگی الگو گویای همخوانی نتایج با واقعیت‌های نظری و یافته‌ها است. همانطورکه در جدول (۴) دیده می‌شود با افزایش۱۰ درصدی دمای حداقل و میزان بارندگی دوره رشد نسبت به میانگین نوسانات عملکرد گندم به ترتیب به میزان ۸/۵ و ۰/۹۸ درصد کاهش خواهد داد. همین‌طور نیز کریمی و مهدی پور(۱۳۸۱)، نشان دادند که گندم‌دیم با تعداد روزهای بارش بیشتر و یا برابر ۵ میلیمتر در دوره زایشی و سبز شدن ارتباط مستقیم دارد که تاثیر چشمگیری در کاهش ریسک دارد. در حقیقت موفقیت در دیمکاری به وجود رطوبت ذخیره شده در خاک، درصد رطوبت خاک پیش از ریزش باران، چگونگی ریزش، دفعات و فواصل بارندگی است. همچنین در درجه حرارت بالا به علت تبخیر زیاد به‌ویژه در گندم‌دیم، گیاه آب مورد نیاز خود را نمی‌تواند تامین نماید در نتیجه ریسک افزایش خواهد یافت.

برای محصول ذرت‌دانه‌ای استان قزوین برای برآورد توابع عملکرد و ریسک عملکرد محصول فرم تابعی خطی-درجه دوم مناسب تشخیص داده شد که نتایج برآورد تابع عملکرد به وسیله روش حداقل مربعات وزنی برای رفع مشکل واریانس ناهمسانی و تابع ریسک عملکرد در جدول (۵) منعکس شده است. البته وجود ناهمسانی واریانس توسط آزمون بروچ پاگان گادفری مورد بررسی قرار گرفت که نتایج مقدار آماره ۳/۱۱ که در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشد که وجود ناهمسانی در واریانس اجزای اخلال تابع تولید را نشان می‌دهد. اکثر متغیرها در توابع عملکرد و ریسک در سطح آماری ۵ درصد و کمتر از آن معنی‌دار هستند. این نتایج، گویای تاثیرپذیری بالای عملکرد و ریسک عملکرد ذرت از این متغیرها است. در تابع ریسک عملکرد ذرت بارش تجمعی دوره رشد اثر بزرگ و معنی‌داری بر ریسک عملکرد دارد به گونه‌ای که با ثابت بودن سایر شرایط، افزایش بارش در این دوره همواره به کاهش ریسک عملکرد منجر می‌شود، با این حال ضریب منفی و معنی‌دار اثر متقابل آن با دمای حداقل و سرعت باد نشان می‌دهد که هر چه میانگین حداقل درجه حرارت و میانگین سرعت باد در دوره رشد افزایش یابد، اثر نهایی هر میلیمتر افزایش در بارش این ماه بر ریسک عملکرد کمتر خواهد بود و بر عکس با افزایش درجه حرارت، بر میزان افزایش ریسک عملکرد بارش‌های این دوره افزوده می‌شود. منفی و

معنی‌دار شدن ضریب توان دوم متغیرهای سرعت باد بر ریسک عملکرد ذرت، بر وجود یک رابطه غیرخطی محدب بین ریسک عملکرد و متغیر نامبرده دلالت دارد. به طوری که زیادی و یا کمبود آن بر رشد و نمو گیاه اثر نامطلوبی را خواهد گذاشت.

