مجله کشاورزی بوم‌شناختی (۲)۵ (۱۳۹۴) ۶۳- ۵۱

برآورد توابع واکنش اقلیمی عملکرد گیاهان زراعی دیم در پهنهٔ زراعی-بوم‌شناختی شمال غرب ایران

محمدرضا نظری[۱،*]، سید صفدر حسینی[۲] و هومان لیاقتی[۱]

[۱]گروه اقتصاد منابع و محیط زیست، پژوهشکده علوم محیطی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

[۲]گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

[*]نویسنده مسئول: mo_nazari@sbu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۳/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۷/۲۰

نظری، م. ر.، س. ص. حسینی و ه. لیاقتی. ۱۳۹۴. برآورد توابع واکنش اقلیمی عملکرد گیاهان زراعی دیم در پهنهٔ زراعی-بوم‌شناختی شمال غرب ایران. مجله کشاورزی بوم شناختی. ۵ (۲): ۶۳- ۵۱.

چکیده

شبیه‌سازی عملکرد گیاهان زراعی و شناسایی عامل‌های تعیین کنندهٔ آن در مناطق مختلف کشور، ابزار مناسبی برای برنامه‌ریزی، مدیریت و تصمیم‌گیری‌های سیاستی کارآمد به‌دست می‌دهد. هدف این پژوهش برآورد توابع واکنش اقلیمی عملکرد گیاهان زراعی دیم در پهنه زراعی- بوم‌شناختی (اکولوژیکی) شمال غرب کشور است. برای این منظور دوره‌ی زمانی عملکرد چهار گیاه زراعی دیم از جمله گندم، جو، حبوبات و یونجه دیم به صورت تابعی ضمنی از متغیرهای اقلیمی (ماهانه) تصریح و با استفاده از روش‌شناسی اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی (پانل) الگوسازی شده‌اند. نتایج الگوها، ضمن تایید وجود رابطه‌های غیرخطی بین بارش‌ها و دماهای ماهانه با میزان عملکرد گیاهان زراعی، نشان داد که بارش‌های بهاره به‌ویژه در ماه‌های اردیبهشت و خرداد عامل‌های اصلی تعیین کننده عملکرد گیاهان زراعی دیم در منطقه هستند. واکنش عملکرد گندم و یونجه دیم در این منطقه به تغییر در دمای ماههای خرداد و تیر بیش از دیگر ماهها بوده و در مقابل، برای گیاه جو نسبت به دمای ماهانه فروردین و اردیبهشت بیشترین است. با توجه به شواهد موجود و پیش‌بینی‌های صورت گرفته از وضعیت تغییر اقلیم در آینده (افزایش دما و کاهش بارش‌ها به‌ویژه در فصل بهار) پیش‌بینی می‌شود، تولید گیاهان دیم در این منطقه در آینده با تنش خشکی بیشتری روبه‌رو شوند. تغییر تاریخ کاشت به گونه‌ای که از همزمانی و هماهنگی دوره رشد و گلدهی این گیاهان با تنش‌های رطوبتی این فصل تا حد ممکن پرهیز شود، می‌تواند به عنوان یک راهکار سازگاری مطرح باشد. این امر نیازمند بررسی بیشتر به عنوان یک موضوع پژوهشی توسط کارشناسان علوم زراعی است.

واژه‌های کلیدی: توابع واکنش اقلیمی عملکرد، داده‌های ترکیبی، تغییر اقلیم، ناحیه زراعی-بوم‌شناختی، ایران.

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

با توجه به اهمیت روز افزون مقوله امنیت غذایی به‌ویژه در رابطه با محصولات اساسی کشاورزی و چالش‌های بالقوه پیش‌روی کشورهای مختلف برای رسیدن به این هدف (کمبود منابع آب در دسترس برای فعالیت‌های کشاورزی، رخداد تغییر اقلیم و افزایش فراوانی و شدت پدیده‌های اقلیمی مانند خشکسالی) امروزه پیش‌بینی عملکرد گیاهان زراعی در مقیاس منطقه‌ای به عنوان یک موضوع راهبردی (استراتژیک) مطرح است. چرا که توانایی شبیه‌سازی عملکرد گیاهان زراعی و تعیین عامل‌های تعیین کنندهٔ آن با دقت شایان پذیرش در مناطق مختلف، ابزار مناسبی برای برنامه‌ریزی، مدیریت و تصمیم‌گیری‌های سیاستی کارآمد به‌دست می‌دهد. افزون بر این، گزینش راهبردهای هماهنگ مناسب برای سازگاری و کاهش آسیب‌پذیری ناشی از تغییر اقلیم مستلزم الگوهایی است که بتواند ماهیت ارتباط بین عملکرد گیاهان زراعی و مشخصه (مشخصه)های اقلیمی را به طور شایان پذیرشی تبیین کند. این عامل در سال‌های اخیر موجب ایجاد و توسعه الگوهای مختلف برای شبیه‌سازی عملکرد گیاهان مختلف زراعی در مناطق مختلف جهان شده است (López *et al.*, 2005). اهمیت این موضوع از آنجاست که تغییر اقلیم نااطمینانی عملکرد گیاهان زراعی را افزایش می‌دهد. فعالیت‌های کشاورزی به طور مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر اقلیم هستند، چرا که اقلیم تعیین‌کنندهٔ اصلی زمان، مکان و بهره‌وری عامل‌ها و نهاده‌های تولید کشاورزی است. به بیان دیگر، از یک سو موجودی مکانی و زمانی اصلی‌ترین عامل تولید کشاورزی (آب) تحت تأثیر اقلیم است و از سوی دیگر مشخصه‌های اقلیمی بارش و دما بر میزان تولید ماده خشک و عملکرد گیاهان زراعی به‌ویژه در شرایط دیم که به طور مستقیم به شرایط اقلیمی وابسته‌اند به شدت تأثیر می‌گذارند. در این گیاهان، کاهش بارش تا یک سطح آستانه‌ای مشخص، نه تنها تولید در واحد سطح را کاهش می‌دهد، بلکه امکان کشت و برداشت در کل اراضی دیم را به خطر می‌اندازد.

ایران در غرب آسیا-منطقه‌ای که در پهنه‌بندی اقلیمی کمیته بین الدول تغییر اقلیم (IPCC)[1] جزء مناطق خشک و نیمه خشک جهان قرار گرفته، واقع شده است. شواهد داده‌های تاریخی هواشناسی و پیش‌بینی‌های صورت گرفته از وضعیت اقلیم این منطقه، مانند دیگر نقاط جهان، نشان‌دهنده رخداد پدیدهٔ تغییر اقلیم در دهه‌های اخیر و ادامهٔ این روند در آینده است. در تجزیه و تحلیل‌های انجام شده توسط کمیته بین الدول تغییر اقلیم روی داده‌های ۵ ایستگاه هواشناسی ایران (دست‌کم با داده‌های ۱۰۰ ساله)، اگر چه الگوی یکسانی از تغییرپذیری‌ها در وضعیت بارش برای مناطق مختلف کشور مشاهده نشده، لکن افزایش معنی‌داری میانگین دمای سالانه همه ایستگاه‌ها تأیید شده است. پیش‌بینی‌ها گویای افزایش میانگین دمای ایران به میزان ۲ درجهٔ سلسیوس تا ۳۰ سال آینده و ۳/۵ الی ۴ درجهٔ سلسیوس تا ۱۰۰ سال آینده است (IPCC, 2007). بنابر این پیش‌بینی‌ها، تغییرپذیری بارندگی‌ها در اغلب نقاط کشور در بازه ۱۰ تا ۲۰ درصد و در برخی نقاط بین ۲۰ تا ۴۰ درصد کاهش خواهد بود. بسیاری از پژوهش‌های داخلی نیز رخداد تغییر اقلیم هواشناسی و آب‌شناختی (هیدرولوژیکی) در دهه‌های آینده را برای مناطق مختلف ایران تأیید کرده‌اند (Massah Bavani and Morid., 2005; Azaranfar *et al.*, 2007; Babaeian *et al.*, 2008). این مسئله به عنوان یک چالش جدی برای مناطق خشک و کم باران از جمله ایران به‌شمار می‌آید که به دلیل قرار گرفتن در عرض میانه و گسترش آن بین مدار ۲۵ تا ۴۰ درجهٔ شمالی، دارای اقلیم به نسبت گرم، بارش‌های اندک (۲۵۰ میلی‌متر) است، توزیع نامتناسب بارش‌ها و فراوانی و شدت رخداد بالای خشکسالی‌هاست. به عنوان یک پیامد، پیش‌بینی می‌شود که در نتیجه تغییر اقلیم احتمال دارد تولید محصول راهبردی غلات در ایران تا ۳۰ سال آینده به میزان ۳۰ درصد در مقایسه با سطح تولید کنونی کاهش یابد (IPCC, 2007). آمار و اطلاعات مربوط به تولید محصولات کشاورزی در کشور ایران، نشان می‌دهد که تولید در این بخش به شدت نسبت به ناپایداری‌های متغیرهای اقلیمی حساس است. نمونه این ناپایداری، در تولید غلات مشاهده می‌شود که به‌رغم اعلان خودکفایی در تولید گندم در سال ۱۳۸۳، در سال‌های اخیر میزان واردات این محصول قابل توجه بوده است. برای مثال میزان تولید گندم از ۱۵/۹ میلیون تن در سال ۱۳۸۶ با پذیرش کاهش ۵۰ درصدی به حدود ۷/۹۶ میلیون تن در سال ۱۳۸۷ رسیده است. میزان این کاهش برای تولید

