

بررسی عامل‌های مؤثر بر عملکرد محصول‌های راهبردی

کشاورزی (گندم و جو) در استان خراسان رضوی

مظاهر جنت‌صادقی، ناصر شاهنوشی‌فروشانی، محمود دانشور کاخکی، آرش

دوراندیش، حسین محمدی^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۴/۰۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۲۴

چکیده

تغییر اقلیم در ایران همواره یکی از چالش‌های مهم در بخش کشاورزی بوده است. چراکه سبب تأثیرپذیری عملکرد محصول‌های این بخش و افزایش ریسک عملکرد تولید می‌شود. از سوی دیگر، نهاده‌های تولید مورد استفاده در بخش کشاورزی نیز بر عملکرد این محصول‌ها تأثیرگذارند. لذا در این پژوهش اثرگذاری گذاری نهاده‌های قابل کنترل تولید و عامل‌های اقلیمی بر میانگین و نوسان عملکرد تولید محصول‌های کشاورزی منتخب استان خراسان رضوی (گندم، جو) به‌عنوان محصول‌های راهبردی بخش کشاورزی برای سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ با به‌کارگیری مدل جاست و پاپ ارزیابی شده است. نتایج مطالعه نشان داد که در تابع میانگین عملکرد، یک میلی‌متر افزایش لگاریتم بارش سبب افزایش میانگین عملکرد محصول‌های گندم آبی، گندم دیم و جو آبی به میزان ۰/۱۱، ۰/۲۴ و ۰/۰۴ کیلوگرم در هکتار و کاهش ۰/۵۷ کیلوگرم در هکتار جو دیم شده است. افزایش یک درجه سلسیوس در لگاریتم میانگین بیشینه دما سبب کاهش ۰/۰۲، ۰/۱ و ۰/۱ کیلوگرم در هکتار در میانگین عملکرد گندم آبی و جو آبی شد، اما میانگین عملکرد گندم دیم و جو دیم را به میزان ۱/۲۸ و ۰/۱۷ کیلوگرم در هکتار افزایش داده است. همچنین لگاریتم عامل‌های سطح زیر کشت، ضریب مکانیزاسیون، کود نیتروژنه مصرفی و سم مصرفی دارای تأثیر مثبت بر میانگین عملکرد بوده است. بنابر نتایج تابع ریسک عملکرد بیان شد که پراکنش در بارش سبب افزایش ریسک عملکرد گندم آبی، گندم دیم و جو دیم به میزان ۰/۲۷، ۳/۶۵ و ۲/۸۳ کیلوگرم در هکتار شده و عامل افزایش لگاریتم میانگین بیشینه دما سبب کاهش ۰/۶۹، ۵/۳۰ و ۶/۱۳ کیلوگرم در هکتار ریسک عملکرد این محصول‌ها شده است. با توجه به نتایج به دست آمده در تابع‌های میانگین و ریسک عملکرد، ابزارهای مدیریتی ریسک شامل بیمه بر اساس آب و هوا برای محصول‌های کشاورزی و به‌کارگیری رقم‌های بذر مقاوم به خشکی، در جهت جلوگیری از ریسک تولید محصول‌ها و کاهش آسیب‌پذیری کشاورزان از نهاده‌های تولید و عامل‌های اقلیمی پیشنهاد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C23, Q10, Q54.

واژگان کلیدی: نهاده‌های تولید، عامل‌های اقلیمی، مدل جاست و پاپ، ریسک تولید

^۱ به ترتیب: دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، استاد و عضو هیئت علمی اقتصاد کشاورزی دانشگاه

فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)، استاد و دانشیاران گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد

Email: Naser.Shahnoushi@gmail.com

مقدمه

کشاورزی در ایران با توجه به تنوع آب‌وهوایی، متنوع بودن فعالیت‌ها، تسهیل اشتغال و تأمین مواد اولیه صنعت یکی از بخش‌های مهمی است که می‌تواند سبب توسعه و تحول شود (سند اشتغال وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۸). تغییر آب‌وهوا با پیش‌بینی تغییرپذیری‌های الگوهای بارشی و افزایش نوسان‌های آب‌وهوایی شدید یکی از چالش‌های بسیار مهم پیش روی جهان است (نام^۱ و همکاران، ۲۰۱۵). در سال‌های اخیر به دلیل گرم شدن کره‌ی زمین، تغییرپذیری‌های آب‌وهوایی به صورت خشک‌سالی و افزایش رخداد این پدیده همراه بوده است. خشک‌سالی با افزایش تقاضای آب به دلیل رشد جمعیت و منبع‌های محدود و نامشخص آب، زمینه تغییرپذیری‌های آب‌وهوایی و رژیم‌های بارش شدید را فراهم کرده است (استوکر^۲، ۲۰۱۳). با توجه به اینکه فراوانی خشک‌سالی نسبت به دیگر پیامدها و رویدادهای طبیعی کم است اما همواره آسیب‌ها و زیان‌های جانی و مالی آن دارای رتبه نخست در ایران می‌باشد (پایگاه بین‌المللی رویدادهای طبیعی^۳، ۲۰۱۱). خشک‌سالی سبب کاهش یا از بین رفتن عملکرد محصول‌های دامی، باغی و زراعی در بخش کشاورزی می‌شود (وود و مندلسون^۴، ۲۰۱۵). تفاوت عمده این پدیده با دیگر رویدادهای طبیعی، تأثیر تدریجی در یک دوره زمانی طولانی و مشخص نبودن زمان دقیق آغاز و پایان آن و گسترده جغرافیایی تأثیرگذاری آن می‌باشد (پاندی و همکاران، ۲۰۰۷). بنابراین تولیدات کشاورزی به‌طور کلی یک فرآیند ریسکی هستند و شواهد بسیاری نشان می‌دهد که کشاورزان به صورت ریسک‌گریز رفتار می‌کنند (هازل^۵، ۱۹۸۲).

پنج منبع عمده ریسک در کشاورزی شامل؛ الف) ریسک تغییرپذیری‌های در عملکرد محصول با توجه به شرایط آب‌وهوایی، بیماری‌ها، آفات، ب) ریسک بازار که به تغییرپذیری‌های در قیمت و میزان کالاهای عرضه‌شده به بازار مربوط شده، ج) ریسک مالی مربوط به قابلیت یا توانایی پرداخت صورت‌حساب در موعد مقرر، وضع مالی مناسب برای ادامه فعالیت کشاورزی و برای جلوگیری از ورشکستگی، د) ریسک حقوقی و زیست‌محیطی، ه) ریسک دسترسی به نیروی انسانی که از دسترسی نداشتن به نیروی کار خانوادگی و کارگر برای ارائه کار یا مدیریت در کسب‌وکار کشاورزی ناشی می‌باشد (آنتون^۶، ۲۰۰۹). تأثیر این ریسک و نبود زمینه اطمینان در کشورهای

¹ Nam

² Stocker

³ International Civil Aviation Organization

⁴ Wood & Mendelsohn

⁵ Hazell

⁶ Antón

بررسی عامل های موثر... ۱۱۳

در حال توسعه به دلیل ناکارایی بازار، اطلاعات نامتقارن و شبکه های ارتباطی ضعیف بیشتر است (فوفو و حسن، ۲۰۰۳). در نتیجه افزایش ریسک درآمدی کشاورزان به خودی خود سبب از بین رفتن رفاه خانوارهای ریسک پذیر شده و با کاهش جذابیت فناوری های پیشرفته تولید محصول ممکن است سبب به تأخیر انداختن توسعه کشاورزی در کشورهای در حال توسعه شود. بنابراین کشاورزان به علت نوسان های تولید به دلیل غیرقابل پیش بینی بودن عامل های اقلیمی، آسیب پذیری بالایی دارند (گامانو و موردچ^۱ ۲۰۰۲). همچنین مدیریت ریسک محصول های کشاورزی برای جلوگیری از رخداد اختلال در فعالیت های کشاورزی و رویارویی با آن ضروری است تا این که سیاست های راهبردی و راهکارهای اجرایی برنامه ریزی شده دقیق صورت پذیرد (قهرمان زاده و همکاران، ۱۳۹۳).

در مورد تأثیر دما و بارندگی، شاخص استاندارد شده بارش (شاخص خشک سالی)، سطح مکانیزاسیون، سم و کود شیمیایی (نیتروژنه و فسفات) مصرفی، بذر مصرفی و سطح زیر کشت بر عملکرد گندم (آبی و دیم) و جو (آبی و دیم) بررسی های بسیاری صورت گرفته است.