جدول (۵) نتایج برآورد توابع عملکرد و ریسک عملکرد محصول ذرت در استان قزوین

متغیر	تابع عملکرد		تابع ریسک عملکرد	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
کود شیمیایی	-۰/۰۰۰۹۸*	-۱/۱۴	-۰/۰۰۱۷**	-۲/۷۲
بارش دوره رشد	۰/۲۸	۱/۹۶	-۶/۹۶***	-۱۶/۱
میانگین دمای حداقل دوره رشد	۳۰/۰۷	۱/۵۶	۲۸/۶۷***	۱۴/۱۵
میانگین دمای حداکثر دوره رشد	-۳۰/۶۱	-۱/۸۲	-۲۷/۷۹***	-۱۸/۷
میانگین سرعت باد دوره رشد	-۵/۲۰	-۰/۲۲	۹/۸۱	۱/۱۱
توان دوم بارش دوره رشد	-۰/۰۰۰۶*	-۱/۹۹	۰/۰۰۸***	۲۹/۷۵
توان دوم دمای حداکثر دوره رشد	۰/۵۴*	۱/۸۴	۰/۰۴۳***	۱۸/۳
توان دوم دمای حداقل دوره رشد	-۱/۱۷***	-۱/۴۱	۰/۱۱***	-۱۲/۵
توان دوم کود شیمیایی	-۲/۵۹**	-۲/۳۳	۱/۱۲***	-۱۲/۷
توان دوم سرعت باد	۱/۳۰	۰/۳۱	۰/۱۶**	-۳/۲۷
کود شیمیایی × بارش	-۰/۰۰۰۰۱۷*	-۲/۱۷	-۰/۰۰۲***	۱۵/۷۵
بارش دوره رشد × دما حداقل رشد			-۰/۰۴۱***	-۱۷/۳
بارش دوره رشد × دما حداکثر رشد			۰/۰۴۴***	۱۵/۴۰
بارش دوره رشد × سرعت باد رشد			-۰/۸۹***	-۸/۱۸
دما حداکثر رشد × سرعت باد رشد			۰/۷۷	۰/۹
متغیر روند	۰/۶۲***	۳/۲۷		
عرض از مبدا	۲۳۲/۲۱**	۱/۸۶		
مقدار آمارهٔ D.W	۱/۷۶		۱/۸۵	
مقدار $\overline{R}^2$	۰/۸۱		۰/۸۶	

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و** و*به ترتیب معنی داری در ۱، ۵ و ۱۰درصد را نشان می دهد.

بنابر تابع عملکرد برآورد شده، کشش عملکرد ذرت نسبت به میزان مصرف کود شیمیایی با مقدار ۰/۱۲۹- بوده که برابر با انتظار است. یعنی به ازای ۱۰درصد کاهش در میزان مصرف کود یاد شده نسبت به میانگین میزان عملکرد ذرت در این منطقه به میزان ۱۲/۹ درصد افزایش می‌یابد. در بین متغیرها، کشش عملکرد ذرت نسبت به بارندگی تجمعی دوره رشد و حداقل دمای دوره رشد به ترتیب ۰/۹۳۷ و ۰/۵۸۳ بودند که کشش عملکرد هر دو مثبت برآورد شد. بدین معنی که به ازای ۱۰درصد افزایش (کاهش) در میزان متغیرهای یاد شده نسبت به میانگین آنها در دورهٔ تاریخی، میزان عملکرد ذرت در این منطقه به ترتیب به میزان

۹/۳۷درصد و ۵/۸۳ درصد افزایش (کاهش) می‌یابد. میانگین حداکثر دمای دوره رشد اثر منفی بر میزان عملکرد محصول ذرت دارد. به طوری که افزایش (کاهش)۱۰ درصدی دمای حداکثر، باعث می‌شود که عملکرد نسبت به میانگین به میزان ۱/۶۴ در خلاف جهت آن تغییر کند چرا که به اعتقاد خابا و همکاران (۲۰۰۱) هر چند ذرت یک گیاه گرمسیری است اما افزایش درجه حرارت محیط بیش از حد، چنانچه مصادف با زمان گل دادن باشد که موجب عدم تلقیح می‌شود و طول دوره گل‌دهی را افزایش می‌دهد. پس از برآورد تابع ریسک عملکرد محصول ذرت، کشش‌های تابع ریسک عملکرد محاسبه شده که نتایج به‌دست آمده در جدول (۶) منعکس شده است.

جدول (۶) نتایج محاسبه کشش های تابع ریسک عملکرد ذرت در استان قزوین

متغیر	کشش
کود شیمیایی	۳/۹۶
بارندگی دوره رشد	-۴/۵۴
میانگین دمای حداقل دوره رشد	۱۱/۰۰۴
میانگین دمای حداکثر دوره رشد	-۱۱/۰۰۲
میانگین سرعت باد دوره رشد	۱/۵۳