[1] Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)

Archive of SID

www.SID.ir

داخلی جو ۵۰/۲٪، ذرت دانه‌ای ۲۴/۷٪، شلتوک ۱۸٪ و برای حبوبات بیش از ۴۵٪ بوده است. این کاهش در میزان تولید، افزایش شایان توجه در میزان واردات کشور از این کالاها را در پی داشته است. بر پایه آمار و اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی، در سال ۱۳۸۷ از حدود ۱۲/۱ میلیون هکتار زمین زیرکشت انواع گیاهان مختلف زراعی در کشور بیش از ۶/۲ میلیون هکتار (حدود ۵۱ درصد) آن زیر کشت گیاهان زراعی دیم بوده که با تولید سالانه حدود ۸ میلیون تن انواع گیاهان، سهم قابل توجهی در تولید گیاهان گندم (۴/۵ میلیون تن)، جو (۱/۰۶ میلیون تن) و حبوبات (۲۸۳/ هزارتن) در کشور ایفا می‌کنند. تولید و پایداری اقتصادی در این اراضی به طور مستقیم و به شدت به میزان بارش‌های جوی سالانه، توزیع زمانی بارش‌ها و میزان تبخیر و تعرق وابسته است به گونه‌ای که کاهش بارش‌ها نه تنها به شدت عملکرد این گیاهان را کاهش می‌دهد بلکه در صورت تجاوز میزان کاهش آن از یک حد آستانه‌ای، ممکن است درعمل برداشت از این اراضی به صفر رسیده و به خروج آنها از چرخه تولید منجر شود. هدف این پژوهش الگوسازی رابطه‌های بین مشخصه‌های اقلیمی و میزان تولید در اراضی دیم در پهنه زراعی- بوم‌شناختی شمال غرب کشور است. این پهنه بر پایه سیستم پهنه‌بندی زراعی- بوم‌شناختی انجام شده توسط سازمان خواربار و کشاورزی (فائو)[۱] شامل استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و کردستان بوده که همگی از استان‌های عمدهٔ دیم‌خیز کشور به‌شمار می‌آیند.

مواد و روش‌ها

تصریح توابع واکنش اقلیمی عملکرد گیاهان زراعی

در ادبیات موضوع برای پیش‌بینی عملکرد گیاهان زراعی، الگوهای گوناگونی تصریح شده است که به طور کلی آنها را می‌توان به دو دستهٔ الگوهای آماری و مدل‌های شبیه ساز رشد گیاهان تقسیم کرد. اساس الگوهای آماری اغلب در به‌کارگیری شکل‌های مختلفی از توابع رگرسیونی است که به طور تجربی بتواند رابطهٔ بین عملکرد گیاهان را با مشخصه‌های اقلیمی برقرار سازد. به عبارت دیگر، این الگوها در تلاش هستند تا رابطه‌های علی را که بین عملکرد گیاهان زراعی و عامل‌های محیطی (به طور اساسی آب و هوا) و فناوری تولید وجود دارد، تفسیر کنند. در عوض مدل‌های همانندساز عملکرد محصول که بیشتر به مدل‌های آب و هوا- گیاه معروف هستند، در صدد مدل‌سازی رابطه‌های بیوفیزیک بین آب، خاک و عملکرد گیاه است. در این پژوهش برای برآورد توابع عملکرد گیاهان زراعی دیم در پهنه زراعی- بوم‌شناختی شمال غرب کشور از روش آماری استفاده شده است. برای این منظور، توابع واکنش اقلیمی عملکرد هر یک از گیاهان دیم به صورت تابعی از متغیرهای مستقل اقلیمی تصریح شده‌اند. گزینش متغیرهای اقلیمی موثر بر عملکرد گیاهان دیم بر مبنای بررسی‌های انجام شده در ادبیات موضوع پژوهش‌های تغییر اقلیم گزینش شده‌اند. در رابطه با مقیاس زمانی متغیرهای مستقل اقلیمی بارش و دما، بررسی ادبیات موضوع نشان می‌دهد که در بررسی‌های گذشته، این متغیرها در مقیاس‌های متفاوتی و به صورت ماهانه، فصلی، دوره رشد یا حتی سالانه در توابع عملکرد به‌کار گرفته شده‌اند. برای مثال Granger (1980) در توضیح عملکرد گیاهان زراعی کالیفرنیا، متغیرهای کل بارش فصلی (آوریل تا نوامبر)، کل بارش ماهانه برای چهار ماه هماهنگ با دوره رشد گیاهان و متغیرهای میانگین ماهانه دمای کمینه و بیشینه روزانه را به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته است. Adams *et al.* (1999) میانگین ماهانهٔ دما و بارش را به عنوان متغیرهای اثرگذار در توابع عملکرد گیاهان اما به عنوان درجه دوم که اجازه بیان رفتار غیریکنواخت مشخصه‌های اقلیمی را بر عملکرد گیاهان می‌دهد، گزینش کرده‌اند. در مقابل، Hansen (1991) با این توجیه که گرده افشانی گیاه ذرت در ماه تیر (جولای) است، تابع عملکرد این گیاه را تنها تابعی از متغیرهای اقلیمی این ماه در نظر گرفته اما اجازه داده تا اثرگذاری‌های دوجانبه‌ای که مشخصه‌های اقلیمی بر همدیگر و بر عملکرد گیاه دارند در تابع وارد شوند. Chen *et al.* (2004) متغیرهای بارش و دمای میانگین ماهانه را در توابع عملکرد وارد کرده و نتیجه گرفتند، تفاوت‌های شایان ملاحظه‌ای بین گیاهان مختلف در واکنش به مشخصه‌های اقلیمی وجود دارد. Estrada *et al.* (2006) با استناد به یافته‌های Nolasco (1985) در رابطه با پدیده شناسی (فنولوژی) گیاه قهوه مبنی بر اینکه میانگین‌های فصلی متغیرهای اقلیمی نسبت به میزان‌های سالانه آنها در توضیح تغییرپذیری‌های

[۱] Food and Agriculture Organization (FAO)

Archive of SID

www.SID.ir

عملکرد مهم‌تر هستند، در برآورد تابع عملکرد اقلیمی این گیاه، متغیرهای بارش و دما را در مقیاس فصلی محاسبه و به عنوان متغیرهای مستقل در الگو وارد کرده‌اند. در پژوهش Chang (2003) نیز متغیرهای مستقل اقلیمی بارش و دما در مقیاس فصلی (چهار فصل در سال) تصریح شده‌اند. Kurukulasuriya and Ajward (2007) با این توجیه که با گزینش مقیاس فصلی برای متغیرهای مستقل اقلیمی، انعکاس بهتری از تأثیر تجمعی بارش‌ها در خاک در چرخه زمان نسبت به گزینش یک ماه خاص به‌دست می‌دهد، در برآورد تابع درآمد خالص برای کشتزارهای کوچک مقیاس سری‌لانکا از متغیرهای بارش و دما در مقیاس فصلی به عنوان متغیرهای مستقل اقلیمی استفاده کرده‌اند. Redsma *et al.* (2009) در پژوهشی با عنوان آثار اقتصادی تغییر اقلیم و پرداخت یارانه (سوبسید) بر بخش کشاورزی اروپا، حتی مقیاس داده‌های اقلیمی را به صورت نیمه-سالی[1] (دو دوره شش ماهه) تجمعی کرده و در برآورد توابع فاصله ترانسلوگ به‌کار گرفته‌اند.

در این پژوهش با توجه به این نکته که در دورهٔ رشد هر گیاه بازه‌های کوتاهی از زمان وجود دارد که در آنها حساسیت گیاه به برخی مشخصه‌های اقلیمی بالاتر است، ترجیح داده شد به‌جای میزان سالانه یا فصلی متغیرهای اقلیمی، از میزان میانگین ماهانه آنها در دوره رشد به عنوان متغیرهای مستقل در توابع عملکرد استفاده شود. شکل تابعی مورد استفاده برای برآورد توابع عملکرد گیاهان زراعی دیم نیز، شکل تابعی درجه دوم گزینش شده است. دلیل گزینش این شکل، انطباق بیشتر آن با ماهیت غیرخطی رابطه بین مشخصه‌های اقلیمی و عملکرد گیاهان زراعی است. این شکل تابعی در مدل‌سازی واکنش عملکرد گیاهان زراعی به تغییر مشخصه‌های اقلیمی نسبت به شکل خطی آن بهتر عمل می‌کند (Estrada *et al.*, 2006). Chang (2003) با بررسی و تحلیل نتایج بسیاری از بررسی‌های گذشته علوم زراعی و اقتصادی این‌گونه نتیجه گرفته بود که تابع واکنش عملکرد اغلب گیاهان نسبت به مشخصه‌های اقلیمی دما و بارش یک رابطه غیرخطی است، لذا در پژوهش خود از شکل تابعی درجهٔ دوم برای شبیه‌سازی عملکرد بیش از ۶۰ گیاه زراعی و باغی در تایلند استفاده کرده است. نتایج بررسی‌های Gbetibouo and Hassan (2005) نیز ضمن تأیید وجود یک رابطهٔ غیرخطی درجه دوم بین متغیرهای اقلیمی و میانگین درآمد خالص در هکتار اراضی کشاورزی در آفریقای جنوبی، نشان داد که رابطه بین درآمد خالص با بارش‌های زمستان گنبدی شکل و با بارش‌های فصل تابستان U شکل است. به لحاظ ویژگی‌های فرضیه‌ای (تئوری)، این شکل تابعی همه‌ی ویژگی‌های توابع تولید نئوکلاسیک‌ها را به‌جز شرط ضرورت، تامین می‌کند، میزان کشش نسبت به یک متغیر (نهاده) تابعی از میزان مصرف آن بوده و مشتق اول آن محدودیتی از نظر علامت ندارد (Hosseinzad and Salami, 2004). ضمن اینکه این تابع هر سه ناحیه تولیدی را نشان می‌دهد و امکان ارزیابی همزمان تأثیر متقابل متغیرهای بارش و دمای فصلی بر متغیر وابسته (عملکرد) را که از دیدگاه فرضیه‌ای عامل مهمی است، فراهم می‌سازد. بنابراین شکل ضمنی توابع واکنش اقلیمی عملکرد گیاهان مختلف به صورت زیر تصریح شده است.

(۱)

$$Y = \mathrm{F}\,(Temp_s, Temp_s{}^2, Rain_s, Rain_s{}^2, Temp_s \times Rain_s, V\mathrm{Temp}_s, VRain_s, Trend)$$

که در آن Y میزان عملکرد گیاه (محصول)، $Temp_s$ میانگین دمای ماه Sام $(\mathrm{S} = 1, 2, 3, \dots, \mathrm{t})$، $Rain_s$ میزان بارش ماه Sام و $Temp_s{}^2$ و $Rain_s{}^2$ به ترتیب متغیرهای درجهٔ دوم هر یک از متغیرهای دما و بارندگی فصلی هستند. $Trend$ متغیر روند زمانی است که معرف تغییر در فناوری تولید گیاهان زراعی در طول زمان است. همچنین $V\mathrm{Temp}_s$ و $VRain_s$ به ترتیب بیانگر انحراف معیار متغیرهای دما و بارش‌های ماهانه است و به عنوان جانشینی از اثرگذاری‌های حدی اقلیمی به کار رفته‌اند. با توجه به برتری داده‌های ترکیبی در افزایش درجه آزادی برآوردها، وجود امکان کنترل ناهمسانی‌های غیرقابل مشاهده در بعد مقطعی داده‌ها و لذا ارائه برآوردهای معتبرتر، در برآورد توابع واکنش اقلیمی عملکرد گیاهان زراعی دیم از روش اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی (ادغام داده‌های تلفیقی و دوره زمانی) استفاده شده است. استان-های واقع در این پهنه (آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، کردستان و زنجان) بعد مقطعی $(\mathrm{i} = 1, 2, \dots, \mathrm{N})$ داده‌ها را تشکیل داده و مشاهده‌های دوره زمانی عملکرد گیاهان زراعی و متغیرهای اقلیمی برای هر استان بعد زمانی $(\mathrm{t} = 1, 2, \dots, \mathrm{T})$ داده‌ها را تشکیل می‌دهند. در این

[1] Semi-annual

Archive of SID

www.SID.ir

حالت شمار کل مشاهده‌ها در برآورد هر یک از توابع به NT افزایش یافته است. بر این پایه تابع واکنش اقلیمی عملکرد هر گیاه به صورت زیر تصریح شده است:

$$y_{it} = \beta + \sum_{k=2}^{K} \beta_k x_{kit} + e_{it} \qquad (۲)$$

که در آن x_{kit} بیانگر متغیر مستقل K ام در زمان t در استان i ام، y_{it} نشان‌دهندهٔ متغیر وابسته (عملکرد گیاه) در سال t ام در استان i ام و β_k ضریب‌های شیب توابع عملکرد بوده، که باید برآورد شوند. e_{it} جزء اخلال رگرسیون بوده که در اینجا خود شامل دو جزء $u_i + v_{it}$ است. v_{it} همان جزء ترکیبی خطا در داده‌های ترکیبی است که همواره فرض بر تصادفی بودن (با میانگین $E(v_{it}) = 0$ و واریانس $E(v_{it}^2) = \sigma_v^2$) آن است و u_i بیانگر اثرگذاری‌های مقاطع (استان‌ها) بوده که می‌تواند ویژگی تصادفی یا غیر تصادفی داشته باشد. همین ویژگی مبنای تقسیم‌بندی الگوهای ترکیبی به دو روش "مدل اثرگذاری‌های ثابت[1]" و "مدل اثرگذاری‌های تصادفی[2]" به شرح زیر شده است.

ادغام داده‌های مقطعی و دوره زمانی با استفاده از متغیر موهومی(مدل اثرگذاری‌های ثابت)

غیر تصادفی بودن u_i متضمن برقراری فرض نبود همبستگی آن با دیگر متغیرهای مستقل الگو ($Cov(x_{it}, u_i) = 0$) است. به عبارت دیگر در این حالت فرض می‌شود، اثر u_i در طول زمان ثابت بوده اما می‌تواند بین مقاطع (استان‌ها) متفاوت باشد. مدل‌سازی الگو در این شرایط با استفاده از روش متغیر موهومی انجام می‌گیرد. در این روش تفاوت بین واحدهای مختلف با لحاظ کردن ضریب‌های عرض از مبداء متفاوت برای هر یک از آنها (به شمار N-1 متغیر موهومی) در نظر گرفته می‌شود. الگوی اثرگذاری‌های ثابت به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^{K} \beta_k x_{kit} + v_{it} \qquad (۳)$$

که در آن β_{1i} ضریب عرض از مبدأ تابع عملکرد برای i امین استان، β_k ضرایب شیب (برای همه‌ی واحدها یکسان است)، y_{it} متغیر وابسته (میزان عملکرد)، x_{kit} متغیرهای توضیحی و v_{it} جمله‌های اخلالی هستند که به طور مستقل و یکسان از یکدیگر توزیع شده‌اند. این مدل به روش حداقل مربعات متغیرهای موهومی (LSDV)[3] نیز معروف است. در این روش برای هر استان، یک متغیر موهومی تعریف می‌شود به گونه‌ای که مقدار این متغیر برای مشاهده‌های مربوط به آن استان مقدار یک و برای دیگر مشاهده‌ها مقدار صفر اختیار می‌کند. به لحاظ فرضیه‌ای برای برآورد این مشخصه‌ها دشواری خاصی وجود ندارد و می‌توان ضریب‌های آن را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد کرد. بدیهی است این برازشگرهای خطی ناریب خواهند بود. برتری این مدل آن است که می‌تواند اثرگذاری‌هایی را که در هر یک از مقاطع (استان‌ها) متفاوت است ولی در طول زمان تغییر نمی‌کند را نشان دهد. در مقابل حضور شمار به نسبت زیادی متغیر موهومی در الگو که ممکن است به کاهش درجهٔ آزادی و افزایش احتمال بروز همخطی منجر شود، از نقاط ضعف این مدل به‌شمار می‌آید. استفاده از این روش در برآورد توابع واکنش اقلیمی عملکرد گیاهان زراعی، مستلزم رد فرضیهٔ تصادفی بودن جمله‌های u_i است. در غیر این صورت از روش اثرگذاری‌های تصادفی استفاده می‌شود.

ادغام داده‌های مقطعی و دوره زمانی با استفاده از اجزای خطا(مدل اثرگذاری‌های تصادفی)

یک روش جایگزین برای مدل اثرگذاری‌های ثابت، برآورد مدل اثرگذاری‌های تصادفی است که در آن عرض از مبدأ مختص هر یک از مقاطع (استان‌ها) به‌جای این که مقادیر ثابتی فرض شوند، مقادیر مستقل تصادفی با میانگین β_1^u و واریانس σ_u^2 هستند. به عبارت دیگر در این الگو $E(\mu_i) = 0$, $E(\mu_i^2) = \sigma_\mu^2$ و $E(\mu_i \mu_j) = 0$ برای $i \neq j$، همچنین فرض می‌شود μ_i با v_{it} ناهمبسته است. یعنی $E(\mu_i v_{jt}) = 0$ است. شکل کلی این الگو به صورت زیر است:

$$y_{it} = \overline{\beta}_1 + \sum_{k=2}^{K} \beta_k x_{kit} + u_i + v_{it} \qquad (۴)$$

[1] Fix Effect Model (FE)
[2] Random Effect Model (RE)
[3] Least Square Dummy Variable (LSDV)

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن همهٔ متغیرها همان تعریف‌های پیشین خود را داشته و μ_i جملهٔ اخلال مربوط به استان iام است. همان طور که ملاحظه می‌شود، جزء اخلال در این رابطه، یک جملهٔ خطای ترکیبی ($u_i + v_{it}$) است. در این مدل فرض می‌شود که اجزای خطای مقطعی با هم خودهبستگی دارند و میان واحدهای مقطعی و دوره زمانی همبستگی وجود ندارد. یک فرض مهم این است که μ_i باید از متغیرهای توضیحی مستقل باشد. در صورت همبسته بودن آن با متغیرهای توضیحی برآوردگرهای اریب و ناسازگاری بدست می‌دهد. به همین دلیل برای برآورد رابطهٔ ۵ از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده می‌شود. بر این پایه $\hat{\beta}_{GLS}$ به صورت زیر قابل محاسبه است:

(۵)

$$\hat{\beta}_{GLS}=\left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it}-\bar{x}_i)(x_{it}-\bar{x}_i)'+\psi T\sum_{i=1}^{N}(x_i-\bar{x})(x_i-\bar{x})'\right)^{-1}$$

که در آن $\hat{\beta}_{GLS}$ بردار مشخصه‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته الگوی ۴، x قالب مقادیر متغیرهای مستقل اقلیمی و $\bar{x}$ میزان میانگین متغیرهای مستقل است. نماد (اندیس)های i و t به ترتیب بیانگر مقاطع و زمان هستند.

آزمون‌های تصریح

در رابطه با آزمون‌های تصریح و گزینش روش مناسب برآورد، پاسخ به دو پرسش مهم است. اول اینکه صرف نظر از ثابت یا تصادفی بودن u_i، آیا این مولفه اثر معنی‌داری بر متغیر وابسته دارد (گزینش از بین Plain OLS در مقابل داده‌های ترکیبی) و دوم این که اگر این اثر معنی‌دار است، آیا ماهیت آن تصادفی است یا ثابت (گزینش مدل اثرگذاری‌های ثابت در مقابل اثرگذاری‌های تصادفی). برای پاسخ به مسئلهٔ اول می‌توان از برآوردگر متغیر موهومی و آزمون F بر پایه مجموع مجذور پسماندهای مدل مقید (الگوی پانل اثرگذاری‌های ثابت) و مدل غیرمقید (OLS)، آزمون فرض زیر را انجام داد:

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \ldots = \beta_N$$
$$H_1 : \beta_{1i} \neq \beta_{1j}$$

تحت فرضیهٔ صفر آمارهٔ F دارای درجات آزادی $(N-1)$ و $(NT-N-K')$ است. پذیرش فرض صفر به این معنی است که مقاطع (استان‌ها) دارای عرض از مبدأهای متفاوتی نیستند و برآوردگر حداقل مربعات بهترین برآوردگر بدون تورش خطی است. به عبارتی دیگر دلیلی برای تفاوت قائل شدن بین ماهیت داده‌های دوره زمانی و مقطعی برای هدف برآورد، وجود ندارد و داده‌ها را می‌توان به‌عنوان یک نمونهٔ شامل NT مشاهده در نظر گرفت و با روش OLS معمولی برآورد کرد. در مقابل، رد این فرضیه به معنای وجود اثرگذاری متفاوت مقاطع بر متغیر وابسته بوده که در این حالت باید از الگوهای داده‌های ترکیبی (تصادفی یا ثابت) استفاده شود. در واقع مرحلهٔ پس از رد فرضیهٔ صفر، آزمون گزینش از بین دو روش متغیر موهومی (اثرگذاری‌های ثابت) و روش اجزای اخلال (اثرگذاری‌های تصادفی) است. پرسش مهمی که در اینجا مطرح می‌شود آن است که آیا باید u_i را ثابت یا تصادفی در نظر گرفت؟ برای این منظور باید مشخص شود که آیا u_i با x_i همبسته است یا خیر؟ اگر چنین همبستگی وجود داشته باشد آن‌گاه $\hat{\beta}_s$ تورش‌دار است ولی برآوردگر متغیر موهومی b_s بدون تورش است. آزمون هاسمن برای آزمون استقلال جملهٔ خطا از متغیرهای توضیحی و نیز گزینش بین دو الگوی اثر ثابت و تصادفی ارائه شده است (Hasman., 1978). برای آزمون این فرض، قالب (ماتریس) واریانس-کواریانس الگوی اثرگذاری‌های ثابت و الگوی اثرگذاری‌های تصادفی با یکدیگر مقایسه می‌شوند. فرض صفر در این آزمون، استقلال بین جملهٔ خطا و برآوردگر (فرض $E(u_i \perp x_i) = 0$ (برتر بودن الگوی اثرگذاری‌های تصادفی) در مقابل فرض جایگزین (آلترناتیو) ($E(u_i \perp x_i) \neq 0$) است. آماره هاسمن برای این آزمون به صورت زیر است:

$$H = (b_s - \hat{\beta}_s)'(M_1 - M_0)(b_s - \hat{\beta}_s) \qquad (۶)$$

که در آن M_1 قالب کوواریانس برای برآوردگر متغیر موهومی(b_s) و M_0 قالب کوواریانس برای برآوردگر حداقل مربعات تعمیم یافته ($\hat{\beta}_s$) است. اگر میزان تابع نمونه‌ای محاسباتی والد از کوانتیل کی‌دو جدول آماری بزرگتر باشد، فرضیهٔ صفر مبنی بر درست بودن مشخص-نمایی الگوی اثرگذاری‌های تصادفی رد می‌شود و باید از الگوی اثرگذاری‌های ثابت استفاده کرد. هنگامی که با N مشخص و ثابت، $T \to \infty$ می‌رود، برآوردهای هر دو روش