کرباسی و نودهی (۱۳۸۲) در بررسی های خود نتیجه گرفتند که بارندگی تأثیری مثبت ولی نوسان زیاد آن تأثیر منفی بر عملکرد گندم داشته است و از سوی دیگر درجه دما تأثیری منفی بر عملکرد جو داشته است. عزیز و یاراحمدی (۱۳۸۲) بارندگی را عاملی با تأثیر مثبت بر عملکرد گندم دیم در استان لرستان به دست آوردند. به کارگیری کود نیتروژنه سبب افزایش میانگین عملکرد جو دیم در هکتار می شود (فیضی اصل و ولی زاده، ۱۳۸۲). نصایبان و صدرالاشرفی (۱۳۸۳) در بررسی های خود نتیجه گرفتند که یک درجه افزایش دما سبب تأثیر شدید بر عملکرد جو آبی (افزایش آن) و افزایش یک میلی متر بارندگی تأثیر شدیدی بر افزایش عملکرد گندم آبی داشته است. فرج زاده اصل و همکاران (۱۳۸۷) در بررسی های خود نتیجه گرفتند که فراسنجه های میزان بارش و دمای دوره سرد سال در تعیین میزان عملکرد گندم دیم بسیار مؤثر است که بین ۲۰۰ تا ۵۳۴ کیلوگرم در هکتار در منطقه مختلف قابل تغییر است. کوچکی و نصیری (۱۳۸۷) در بررسی های خود نتیجه گرفتند که برای سال ۲۰۵۰ میلادی افزایش میانگین درجه حرارت به میزان ۳ درجه سلسیوس با شرایط وجود تعدیل توسط غلظت دی اکسید کربن، عملکرد گندم آبی در منطقه های مختلف را بین ۱۴ تا ۲۱ درصد کاهش می دهد. لوبل^۲ و همکاران (۲۰۰۵) با بررسی روند تغییر پذیری های اقلیمی در مورد عملکرد گندم در مکزیک نشان دادند که از دهه

¹ Gamanou & Morduch

² Lobell

۱۹۸۰ به بعد افزایش عملکرد گندم به خاطر شرایط اقلیمی (دما و بارش) بوده است. علیجانی و همکاران (۱۳۹۰) در نتایج بررسی‌های خود بیان کردند، بارندگی تأثیر مثبت و دما تأثیر منفی بر عملکرد گندم آبی داشته است. بوباکار^۱ (۲۰۱۲) اثرگذاری گذاری‌های خشک‌سالی بر عملکرد محصول‌های زراعی را با شاخص SPI^2 ارزیابی کردند و رابطه مستقیم و مثبت شاخص استاندارد شده بارش را با عملکرد محصول‌های زراعی دریافت. منصوریان‌خواج‌لنگی و عطایی (۱۳۹۲) در نتایج بررسی خود با موضوع اثرگذاری تغییرپذیری‌های اقلیمی کوتاه‌مدت بر گندم آبی و دیم یافتند که ارتباط معنی‌داری بین روند افزایش دما و کاهش بارش برای محصول گندم وجود دارد که برای محصول‌های دیم محسوس‌تر است. تأثیر دما بر عملکرد جو به صورت منفی نیز می‌تواند برای ماه‌های آبان و آذر بنابر نتایج تحقیقات توکلی و همکاران (۱۳۹۲) رخ دهد. افزایش دما سبب کاهش عملکرد جو شده که این می‌تواند از توزیع نامناسب دمایی و یا دمایی بسیار بالا با بارش پایین ناشی شده باشد. تأثیر بارش بر عملکرد جو دیم به صورت افزایش عملکرد بوده است. در صورتی که بارش به صورت پاییزه و بهاره رخ دهد، سبب افزایش عملکرد می‌شود (توکلی و همکاران، ۱۳۹۲). سلامی و نعمتی (۱۳۹۲) در بررسی تأثیر عامل‌های اقلیمی بر ریسک سیستماتیک تولید سیب، شاخص استاندارد شده بارش را یکی از عامل‌های مهم در عملکرد سیب در ایران نام بردند. قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۳)، تأثیر بارش در ماه‌های بهمن تا اسفند بر عملکرد گندم مثبت و معنی‌دار ارزیابی کردند و از سوی دیگر بیان کردند که میانگین بیشینه دما و کود فسفات مصرفی دارای تأثیر منفی بر عملکرد گندم می‌باشد. ارتباط بین ضریب مکانیزاسیون و عملکرد محصول‌های زراعی با توجه به نتایج بررسی‌های عباسی و همکاران (۱۳۹۳) برای محصول‌های گندم آبی و دیم و جو آبی و دیم مثبت و معنی‌دار ارزیابی شد. پرهیزگاری و همکاران (۱۳۹۳)، افزایش دما را عاملی با اثرگذاری گذاری منفی بر عملکرد گندم آبی دانسته و همچنین رابطه‌ی معنی‌دار بین عملکرد گندم آبی و میزان مصرف نهاده‌های تولیدی یافتند. پرهیزگاری و صبوحی (۱۳۹۳) در نتایج بررسی‌های خود بیان کردند، یک درجه افزایش دما و یک میلی‌متر کاهش بارندگی عملکرد جو را افزایش ولی عملکرد گندم را کاهش داده است. شکوهی و ثنائی‌نژاد (۱۳۹۳) در نتایج بررسی‌های خود بیان داشتند که دمای بالا پیش از زمستان و در مرحله‌ی گلدهی محصول جو و بارش مناسب سبب افزایش عملکرد ولی اگر دمای بالا با بارندگی بسیار کم همراه باشد سبب کاهش عملکرد جو می‌شود. محمودی و پرهیزگاری (۱۳۹۴)

¹ Boubacar² Standardized Precipitation Index

بررسی عامل های موثر... ۱۱۵

نتایج بررسی شان نشان داد، یک درجه افزایش دما و ۱۰ میلی متر کاهش بارندگی سبب کاهش عملکرد محصول گندم، ولی افزایش در عملکرد محصول جو شده است.

بنابراین با توجه به نتایج بررسی های انجام شده، این بررسی به منظور شناسایی تأثیر عامل های قابل کنترل و غیرقابل کنترل بر عملکرد و ریسک عملکرد محصول های زراعی گندم و جو با به کارگیری روش تحقیق متناسب صورت گرفته است. هدف از این بررسی ارائه راهکارهای مدیریت ریسک متناسب با شهرستان های استان خراسان رضوی با توجه به شرایط اقلیمی مختلف این استان و عملکردهای متنوع محصول های گندم و جو می باشد.

روش تحقیق

به طور کلی بررسی های اندازه گیری تأثیر آب و هوا بر بازدهی محصول و درآمدها با استفاده از دو روش مدل های شبیه سازی و مدل رگرسیونی تابع تولید صورت می گیرد. دو مدل عمده به کار گرفته شده در اغلب تحقیقات به منظور بررسی تأثیر آب و هوا در بخش کشاورزی شامل رویکرد تابع تولید (اقتصادسنجی) و رویکرد ریکاردو می باشد (کبیر^۱، ۲۰۱۵).

روش تابع تولید تصادفی (ریکاردو اقتصادسنجی) با یک برنامه ریزی تصادفی از شرایط ریسکی زیست محیطی، قابلیت پیش بینی اثرگذاری گذاری های بالقوه آب و هوایی بر بخش کشاورزی را داراست، اما این روش نگرش کشاورزان در سازگاری با شرایط اقلیمی را در نظر نمی گیرد (کبیر، ۲۰۱۵). رویکرد اقتصادسنجی مبتنی بر رفتار واقعی کشاورزان می باشد و فرض بر این است که کشاورزان انتظار دارند تا سود مورد انتظارشان از تولیدات کشاورزی بیشینه شود (پاپوجاست^۲، ۱۹۹۱).

در مقابل رویکرد ریکاردو رابطه بین ارزش زمین و عامل های آب و هوایی- زراعی را با استفاده از داده های مقطعی در نظر می گیرد. روش ریکاردو برآورد کننده اثرگذاری گذاری های آب و هوایی است که با مقایسه درآمد خالص کشاورزان در مکان ها و زمان های مختلف و با آب و هوای متفاوت به کار گرفته می شود. اما این روش با وجود موفقیت های بسیار در کشورهای مختلف از جمله آمریکا، انگلیس، ولز، تایوان و ...، به علت نبود زمینه کارایی بازار زمین در کشورهای در حال توسعه قابل کاربرد نیست. عمده ترین ضعف مدل ریکاردو در محاسبه متغیرهای حذف شده مانند مهارت های غیرقابل مشاهده کشاورزان و کیفیت خاک به عنوان عامل های خاص مکانی و زمانی

¹ Kabir

² Pope & Just

می‌باشد. همچنین این روش قابلیت ارزیابی اثرگذاری گذاری تغییر اقلیم روی تنوع عملکرد را ندارد (کبیر، ۲۰۱۵).

روش جاست‌وپاپ (۱۹۷۹) روی ریسک تولید متمرکز بوده و بر اساس واریانس تولید محاسبه شده و می‌تواند ویژگی‌های یک تابع تولید مطلوب و شایان پذیرش را در زمینه ریسک تولید ارائه دهد. تمرکز اصلی این روش روی این است که نهاده‌ها می‌توانند سبب افزایش یا کاهش ریسک تولید شوند (کومباکار، ۲۰۰۲).

اما درباره دلیل به‌کارگیری و برتری تابع تولید جاست‌وپاپ بر روش‌های اقتصادسنجی سنتی می‌توان گفت از آنجایی که نهاده‌های به کار گرفته شده در تولید هم برای افزایش تولید و هم افزایش تنوع تولید به کار گرفته می‌شود، تغییرپذیری‌ها در میزان به‌کارگیری نهاده‌ها برای محصول‌های مختلف سبب تغییر تولید می‌شود. با این حال روش‌های اقتصادسنجی گذشته که در تجزیه و تحلیل فرآیندهای تولید کشاورزی به کار گرفته می‌شد به‌طور ضمنی فرضیه‌هایی ارائه می‌داد که بازدارنده امکان بررسی تأثیر نهاده‌ها بر تغییرپذیری‌های تولید محصول می‌شد. رویکرد جاست‌وپاپ (۱۹۷۸) این محدودیت‌ها و بازدارنده‌ها را شناسایی کرده بودند؛ یک تابع تولید تصادفی عمومی خاص ارائه کردند که شامل دو عامل کلی است: یکی از عامل‌ها تأثیرگذاری نهاده‌ها روی میانگین عملکرد تولید محصول و دیگری روی واریانس عملکرد تولید محصول بررسی می‌شود.

این مدل (جاست‌وپاپ) انعطاف‌پذیر است؛ چراکه اثرگذاری گذاری نهاده‌ها روی واریانس عملکرد تولید را به میانگین عملکرد تولید مرتبط با آن محدود نمی‌کند و برای تحلیل اثرگذاری گذاری ریسک نهاده‌ها بر روی توزیع محصول در داده‌های مقطعی، دوره زمانی و داده‌های تولید به‌صورت ترکیبی از دوره زمانی و مقطعی مناسب می‌باشد (فوفاً و حسن، ۲۰۰۳).

برای به‌دست آوردن اینکه چطور تغییر آب‌وهوا می‌تواند بازدارنده‌ای در بخش کشاورزی باشد، یک گروهی از محققان اثرگذاری گذاری‌های تغییر در متغیر آب‌وهوا را روی عملکرد محصول بررسی کردند. در امتداد این تفکر محققانی مانند چن^۲ و همکاران (۲۰۰۴) و ایسیک و دوادوس^۳ (۲۰۰۶)، کان و کیم (۲۰۰۸) لیژئون و همکاران (۲۰۰۸) به‌منظور شناسایی ریسک تولید، تابع

¹ Fufa

² Chen

³ Isik & Devadoss

بررسی عامل های موثر... ۱۱۷

تولید تصادفی که به وسیله جاست و پاپ^۱ (۱۹۷۸) ارائه شده بود را به کار گرفتند. شکل کلی این مدل به صورت زیر می باشد.

$$Y = F(X) + h(x) \frac{1}{2} \varepsilon, \quad E(\varepsilon) = 0, V(\varepsilon) = 1 \quad (1)$$

که در این معادله Y عملکرد محصول، X برداری از عامل های مؤثر (نهادها)، ε جزء اخلاص تصادفی می باشد.

همچنین طبق معادله ۱، اثرگذاری گذاری نهادها بر روی میانگین عملکرد نباید با اثرگذاری گذاری نهادها بر روی نوسان (ریسک) عملکرد باهم وابستگی داشته باشند (دو رابطه می بایست از هم جدا باشند).

معادله ۲: بیانگر اثرگذاری گذاری نهادها بر روی میانگین عملکرد:

$$E(Y) = F(X) \quad (2)$$

معادله ۳، بیانگر اثرگذاری های نهادها بر روی واریانس عملکرد:

$$V(Y) = h(X) \quad (3)$$

در ادامه برآورد، روش ایسیک و دوادوس (۲۰۰۶)، برای توسعه مدل اقتصادسنجی پژوهش به کار گرفته شد.

$$Y_{it} = f(X_{it}, \alpha) + \mu_{it} \quad (4)$$

$$\mu_{it} = \varepsilon_{it} h(X_{it}; \beta) \frac{1}{2}$$

Y_{it} : عملکرد محصول برای شهرستان i و سال t .

X_{it} : نهاد مورد استفاده برای شهرستان i و سال t .

ε_{it} : جزء خطا با $E(\varepsilon) = 0, V(\varepsilon) = 1$

واریانس عملکرد مثبت است. β, α فراسنجه های تعیین کننده ی مدل هستند که α اثرگذاری گذاری متغیر مستقل بر روی میانگین عملکرد محصول و β اثرگذاری متغیر مستقل روی واریانس عملکرد محصول می باشد.

از این رو عملکرد انتظاری محصول برابر است با:

$$E(Y_{it}) = f(X_{it}; \alpha) \quad (5)$$

و واریانس عملکرد محصول به صورت زیر برآورد می شود:

¹ Just & Pope

$$V(Y_{it}) = V(\mu_{it} | X) = V(\varepsilon_{it}) * EXP(h(X_{it}; \beta)) = EXP(h(X_{it}; \beta)) \quad (6)$$

رابطه ۶ با فرض بر اینکه $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$ برقرار می‌باشد.

مدل بیان شده در شکل معادله بالا برابر با برآوردهای استفاده شده در روش جاست و پاپ (۱۹۷۸) به دنبال استفاده از هر دو مدل‌های برآورد کمینه مربعات کلی ممکن^۱ و برآورد بیشترین (بیشینه) درست‌نمایی^۲ می‌باشد.

الف) برآورد کمینه مربعات کلی ممکن (FGLS):

برآورد کمینه مربعات کلی ممکن با به کارگیری سه دستور کار زیر محاسبه می‌شود. از معادله ۴، $f(X_{ijt}, \alpha)$ توسط کمینه مربعات معمولی^۳ برآورد شده است. دومین مرحله، لگاریتم مربعات باقی‌مانده‌ها $(\hat{\mu}_i^2)$ از نخستین مرحله برای برآوردهایی از فراسنجه‌ها به دست آمده که در این برآورد $\hat{\beta}$ جزء تغییرپذیر از مدل در معادله ۴ است.

$$\ln(\mu_{it}^2) = \beta_0 + h(X_i, \beta) + \varepsilon_i \quad (7)$$

معادله ۷ می‌تواند یک برآوردهای سازگاری به وسیله کمینه مربعات بدهد (سها^۴ و همکاران، ۱۹۹۷).

سومین گام برآورد کمینه مربعات وزن داده شده از نتایج اولیه در معادله ۴، آنتی لگاریتم ارزش پیش‌بینی شده از نتایج به دست آمده مرحله دوم را به عنوان وزن به کار برده می‌شود:

$$y_i^* = f^*(X_i, \alpha) + \mu_i^*$$

$$\text{Where : } y_i^* = y_i * EXP(h(X_i, \hat{\beta})^{\frac{-1}{2}}), f^*(X_i, \alpha) * Exp(h(X_i, \hat{\beta})^{\frac{-1}{2}}), \quad (8)$$

$$\text{and } \mu_i^* = \mu_i * Exp(h(X_i, \hat{\beta})^{\frac{-1}{2}})$$

آمییا^۵ (۱۹۸۵) و جابسون و فویلر^۶ (۱۹۸۰) با استناد به کار سها و همکاران (۱۹۹۷) نشان دادند که $\hat{\beta}, \hat{\alpha}$ برآوردهایی سازگارند.

¹ Feasible Generalized Least Square(FGLS)

² Maximun Likelihood

³ Ordinary Least Squares(OLS)

⁴ Saha

⁵ Amemiya

⁶ Jobson & Fuller

بررسی عامل های موثر... ۱۱۹

(ب) برآورد بیشینه درستنمایی^۱ (MLE):

با فرض $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$ ، تابع لگاریتم احتمال از رابطه ۴ به صورت زیر به دست می آید (سهاو و همکاران، ۱۹۹۷):

$$\ln L = -1/2 [N * \ln(2\pi) + \sum_{i=1}^n \frac{(y_{it} - f(X_{it}, \alpha))^2}{\exp(X_{it}, \beta)} + \sum_{i=1}^n \beta X_{it}] \quad (9)$$

در اینجا N شمار مشاهده ها، Y و X به صورت بالا تعریف شده و α ، β فراسنجه های مجهول برآورد شده اند.

مطابق با تحقیق سهاو همکاران (۱۹۹۷)، عملکرد ML فراسنجه های برآوردی β, α را سازگارتر و کارا تر نسبت به FGLS ارائه می دهد.

جامعه آماری این پژوهش شامل گندم کاران، جوکاران ۱۷ شهرستان شامل؛ مشهد، گناباد، کلات، فریمان، رشتخوار، درگز، داورزن، خوشاب، خواف، جوین، تربت حیدریه، نیشابور، تربت جام، تایباد، بردسکن، سبزوار و سرخس در زمان ۱۳۹۴-۱۳۹۰ می باشند که در این بررسی با توجه به اینکه استان خراسان رضوی در ایران دارای سال های خشک سالی فراوان بوده (فاتح، ۱۳۹۵)، بنابراین اثرگذاری گذاری نهاده های قابل کنترل تولید و اقلیمی بر میانگین و نوسان های عملکرد تولید محصول های کشاورزی برگزیده استان خراسان رضوی (گندم، جو) به عنوان محصول های راهبردی بخش کشاورزی برای سال های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ با به کارگیری مدل جاست و پاپ^۲ ارزیابی می شود. متغیرهای مورد استفاده در پژوهش شامل، بارش، دما، شاخص استاندارد شده بارش^۳، کود شیمیایی نیتروژنه و فسفات، ضریب مکانیزاسیون، سطح زیر کشت، میزان بذر مصرفی و سم مصرفی می باشد که تأثیر آن بر میانگین و واریانس عملکرد محصول های گندم آبی، گندم دیم، جو آبی و جو دیم محاسبه خواهد شد.

^۱ Maximum Likelihood Estimation (MLE)

^۲ Just & pope model

^۳ این شاخص بر اساس اختلاف بین میزان بارش و میانگین آن برای یک بازه زمانی مشخص و تقسیم این میزان بر انحراف معیار بارش بدست می آید. در این پژوهش مقدار آماره به دلیل منفی بودن به صورت ترتیبی و به سمت دمای بیشتر در نظر گرفته شد.

نتایج و بحث

به منظور بررسی عامل‌های مؤثر بر عملکرد چهار محصول گندم آبی، گندم دیم، جو آبی و جو دیم اطلاعات اولیه ۱۷ شهرستان (مقاطع) در استان خراسان رضوی شامل بارش، دما، شاخص استاندارد شده بارش از طریق سازمان آب و هواشناسی و آب منطقه‌ای خراسان رضوی و همچنین اطلاعات کود شیمیایی نیتروژنه و فسفات، ضریب مکانیزاسیون، سطح زیر کشت میزان بذر مصرفی و سم مصرفی از طریق سایت جهاد کشاورزی خراسان رضوی و مراجعه حضوری جمع‌آوری شد و به منظور ارزیابی به صورت داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) به کار گرفته شد. این اطلاعات برای سال‌های زراعی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ (دوره زمانی) بوده و نتایج تفصیلی برای همه محصول‌های در زیر آورده خواهد شد.

جدول توصیف آماری زیر نشان می‌دهد که متغیرهای تحت بررسی برای فصل‌های رشد محصول به صورت میانگین، بیشینه و کمینه چه میزانی دارند. بنابراین برای هر محصول به صورت جداگانه تحلیل آماری صورت می‌پذیرد. در جدول زیر شاخص استاندارد شده بارش به دلیل لگاریتمی بودن به صورت ترتیبی و از پایین به بالا از شدیدترین ترسالی به شدیدترین خشک‌سالی در نظر گرفته شد.

جدول (۱) توصیف آماری

متغیر	مشاهده	میانگین	انحراف استاندارد	کمینه	بیشینه
عملکرد گندم آبی (کیلوگرم بر هکتار)	۸۵	۲۷۶۳/۵	۶۴۶/۶۵	۱۳۵۰	۴۲۹۸
عملکرد گندم دیم (کیلوگرم بر هکتار)	۸۵	۲۸۰/۹۷	۲۲۵/۳۶	۸۵۰	۱۰۵۰
عملکرد جو آبی (کیلوگرم بر هکتار)	۸۵	۲۴۹۱/۳۶	۵۰۶/۸۷	۱۵۰۰	۳۵۰۰
عملکرد جو دیم (کیلوگرم بر هکتار)	۸۵	۳۱۷/۱۱	۳۷۴/۹۷	۱۲۰۰	۲۵۴۵
دمای بیشینه گندم آبی و دیم (سلسیوس)	۸۵	۱۲/۱۱	۳/۵۲	۳/۲۰	۲۰/۳۱
دمای بیشینه جو آبی و دیم (سلسیوس)	۸۵	۱۹/۰۱	۵/۷۱	۳/۲	۳۱/۱۱
دمای کمینه گندم آبی و دیم (سلسیوس)	۸۵	-۱/۲۵	۲/۹۸	-۹/۵۰	۵/۶۳
دمای کمینه جو آبی و دیم (سلسیوس)	۸۵	۵/۰۳	۴/۸۸	-۷/۱۴	۱۶/۸۱
شاخص استاندارد شده بارش	۸۵	-۰/۱۱	۱/۰۶	-۲/۳۷	۲/۱
ضریب مکانیزاسیون	۸۵	۱/۱۹	۰/۵۲	۰/۲۰	۲/۷۹
بذر مصرفی گندم آبی (کیلوگرم بر هکتار)	۸۵	۲۴۹/۰۵	۱۱/۵۱	۲۳۶/۱۷	۲۷۰/۳۹
بذر مصرفی گندم دیم (کیلوگرم بر هکتار)	۸۵	۵۹/۴۵	۲/۹۸	۵۴/۷۳	۶۲/۹۲
بذر مصرفی جو آبی (کیلوگرم بر هکتار)	۸۵	۲۴۲/۱۸	۲۲/۶۵	۱۹۸/۸۲	۲۶۲/۸۸
بذر مصرفی جو دیم (کیلوگرم بر هکتار)	۸۵	۵۷/۳۲	۱۵/۶۵	۳۲/۷۸	۷۵/۸۸

بررسی عامل های موثر... ۱۲۱

ادامه جدول (۱) توصیف آماری

۱/۴۶	۰/۴۵	۰/۳۴	۰/۹۹	۸۵	سم مصرفی گندم آبی (کیلوگرم بر هکتار)
۰/۰۸	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۴	۸۵	سم مصرفی گندم دیم (کیلوگرم بر هکتار)
۰/۶۱	۰/۳۸	۰/۰۷	۰/۴۹	۸۵	سم مصرفی جو آبی (کیلوگرم بر هکتار)
۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۳	۸۵	سم مصرفی جو دیم (کیلوگرم بر هکتار)
۲۲۰/۵۸	۱۸۳/۶۵	۱۳/۴۶	۲۳۰/۵۲	۸۵	کود نیتروژنه گندم آبی (کیلوگرم بر هکتار)
۱۷/۳۴	۲/۶۲	۵/۱۸	۸/۳۹	۸۵	کود نیتروژنه گندم دیم (کیلوگرم بر هکتار)
۲۴۷/۹۲	۱۸۵/۰۱	۲۴/۱۳	۲۱۴/۵۶	۸۵	کود نیتروژنه جو آبی (کیلوگرم بر هکتار)
۵/۴۶	۰/۹۷	۱/۵۹	۲/۵۶	۸۵	کود نیتروژنه جو دیم (کیلوگرم بر هکتار)
۱۴۲/۰۶	۹۸/۳۶	۱۴/۲۴	۱۱۷/۳۱	۸۵	کود فسفات گندم آبی (کیلوگرم بر هکتار)
۹/۸۵	۲/۶۹	۲/۵۳	۵/۹۰	۸۵	کود فسفات گندم دیم (کیلوگرم بر هکتار)
۱۳۷/۰۴	۹۳/۵	۱۴/۹۰	۱۱۱/۰۰	۸۵	کود فسفات جو آبی (کیلوگرم بر هکتار)
۵/۴۳	۱/۳۶	۱/۴۶	۳/۲۴	۸۵	کود فسفات جو دیم (کیلوگرم بر هکتار)
۲۰۰	۲۳/۵	۳۷/۷۲	۷۸/۳۰	۸۵	بارش کل فصل رشد برای گندم آبی و دیم (میلی متر)
۱۷۱	۳/۰۰	۳۲/۹۶	۴۹/۸۹	۸۵	بارش کل فصل رشد برای جو آبی و دیم (میلی متر)
۲۶۶۷۳	۱۰۱۶	۶۱۱۴/۸۵	۹۵۷۰/۳۲	۸۵	سطح زیرکشت گندم آبی (هکتار)
۱۰۹۶۰	۲۰۰۰	۱۳۱۰۵/۴۴	۶۹۲۴/۹۷	۸۵	سطح زیرکشت گندم دیم (هکتار)
۲۱۵۰۰	۱۶۰۰	۴۹۹۰/۳۲	۶۱۰۷/۸۷	۸۵	سطح زیرکشت جو آبی (هکتار)
۱۶۴۱۰	۱۵۰۰	۲۴۹۶/۷۷	۱۴۱۰/۶۸	۸۵	سطح زیرکشت جو دیم (هکتار)

منبع: یافته های تحقیق

متغیر وابسته عملکرد گندم آبی، گندم دیم، جو آبی و جو دیم (کیلوگرم در هکتار) در طی فصل های رشد محصول بوده و متغیرهای مستقل شامل بیشینه ی دما، مجموع بارش به میلی متر، کود حیوانی مصرفی (کیلوگرم در هکتار)، کود شیمیایی نیتروژنه و فسفات مصرفی (کیلوگرم در هکتار)، ضریب مکانیزاسیون، سطح زیر کشت (هکتار)، بذر و سم مصرفی (کیلوگرم در هکتار)، شاخص استاندارد شده بارش (شاخص خشک سالی) می باشد. برای ارزیابی استقلال سطح مقطع ها در داده های ترکیبی مربوط به گندم آبی سه آزمون پسران، فریز و فریدمن وجود دارد. در صورت استقلال سطح مقطع ها می توان از همه آزمون های مربوط به ریشه واحد به کار گرفت.

جدول (۲) نتایج استقلال مقطع‌ها

محصول آزمون‌ها	گندم آبی	گندم دیم	جو آبی	جو دیم
پسران	-۱/۴۵ (۰/۱۴)*	-۱/۱۸ (۰/۲۳)	-۱/۵۶ (۰/۱۲)	۱/۱۳ (۰/۲۵)
فریدمن	۱/۰۸ (۱/۰۰)	۰/۳۳ (۱/۰۰)	۰/۶۱ (۱/۰۰)	۴/۹۱ (۰/۹۹)
فریز	۰/۶۷ -	-۰/۰۱ -	۰/۴۷ -	۰/۳۲ -

منبع: یافته‌های پژوهش (*): اعداد درون پرانتز سطح معناداری است.

بنابر نتایج جدول ۲ برای محصول‌های مختلف مشاهده شده است که در هر سه آزمون احتمال آزمون‌ها معنی‌دار نشده است و فرضیه مربوط به استقلال سطح مقطع‌ها را نمی‌توان رد کرد و بنابراین برای تمامی محصول‌های استقلال سطح مقطع‌ها وجود داشته و افزون بر آن برای هر دو نوع اثرگذاری‌های تصادفی و ثابت نیز فرض استقلال سطح مقطع‌ها برقرار می‌باشد. در نتیجه می‌توان آزمون ریشه واحد را برای متغیرها انجام داد.

آزمون ایستایی و ریشه واحد:

در جدول ۳ نتایج ایستایی برای متغیرهای مؤثر بر عملکرد گندم آبی، گندم دیم، جو آبی و جو دیم با استفاده از آزمون ریشه واحد^۱ LLC نشان داد که برای محصول گندم آبی به غیر از متغیرهای سم مصرفی و کود فسفاته مصرفی که با دو وقفه و بدون عرض از مبدأ و روند ایستا شد، مابقی متغیرها با یک وقفه ایستا شد. همچنین معنی‌داری متغیرها در سطح ۱ درصد بیانگر رد فرضیه ریشه واحد و داشتن ایستایی در این سطح است. همچنین نتایج نشان داد که به غیر از متغیرهای سم مصرفی و بذر مصرفی که با دو وقفه و بدون عرض از مبدأ و روند ایستا شد دیگر متغیرها با یک وقفه ایستا شد. همچنین معنی‌داری متغیرها در سطح ۱ و ۱۰ درصد بیانگر رد فرضیه ریشه واحد و داشتن ایستایی در این سطح است. نتایج ایستایی برای متغیرهای مؤثر بر جو آبی با استفاده از آزمون ریشه واحد LLC نشان داد که به غیر از متغیرهای میانگین بیشینه دما و میزان بارش، شاخص استاندارد شده بارش (SPI) و سم و بذر مصرفی که با دو وقفه و بدون عرض از مبدأ و روند ایستا شد، دیگر متغیرها با یک وقفه ایستا شد. همچنین معنی‌داری متغیرها در سطح ۱ درصد بیانگر رد فرضیه ریشه واحد و داشتن ایستایی در این سطح است. همچنین نتایج ایستایی برای متغیرهای مؤثر

¹ Levin-Lin-Chu

بررسی عامل های موثر... ۱۲۳

بر جو دیم نشان داد که به غیر از متغیرهای عملکرد جو دیم و بارش و کود نیتروژنه مصرفی که با دو وقفه و بدون عرض از مبدأ و روند ایستا شد، دیگر متغیرها با یک وقفه ایستا شد. همچنین معنی داری متغیرها در سطح ۱ درصد بیانگر رد فرضیه ریشه واحد و داشتن ایستایی در این سطح است.

جدول (۳) نتایج آزمون ایستایی برای همه ی متغیرهای به کار گرفته شده در الگوها

متغیر	گندم آبی		گندم دیم		جو آبی		جو دیم	
	آماره آزمون (LLC)	وقفه	آماره آزمون (LLC)	وقفه	آماره آزمون (LLC)	وقفه	آماره آزمون (LLC)	وقفه
عملکرد محصول	-۷/۳۶***	۱	-۱۴/۸۸***	۱	-۳/۶۵***	۱	-۲/۶e+۱۳***	۲
میزان بارش	-۸۷/۴۴***	۱	-۱۱/۶۶***	۱	-۱/۸e+۱۳***	۲	-۲/۵e+۱۳***	۲
میانگین بیشینه دما	-۱/۱e+۱۳***	۱	-۱/۴۳*	۱	-۵/۱۴***	۱	-۴/۴۵***	۱
میانگین کمینه دما	-۴/۸۹۴***	۱	-۴/۰۴***	۱	-۲/۲e+۱۳***	۲	-۶/۱۰***	۱
شاخص استاندارد شده بارش	-۴/۶۱***	۱	-۴/۶۲***	۱	-۷/۲e+۱۳***	۲	-۷/۲e+۱۳***	۱
شاخص مکانیزاسیون	-۸/۸۰***	۱	-۸/۸۱***	۱	-۸/۸۱***	۱	-۸/۸۱***	۱
سطح زیرکشت محصول	-۲۸/۲۴***	۱	-۳/۱۰***	۱	-۱۳/۱۶***	۱	-۷/۹۹***	۱
میزان بذر مصرفی	-۱/۱e+۱۲***	۱	-۳/۴e+۱۳***	۲	-۹/۱۰***	۲	-۳/۳۵***	۱
سموم مصرفی	-۴/۱e+۱۴***	۲	-۱/۷e+۱۴***	۲	-۴/۲e+۱۳***	۲	-۲/۹۶***	۱
کود نیتروژنه مصرفی	-۸/۲۰***	۱	-۱۱/۰۴***	۱	-۱۵/۲۳***	۱	-۱/۹e+۱۳***	۲
کود فسفات مصرفی	-۱/۲e+۱۳***	۲	-۹۱/۱۳***	۱	-۱۱/۶۶***	۱	-۷/۶۴***	۱

منبع: یافته های تحقیق (*، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

بنابراین برای محصول های گندم آبی، گندم دیم، جو آبی و جو دیم می توان آزمون Just-pope را به منظور بررسی عامل های مؤثر بر عملکرد آن ها (قابل کنترل و غیر قابل کنترل) بررسی کرد.

نتایج مدل جاست و پاپ برای تابع میانگین عملکرد محصول‌های گندم آبی، گندم دیم، جو آبی و جو دیم :

جدول ۴ نتایج عامل‌های مؤثر بر میانگین عملکرد محصول‌های را نشان می‌دهد که می‌توان بر اساس آن به بررسی هدف‌های پژوهش پرداخت.

جدول (۴) نتایج برآورد تابع میانگین عملکرد محصول‌های در سطح استان خراسان رضوی

متغیر	محصول	گندم آبی	گندم دیم	جو آبی	جو دیم
لگاریتم مجموع بارش در فصل رشد	۰/۱۱*** (۲/۶۲)	۰/۲۴ (۱/۲۲)	۰/۰۴* (۱/۶۴)	-۰/۵۷** (-۲/۰۷)	
لگاریتم میانگین بیشینه دما در فصل رشد	-۰/۰۲ (-۰/۲۳)	۱/۲۸*** (۳/۱۷)	-۰/۱۰* (-۱/۷۱)	۰/۱۷ (۱/۰۷)	
لگاریتم ضریب مکانیزاسیون	۰/۰۱ (۰/۱۹)	۱/۰۲*** (۲/۷۰)	۰/۰۳ (۰/۰۳)	-	
لگاریتم سم مصرفی	۰/۴۵*** (۶/۰۷)	-	۱/۸۸*** (۱/۸۸)	۰/۸۷*** (۱۷/۳۳)	
لگاریتم کود فسفاته مصرفی	-۱/۶۱*** (-۵/۷۰)	-	-	-	
لگاریتم ازت مصرفی	۱/۱*** (۳/۷۱)	۰/۴۵** (۲/۳۵)	۷/۱۶*** (۷/۹۷)	۰/۵۰*** (۳/۵۹)	
لگاریتم سطح زیرکشت	-	۰/۷۷*** (۲۱/۳۳)	۰/۰۱ (۰/۰۱)	۰/۰۲ (۰/۰۴)	
لگاریتم بذر مصرفی	-	۱/۶۵ (۰/۷۱)	-	-	
عرض از مبدأ	۹/۳۷*** (۶/۴۶)	-۱۲/۵ (-۱/۳۲)	-۳۶/۹۳*** (-۶/۴۶)	۰/۴۱ (۰/۲۳)	
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۲	۰/۹۱	۰/۵۶	۰/۸۲	

منبع: یافته‌های تحقیق (*، **، *** و **** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد) اعداد درون پرانتز آماره t است.

بنابر با جدول ۴ برای برآورد تابع میانگین عملکرد گندم آبی از دو روش داده‌های ترکیبی اثرگذاری‌های ثابت و اثرگذاری‌های تصادفی بهره گرفته شد و نتایج آزمون هاسمن بیان داشته که روش اثرگذاری‌های تصادفی نتایج مطلوب‌تری نسبت به اثرگذاری‌های ثابت داشته است. به‌منظور محاسبه تابع میانگین عملکرد بهترین تابع از لحاظ الگو، تابع ترانسندنتال برای پژوهش

بررسی عامل های موثر... ۱۲۵

تعیین شد. F برابر با ۱۲۸/۸۳ با احتمال معنی دار در سطح صفر می باشد. همچنین برای گندم دیم به منظور بهره گیری از مدل داده های ترکیبی با اثرگذاری های ثابت (FE) یا تصادفی (RE)، مقایسه بین دو مدل با آزمون هاسمن انجام گرفت و آزمون با اثرگذاری های ثابت پذیرش شد. به منظور بررسی تأثیر عامل های غیرقابل کنترل و غیرقابل کنترل بر میانگین عملکرد جو دیم از تابع تولید کاب داگلاس بهره گرفته شد. آزمون هاسمن با چپ دو (کای دو) برابر ۱۴/۶۵ و احتمال ۰/۰۱ ارتباط بین متغیرها را به صورت داده های ترکیبی برای ۱۷ شهرستان در طی سال های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ با اثرگذاری های ثابت (FE) بیان کرد. F لیمبر برابر ۴/۱۵ با احتمال ۰/۰۰ بیانگر ترکیبی بودن داده ها و pool نبودن آن می باشد.

نتایج جدول شماره ۴ نشان می دهد که لگاریتم بارش در فصل رشد سبب افزایش ۰/۱۱، ۰/۲۴ و ۰/۰۴ کیلوگرم در هکتار در میانگین عملکرد گندم آبی، گندم دیم و جو آبی شده ولی در محصول جو دیم کاهش ۰/۵۷ کیلوگرم در هکتار در میانگین عملکرد به همراه داشته است (مطابق بنابر نتایج پژوهشگرانی چون کرباسی و نودهی، ۱۳۸۲؛ عزیزی و یاراحمدی، ۱۳۸۲؛ نصیبیان و صدراالشرافی، ۱۳۸۳؛ توکلی و همکاران، ۱۳۹۲؛ قهرمان زاده و همکاران، ۱۳۹۳؛ پرهیزگاری و صبحی، ۱۳۹۳؛ شکوهی و ثنائی نژاد، ۱۳۹۳) برای محصول جو آبی افزایش بارش با دمای متناسب سبب افزایش عملکرد شده است و بارش پاییزه و بهاره در محصول جو دیم سبب افزایش عملکرد شده است. برای محصول های گندم آبی و گندم دیم نیز بنابر نتایج تحقیقات افزایش عملکرد به ازای افزایش در بارش برقرار می باشد.

افزایش لگاریتم میانگین بیشینه دما در فصل رشد به ترتیب سبب کاهش ۰/۰۲ و ۰/۱۰ کیلوگرم در هکتار در میانگین عملکرد گندم آبی و جو آبی شده است ولی بر میانگین عملکرد گندم دیم و جو دیم افزایش به میزان ۱/۲۸ و ۰/۱۷ کیلوگرم در هکتار داشته است (برابر نتایج بررسی های کریمی و مهدی پور، ۱۳۸۱؛ توکلی و همکاران، ۱۳۹۲؛ شکوهی و ثنائی نژاد، ۱۳۹۳؛ قهرمان زاده و همکاران، ۱۳۹۳). برای محصول های گندم آبی و جو دیم این تأثیر غیر معنی دار شده است. تأثیرگذاری های منفی و مثبت لگاریتم میانگین بیشینه دما بر میانگین عملکرد به دلایل دمایی خیلی بالا در فصل حساس رشد، متناسب نبودن بارش با دما در فصل رشد محصول ها می باشد. تأثیر لگاریتم ضریب مکانیزاسیون بر میانگین عملکرد گندم دیم، جو آبی و جو دیم مثبت و معنی دار می باشد (عباسی و همکاران، ۱۳۹۳). همچنین لگاریتم سم مصرفی و کود نیتروژنه

مصرفی بر روی میانگین عملکرد گندم آبی، جو دیم و جو آبی تأثیر مثبت و معنی دار داشته است. تأثیر لگاریتم سطح زیر کشت بر روی میانگین عملکرد جو آبی و جو دیم مثبت بوده است. نتایج مدل جاست و پاپ برای تابع ریسک عملکرد محصول های گندم آبی، گندم دیم، جو آبی و جو دیم :

برای محصول گندم آبی از آزمون بروش پاگان برای تأیید ناهمسانی واریانس استفاده شد. کای دو برابر با $3/08$ با سطح احتمال $0/08$ بیانگر رد فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس شد و ناهمسانی واریانس برای به کارگیری آزمون جاست و پاپ تأیید شد. در انتها از MLE به منظور تعیین اثرگذاری های متغیرها بر نوسان عملکرد بهره گرفته شد و نتایج زیر به دست آمد (طبق پژوهش بوباکار، ۲۰۱۲). همچنین به کارگیری مدل به صورت لگاریتمی سبب رفع ناهمسانی واریانس خواهد شد (گجراتی، ۱۳۹۶).

به منظور به کارگیری مدل جاست و پاپ برای تابع ریسک عملکرد گندم دیم یک رگرسیون ساده از عامل های مؤثر بر عملکرد به دست می آوریم. F آن $3/46$ و معنی دار است. برای مدل ریسکی موضوعی آزمون های مختلف با تابع های مختلف به کار گرفته شد اما متغیرهایی که به وسیله آنها ضریب تعیین تعدیل شده بالا به دست می آمد دارای واریانس ناهمسانی نبوده و نمی توان تابع ریسک عملکرد را به دست آورد. بنابراین در این بررسی از مدل کاب داگلاس به منظور برآورد تابع های ریسک عملکرد گندم دیم در استان خراسان رضوی بهره گیری شد. برای بررسی شدت همخطی از VIF بهره گرفته شد و مقادیر کمتر از ۲ برای متغیرها بیانگر کمترین همخطی در این مدل بود. از آزمون بروش پاگان برای تأیید ناهمسانی واریانس استفاده شد. کای دو برابر با $19/12$ در سطح احتمال صفر بیانگر رد فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس شد و ناهمسانی واریانس برای به کارگیری آزمون جاست و پاپ تأیید شد. در انتها از MLE به منظور تعیین اثرگذاری گذاری متغیرها بر نوسان عملکرد بهره گرفته شد و نتایج به دست آورده شد (بوباکار، ۲۰۱۲).

واریانس (ریسک) عملکرد جو آبی زمانی در تابع جاست و پاپ قابل برآورد است که واریانس ناهمسانی با استفاده از آزمون بروش پاگان تأیید شود. با آزمون های صورت گرفته با استفاده از متغیرهای مستقل مختلف با کمینه و بیشینه شمار متغیرها و با تابع های تولید کاب داگلاس، ترانسندنتال و خطی-درجه دوم، ناهمسانی واریانس به عنوان شرط اولیه مدل جاست و پاپ

بررسی عامل های موثر... ۱۲۷

مشاهده نشده و بنابراین برای جو آبی تابع ریسک عملکرد را تشکیل نداده و تحلیل ها بر اساس روابط متغیرها با میانگین عملکرد استنباط شد.

برای محصول جو دیم آزمون بروش پاگان به منظور تعیین ناهمسانی واریانس برآورد شد و کای دو برابر با ۹/۷۶ با احتمال ۰/۰۰ ناهمسانی واریانس را تأیید کرده و بنابراین از مدل تابع just-pop به منظور شناسایی تأثیر متغیرهای مدل بر ریسک عملکرد بهره گرفته شد.

جدول (۵) نتایج برآورد تابع ریسک عملکرد محصول های در سطح استان خراسان رضوی

جو دیم	جو آبی	گندم دیم	گندم آبی	محصول های متغیر
۲/۸۳** (۲/۱۶)	-	۳/۶۵*** (۳/۳۰)	۰/۲۷* (۱/۸۶)	لگاریتم مجموع بارش در فصل رشد
-۶/۱۳* (-۱/۸۳)	-	-۵/۳۰*** (-۲/۶۸)	-۰/۶۹** (-۲/۱۲)	لگاریتم میانگین بیشینه دما در فصل رشد
-۰/۱۵ (-۰/۱۲)	-	-	-	لگاریتم میانگین کمینه دما در فصل رشد
-۰/۶۳** (-۲/۰۰)	-	-۲/۹۷* (-۱/۶۳)	۰/۵۱** (۲/۲۹)	لگاریتم ضریب مکانیزاسیون
-	-	-۲/۹۹** (-۱/۸۲)	-۱/۴۸*** (-۲/۸۶)	لگاریتم کود فسفاته مصرفی
۱۶/۹۹** (۲/۲۹)	-	-	-	لگاریتم ازت مصرفی
-	-	-۰/۲ (-۰/۷۳)	-۰/۱۲* (-۱/۹۲)	شاخص استاندارد شده بارش (ترتیبی)
۳۳/۳۳** (۱/۹۹)	-	-	-۲/۵۵*** (-۲/۵۷)	لگاریتم بذر مصرفی
-۱۵۷/۱۲* (-۱/۹۵)	-	۲/۹۶ (۰/۳۲)	۱۱/۱۴*** (۶/۶۳)	عرض از مبدأ
۰/۲۶	-	۰/۱۳	۰/۳	ضریب تعیین تعدیل شده

منبع: یافته های تحقیق (*، **، و *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد) اعداد درون پرانتز آماره Z است.

در جدول شماره ۵، معنی دار و مثبت بودن اثرگذاری گذاری لگاریتم بارش به میزان ۰/۲۷ کیلوگرم در هکتار بر واریانس عملکرد محصول بیانگر آن است که افزایش بارش به دلیل پراکنش بالای بارش سبب نوسان عملکرد محصول خواهد شد. از سوی دیگر لگاریتم میانگین بیشینه دما

اثرگذاری گذاری منفی و معنی‌دار به میزان ۰/۶۹ کیلوگرم در هکتار بر نوسان عملکرد گندم آبی داشته است که این نتایج برابر با نتایج قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۳) می‌باشد. اما افزایش دما در فصل بهار و پر شده دانه سبب افزایش ریسک عملکرد خواهد شد (کوچکی و نصیری، ۱۳۸۷). شاخص استاندارد شده بارش با افزایش خود (با توجه به ترتیبی قرار دادن داده‌های آن از ترسالی به خشک‌سالی) سبب کاهش نوسان عملکرد گندم آبی شده است. به عبارتی با افزایش دما در فصل سرد سال و از سوی دیگر بارش مطلوب سبب کاهش سرمازدگی در فصل اول رشد محصول در خراسان رضوی، افزایش عملکرد و کاهش نوسان عملکرد گندم آبی خواهد شد. لگاریتم کود فسفات‌ها اثرگذاری معنی‌دار و منفی بر نوسان عملکرد گندم آبی داشته است (برابر با نتایج بررسی‌های قهرمان‌زاده و همکاران، ۱۳۹۳). لگاریتم میزان بذر مصرفی نیز اثرگذاری معنی‌دار بر نوسان عملکرد گندم آبی داشته است.

لگاریتم میانگین بیشینه دما در زمستان $-۵/۳۰$ با معنی‌داری در سطح ۱٪ بیانگر این است که همانند مقاله قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۳) این عامل دارای اثرگذاری گذاری منفی بر ریسک عملکرد می‌باشد. لگاریتم بارش در دوره زمستان و بهار (دوره‌های رشد) به دلیل پراکنش و نبود توزیع زمانی مناسب بارش در طول سال سبب افزایش ریسک عملکرد گندم دیم شده است. با توجه به اینکه موفقیت در بخش دیم‌کاری وابسته به وجود رطوبت ذخیره‌شده در خاک، درصد رطوبت خاک پیش از ریزش باران، چگونگی ریزش، بارها و فصل‌ها بارندگی می‌باشد (برابر با یافته‌های کریمی و مهدی‌پور، ۱۳۸۱). عامل لگاریتم ضریب مکانیزاسیون با علامت منفی $-۲/۹۷$ و معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد بیانگر این است که عامل مکانیزاسیون در همه مرحله‌های تولید و به‌ویژه دوره اول رشد دارای اثرگذاری گذاری مثبت بر میانگین تولید گندم و منفی بر ریسک عملکرد آن می‌باشد (عباسی و همکاران، ۱۳۹۳). لگاریتم کود فسفات‌ها نیز با علامت منفی سبب کاهش ریسک عملکرد شده است.

واریانس (ریسک) عملکرد جو آبی هنگامی در تابع جاست و پاپ قابل برآورد است که واریانس ناهمسانی با استفاده از آزمون بروش پاگان تأیید شود. با آزمون‌های صورت گرفته با استفاده از متغیرهای مستقل مختلف با کمینه و بیشینه شمار متغیرها و با تابع‌های تولید کاب داگلاس، ترانسندنتال و خطی-درجه دوم، ناهمسانی واریانس به‌عنوان شرط اولیه مدل جاست و پاپ مشاهده نشد و بنابراین برای جو آبی تابع ریسک عملکرد را تشکیل نداده و تحلیل‌ها بر اساس رابطه متغیرها با میانگین عملکرد استنباط شد.

بررسی عامل های موثر... ۱۲۹

محمودی و پرهیزگاری (۱۳۹۴)، پرهیزگاری و صبحی (۱۳۹۳) در نتایج تحقیقات خود بیان کردند افزایش دما و کاهش بارش اثرگذاری مثبت بر عملکرد داشته است. طبق جدول نتایج بالا دما بیشترین ریسک عملکرد را به میزان ۶/۱۳ کیلوگرم در هکتار کاهش می دهد. معنی داری در سطح ۱۰ درصد برای این متغیر داشته و از سوی دیگر افزایش بارش با ریسک عملکرد جو دیم ارتباط مستقیم دارد. ضریب مکانیزاسیون عملکرد در هکتار را افزایش و بنابراین ریسک عملکرد محصول را کاهش می دهد (عباسی و همکاران، ۱۳۹۳). به کارگیری کود نیتروژنه سبب افزایش میانگین عملکرد در هکتار می شود (فیضی اصل و ولی زاده، ۱۳۸۲). بنابر نتایج جدول به کارگیری کود شیمیایی نیتروژنه سبب افزایش ریسک عملکرد شده است و این می تواند زمانی ایجاد شود که میزان سرک در کود نیتروژنه افزایش یابد. افزایش میزان بذر مصرفی نیز اثرگذاری گذاری مثبت بر ریسک عملکرد داشته است.

بنابراین با توجه به نتایج جدول های ۴ و ۵ و تحت تأثیر بودن شدید عملکرد تولید محصول های یاد شده از تغییرپذیری های آب و هوایی و عامل های تولید، استنباط می شود که می توان با به کارگیری راهکارهای متناسب در جهت تولید محصول های کشاورزی، مانند بهبود پژوهش ها در زمینه تغییرپذیری های اقلیمی، شرایط تحت تنش (مانند اصلاح رقم های زراعی مقاوم به تنش های گرما و سرما)، بهبود فناوری های تولید محصول و مکانیزاسیون، همچنین تغییر در تاریخ کشت محصول برای جلوگیری از سرمازدگی محصول ها و مصرف بهینه نهاده ها از طریق سازمان های مرتبط با کشاورزان، پتانسیل های کشاورزان را در جهت تولید و افزایش عملکرد بهبود بخشید. همچنین با توجه به خشکسالی های موجود در منطقه، فعالیت سازمان های حمایتی چون بیمه محصول های کشاورزی، به منظور کاهش آسیب پذیری اقتصادی کشاورزان از تغییرپذیری اقلیم ضروری تر و ملموس تر شده است.

نتیجه گیری و پیشنهادها

تابع عملکرد گندم آبی بیان می کند که بارش، ضریب مکانیزاسیون و کود نیتروژنه و سم مصرفی اثرگذاری گذاری مثبت و معنی دار دارد، اما میانگین بیشینه دما اثرگذاری گذاری منفی بر عملکرد گندم آبی داشته است (این نتایج با نظریه های گذشته سازگار است). از سوی دیگر در تابع ریسک عملکرد افزایش پراکنش همین بارش سبب افزایش واریانس عملکرد گندم آبی شده و همچنین دما بیشینه در فصل پر شدن دانه می تواند سبب کاهش واریانس عملکرد شود. بنابراین برای محصول گندم آبی می توان گفت که عامل های اقلیمی و نهاده های مصرفی دارای

تأثیر بالا بر عملکرد مطابق با نظریه‌های گذشته می‌باشند. تابع عملکرد گندم در خراسان رضوی نشان از تأثیرپذیری مثبت میانگین عملکرد از بارش، میانگین بیشینه دما، ضریب مکانیزاسیون، کود نیتروژنه و بذر مصرفی و سطح زیر کشت می‌باشد. همچنین تابع ریسک عملکرد گندم دی‌م بیان می‌کند که بارش (پراکنش بالا و توزیع زمانی نامتناسب) سبب افزایش ریسک عملکرد ولی متغیرهای بیشینه دما در زمستان (به دلیل کاهش سرمازدگی)، شاخص استاندارد شده بارش و ضریب مکانیزاسیون تأثیر منفی بر ریسک عملکرد نشان داده است. بدین ترتیب می‌توان با ارائه راهکارهای متناسب در جهت تولید محصول گندم آبی و دی‌م، در جهت افزایش تولید و بهینه اقتصادی این محصول از سوی کشاورزان گام برداشت. این اقدام‌های را می‌توان به تغییر در روند پژوهش‌ها در زمینه کشاورزی از وضع رایج به سمت وضعیت متناسب با تغییرپذیری‌های اقلیمی و شرایط تحت تنش (مانند اصلاح رقم‌های زراعی مقاوم به تنش‌های گرمایی و خشکی)، آموزش‌های ترویجی به کشاورزان در جهت کشت متناسب با اقلیم دانست که می‌تواند از طریق سازمان جهاد کشاورزی، موسسه‌های تحقیقات کشاورزی و مراکزهای ترویج برای کشاورزان صورت گیرد.

نتایج برآورد مدل برای محصول جو آبی نشان داد، بارش، سطح مکانیزاسیون، سطح زیر کشت، میزان کود نیتروژنه و سم مصرفی دارای اثرگذاری مثبت بر میانگین عملکرد می‌باشند. از سوی دیگر میانگین بیشینه دما اگر با بارش متناسب در طول فصل رشد محصول همراه نباشد سبب کاهش عملکرد جو خواهد شد. این نتایج تا حدودی با یافته‌های شکوهی و ثنائی نژاد (۱۳۹۳) همخوانی دارد. برای محصول جو دی‌م نتایج برآورد شده با نظریه‌های درونی و خارجی آن همخوانی دارد. در این بخش میانگین دمای بیشینه، ضریب مکانیزاسیون، سطح زیر کشت و میزان کود نیتروژنه مصرفی سبب افزایش میانگین عملکرد و در مقابل کاهش ریسک عملکرد شده است. متغیر بارش نیز سبب کاهش میانگین عملکرد و افزایش واریانس عملکرد شده است. برای این محصول نیز با توجه بر اصلاح رقم‌های زراعی به سمت رقم‌های مقاوم به تنش‌های خشکی و گرمایی (ضریب مکانیزاسیون) در برابر تغییرپذیری‌های اقلیم منطقه می‌تواند در دستور کار سازمان‌های جهاد کشاورزی، تحقیقات و ترویج کشاورزی قرار گیرد. چراکه بهبود این رقم‌های کاشت محصول برای جلوگیری از سرمازدگی نیز می‌تواند مورد توجه قرار گیرد.

بررسی عامل های موثر... ۱۳۱

به صورت کلی می توان استنباط کرد که تغییرپذیری های اقلیم به سمت خشکسالی های کوتاه و بلندمدت فعالیت سازمان های حمایتی (بیمه محصول های کشاورزی بر اساس آب و هوا) را ضروری تر کرده است. به منظور کاهش آسیب پذیری کشاورزان از اثرگذاری های اقتصادی ناشی از خشکسالی، اطلاعات مرتبط با خشکسالی و مدیریت دانش در دستور کار سازمان های مربوطه قرار گیرد تا با افزایش آگاهی کشاورزان از تغییرپذیری اقلیم، آسیب و زیان های احتمالی آن کمینه شود (عدالی و همکاران، ۱۳۹۳).

منبع ها:

پرهیزگاری، ا و محمودی، ا. (۱۳۹۴). تحلیل اقتصادی اثرگذاری های تغییر اقلیم بر عملکرد محصول های، الگوی کشت و سود ناخالص کشاورزان (مطالعه موردی: دشت قزوین). رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی، جلد ۱، (۲): ۲۵-۴۰.

پرهیزگاری، ا و صبوچی، م. ۱۳۹۲. تحلیل اقتصادی اثرگذاری های توسعه فناوری و مکانیزاسیون بر تولید بخش کشاورزی استان قزوین. مجله ی تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۵، (۴): ۱-۲۳.

پرهیزگاری، ا، مظفری، م.م و حسینی خدادادی، م. ۱۳۹۳. تحلیل اقتصادی اثرگذاری های تغییر اقلیم بر عملکرد گندم آبی در حوزه آبخیز شاهرود. پژوهش نامه کشاورزی و منابع طبیعی. ۱۸.

پرتال سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان رضوی. (۱۳۹۴). بخش آمار و اطلاعات. <www.koaj.ir>

توکلی، ع، لیاقت، ع. م و اکبری، ز. (۱۳۹۲). بررسی نقش پارامترهای اقلیمی بر عملکرد دانه گندم در مناطق دیم کوهدشت و پلدختر استان لرستان. مجله جغرافیا و برنامه ریزی محیطی. جلد ۵۲، (۴): ۱-۱۴.

سلامی، ح و نعمتی، م. (۱۳۹۲). بررسی ریسک سیستماتیک عملکرد و عامل های مؤثر بر شدت آن در محصول سیب در ایران: کاربرد الگوهای اتورگرسیو فضایی. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۳، (۴): ۲۸۸-۲۹۹.

سند اشتغال وزارت جهاد کشاورزی در طی برنامه پنجم توسعه کشور. (۱۳۸۸).

- شکوهی، م و ثنائی نژاد، س.ح. (۱۳۹۳). تعیین ارتباط شرایط آب و هوایی با تولید محصول جو دیم (مطالعه موردی: آذربایجان شرقی). نشریه ی بوم شناسی کشاورزی. جلد ۶، (۳): ۶۳۴-۶۴۴.
- عادل، ب، مرادی، ح.ر، کشاورز، م، امیرنژاد، ح. (۱۳۹۳). خشکسالی و بازتاب های اقتصادی آن در نواحی روستائی مورد: دهستان دودانگه در شهرستان بهبهان. فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه اقتصادی. سال سوم. (۳): ۱۳۱-۱۴۸.
- عباسی، ک، الماسی، م، برقی، ع.م، مینایی، س. (۱۳۹۳). برآورد مدل عملکرد محصول های اساسی بر پایه شاخص سطح مکانیزاسیون کشاورزی در ایران. نشریه ماشین های کشاورزی. جلد ۴، (۲): ۳۴۴-۳۵۱.
- عزیزی، ق و یاراحمدی، د. (۱۳۸۲). بررسی ارتباط فراسنجه های اقلیمی و عملکرد گندم با استفاده از مدل رگرسیونی (مطالعه موردی دشت سیلانخور). فصلنامه پژوهش های جغرافیایی. ۴۴: ۲۳-۲۹.
- علیجانی، ف، کرباسی، ع و مظفری مسنن، م. (۲۰۱۱). بررسی اثرگذاری درجه حرارت و بارندگی بر عملکرد گندم آبی ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۶، (۱۹): ۱۴۳-۱۶۶.
- فاتح، ش. (۱۳۹۵). آخرین وضعیت بارش، دما و خشکسالی در کشور و استان خراسان رضوی. مشهد مقدس.
- فرج زاده اصل، م، کاشکی، ع و شایان، س. (۱۳۸۷). تحلیل تغییرپذیری عملکرد محصول گندم دیم با رویکرد تغییرپذیری های اقلیمی (خراسان رضوی). فصلنامه ی مدرس علوم. ۱۳، (۳): ۲۲۶-۲۵۶.
- فیضی اصل، و ولی زاده، غ. (۱۳۸۳). بررسی اثرگذاری زمان محلول پاشی اوره بر خصوصیات کمی و کیفی دانه گندم سرداری (T.aestivum. L) در شرایط دیم. مجله علوم کشاورزی ایران. جلد ۳۵، (۲): ۳۰۱-۳۱۱.
- قهرمان زاده، م. گل باز، م، حیاتی، ب و دشتی، قادر. (۱۳۹۳). اثرگذاری متغیرهای اقلیمی بر عملکرد و ریسک عملکرد محصول های گندم و ذرت در استان قزوین. مجله اقتصاد کشاورزی. جلد ۸، (۴): ۱۰۷-۱۲۶.
- کرباسی، ع و نودهی، م. (۱۳۸۲). بررسی تأثیر مصرف نهاده ها بر ریسک تولید گندم کاران استان خراسان. مجله تحقیقات نوین کشاورزی و دامپزشکی. ۱۸: ۱۱-۱.

بررسی عامل های موثر...۱۳۳

- کریمی، م و مهدی پور، م. ک. (۱۳۸۱). اثرگذاری های خشکی و درجه حرارت هوا بر عملکرد گندم آبی و دیم استان گلستان در سال زراعی ۸۱-۱۳۸۰. فصلنامه خشکی و خشک سالی. (۳): ۳۴-۵۶.
- کوچکی، ع و نصیری، م. (۱۳۸۷). تأثیر تغییر اقلیم همراه با افزایش غلظت CO₂ بر عملکرد گندم در ایران و ارزیابی راهکارهای سازگاری. مجله پژوهش های زراعی ۱، (۶): ۱۵۳-۱۳۹.
- گجراتی، دامودار: مبانی اقتصادسنجی. ترجمه حمید ابریشمی. جلد ۲. انتشارات دانشگاه تهران. ۱۳۹۶.
- منصوریان خواجه لنگی، م و عطایی، ه. (۱۳۹۲). بررسی اثرگذاری تغییرپذیری های اقلیمی کوتاه مدت بر گندم آبی و دیم (مطالعه موردی: چهارمحال و بختیاری)، نخستین کنفرانس ملی آب و هوا شناسی، کرمان، دانشگاه تحصیلات تکمیلی صنعتی و فناوری پیشرفته.
- نصایبان، ش و صدرالاشرفی، م. (۱۳۸۳). بررسی تأثیر بارندگی و دما بر عملکرد محصول های استراتژیک زراعی. نشریه علوم کشاورزی. ۱۰، (۱): ۳۵-۵۰.
- Amemiya, T. (1985). *Advanced Econometrics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Antón, Jesús. (2009). *Risk Management in Agriculture: A Holistic Conceptual Framework*. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), Working Party on Agriculture Policies and Markets.
- Boubacar, I. (2012). The Effects of Drought on Crop Yields and Yield Variability: An Economic Assessment. *International Journal of Economics and Finance; Vol. 4, No. 12; 2012*.
- Chen, C., McCarl, B, A., & Schimmelpfennig, D. E. (2004). Yield Variability as Influenced by Climate: *A Statistical Investigatin Climatic Change, 6(1-2), 239-261*.
- Fufa, B., & Hassan, R. M. (2003). Stochastic maize production technology and production risk analysis in Dadar district, East Ethiopia. *Agrekon, 42(2), 116-128*.
- Hazell, P. B. (1982). Application of risk preference estimates in firm-household and agricultural sector models. *American Journal of Agricultural Economics, 384-390*.
- Isik, M., & Devadoss, S. (2006). An Analysis of the Impact of Climate Change on Crop Yields and Yield Variability. *Applied Economics, 38, 835-844*.
- International Civil Aviation Organization, (2011).

- Jobson, J. D., & Fuller, W. A. (1980). Least Squares Estimation When the Covariance Matrix and Parameter Vector are Functionally Related. *Journal of the American Statistical Association*, 75, 176-181.
- Just, R. E., & Pope, R. D. (1978). Stochastic Specification of Production Function and Economic Implications. *Journal of Econometrics*, 7, 67-76.
- Just, R. E., & Pope, R. D. (1979). Production function estimation and related risk considerations. *American Journal of Agricultural Economics*, 61(2), 276-284.
- Kabir MD, Humayun.(2015). Impact of Climate Change on Rice Yield and Variability; an Analysis Disaggregate Level in the Southwestern Part of Bangladesh Especially Jessore and Sathkhira Districts. *Geography & Natural Disasters*.5:3.
- Kwon, O. S., & Kim, C. G. (2008). Climate Change and Rice Productivity: Nonparametric and Semiparametric Analysis. *The Korean Journal of Agricultural Economics*.
- Ligeon, C., Jolly, C., Bencheva, N., Delikostadinov, S., & Puppala, N. (2008). Production risks in Bulgarian peanut production. *Agricultural Economics Review*, 9(1), 103.
- Lobell D; (2005). Analysis of wheat yield and climatic trend in Mexico. *Field Crops Research*. 94:250-256.
- Nam, Won-Ho., Hayes, Michael J, Svoboda, Mark, Wilhite , Donald A. (2015). Drought Hazard Assessment in the Context of Climate Change for South Korea. *Agricultural Water Management* 160: 106–117.
- Pandey, Sushil, Hem Singh Bhandari, and Bill Hardy.(2007). *Economic Costs of Drought and Rice Farmers' Coping Mechanisms: A Cross-Country Comparative Analysis*. Int. Rice Res. Inst.
- Pope, R. D., & Just, R. E. (1991). On testing the structure of risk preferences in agricultural supply analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 73(3), 743-748.
- Saha, A., Havenner, A., & Talpaz, H. (1997). Stochastic Production Function Estimation: Small Sample Properties of ML versus FGLS. *Applied Economics*, 29, 459-469.
- Stocker, T F et al. (2013). IPCC, 2013: Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.
- Trnka M, Hlavinka P, Semeradova D, Dubrovsky M, Zalud Z and Mozny M, (2007). Agricultural drought and spring barley yields. *Plant Soil Environment* 53(7): 306–316.
- Wood, S,A., and Mendelsohn, R. (2015). The Impact of Climate Change on Agricultural Net Revenue: A Case Study in the Fouta Djallon, West Africa. *Environment and Development Economics* 20(1): 20–36.