منبع: یافته‌های تحقیق

بنابر جدول(۶)، پارامترهای میانگین دمای حداقل و حداکثر دوره رشد، بارندگی تجمعی، کود شیمیایی مصرفی و میانگین سرعت باد در دوره رشد به ترتیب بیشترین تاثیر را بر ریسک عملکرد دارند. از این میان تاثیر بارندگی تجمعی، میانگین دمای حداکثر دوره رشد بر ریسک عملکرد منفی وکاهنده است و دیگر نهاده‌ها اثر مثبت بر ریسک عملکرد دارند. بنابراین چنانچه میانگین سرعت باد در دوره رشد ۱۰ درصد نسبت به میانگین افزایش یابد ریسک عملکرد ۱۵/۳ درصد افزایش خواهد یافت. در توجیه این مطلب می‌توان گفت که افزایش بیش از حد وزش بادهای گرم علاوه برکاهش رطوبت نسبی هنگام گرده افشانی در فصل تابستان باعث شکستن ساقه‌های بلند ذرت در فصل به نسبت بارانی پاییز می‌شود که هر دو این عامل‌ها ریسک عملکرد را بالا خواهند برد. میزان مصرف کود شیمیایی به عنوان نهاده‌ای ریسک افزا شناخته شده است. یزدانی و ساسولی(۱۳۸۶)، موسوی و همکاران (۱۳۸۶)، فارنس ورس و موفیت (۱۹۸۱)، نیز اثر کود را در ریسک عملکرد فزاینده به‌دست آوردند. آنها دلیل این امر را

مسمومیت گیاه در اثر مصرف بیش از اندازه این نهاده و ناآشنایی با روش استفاده و زمان مصرف صحیح آن دانسته‌اند که گاه موجب گیاه سوزی می‌شود.

همچنین در جدول (۶)، دیده می‌شود که در زراعت ذرت، دما یکی از فاکتورهای بسیار تاثیرگذار در ریسک عملکرد بوده و میانگین دمای حداکثر به عنوان عامل ریسک‌فزاینده می‌باشد. اگر میزان بارندگی دوره رشد ذرت نسبت به میانگین خود ۱۰ درصد افزایش یابد، ریسک عملکرد آن به میزان ۴۵/۴ درصد کاهش خواهد یافت. ذرت در دوران رشدی خود به آب به نسبت زیادی نیاز دارد چرا که کریمی (۱۳۷۵) بیان نموده است که در طول ۴۵ روز اول رشد ذرت بین صفر تا ۳/۸ میلی‌متر و در طول گرده افشانی ۹ میلیمتر در روز، پس از گرده‌افشانی ۱۳ میلیمتر در روز مصرف آب دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج برآورد تابع عملکرد گندم‌آبی نشان می‌دهد متغیرهای میانگین سرعت باد در دوره رشد، کود فسفات و میانگین دمای حداکثر دوره رشد رابطه عکس با عملکرد گندم‌آبی دارند و عامل‌های دمای حداقل دوره رشد، بارندگی تجمعی وکود فسفات متغیرهای ریسک کاهنده می‌باشند. در مورد محصول گندم‌دیم ملاحظه می‌شود متغیرهای دمای حداکثر بهار، میانگین سرعت باد و میزان کود فسفاتی به ترتیب بیشترین کشش منفی را دارند. نتایج برآورد تابع ریسک عملکرد گندم‌دیم نشان داد تاثیر متغیرهای میانگین حداکثر دما و سرعت باد در دوره رشد مثبت و دیگر متغیرها دارای اثر منفی و ریسک کاهنده می‌باشند. در واقع این نتایج با ادبیات تغییر اقلیم جهان و در پی آن گرمایش جهانی وکاهش عملکرد محصولات نیز همخوانی دارد. مقایسهٔ مقادیر کشش‌های بارش تجمعی فصل‌ها نشان می‌دهد که در استان قزوین مهم‌ترین بارش‌ها برای کشت گندم‌دیم، به ترتیب بارش‌ها در فصل‌های بهار و پاییز هستند. نتایج برآورد تابع ریسک عملکرد ذرت نیز گویای آن است که پارامترهای میانگین دمای حداقل و حداکثر دوره رشد، بارندگی تجمعی، کود شیمیایی مصرفی و میانگین سرعت باد در دوره رشد به ترتیب بیشترین تاثیر را بر ریسک عملکرد دارند. میانگین دمای حداکثر دوره رشد و بارندگی تجمعی دوره رشد جزء متغیرهای ریسک کاهنده می‌باشند و دیگر متغیرها نیز ریسک افزا می‌باشند.