Archive of SID

www.SID.ir

به طور تقریب یکسان بوده و برآوردگر متغیر موهومی (b_s) سازگار و به‌طور مجانبی کارا هستند. بنابراین برای T بزرگ و N کوچک، تفاوت بین دو برآوردگر غیرمحسوس است. در این حالت برآوردگری گزینش می‌شود که به لحاظ محاسباتی آسانتر باشد (یعنی b_s). در این پژوهش نیز بر این نکته استناد شده و با توجه به اینکه شمار مشاهده‌های دوره زمانی در مقایسه با شمار مقاطع بسیار بزرگ بوده، برآورد الگوهای عملکرد به صورت اثرگذاری‌های ثابت مورد پذیرش قرار گرفته است. داده‌های مورد نیاز برای برآورد این توابع شامل مقادیر دوره زمانی عملکرد گیاهان عمدهٔ زراعی دیم ۵ استان واقع در پهنه شمال غرب کشور و مقادیر بارش و دمای ماهانه آنها خواهد بود.

نتایج و بحث

کل سطح زیرکشت گیاهان زراعی دیم این پهنه در سال زراعی ۸۸-۱۳۸۷ حدود ۲۳۷۶ هزار هکتار بوده است که ۹۹/۵ درصد از آن به کشت چهار گیاه گندم (۷۴/۳٪)، جو (۸/۶٪)، حبوبات (۱۴/۸٪) و یونجه (۱/۸٪) اختصاص داشته است. بر این پایه، در اینجا توابع واکنش اقلیمی عملکرد برای چهار گیاه یادشده برآورد شده که نتایج مربوط به آن در جدول ۱ ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، ضریب‌های بیشتر متغیرهای وارد شده در الگوهای عملکرد به ویژه برای دو گیاه گندم و جو در سطح آماری ۵ درصد و کمتر از آن معنی‌دار هستند. همچنین مقادیر ضریب‌های تعیین الگوها نیز گویای قابلیت توضیح‌دهندگی مناسب متغیرهای مستقل در توضیح تغییرپذیری‌های عملکرد سالانهٔ گیاهان زراعی مورد بررسی است، به گونه‌ای که حدود ۷۱ و ۶۲ درصد از تغییرپذیری‌های سالانه عملکرد گندم و جو در این پهنه بوسیله متغیرهای اقلیمی، توان دوم و اثرگذاری‌های متقابل آنها و نیز متغیر روند زمانی توضیح داده شده است. متغیر روند به عنوان شاخصی از تغییر در فناوری تولید این گیاهان در طول زمان در نظر گرفته شده که ضریب‌های مربوط به آن در اغلب توابع عملکرد از نظر آماری معنی‌دار تعیین شده است. بدین معنی که عملکرد گیاهان گندم و جو دیم در این پهنه به دلیل بهبود فناوری تولید، به طور میانگین سالانه در طول زمان به ترتیب در حدود ۱۰ و ۴ کیلوگرم افزایش عملکرد داشته‌اند. این متغیر برای حبوبات از یک روند غیرخطی پیروی کرده و در الگوی یونجه با توجه به نامعنی‌داربودن ضریب آن، از الگو حذف شده است. در رابطه با متغیرهای اقلیمی، نتایج توابع عملکرد گندم و جو گویای تاثیرپذیری بالای عملکرد غلات دیم از این متغیرهاست، به گونه‌ای که ضریب اغلب این متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد و کمتر از آن معنی‌دار شده‌اند. ضمن اینکه معنی‌داری جمله‌های توان دوم هر دو متغیر بارش و دما و نیز اثرگذاری‌های متقابل آنها با یکدیگر در برخی از ماه‌های حساس دورهٔ رشد، بیشتر از جزء خطی این متغیرها گزارش شده است. این موضوع تأییدی بر وجود رابطه‌های غیرخطی بین میزان بارش و دماهای ماهانه با عملکرد گندم و جو در این منطقه است.

بنابر نتایج به‌دست آمده، ماهیت و میزان تاثیرگذاری میزان بارش‌ها در ماه‌های مهم بر عملکرد غلات به میانگین دمای آن ماهها نیز بستگی دارد. به همین نحو، واکنش عملکرد غلات دیم به دماهای ماهانه نیز تابعی از میزان بارش‌های ماهانه است. برای مثال در تابع عملکرد گندم دیم، بارش‌های خردادماه اثرگذاری‌های بالا و معنی‌داری بر عملکرد این گیاه دارد، به گونه‌ای که با ثابت بودن دیگر شرایط، افزایش بارش‌ها در این ماه، همواره به افزایش عملکرد منجر می‌شود، با این حال ضریب منفی و معنی‌دار اثرگذاری‌های متقابل آن با دمای این ماه نشان می‌دهد که هر چه میانگین دما در خردادماه افزایش یابد، اثرگذاری‌های نهایی هر میلی‌متر افزایش در بارش این ماه بر عملکرد کمتر می‌شود و بر عکس با کاهش دما، بر میزان اثرگذاری مثبت بارش‌های این ماه افزوده می‌شود. به همین نحو ضریب منفی و معنی‌دار اثرگذاری‌های متقابل بارش این ماه با میزان بارش ماه پیش نشان می‌دهد که اثرگذاری‌های نهایی هر میلی‌متر افزایش یا کاهش در میزان بارش هر یک از این ماهها بر عملکرد گندم دیم، به میزان بارش ریزش شده در ماههای دیگر بستگی دارد. منفی و معنی‌دار شدن ضریب توان دوم متغیر بارش ماه فروردین بر عملکرد گندم، بر وجود یک رابطه غیرخطی

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱- نتایج برآورد توابع واکنش اقلیمی عملکرد گیاهان زراعی دیم در پهنه شمال غرب (استان‌های آذربایجان شرقی و غربی، اردبیل، زنجان و کردستان).

	گندم		جو		حبوبات		یونجه	
	تابع درجه دوم		تابع درجه دوم		تابع درجه دوم		تابع درجه دوم	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره
روند زمانی	۱۰/۰۳	۵/۰۲	۴/۰	۲/۲	-۴/۳۸	-۱۴/۱		
توان دوم روند					۱/۲۹	۱۴/۳		
بارش آبان ماه	-۳/۲۳	-۰/۹۹	-۷/۸	-۳/۸۷				
بارش فروردین ماه					۱۰/۵	۱۳/۹۶		
بارش اردیبهشت ماه					-۹/۸	-۸/۲		
بارش خرداد ماه	۳۵/۶۵	۲/۳۲	۱۹/۱	۷/۳۲	۲۵/۶۶	۱۱/۷۵	۱۹۱/۷	۳/۸۴
بارش ماه تیر	۴/۴۶	۳/۳۷					۳۸/۳۷	۳/۸۴
میانگین دمای آبان ماه	۴۱/۵	۳/۳۸						
میانگین دمای اسفندماه	۲۶/۱۸	۱/۸۷						
میانگین دمای ماه فروردین							۱۲۶/۲	۲/۳۱
میانگین دمای خردادماه			-۱۵/۸	-۲/۳۴	۲۷/۷۲	۴/۶	۳۰۴/۱	۳/۹۴
میانگین دمای ماه تیر	-۱۰۸/۳	-۷/۴			-۱/۹۸	-۰/۷۱	-۲۲۷	-۴/۴۸
توان دوم بارش آبان ماه	-۰/۰۳۴	-۳/۶۵						
توان دوم بارش دیماه			-۰/۰۵۱	-۴/۴۵				
توان دوم بارش اسفندماه			۰/۰۳۴	۴/۶۳				
توان دوم بارش فروردین	-۰/۰۶	-۳/۶۵	-۰/۰۱۶	-۰/۹۲	-۰/۰۸	-۱۲/۷		
توان دوم بارش اردیبهشت							-۰/۹۶	-۵/۵۷
توان دوم بارش خرداد ماه					-۰/۱۲	-۶/۶۳	-۲/۱۷	-۴/۴۶
توان دوم دمای اسفند ماه	-۴/۲۳	-۳/۲۳						
توان دوم دمای فروردین ماه					-۰/۸۷	-۴/۲		
توان دوم دمای اردیبهشت ماه							۰/۳۷	۰/۱۵
توان دوم دمای ماه خرداد	۱/۷۷	۶/۱						
بارش آذر × بارش دی ماه	-۰/۰۳	-۲/۸۹	-۰/۰۴۳	-۳/۲۷				
بارش اسفند × بارش فروردین					-۰/۰۱۳	-۷/۰۱		
بارش فروردین × بارش اردیبهشت	-۰/۰۳۲	-۱/۱۱	-۰/۱۴۹	-۵/۰۱				
بارش اردیبهشت × بارش خرداد	-۰/۱۶۷	-۳/۹۶	-۰/۱۲۷	-۳/۰۶			۲/۰۹	۴/۳۰
بارش آبان ماه × میانگین دمای آبان	۱/۰۴	۲/۹۶	۱/۳۲	۵/۷۵				
بارش دیماه × دمای دیماه	۰/۵۲	۲/۶۸						
بارش اسفند × دمای اسفند	۰/۲۹۹	۲/۳۵						
بارش فروردین × دمای فروردین	۰/۷۹	۵/۸۱	۰/۹۴۷	۷/۰۸			۰/۱۶	۰/۴۹
بارش اردیبهشت × دمای اردیبهشت	۰/۷۵	۶/۶۴	۰/۵۸۸	۵/۲۹	۰/۷۱	۸/۴۶	۳/۶۹	۵/۰۷
بارش خرداد × دمای خرداد	-۱/۱۵	-۲/۶۶			-۰/۸۲	-۷/۲	-۸/۰۹	-۳/۵۵
انحراف معیار دمای ماهانه	۱۱۷/۵	۵/۴						
انحراف معیار بارش ماهانه			۱۲/۳	۳/۶۹				
عرض از مبدا	۳۱۱/۴	۱/۲۷	-۴۷۴/۶	-۳/۵	-۲۱۵	-۱/۹۹	-۱۶۷۵	-۱/۵۶
مقدار آماره $F_{(N-1),(NT-N-K)}$	۰/۰۵۷		۰/۰۵۱		۰/۰۲۲		۰/۰۴۳	
میزان آمارهٔ χ^2	۰/۱۸۵		۰/۱۶۳		۰/۰۶۹		۰/۱۳۷	
ضریب R^2	۰/۷۱		۰/۶۲		۰/۵۷		۰/۴۸	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

محدب بین عملکرد و بارش‌های این ماه دلالت دارد. بنابراین یک حد بهینه از بارش‌های این ماه را می‌توان تعیین کرد، که با فرض برقراری شرایط عادی (نرمال) اقلیمی برای دیگر متغیرهای اقلیمی، افزایش بارش‌ها بیش از آن، منجر به کاهش عملکرد گندم می‌شود. این حد بهینه برای بارش‌های فروردین ماه در منطقه شمال غرب کشور در شرایطی که دمای میانگین این ماه و میزان بارش‌های ماه اردیبهشت در حد عادی اقلیمی خود باشند، حدود ۵۵ میلی‌متر تعیین شده است. همان طور که بیان شد، هنگامی که میانگین دمای این ماه افزایش می‌یابد، حد بهینه بارش‌های آن نیز افزایش خواهد یافت. به همین نحو، یک حد آستانه‌ای برای دمای این ماه نیز وجود دارد به نحوی که اثرگذاری نهایی افزایش در بارش‌های فروردین پس از آن مثبت و پیش از آن منفی است. این حد با توجه به میزان میانگین بارش ماه‌های فروردین و اردیبهشت در دوره عادی اقلیمی، حدود ۹/۳ درجه سلسیوس است. یعنی افزایش بارش‌های ماه فروردین در این منطقه زمانی به افزایش عملکرد گندم دیم منجر خواهد شد که میانگین دمای این ماه بیشتر از ۹/۳ درجه سلسیوس باشد. بررسی و تحلیل نشانه‌ها و ضریب‌های مشخصه‌های دمایی الگوها نیز گویای همخوانی نتایج با واقعیت‌های فرضیه‌ای و یافته‌های پژوهشی است. همانطور که در جدول ۱ ملاحظه می‌شود، برای گیاه گندم، افزایش دما در دورهٔ کشت (آبان ماه)، تأثیری مثبت، معنی‌دار و خطی بر عملکرد این گیاه دارد ضمن اینکه میزان اثرگذاری نهایی آن به طور مثبت تابعی از میزان بارش‌های این ماه نیز هست. در مقابل برای دو ماه خرداد و اسفندماه، اجزاء توان دوم دما و اثرگذاری‌های متقابل آن با بارش معنی‌دار شده‌اند. این رابطه برای ماه اسفند به شکل عکسU (تپه‌ای شکل) بوده و برای ماه خرداد U شکل است. بدین معنی که برای دمای میانگین هر یک این ماه‌ها به ترتیب میزان‌های بهینه و حدی وجود دارد که برای تأثیرپذیری عملکرد گندم از دما در پیش و پس از این نقاط متفاوت است. برای مثال میانگین دمای بهینه برای ماه اسفند حدود ۴/۵ درجه سلسیوس تعیین شده است. بالا رفتن دما در فصل زمستان سبب جذب زودتر دمای مورد نیاز برای گذراندن مراحل رشدی و فنولوژی (گذارشناسی) گیاه و انتقال از یک مرحله به مرحله بعدی رشدی را فراهم می‌کند. پیامد این امر تأمین نشدن نیاز سرمایی غلات برای بهاره‌سازی (ورنالیزه شدن)، کوتاه شدن طول دورهٔ رشد و افت تولید زیست‌توده (بیوماس) است (Koocheki and Nassiri, 2008). در شرایط طبیعی، قرار گرفتن گندم در دمای صفر تا ۱۰ درجه سلسیوس موجب بهاره شدن می‌شود. با این حال سرعت بهاره شدن در دماهای ۲ تا ۵ درجه سلسیوس بیشتر است. همچنین توقف کمتر رشد در فصل زمستان، سبب ساقه‌دهی زودتر و بلندتر شدن آن در اواخر فروردین شده که این موضوع همراه با بارش‌های تند بهاره احتمال خوابیدگی بوته (ورس) و افزونش بعضی از آفات و بیماری‌ها مانند شته‌ها و زنگ زرد را بیشتر می‌کند. ضمن اینکه افزایش دما در این ماه 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 گیاه با تنش خشکی بیشتر در فصل بهار است. با توجه به رابطه‌های غیرخطی و حضور اثرگذاری-های متقابل دما و بارش‌های ماهانه در الگوهای عملکرد، برای روشن‌تر شدن اثرگذاری‌های نهایی هر یک از متغیرها و نیز ارزیابی و مقایسهٔ نقش و اهمیت هر یک از آنها در عملکرد گیاهان زراعی، کشش عملکرد گیاهان زراعی دیم نسبت به هر یک از متغیرهای بارش و دمای ماهانه محاسبه شده که میزان آنها در جدول ۲ گزارش شده است.

کشش عملکرد گیاه نسبت به هر یک از متغیرها که از حاصل‌ضرب اثرگذاری نهایی آن متغیر (مشتق عملکرد نسبت به هر متغیر ارزیابی شده در میانگین داده‌های بارش و دما) در نسبت میزان میانگین متغیرهای مستقل بر عملکرد به‌دست آمده است، بیانگر درصد تغییر عملکرد گیاه به ازای یک درصد تغییر در میزان میانگین متغیر اقلیمی مورد نظر است. همان طور که ملاحظه می‌شود، کشش عملکرد گیاهان گندم و جو دیم، نسبت به همه متغیرهای بارش ماهانه که در هماهنگی و سازگاری با دوره رشد این گیاهان بوده، مثبت به‌دست آمده‌اند که برابر با انتظار است. در مقابل، کشش عملکرد این گیاهان نسبت به متغیرهای ماهانهٔ دما، اغلب برای دوره‌هایی از رشد که گیاه با تنش آبی بیشتری روبه‌رو هستند (خرداد و تیر) منفی و به لحاظ کمّی بزرگتر به‌دست آمده‌اند. مقایسهٔ میزان کشش‌های بارش ماهانه نشان می‌دهد که در این منطقه مهم‌ترین بارش‌ها برای کشت گندم دیم، به ترتیب بارش‌های ریزش شده در ماههای اردیبهشت، خرداد، آبان

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲- کشش عملکرد گیاهان عمدهٔ زراعی دیم به تغییر اقلیم در پهنه شمال غرب کشور.

نام گیاه	بارش ماهانه								
	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر
گندم	۰/۱۷	-۰/۰۴	-۰/۰۴		۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۳۵	۰/۱۳	۰/۰۴
جو	۰/۱۲	-۰/۰۶	-۰/۱۱		۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۳۱	-۰/۰۵	-
حبوبات						۰/۲۴	۰/۰۹	۰/۲۳	-
یونجه						۰/۰۵	۰/۲۸	۰/۳۸	۰/۱۴

	دمای ماهانه								
	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر
گندم	۰/۸۷		-۰/۰۱		۰/۰۱	۰/۴۹	۰/۲۱	-۲/۲۸	-۳/۲۶
جو	۰/۵۰		-۰/۰۰۱			۰/۵۹	۰/۴۶	-۰/۳۹	-
حبوبات						-۰/۴۶	۱/۱۷	-۰/۸۶	-۰/۱۳
یونجه					-۰/۳	۰/۷۰۳	۱/۳۷	۱/۷۵	-۳/۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

و فروردین هستند. ماه اردیبهشت در مناطق سردسیر مانند پهنهٔ شمال غرب کشور، به‌طورعمده هماهنگ با دورهٔ گلدهی، ماه خرداد هماهنگ با دورهٔ پر شدن دانه (خرداد) و آبان ماه نیز در هماهنگی با دورهٔ کشت و جوانه زدن گندم دیم است که از حساس‌ترین دوره‌های رشد غلات نسبت به تنش خشکی به‌شمار می‌آیند. سازمان هواشناسی کشور نیز با تاکید بر نقش بارش در ماههای یادشده، میزان بارش‌های خیلی مناسب برای کشت گندم دیم را در ماه مهر (اکتبر)، جوانه زدن ۹۰-۴۵ میلی‌متر، در ماه اردیبهشت (می)، گلدهی ۹۰-۶۰ میلی‌متر و برای ماه خرداد (ژوئن)، پرشدن دانه ۵۵-۳۰ میلی‌متر تعیین کرده است. برخی باور دارند، آنچه تعیین کنندهٔ عملکرد غلات دیم خواهد بود، میزان بارش‌هایی است که در زمان داناب و به گل نشستن گیاه دیم رخ می‌دهد. بارش در ماه خرداد، عاملی است که باعث تعیین شمار و وزن دانه‌ها می‌شود. در منطقه شمال غرب کشور گندم دیم در این ماه در مرحله پرشدن دانه است. لذا کمبود یا کاهش رطوبت در این ماه سبب کاهش شمار و وزن دانه‌ها می‌شود. اهمیت بارش در این مرحله از رشد گندم به حدی است که در بعضی از بررسی‌ها با استناد به بارش خرداد (ژوئن) مناطق مستعد کشت گندم دیم را مشخص نموده‌اند (Rasoli *et al*., 2005; Sarisarraf *et al*., 2009).

همان طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود، در بین متغیرهای بارش ماهانه، کشش عملکرد گندم دیم نسبت به بارش اردیبهشت ماه با میزان ۰/۳۵ بیشترین و پس از آن بارش‌های ماه آبان و خرداد به ترتیب با ۰/۱۷ و ۰/۱۳ قرار دارند. بدین معنی که به ازای یک درصد افزایش (کاهش) در میزان بارش ماههای یادشده نسبت به میانگین آنها در دورهٔ تاریخی، میزان عملکرد گندم دیم در این منطقه به ترتیب به میزان ۰/۳۵، ۰/۱۷ و ۰/۱۳ درصد افزایش (کاهش) می‌یابد. کشش عملکرد نسبت به بارش ماه اسفند برای هر دو گیاه گندم و جو مثبت برآورد شده است اما میزان آن برای گیاه جو در مقایسه با گندم بیشتر به‌دست آمده است. دلیل این امر، آغاز زودتر مراحل رشد رویشی گیاه جو پس از پایان دوره بهاره شدن در اسفندماه است. مقایسهٔ مقادیر کشش عملکرد نسبت به متغیرهای دمای ماهانه نیز نشان می‌دهد، بیشترین اثرگذاری منفی افزایش دما بر عملکرد گندم، مربوط به ماه‌های همزمان و هماهنگ با اواخر دورهٔ رشد یعنی خرداد و تیرماه است. همان طور که گفته شد، در این ماه‌ها به دلیل پرشدن و رسیدگی دانه، گیاه به شدت به تنش رطوبتی حساس است. بنابراین افزایش دما در کنار کاهش میزان بارشهای جوی، به کاهش محصول منجر می‌شود. بنابر نتایج برخی بررسی‌ها، عامل اصلی کاهش عملکرد گندم دیم در کشور افزایش دما در زمان تشکیل خوشه‌چه و رسیدن گندم خواهد بود (Koocheki and Nassiri, 2008). همچنین نتایج به‌دست آمده از بررسی‌های کارشناسان مؤسسه تحقیقات کشاورزی دیم مراغه در ارزیابی آسیب و زیان ناشی از خشکسالی سال زراعی ۷۸-۷۷ به دیمزارهای

Archive of SID

www.SID.ir

غرب کشور نشان داد که میانگین دما در ماه‌های فروردین، اردیبهشت، خرداد و تیر ۱۳۷۸ نسبت به ماه‌های همسان در پنج سال گذشته بالا بوده است که این عامل در کنار نبود بارندگی، منجر به کاهش شدید رطوبت خاک و روبه‌رو شدن گندم با تنش خشکی شده است.

حبوبات دیم در این منطقه با توجه به طول دوره زمستان و یخبندان درازمدت، در بهار و پس از سپری شدن فصل سرما کشت شده و تا اواسط فصل تابستان برداشت می‌شود. بنابراین متغیرهای اقلیمی موثر بر عملکرد این گیاهان به‌طورعمده میزان بارش و دمای ماه‌های فصل بهار هستند. ملاحظه می‌شود، کشش عملکرد نخود دیم نسبت به تغییر در میزان بارش هر سه ماه فروردین، اردیبهشت و خرداد مقادیر مثبتی به‌دست آمده‌اند که در این بین به ترتیب نقش بارش‌های فروردین با کشش ۰/۲۴ و خرداد با کشش ۰/۲۳ بیشتر از ماه اردیبهشت هستند. به همین ترتیب کشش عملکرد حبوبات نسبت به تغییرپذیری‌های دما نیز برای هر دو ماه فروردین و خرداد منفی و در مقابل برای ماه اردیبهشت مثبت به‌دست آمده‌اند که به لحاظ اثرگذاری بر عملکرد، تاحدودی بر عکس متغیر بارش در ماههای متناظر خود هستند. دلیل منفی بودن اثرگذاری دمای ماه فروردین بر عملکرد نخود دیم، نیاز گرمایی پایین این گیاه در زمان کشت است. نخود باید در هوای کمتر از ۱۰درجه سلسیوس کشت شود و دمای میانگین و مناسب برای جوانه‌زدن بذرهای این گیاه حدود ۷ درجه سلسیوس است. ماههای خرداد و تیر نیز هماهنگ با دوره گلدهی و دانه بستن محصول است. افزایش دما در این دوره افزون بر تشدید تنش خشکی، طول دورهٔ پر شدن دانه را کاهش داده که این امر منجر به کاهش وزن دانه و عملکرد می‌شود.

نتیجه‌گیری

با توجه به تغییرپذیری سالانهٔ (واریانس) مشخصه‌های اقلیمی و انتظار رخداد تغییرپذیری‌های اقلیمی در آینده، انتظار می‌رود درجهٔ نااطمینان در تولید گیاهان کشاورزی به‌ویژه در اراضی دیم که به طور مستقیم تابعی از مشخصه‌های اقلیمی هستند، افزایش یابد. رویارویی با این امر، نیازمند استفاده از راهکارهای هماهنگ و سازگاری است به گونه‌ای که بتواند میزان آسیب پذیری فعالیت‌های کشاورزی به این پدیده‌ها را کاهش دهد. در این راستا، الگوسازی روابط بین عملکرد گیاهان زراعی با مشخصه‌های اقلیمی به گونه‌ای که بتوان به استناد نتایج آن پیش‌بینی قابل اعتمادی از میزان تولید و آسیب‌پذیری نظام‌های تولید انجام داد، اهمیت دارد. در این پژوهش با تصریح یک الگوی اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی، توابع واکنش اقلیمی عملکرد برای چهار گیاه زراعی دیم به متغیرهای اقلیمی در مقیاس ماهانه با قابلیت لحاظ کردن اثرگذاری‌های غیرخطی (درجه دوم)، اثرگذاری‌های متقابل بارش و دمای ماهانه و نیز اثرگذاری‌های متقابل بارش در ماههای مختلف سال برآورد شده‌اند. نتایج الگوها، ضمن تایید وجود رابطه‌های غیرخطی بین بارش‌ها و دماهای ماهانه با میزان عملکرد گیاهان زراعی، نشان داد که بارش‌های بهاره به‌ویژه در ماه‌های اردیبهشت و خرداد عامل‌های اصلی تعیین کننده عملکرد گیاهان دیم در منطقه هستند. واکنش عملکرد گندم و یونجه دیم در این منطقه به تغییر در دمای ماه‌های خرداد و تیر بیش از دیگر ماه‌ها بوده و در مقابل، برای گیاه جو نسبت به دمای ماهانه فروردین و اردیبهشت بیشترین است. با توجه به شواهد موجود و پیش‌بینی‌های صورت گرفته از وضعیت تغییر اقلیم در آینده (افزایش دما و کاهش بارش‌ها به‌ویژه در فصل بهار) پیش‌بینی می‌شود، تولید گیاهان دیم در این منطقه در آینده با تنش خشکی بیشتری روبه‌رو شوند. تغییر تاریخ کاشت به گونه‌ای که از همزمانی دوره رشد گلدهی این گیاهان با تنش‌های رطوبتی این فصل تا حد ممکن پرهیز شود، می‌تواند به عنوان یک راهکار هماهنگ‌سازی و سازگاری ساده مطرح باشد. این امر نیازمند بررسی بیشتر به عنوان یک موضوع پژوهشی توسط کارشناسان علوم زراعی است.

منابع

Adams, R.M., McCarl, B.A., Segerson, K., Rosenzweig, C., Bryant, K.J., Dixon, B.L., Conner, R., Evenson, R,E. and Ojima, D., 1998. Economic effects of climate change on U.S. agriculture. In: Mendelsohn R, Neuman J.E. (Eds.), The Impact of Climate Change on the United State Economy. Cambridge University Press, Cambridge, USA, pp. 18-55.

Archive of SID

www.SID.ir

Chang, C.C., 2003. The potential impact of climate change on Taiwan agriculture. Agricaltural Economics. 27, 51-64.

Chen, C.C., McCarl, B.A. and Schimmelpfennig, D.E., 2004. Yield variability as influenced by climate: A statistical investigation. Climatic Change. 66, 239-261.

Estrada, C.G.F., Conde, C., Eakin, H. and Villers, L., 2006. Potential impacts of climate change on agriculture: A case study of coffee production in Veracruz, Mexico. Climate change. 79, 259-288.

García-López, J., Lorite, I.J., García-Ruiz, R. and Domínguez, J., 2005. Assessing yield for rainfed sunflowers in a Mediterranean environment using simulation modelling. Available online at: www. Asagir.org.ar/Asagir2008/archivos_congreso

Gbetibouo, G.A. and Hassan, R.M., 2005. Measuring the economic impact of climate change on major South African field crops: A ricardian approach. Global and Planetary Change. 47, 143-152.

Granger, O.E., 1980. The impact of climatic variation on the yield of selected crops in three California counties. Agriculture Meteorology. 22, 367–386.

Hansen, L., 1991. Farmer response to changes in climate: The case of corn production. Journal of Agricultural Research Economic. 43, 18–25.

Hosseinzad, J. and Salami, H., 2004. Choice of production function for estimation of economic value of agricultural water: Case study of wheat production. Journal of Agricultural Economic and Development. 48, 53-84.

Koocheki, A. and Nassiri, M., 2008. Impacts of climate change and CO_2 concentration on wheat yield in Iran and adaptation strategies. Iranian Journal of Field Crops Research. 6, 139-153. (In Persian with English abstract).

Kurukulasuriya, P.M. and Ajwad, I., 2007. Application of the Ricardian technique to estimate the impact of climate change on smallholder farming in Sri Lanka, Climatic Change. 81, 39–59.

Rasoli, A., Ghasemigolazani, K. and Sobhani, B., 2005. The role rainfall and high in determining suitable areas for rainfed wheat cultivation using geographical information system: A case study for Ardebil province. Iranian Journal of Geographical and development. 5, 183-200. (In Persian with English abstract).

Redsma, P., Lansink, A.O. and Ewert, F., 2009. Economic impacts of climatic variability and subsidies on European agriculture and observed adaptation strategies. Mitigation and Adaption Strategies for Global Change. 14, 35-59.

Sarisarraf, B., Bazgir, S. and Mohammadi, Gh., 2009. Climate zoning of rainfed wheat production in west Azerbaijan province. Iranian Journal of Geographical and development. 13, 5-26. (In Persian with English abstract).

Archive of SID

www.SID.ir

Estimating of climate-yield response functions for rainfed crops in the north-western agro-ecological zone of Iran

Mohammad Reza Nazari,[1,*] Sayed Safdar Hosseini[2] and Hooman Liaghati[1]

[1]Department of Natural Resources and Environmental Economics, Environmental Sciences Research Institute, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

[2]Department of Agricultural Economics, Faculty of Development and Agricultural Economics, Tehran University, Karaj, Iran.

[*]Corresponding author: mo_nazari@sbu.ac.ir

Abstract

Crop yield simulation and identification of its determinant factors provides an appropriate tool for planning, management and policy decisions. This study is aimed at estimating the climate response functions for rain-fed crop yields in the north-western Agro-ecological Zone (AEZ) of Iran. For this purpose, a time series was specified as an implicit function of monthly climatic variables for four rain-fed crops (such as wheat, barley, beans and alfalfa) and modelled using the econometric methodology of panel data. The results furnished confirm the existence of a nonlinear relationship between monthly rainfall and temperature and the yield crops showed that spring rainfall, especially in the months of May and June, are the main factors determining of rain-fed crops' yield. Wheat and alfalfa yield responses to June and July temperature changes are more than in other months. In contrast, this response for barely is the most in April and May. According to previously gathered evidence and projections of future climate change (temperature Increase and rainfall decreases, particularly in spring), it is anticipated that rain-fed crop production in this region will be faced with more drought in the future. Changing planting dates so as to avoid coincidence of flowering growth with moisture stresses in this season can be expressed as an adaptive strategy. This requires further study as a subject of research by crop scientists.

Keywords: Climate-yield response functions, Panel data, Climate change, Agro-ecological zone, Iran.

Archive of SID

www.SID.ir