بنابر آنچه که عنوان شد می‌توان گفت که متغیر اقلیمی بارندگی بیشترین میزان کاهش ریسک عملکرد را به ترتیب در محصول ذرت و پس از آن گندم‌آبی و دیم دارد. همچنین متغیر سرعت

باد در دوره رشد بیشترین ریسک افزایی عملکرد را در محصول گندم‌آبی و کمترین را در مورد گندم‌دیم دارد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تقریبا تغییرات عامل‌های اقلیمی در مورد محصول ذرت در مقایسه با محصول گندم اثرات بیشتری در ریسک عملکرد محصول دارد. بنابر کشش‌های عملکرد بیان شده، می‌توان عنوان کرد که تاثیر بارندگی فصل‌ها بر روی عملکرد گندم‌دیم به مراتب بیشتر از گندم‌آبی است. همچنین تاثیر سرعت باد و دمای حداکثر بر کاهش عملکرد گندم‌دیم بیشتر از گندم‌آبی است. از سوی دیگر تاثیر دمای حداقل و حداکثر دوره رشد برای عملکرد محصول ذرت بیشتر از محصول گندم‌دیم و آبی بوده و این مسئله برای بارندگی نیز کم و بیش صادق است بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تغییر متغیرهای اقلیمی بر عملکرد ذرت بیشتر از محصول گندم استان است. این نتیجه با یافته‌های جهانی مبنی بر تاثیر پذیری بیشتر محصول ذرت در جهان نسبت به محصول گندم در خصوص پدیده گرم شدن هوا همخوانی دارد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده و با استفاده از امکانات بالقوه موجود در استان می‌توان از جنبه‌های مختلف برای رویارویی مناسب با اثرگذاری‌های سوء تغییر اقلیم با اتکا به علوم و فنون بوم سازگار و نیز بهره‌گیری از تجربه‌ها و دانش بومی در سطح کشور پیشگیری کرد. با توجه به واکنش متفاوت سه محصول گندم‌دیم، گندم‌آبی و ذرت به تغییر اقلیم توصیه می‌شود در جهت تغییر روند پژوهش‌های کشاورزی از وضع رایج به وضعیتی متناسب با تغییرات اقلیمی و شرایط تحت تنش (برای نمونه اصلاح ارقام زراعی مقاوم به تنش‌های گرمایی و خشکی) برای کاهش مخاطرات تنش‌های ناشی از تغییر اقلیم، اقدام‌های موثر از سوی سازمان جهاد کشاورزی استان و مراکز تحقیقاتی صورت گیرد تا محصولات متناسب با شرایط اقلیمی منطقه کشت شود. در نهایت تلاش برای آموزش کشاورزان در جهت انتخاب اراضی مناسب از نظر منطقه اقلیمی، جریان هوا، میزان سرعت باد، استفاده از گونه‌های مقاوم زراعی و باغی و مدیریت صحیح، در جهت تقلیل اثرات عامل‌های غیر قابل کنترل و همچنین مصرف بهینه نهاده‌ها می‌تواند گامی موثر در کنترل اثر عامل‌ها و نهاده‌های ریسک افزا و آگاهی در مصرف نهاده‌های کاهنده ریسک عملکرد باشد.

منابع

کریمی، م. و مهدی پور، م. ک. (۱۳۸۱). اثرات خشکی و درجه حرارت هوا بر عملکرد گندم آبی و دیم استان گلستان در سال زراعی ۸۱-۱۳۸۰. فصلنامه خشکی و خشکسالی. شماره ۳، صفحه ۵۶-۳۴.

کریمی، ه. (۱۳۷۵). زراعت و اصلاح گیاهان علوفه ای. تهران ، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ پنجم.

کوچکی، ع و نصیری، م. (۱۳۸۷). تاثیر تغییر اقلیم همراه با افزایش غلظت Co_2 بر عملکرد گندم در ایران و ارزیابی راهکارهای سازگاری. مجله پژوهش‌های زراعی ایران. جلد ششم، شماره یک.

محمدی نیک‌پور، ع و فلاح هروی، ا. (۱۳۹۰). اثرات و پیامدهای تغییر اقلیم بر تولید گندم. ماهنامه علمی-تخصصی کشاورزی، وزارت جهاد کشاورزی. سال ۳۱، شماره ۲۲۳.

مظاهری، د و مجنون حسینی، ن. (۱۳۸۰). مبانی زراعت عمومی. دانشگاه تهران.

موسوی، س. ن. کشتکار، ن. ر. و مهدی پور، ا. (۱۳۸۶). بررسی تاثیر نهاده‌های تولید در ریسک و میانگین تولید پسته‌کاران استان فارس، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی، مشهد.

موسی نژاد، م. رحیمی، ه. و چیذری، ا. (۱۳۷۸).تعیین کارایی ریسک تولید سیب زمینی در استان فارس. مجله علوم کشاورزی، شماره ۱، صفحات ۳۶-۴۴.

نظری، م، ر. (۱۳۹۱). بررسی آثار اقتصادی تغییر اقلیم بر زیربخش زراعت ایران، پایان نامه دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران.

یزدانی، س. و ساسولی، م. (۱۳۸۶). بررسی اثر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید محصول برنج در شهرستان شفت استان گیلان. مجله اقتصاد و کشاورزی، جلد ۲، شماره۱، صفحات ۴۶-۳۵.

Aigner, D.J., Lovell C.A.K. and Schmidt , P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, Journalof Econometrics 6, 21-37.

Asche, F and Tveteras, R. (1999). Modeling production risk with two-step procedure. Journal of Agriculture and Resource Economics. 24 (2) :424-439.

Cabas, J., A. and Weersink. (2009). Crop yield response to economic site and climate variable. Climate change: 92: 1-18

Chen, C., McCarl, B.A. and Schimmelpfennig, D.E. (2004). Yield variability as influenced by climate: A Statistical Investigation , Climate Change, 66: 239-261.

Ebel, B. J and Walburger, A. M., (2004). The economic impacts of climate change on Canadian agriculture and the world: How big are the impacts really?. Department of economics, the University of Lethbridge, Alberta.

Farnsworth, R. L.and Moffitt, J. (1981). Cotton production under risk: An analysis of input effects on yield variability and factor demand. Western Journal of Agriculture Economics. 29:326-349.

Gardner, B., and Rausser, G. (2001). Handbook of agricultural economics. Amsterdam, The Netherlands: Elsevier Science B.V.

Just, R., and R. Pope. (1978). Stochastic representation of production functions an econometric implications. Journal of Econometrics 7(1): 67-86.

Kemfert, C. (2009). Climate Protection requirements- the economic impact of climate change. Handbook Utility Management

Khabba S, Ledent JF and Lahrouni A. (2001). Maize ear temperature. Europ J Agronomy 14:197˚208

Kim, C-G. and Kan O-S. (2008). Climate change and rice productivity. Nonparametric and Semi parametric Analysis. Korean Agricultural Economic production.

Kim, M. K. and Pang, A. (2008). Climate change impact on rice yield and production risk. Journal of Rural Development. 32(2): 17-29.

Koundouri, P., Laukkanen, M., Myrrä, S. and Nauges, C. (2009). EU agricultural policy change: on farmer's risk attitudes. European Review of Agricultural Economics 36: 53_77.

Kumbhakar, S.C. (2002). Specification and estimation of production risk, risk preferences and Technical Efficiency. American Journal of Agricultural Economics 84, 8-22.

Ligeon, C., Jolly, C., Bencheva, N., Delikostadinov, S. and Puppala, N. (2008). Production risks in Bulgarian peanut production. Agricultural Economics Review.85, 234-259.

Meeusen, W. and van den Broeck J. (1977). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error, International Economic Review 18, 435-444.

Redsma, P., Lansink, A. O., Ewert, F. (2009). Economic impacts of climatic variability and subsidies on European agriculture and observed adaptation strategies. Meeting Adapt Strategy Glob Change. 14: 35-59.

Reilly, J. (2002). What does climate change mean for agriculture in developing countries? A comment on Mendelsohn and Dinar. World Bank, 14: 295-30.

Robison , L.J., Barry P.J. (1987). The Competitive Firm's Response to Risk. Macmillan Publishing Company: New York.

Tveterås, R. (2000). Flexible panel data models for risky production technologies with an application to salmon aquaculture. Econometric Review 19(3): 367-389.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی