بررسی اثرات تغییر اقلیم بر تولید گندم ایران

حمید امیرنژاد[۱*] و مریم اسدپور کردی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۴/۴/۹ تاریخ پذیرش: ۹۶/۴/۲۴

چکیده

تغییرات آب و هوایی که از دوره‌های گذشته نیز وجود داشته، در چند دهه اخیر به‌دلیل شدت گرفتن آن در نتیجه فعالیت‌های بشری نگرانی‌هایی را در سطح جهانی بوجود آورده و تأثیرات فراوانی بر تولیدات کشاورزی در سراسر جهان داشته است. متغیرهای اقلیمی در این پژوهش انتشار سالانه CO_2 و مجموع بارش سالانه ایران می‌باشد و متغیرهای سطح زیرکشت و مقدار بذر مصرفی به‌همراه سرمایه ثابت در ماشین‌آلات به‌عنوان شاخصی از فناوری، انتخاب شده است. داده‌ها به صورت سالانه و برای یک دوره ۵۰ ساله است که با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی برآورد شده است. نتایج نشان دادند که هم درکوتاه‌مدت و هم در بلندمدت متغیرهای اقلیمی به همراه سطح زیر کشت رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار با تولید گندم داشته و متغیرهای بذر و سرمایه ثابت در ماشین‌آلات معنی‌دار نشده است. هم‌چنین، ضریب متغیرهای اقلیمی CO_2 و بارش در بلندمدت، ۰/۳۸ و ۰/۲۱ و در کوتاه‌مدت، ۰/۲۲ و ۰/۱۲ بدست آمده بدین معنی که در بلندمدت با افزایش یک درصد در متغیرهای اقلیمی با فرض ثابت بودن سایر شرایط، کم‌تر از یک درصد به ترتیب ۰/۳۸ و ۰/۲۱ درصد بر مقدار تولید گندم افزوده می‌شود که در کوتاه‌مدت نیز دارای تفسیری مشابه می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: Q1, Q5, Q54

واژه‌های کلیدی: تغییر اقلیم، گندم، الگوی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی، بارش، CO_2.

پرتال جامع علوم انسانی

۱- دانشیار اقتصادکشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.

۲- دانشجوی دکتری اقتصادکشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.

*- نویسنده مسئول مقاله: hamidamirnejad

پیشگفتار

امروزه با اوج‌گیری فعالیت‌های انسانی، غلظت گازهای گلخانه‌ای افزایش یافته و باعث گرم شدن کره زمین و در نهایت، منجر به تغییراتی گسترده در آب و هوای جهان خواهد شد. این تغییرات ممکن است با توجه به هر منطقه اثرات مثبت، خنثی و حتی منفی نیز داشته باشد (جانجوآ، ۲۰۱۴). از جمله مهم‌ترین گازهای گلخانه‌ای، دی‌اکسیدکربن (CO_2)، اکسید نیتروژن (N_2O)، متان (CH_4) و بخارآب می‌باشد که فعالیت‌های انسانی باعث تغییر در ترکیب و افزایش غلظت این گازها شده و در نهایت منجر به افزایش دمای زمین و پدیده تغییر اقلیم می‌شود (موتا و بایر، ۲۰۰۵). روی هم رفته، اقلیم، شرایط متوسط آب و هوا برای محدوده‌ای ویژه و یک دوره خاص است. افزایش جمعیت کره زمین که باعث تغییر کاربری زمین، تخریب جنگل‌ها، افزایش فعالیت‌های کشاورزی و دام‌داری و تولید ضایعات جامد و مایع شده، پیامدهایی گوناگون به‌همراه داشته است که پدیده تغییر اقلیم[1] یکی از آن‌ها است. براساس تعریف هیئت بین دولتی تغییرات آب و هوایی (IPCC[2]) ، تغییر اقلیم، عبارت است از تغییر برگشت‌ناپذیر در متوسط 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 (هیئت بین دولتی تغییرات آب و هوایی، ۲۰۰۷). با وجودی که تغییر اقلیم در برخی از مناطق جهان بویژه نواحی واقع در عرض‌های شمالی بالاتر از ۵۵ درجه اثرات مثبتی بر تولیدات کشاورزی به‌همراه خواهد داشت (اورت و همکاران، ۲۰۰۵). اما اثرات منفی تغییر اقلیم در مناطق گرم و خشک بسیار شدید خواهد بود (گری گوری و همکاران، ۲۰۰۵). اقلیم‌های خشک و نیمه خشک که کشور ما نیز در گروه آن‌ها قرار دارد، به‌دلیل ساختار اکولوژیکی ویژه خود بیش از سایر اقلیم‌ها نسبت به تغییرات محیطی حساس بوده و آسیب‌پذیری بیش‌تری دارند. بنابراین، به نظر می‌رسد وقوع تغییرات اقلیمی در این مناطق اثراتی قابل ملاحظه بر سیستم‌های تولید کشاورزی به همراه داشته باشد (فیشر و همکاران، ۱۹۹۴). با این حال، با وجود این‌که بیش‌تر کشورهای خشک و نیمه خشک جهان واقع در کشورهای در حال توسعه هستند، پژوهش‌های علمی مربوط به اثرات تغییر اقلیم در این مناطق بسیار محدود می‌باشد. نتایج مطالعات مربوط به تغییر اقلیم که در طی سال‌های اخیر در ایران انجام شده است همگی بیانگر بروز این پدیده در کشور بوده‌اند (کوچکی و کمالی، ۱۳۸۸). هم‌چنین، پیش‌بینی‌های IPCC، برای ایران، نشان‌دهنده افزایش متوسط درجه حرارت تا ۲ درجه سانتی‌گراد در ۳۰ سال آینده و ۳/۵ تا ۴ درجه سانتی‌گراد

[1]-Climate Change
[2]- Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)

تا ۱۰۰ سال آینده است که در این صورت بارندگی با افتی محسوس همراه خواهد بود و افزایش دما، منجر به افزایش سطح تبخیر و تعرق سالانه می‌شود (حسینی و همکاران، ۱۳۹۲).

به گونه تقریبی، همه بخش‌های اقتصادی تحت تأثیر اقلیم قرار دارد، اما در این میان بخش کشاورزی وابسته‌ترین بخش به اقلیم است (روسگرنت و همکاران، ۲۰۰۸). به‌گونه‌ای که بهره‌وری کشاورزی تحت تأثیر تغییر اقلیم از راه تغییر در الگوی بارش، تغییر در تاریخ کاشت و برداشت، افزایش درجه حرارت و تبخیر و تعرق قرار می‌گیرد (پیرس، ۱۹۹۶). اثرات اقتصادی تغییر اقلیم به صورت تغییر در عملکرد، تولید و عرضه محصولات کشاورزی و تأثیری که بر امنیت غذایی دارد و هم‌چنین، تغییرات بلندمدت در پارامترهای اقلیمی که سودآوری و درآمد کشاورزان را تحت تأثیر قرار می‌دهد، آشکار می‌شود. افزون بر این، اثرات تغییر اقلیم بر بازار داخلی کالاهای کشاورزی و پیامدهای واقعی و توزیع درآمدی آن برای مصرف کنندگان و تولیدکنندگان بخش کشاورزی به صورت‌های گوناگون و در زمان‌های متفاوت بروز خواهد کرد. افزون بر این، بخش کشاورزی سهمی بالا در اقتصاد کشورهای در حال توسعه داشته و ارتباطی گسترده با دیگر بخش‌های اقتصادی دارد. ضمن این‌که خود یکی از منابع تولیدکننده گازهای گلخانه‌ای است. مجموع این ویژگی‌ها، بخش کشاورزی را به محور اصلی بحث‌های سیاسی و پروژه‌های پژوهشی انجام شده در سطح جهانی و ملی در بسیاری از کشورها تبدیل کرده است (چانگ، ۲۰۰۳).

ریسک موجود در فعالیت‌های کشاورزی متأثر از شرایط جوی، قیمت و سایر پدیده‌های مربوط به بازار است که تحت تأثیر فناوری نوین می‌باشند و به جهت ناشناخته بودن اثر آن‌ها بر تولید و ریسک‌آمیز بودن، همواره کاربردی محدود داشته‌اند (علیجانی و همکاران، ۱۳۹۰). در دهه‌های اخیر، تولید جهانی محصولات کشاورزی همانند مصرف جهانی آن افزایش یافته است (هاقتون و همکاران، ۲۰۰۱). با این وجود، فائو پیش‌بینی کرده است که تقاضا برای غلات تا ۷۰ درصد در سال ۲۰۵۰ افزایش خواهد یافت و این میزان در کشورهای کم‌تر توسعه یافته و با درآمد پایین دو برابر خواهد شد (فائو، ۲۰۰۶).

گندم از عمده‌ترین محصولات کشاورزی ایران و تأمین‌کننده بیش‌ترین نیاز غذایی کشور می‌باشد و تأمین‌کننده حدود ۴۷ درصد از کالری مصرفی سرانه کشور می‌باشد (حسینی و همکاران، ۱۳۸۶). هم‌چنین، گندم از دسته گیاهان سه‌کربنه (C_3) می‌باشد که در این دسته از گیاهان افزایش غلظت CO_2، باعث افزایش فرآیند فتوسنتز و کاهش تعرق می‌شود که هر دو عامل باعث سرعت بخشیدن به رشد گیاهان C_3 می‌شود اما افزایش غلظت دی‌اکسید کربن که بیش‌ترین سهم را در گرم شدن کره زمین دارد، اثر سودمند افزایش CO_2را خنثی خواهد کرد (موتا و بایر، ۲۰۰۵). در واقع، افزایش غلظت CO_2 به دو روش بر فرایندهای گیاه و تولیدات زراعی تأثیر

می‌گذارد. یکی تأثیر مستقیم این گازها بر فرایندهای گوناگون فیزولوژیکی گیاه است و دیگری تأثیر غیرمستقیم از راه تغییرات دما، بارندگی و تابش می‌باشد. این تأثیرات به ترتیب به اثرات مستقیم و اثرات اقلیمی (اثرات غیرمستقیم) معروف هستند (سانترو و همکاران، ۲۰۰۶). از آن‌جا که این گاز یک ماده محدودکننده در فتوسنتز بشمار می‌آید، افزایش غلظت آن می‌تواند به افزایش فتوسنتز سبب شود. این افزایش در گیاهان C3 بیش‌تر است، ولی در مقیاس جهانی افزایش غلظت این گاز به علت اثر گلخانه‌ای سبب گرم شدن کره‌ی زمین خواهد شد، بنابراین، افزایش دمای هوا به‌گونه غیرمستقیم، اثرات مثبت و مستقیم افزایش غلظت CO_2 را خواهد کاست و تأثیر نهایی افزایش غلظت CO_2 و تغییرات آب و هوایی همراه با آن بر گیاهان زراعی به گونه کامل به شرایط محیطی جاری در محل مورد نظر بستگی دارد و ممکن است از محلی به محل دیگر متفاوت باشد که در این زمینه دما و بارش محل مورد نظر بسیار تعیین‌کننده هستند (آلن، ۱۹۹۰).

در ایران در ارتباط با اثرات تغییر اقلیم بر تولیدات محصولات کشاورزی مطالعاتی انجام شده که برخی از آن به شرح زیر می‌باشد:

کوچکی و نصیری (۱۳۸۷) به بررسی تأثیر تغییر اقلیم همراه با افزایش غلظت CO_2 بر عملکرد گندم در ایران پرداختند و به این نتیجه رسیدند که اگر چه غلظت CO_2 تأثیر منفی افزایش درجه حرارت را تا حدودی تعدیل می‌کند، ولی در شرایط اقلیمی سال هدف، عملکرد گندم آبی در مناطق گوناگون تولید در محدوده‌ای بین ۱۴ تا ۲۱ درصد کاهش خواهد یافت. دریجانی و همکاران (۱۳۸۷) با بررسی تأثیر خشکسالی بر روی عملکرد گندم دیم در استان گلستان به این نتیجه رسیدند که با کاهش یک درصدی رطوبت خاک، عملکرد محصول تا ۱۳۰ کیلوگرم در هکتار کاهش می‌یابد. علیجانی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثر درجه حرارت و بارندگی بر عملکرد گندم آبی ایران بر مبنای داده‌های ترکیبی پرداختند و نتایج آن‌ها نشان دادند که برای هریک از استان‌ها، متغیرهای فیزیکی (نهاده‌های مصرفی) مدل غیر از سم مصرفی، اثری مثبت و معنی‌دار در عملکرد دارد و متغیر بارندگی اثر مثبت و درجه حرارت اثر منفی بر عملکرد گندم دارد. اسد فلسفی‌زاده و صبوحی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی آثار پدیده تغییر اقلیم بر تولیدات کشاورزی در شهرستان شیراز با استفاده از مدل برنامه‌ریزی تصادفی دو مرحله‌ای پرداختند و به این نتیجه رسیدند که کاهش بلندمدت درآمد و سود کشاورزی در تغییر اقلیم ملایم در سال خشک به‌ترتیب ۴/۵ و ۶/۴ درصد و در مقابل کاهش کوتاه‌مدت درآمد و سود کشاورزی در سناریوی مشابه به‌ترتیب از ۵۴ و۳۰ درصد تا ۷۴ و ۸۵ درصد برآورد شد. بسکابادی و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی اثر تغییر اقلیم ناشی از دو برابر شدن غلظت CO_2 بر تولید گندم با در نظر گرفتن عوامل اقتصادی پرداختند. نتایج نشان دادند که عملکرد گندم از ۱۳۳۱/۴۵ کیلوگرم در هکتار در سال

پایه به ۱۹۵۵/۳۲ کیلوگرم در هکتار در سال هدف تغییر کرده است. نوروزیان و همکاران (۱۳۹۲) نیز در پژوهشی تأثیر متغیرهای دما و بارش و سایر نهاده‌های کشاورزی (بذر، کود، سم و ماشین-آلات) را بر عملکرد محصول استراتژیک پنبه، مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که افزایش دما در طول فصل رشد بر عملکرد پنبه اثر منفی می‌گذارد. مومنی و زیبایی (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای به برآورد اثرات بالقوه تغییر اقلیم بر کشاورزی استان فارس پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که درجه حرارت و بارندگی اثر معنی‌دار و نایکنواخت بر عملکرد محصولات بر جای می‌گذارد. زرعکاری و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله‌ای به بررسی اثر تغییر اقلیم بر اقتصاد گندم دیم در استان خراسان شمالی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان دادند که تغییر اقلیم در ۳۰ سال گذشته در این استان رخ داده و رابطه‌ای معنی‌دار بین لگاریتم پارامترهای دمای کمینه، دمای بیشینه و بارندگی سالانه با عملکرد گندم دیم مشاهده شد. محمدی و همکاران (۱۳۹۳) اثر تغییر اقلیم را بر زمان کشت و طول دوره رشد گندم دیم در منطقه سرارود کرمانشاه بررسی نمودند. یافته‌ها نشان داد که در دوره آتی میانگین دما در تمامی ماههای سال، افزایشی بین ۱/۷ تا ۲/۵ تا درجه سانتی‌گراد داشته و تا پایان سال ۲۰۳۹ ادامه می‌یابد و در شرایط تغییر اقلیم در آینده، طول دوره رشد ۲۵ روز کوتاه‌تر خواهد شد.

نیکلاس (۱۹۹۷) به بررسی تغییرات آب و هوا روی عملکرد گندم در استرالیا پرداخت و نتیجه گرفت که با افزایش یک درجه حرارت، عملکرد گندم به اندازه ۳-۵ درصد افزایش می‌یابد. سالتانا و همکاران (۲۰۰۹) با بررسی آسیب‌پذیری و سازگاری تولید گندم به پدیده تغییر اقلیم در چهار ناحیه آب و هوایی پاکستان، نتیجه گرفتند که افزایش درجه حرارت منجر به کاهش عملکرد محصول در نواحی خشک، نیمه‌خشک و نیمه مرطوب خواهد. لایو و همکاران (۲۰۰۹) ضمن بررسی اثرات پتانسیل تغییر اقلیم بر عملکرد گندم در منطقه کیت واقع در جنوبی‌ترین بخش استرالیا، جلو انداختن تاریخ کشت را به‌عنوان مؤثرترین راهکار برای سازگاری با این پدیده پیشنهاد کردند. آتاویچ و مک کارل (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به برآورد اثرات متغیرهای آب و هوایی، فناوری تولید محصول و CO_2 اتمسفر بر عملکرد پنج محصول عمده از جمله ذرت، سورگوم، سویا، گندم و پنبه در ایالات متحده پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش CO_2 اثری مثبت بر عملکرد محصولات سه کربنه (C_3) شامل گندم، سویا و پنبه داشته است. آلام (۲۰۱۳) در مطالعه خود با نام تغییر اقلیم، بهره‌وری کشاورزی و رشد اقتصادی در هند به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین انتشار CO_2، بهره‌وری کشاورزی و رشد اقتصادی، طی سال‌های ۱۹۷۱-۲۰۱۱ به روش ARDL پرداخت. نتایج برآورد وجود یک رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار بین تولیدات کشاورزی و رشد اقتصادی در این کشور را هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت تأیید کرد و تأثیر گاز گلخانه‌ای CO_2 بر رشد

اقتصادی، منفی و در بلندمدت معنی‌دار می‌باشد. الگیدیده و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان اثر تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی به بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای اقلیمی دما و بارش بر رشد اقتصادی کشورهای جنوب صحرای آفریقا با استفاده از داده‌های پانلی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش در درجه حرارت به گونه‌ای شایان توجه عملکرد اقتصادی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا را کاهش می‌دهد. بنلاچ گونزالس (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی اثر افزایش CO_2 به همراه افزایش دما بر رشد سیستم ریشه دو رقم گندم بهاره پرداختند. نتایج نشان دادند که افزایش غلظت CO_2 باعث افزایش ریشه و ساقه شده، اما این اثر مثبت هنگامی که گیاهان در درجه حرارت بالا رشد داده شوند، کاهش خواهد یافت. چانچوا و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای با عنوان تغییر اقلیم و تولید گندم در پاکستان به بررسی اثرات متغیرهای اقلیم بر تولید گندم پرداختند. نتایج نشان دادند که تغییر اقلیم، تولید گندم در پاکستان را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

در مطالعات داخلی و حتی خارجی، تأثیر تغییرات اقلیم بر بخش کشاورزی بیش‌تر محدود به یک منطقه (در سطح استان) و با استفاده از روش‌هایی مانند، روش ریکاردین[1] رشد[2] برنامه‌ریزی ریاضی[3] و یا ترکیبی از آن‌ها و روش‌های گردش عمومی (GCM[4]) و تعادل عمومی (CGE[5]) بوده است که افزون بر کاربرد گسترده، نقاط ضعفی نیز دارند. در مطالعاتی که از روش اقتصاد سنجی ریکاردین استفاده شده است، به دلیل در نظر گرفتن قیمت‌های ثابت، اثرات رفاهی مثبت، تغییر اقلیم بیش از حد برآورد می‌شود. استفاده از مدل‌های رشد نیز با محدودیت‌هایی همراه است زیرا بر اساس متغیرهای اقلیمی و بیولوژیکی پایه‌ریزی شده‌اند و دسترسی به این داده‌ها در کشورهای جهان سوم محدود است و هم‌چنین، در این مدل بهبود فناوری نیز لحاظ نمی‌شود (مومنی و زیبایی، ۱۳۹۲). از سویی دیگر، مدل‌های تعادل عمومی نیز منجر به نتایج غیر واقعی شده و باعث گمراهی در کشف حقایق می‌شود (جاجوا و همکاران، ۲۰۱۴). این مطالعه، به بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی بر تولید گندم با استفاده از روش اقتصادسنجی ARDL[6] (الگوی خود بازگشت با وقفه توزیعی) می‌پردازد. الگوی ARDL روشی برای بررسی روابط بلندمدت[7] و کوتاه‌مدت[8] بین

---

[1]- Ricardian
[2]- Growth
[3]- Mathematical Programming
[4]- General Circulation Model (GCM)
[5]- Computable General Equilibriu(CGE)
[6]- Auto- Regressive Distributed Lag (ARDL)
[7]- Long-term
[8]- Short-term

متغیر وابسته و توضیحی مدل می‌باشد و با توجه به تعریف تغییر اقلیم، که تغییر شرایط آب و هوایی در طی یک دوره زمانی می‌باشد استفاده از روش ARDL می‌تواند در بررسی این پدیده مفید باشد.

از آن‌جایی که گندم مهم‌ترین محصول استراتژیک زراعی کشور می‌باشد، این پژوهش به بررسی اثرات اقلیمی شامل مجموع بارش سالانه و انتشار سالانه گاز CO_2 (با توجه به نقش دوگانه CO_2) بر تولید این محصول در ایران به‌همراه متغیرهای سطح زیرکشت و مقدار بذر مصرفی و سرمایه ثابت در ماشین‌آلات بخش کشاورزی (به‌عنوان یک شاخص فناوری) طی یک دوره ۵۰ ساله می‌پردازد. گفتنی است در توضیح متغیرهای اقلیمی باید یادآور شد که با توجه به اینکه داده‌های دمای سالانه ایران برای ۵۰ سال موجود نبوده و تخمین آن نیز کار تخصصی و با نقشه‌های هواشناسی امکان‌پذیر می‌باشد، لذا، در این مطالعه از متغیر انتشار سالانه دی اکسید کربن که دارای نقشی دوگانه می‌باشد، استفاده شده است. هم‌چنین، با توجه به دوره مورد بررسی دسترسی به داده‌های کود، سم، نیروی‌کار و سایر نهاده‌های فیزیکی امکان‌پذیر نبوده و از آن‌جا که پدیده تغییر اقلیم مربوط به یک دوره بلندمدت می‌باشد در نتیجه کوتاه کردن دوره مورد بررسی نه تنها نتایج واقعی به همراه نخواهد داشت بلکه حتی ممکن است نتایجی گمراه‌کننده نیز به همراه داشته باشد.

مواد و روش‌ها

تابع تولید، رابطه بین نهاده مصرف شده و ستاده تولید شده را در سطوح گوناگون مصرف نهاده نشان می‌دهد. شکل کلی تابع تولید به‌صورت رابطه (۱) می‌باشد (موسی‌نژاد و نجارزاده، ۱۳۷۶):

$$Y = f(X_1, X_2, ..., X_n) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)؛ Y مقدار تولید و X عوامل تولید (به‌ترتیب انواع متنوعی از نیروی‌کار، سرمایه و مواد) را نشان می‌دهد. حال اگر در تولید یک محصول، افزون بر عوامل تولیدی مدیریت شده، عوامل تولیدی غیرقابل مدیریت نیز در نظر گرفته شود، آنگاه تابع تولید به‌صورت رابطه (۲) خواهد بود:

$$Y = f(X^1, X^2, X^3) \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)؛ X^1، برداری از نهاده‌های تولیدی مدیریت شده مانند سطح زیر کشت، کود، بذر و سایر نهاده‌های فیزیکی، X^2 ، برداری از نهاده‌های تولیدی غیرقابل مدیریت مانند عوامل اقلیمی

(دما، بارش و ...)، و X^3 بیانگر سطح فناوری بکار رفته می‌باشد. در این مطالعه، رابطه (۲) به‌صورت رابطه (۳)، تصریح می‌شود (جان‌جوا و همکاران، ۲۰۱۴):

$$LTOLID = \alpha_0 + \alpha_1 LCO2 + \alpha_2 LBARESH + \alpha_3 LSATH + \alpha_4 LBAZR + \alpha_5 LT + U_t \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)؛ LTOLID لگاریتم طبیعی تولید سالانه گندم کشور به کیلوگرم، LCO2 لگاریتم طبیعی انتشار سالانه دی‌اکسید کربن کشور، LBARESH لگاریتم طبیعی مجموع بارش سالانه کشور به میلی‌متر، LSATH سطح زیرکشت سالانه گندم کشور به هکتار، LBAZR مقدار بذر مصرفی سالانه گندم کشور به کیلوگرم، LT تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در ماشین‌آلات و لوازم کسب و کار بر بخش کشاورزی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳، α_1 تا α_5 کشش متغیرها، و U_t جمله اخلال می‌باشد.

بمنظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی رابطه (۳) از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، که به وسیله پسران و شین[1](۱۹۹۹)، بمنظور رابطه هم‌جمعی[2] و بلندمدت بین متغیرها بیان شده، استفاده می‌شود. مزیت اصلی این روش این است که متغیرهای الگو می‌توانند I(0) یا I(1) باشند و دیگر نیازی به I(1) بودن همه متغیرها نیست. در این الگو تعداد وقفه‌های بهینه را می‌توان به‌کمک یکی از معیارهای آکائیک (AIC)[3] ، شوارتز- بیزین (SBC)[4]، حنان کوئین (HRC)[5] و یا R^2 مشخص کرد. یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده را می‌توان به‌صورت رابطه (۴) برآورد کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸):

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + CW_t + u_t \qquad (۴)$$

الگوی بالا دربرگیرنده روابط (۵) و (۶) است:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \ldots - \phi_p L^P \qquad (۵)$$

$$b_i(L,q_i) = b_i + b_{i1}L + \ldots + B_{iq}L^q \qquad i = 1,2,\ldots,k \qquad (۶)$$

[1]-Pesaran and Shin
[2]- Cointegration
[3] -Akaike Information Criterion
[4]- Shwarts Bayesian Criterion
[5]- Hannan-Quninn Criterion

در این روابط؛ (L) عملگر وقفه، (W) برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت، (K) تعداد متغیرهای توضیحی بکار گرفته شده در مدل، (p) تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل و (q) تعداد وقفه بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشد. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه (۷) استفاده می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸):

$$\theta_i = \frac{\hat{b_i}(1,q_i)}{1-\hat{\phi}(1,p)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\phi}-\ldots-\hat{\phi}_p} \qquad i = 1,2,\ldots,k \qquad (۷)$$

برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به‌صورت رابطه (۸) استفاده کرد. در مرحله نخست وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی آزمون می‌شود و اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به‌سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. لذا، برای آزمون همگرایی[1] لازم است آزمون فرضیه به‌صورت رابطه (۸) انجام گیرد (نوفرستی، ۱۳۷۸):

$$H_0 = \sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1 \geq 0$$
$$H_1 = \sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1 < 0 \qquad (۸)$$

کمیت آماره t مورد نظر برای انجام آزمون بالا به‌صورت رابطه (۹) محاسبه می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴):

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} s_{\hat{\alpha}_i}} \qquad (۹)$$

با توجه به رابطه (۹)، اگر قدرمطلق مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته که از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم می‌شود، از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارایه شده به وسیله بنرجی، دولادو و مستر[2] (۱۹۹۲)، بیش‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی بلندمدت رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. آخرین مرحله در برآورد یک مدل ARDL، بررسی رابطه

[1]- Convergence
[2]- Banerjee, Dolado and Master

کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه سرعت تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. در این مرحله، وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا (ECM[1]) استفاده کرده و رابطه (۱۰) برآورد می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد ضریب α_2، در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود (که انتظار می‌رود چنین باشد)، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از نبود تعادل متغیر وابسته، تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

داده‌های این مطالعه به صورت سری زمانی و برای دوره زمانی ۱۳۴۰ - ۱۳۹۰ می‌باشد. برای گردآوری داده‌ها، از داده‌های مربوط به بانک جهانی[2]، سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (FAO[3]) ، بانک مرکزی و سازمان هواشناسی کشور استفاده شده است و برای برآورد مدل هم از نرم‌افزارهای Eviews7 و Microfit5 استفاده شده است.

نتایج

پیش از این‌که الگو برآورد شود، ابتدا باید مانایی تمام متغیرها بررسی شود تا از عدم هم‌جمعی متغیرها از مرتبه دو یعنی I(2) اطمینان یافت زیرا با وجود متغیرهای I(2) در مدل، آماره‌های F محاسبه شده قابل اعتماد نخواهد بود (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۸۸). برای این منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[4](ADF) استفاده شده است که نتایج بدست آمده از این آزمون در جدول ۱ آمده است.

بر اساس جدول ۱، متغیرهای بارش و بذر مصرفی در سطح پایا و بقیه متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شدند. پس از اطمینان یافتن از پایایی متغیرها، به برآورد مدل پویا پرداخته می‌شود. بمنظور برآورد رابطه پویای بین تولید گندم و متغیرهای اقلیمی و فیزیکی، با توجه به

[1]- Error Correct Model
[2]- World Bank
[3]- Food and Agricultural Organization
[4] -Augmented Dickey-Fuller (ADF)

تعداد محدود مشاهده‌ها، بیش‌ترین وقفه یک لحاظ می‌شود.[۱]سپس با استفاده از معیار شوارتز-بیزین (SBC)، یکی از معادله‌های برآورد شده به‌عنوان رابطه پویای بین متغیرها انتخاب می‌شود که نتایج حاصل در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲ بیانگر ARDL(1,0,0,1,0,0) می‌باشد. در این جدول، C، عرض از مبدا و DOM، متغیر مجازی در سال ۱۹۸۹ برای جنگ تحمیلی می‌باشد که کمیت آن قبل از جنگ (پیش از سال ۱۹۸۹)، صفر و پس از جنگ (پس از سال ۱۹۸۹) یک است و بر اساس این جدول و با توجه به آماره F کل مدل کاملاً معنی‌دار است. هم‌چنین، مقدار R^2 در جدول بالا نشان‌دهنده این است که ۹۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای توضیحی، توضیح داده می‌شود و هم‌چنین، با توجه به آماره D-W، فرض وجود خود همبستگی رد می‌شود. پس از تخمین مدل پویا باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت انجام شود. با توجه به رابطه (۹) خواهیم داشت:

$$t = \frac{0.424 - 1}{0.11} = -5.23 \qquad (۹)$$

از آنجا که قدر مطلق عدد (۵/۲۳-) از قدر مطلق مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر، در سطح اطمینان ۹۵ درصد که برابر (۴/۴۳-) است، بیش‌تر می‌باشد. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت رد و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت از تخمین مدل پویا، می‌توان الگوی بلندمدت را برآورد کرد که نتایج این برآورد در جدول ۳ نمایش داده می‌شود.

بر اساس جدول ۳؛ در بلندمدت متغیر CO_2 و سطح زیرکشت در سطح یک درصد و متغیر بارش در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده است و رابطه مستقیمی با مقدار تولید گندم دارد و از آن‌جایی که مدل به صورت لگاریتم طبیعی بکار رفته است، ضریب هر متغیر نشان‌دهنده کشش آن متغیر خواهد بود. به‌بیانی دیگر، به ازای یک درصد افزایش در CO_2 و بارش با فرض ثابت بودن سایر شرایط، مقدار تولید کم‌تر از یک درصد و به‌ترتیب حدود ۰/۳۸ و ۰/۲۱ درصد افزایش می‌یابد. هم‌چنین، به‌ازای یک درصد افزایش در سطح زیرکشت با فرض ثابت بودن سایر شرایط حدود ۱/۰۱ درصد بر مقدار تولید گندم افزوده می‌شود. افزون بر این، بر اساس نتایج جدول ۳، متغیر سرمایه ثابت در ماشین‌آلات بخش کشاورزی که به‌عنوان یک شاخص فناوری در نظر گرفته شده، در سطح قابل قبولی معنی‌دار نشده است. جدول ۴ نتایج برآورد از مدل تصحیح خطا را نمایش می‌دهد که

[۱] - معمولاً در داده‌های سالانه، وقفه را ۱ یا ۲ و برای داده‌های با فراوانی بیشتر (مثل داده‌های فصلی و ماهانه) طول وقفه را می‌توان بیش‌تر وارد کرد (تشکینی، ۱۳۸۴).

بر اساس نتایج این جدول در کوتاه‌مدت نیز متغیرهای CO_2 و سطح زیرکشت در سطح یک درصد و بارش در ۵ درصد معنی‌دار شده است. به‌این ترتیب که به ازای یک درصد افزایش در CO_2 و بارش با فرض ثابت بودن سایر شرایط، میزان تولید کم‌تر از یک درصد و به‌ترتیب حدود ۰/۲۲ و ۰/۱۲ درصد افزایش می‌یابد. هم‌چنین، ارتباط این متغیرها در کوتاه‌مدت نیز مانند بلندمدت مستقیم می‌باشد. افزون بر این، باز هم متغیرهای بذر و سرمایه ثابت در ماشین‌آلات معنی‌دار نشده است.

اما اهمیت برآورد الگوی تصحیح خطا، ضریب ecm(-1) است. این ضریب در جدول ۴، معادل ۰/۵۷- است که از نظر آماری کاملاً معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. این مقدار نشان می‌دهد در هر دوره متغیرهای مدل به مقدار ۰/۵۷ واحد به سمت تعادل بلندمدت همگرا می‌شوند.

برای اطمینان از ثبات ساختاری مدل، آزمون‌های مجموع پسماند تجمعی بازگشتی[1] (CUSUM) و مجذور مجموع پسماند تجمعی بازگشتی[2](CUSUMSQ) انجام شده است. نتایج آزمون CUSUM و CUSUMSQ در نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده است. از آن‌جا که در هر دو آزمون، آماره‌ها در داخل فواصل اطمینان ۹۵ درصد قرار دارند، فرض صفر مبنی بر ثبات ضرایب، پذیرفته شده و در سطح معنی‌داری ۵ درصد نتایج آزمون بدست آمده معتبر می‌باشد.

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج بدست آمده در این پژوهش، مدل ARDL(1,0,0,1,0,0) به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شد. نتایج بلندمدت و کوتاه‌مدت این مدل نشان دادند که بین هر دو متغیرهای اقلیمی (انتشار سالانه CO_2 و مجموع بارش سالانه) و سطح زیرکشت با تولید گندم یک رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد و متغیرهای بذر مصرفی و سرمایه ثابت در ماشین‌الات بخش کشاورزی که به‌عنوان یک شاخص فناوری در نظر گرفته شد، معنی‌دار نشده است که چان چوآ و همکاران (۲۰۱۴) نیز در پژوهش خود به چنین نتیجه‌ای دست یافتند که می‌تواند نشان‌دهنده عدم مکانیزاسیون کشاورزی و یا ناکارآمدی در استفاده از ماشین‌آلات کشاورزی ایران باشد.

همچنین، ضریب ecm(-1) مدل برآورد شده معادل ۰/۵۷- بدست آمده که از نظر آماری کاملاً معنی‌دار می‌باشد. این مقدار نشان می‌دهد در هر دوره به مقدار ۰/۵۷ واحد متغیرهای مدل به‌سمت تعادل بلندمدت همگرا می‌شود.

---

[1]- Cumulative Sum
[2] -Cumulative Sum of Square

ضریب متغیرهای اقلیمی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت هم‌جهت با تولید گندم می‌باشد. هم‌چنین، ارتباط مستقیم متغیر بارش با تولید گندم با نتایج عزیزی و یاراحمدی (۱۳۸۲) و علیجانی و همکاران (۱۳۹۰) هم‌سو می‌باشد. افزون بر این، رابطه‌ای مستقیم بین متغیر CO_2 و تولید گندم با نظریه‌های علمی نیز سازگار و با نتایج آتاویچ و همکاران (۲۰۱۱)، زال و همکاران (۲۰۱۲) و بسکابادی و همکاران (۱۳۹۱) نیز هم‌سوست. همان‌گونه که در ابتدای این پژوهش اشاره شد، افزایش غلظت CO_2 به دو روش بر فرایندهای گیاه و تولیدات زراعی تأثیر می‌گذارد، یکی تأثیر مستقیم این گازها بر فرایندهای گوناگون فیزولوژیکی گیاه است و دیگری تأثیر غیرمستقیم از راه تغییرات دما، بارندگی و تابش می‌باشد. این تأثیرات به‌ترتیب به اثرات مستقیم و اثرات اقلیمی (اثرات غیر مستقیم) معروف هستند و با توجه به نتایج این پژوهش می‌توان بیان کرد که اثر مستقیم این گاز در ایران بیش‌تر بوده و باعث افزایش فرایند فتوسنتز و کاهش تعرق شده که هر دو عامل باعث سرعت بخشیدن به رشد گندم و در نتیجه افزایش در تولید و عملکرد گندم می‌شود.

این مطالعه در مقیاس کشوری (ملی) انجام شده و همان گونه که در متن گفته شد تغییر اقلیم و اثر CO_2 ممکن است از یک منطقه به منطقه‌ای دیگر و یا حتی در یک مقیاس کوچک‌تر اثری متفاوت داشته باشد. لذا، با توجه به برآورد مدل و نتایج بدست آمده و با وجود ارتباطی مثبت و معنی‌دار که بین انتشار CO_2 و تولید گندم بوجود آمده، نباید پیش‌بینی‌هایی که در مطالعات علمی داخلی و خارجی و گزارش‌های IPCC که حاکی از افزایش دمای کشور ایران در آینده است را نادیده گرفت. چرا که یکی از مهم‌ترین عوامل گرم شدن زمین افزایش گازهای گلخانه‌ای (که مهم‌ترین آن‌ها افزایش بیش از حد گاز CO_2 است) می‌باشد که باعث تأثیرات اقلیمی (اثر غیرمستقیم) که در واقع همان افزایش دما است، خواهد شد و منجر به کاهش تولید محصولات زراعی حساس به دما از جمله گندم می‌شود. لذا، دولت باید از انتشار بیش از حد این گازها جلوگیری کند که توصیه می‌شود به‌جای استفاده از سوخت‌های فسیلی از انرژی‌های نو و تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی و باد در سطحی گسترده در کشور استفاده شده و برای جذب بیش‌تر CO_2 به وسیله منابع طبیعی، مانع از نابودی جنگل‌ها و برداشت بی‌رویه درختان جنگلی شده و در کشور طرح‌های درختکاری اجرا و نهادینه شود. هم‌چنین، با توجه به نتایج این پژوهش و نبود معنی‌داری متغیر سرمایه ثابت در ماشین‌آلات (به عنوان شاخص برای فناوری) نشان‌دهنده نبود سرمایه‌گذاری صحیح و مکانیزاسیون در بخش کشاورزی ایران می‌باشد که دولت باید در راستای مکانیزه کردن کشاورزی ایران اقدام‌های لازم از جمله تسهیلات و اعتبارات دولتی و آموزش کشاورزان در راستای استفاده درست از ماشین‌آلات را فراهم کند.

منابع

- آذربایجانی، ک.، شهیدی، الف. و محمدی، ف. (۱۳۸۸) بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی-تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خود توضیحی با وقفه های گسترده (ARDL). فصلنامه ی پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره ۲: ۱۷-۱.

- اسد فلسفی‌زاده، ن. و صبوحی صابونی، م. (۱۳۹۱). بررسی آثار پدیده‌ی تغییر اقلیم بر تولیدات کشاورزی (مطالعه موردی: شهرستان شیراز). روش ریکاردین. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، شماره ۴: ۲۸۶-۲۷۲.

- بسکابادی، الف.، کهنسال، م. ر. و قربانی، م. (۱۳۹۱) چگونه تغییر اقلیم تولید گندم را در مشهد متأثر می‌سازد؟. هشتمین همایش دو سالانه اقتصاد کشاورزی.

- تشکینی، الف. (۱۳۸۴). اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit. مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول، ص ۱۴۵ - ۱۴۸.

- دریجانی، ع.، حسینی، س. ص. و قربانی؛ م. (۱۳۸۷) براورد ارزش خسارت ناشی از خشک‌سالی بر تولید گندم دیم در استان گلستان. اقتصاد کشاورزی و توسعه، چاپ شانزدهم، شماره ۶۴: ۱-۱۴.

- زرعکانی، ف.، کمالی، غ. ع. و چیذری، الف. ح. (۱۳۹۳). اثر تغییر اقلیم بر اقتصاد گندم دیم (مطالعه موردی خراسان شمالی). نشریه بوم شناسی کشاورزی، شماره ۲: ۳۰۱-۳۱۰.

- حسینی، م. ط.، عادل، س. س. م.، پرویز، ف. و معروف، س. س. م. (۱۳۸۶). کاربرد شبکه‌های عصبی مصنوعی و رگرسیون چند متغیره در برآورد عملکرد گندم دیم منطقه قروه استان کردستان. مجله پژوهش کشاورزی، شماره ۷: ۴۱-۵۴.

- حسینی، س. ص.، نظری، م. ر. و عراقی‌نژاد، ش. (۱۳۹۲). بررسی اثر تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی با تأکید بر نقش به کارگیری راهبردهای تطبیق در این بخش. پژوهشات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، شماره ۱: ۱-۱۶.

- عزیزی، ق. و یاراحمدی، د. (۱۳۸۲) بررسی ارتباط پارامترهای اقلیمی و عملکرد گندم با استفاده از مدل رگرسیونی (مطالعه موردی دشت سیلانخور). فصلنامه پژوهش های جغرافیایی، شماره ۴۴: ۲۹-۲۳.

- علیجانی، ف.، کرباسی، ع، ر. و مظفری مسن، م. (۱۳۹۰). بررسی اثر درجه حرارت و بارندگی بر عملکرد گندم آبی ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نوزدهم، شماره ۷۶: ۱-۱۳.

-کوچکی، ع. ر. و کمالی، غ. ع. (۱۳۸۸). تغییر اقلیم و تولید گندم دیم در ایران. نشریه پژوهش‌های زراعی ایران. شماره ۳: ۵۰۸-۵۲۰.

- کوچکی، ع. و نصیری، م. (۱۳۸۷). تأثیر تغییر اقلیم همراه با افزایش غلظت CO_2 بر عملکرد گندم در ایران و ارزیابی راهکارهای سازگاری. مجله پژوهش‌های زراعی ایران. شماره ۶: ۱۵۳ -۱۳۹.
- نوروزیان، م.، صبوحی، م. و پرهیزکاری، الف. (۱۳۹۲). تحلیل اقتصادی تغییرات اقلیم بر عملکرد پنبه آبی در استان‌های منتخب. نشریه هواشناسی کشاورزی، شماره ۱: ۷۳-۷۹.
- نوفرستی، م. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. مؤسسه‌ی خدمات فرهنگی رسا. چاپ اول، ۱۸۵ ص.
- مساعدی، الف. و کاهه، م. (۱۳۸۷). بررسی تأثیر بارندگی بر عملکرد محصولات گندم و جو در استان گلستان، مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، شماره ۴: ۱-۱۲.
- محمدی، الف.، یزدان‌پناه، ح. و محمدی، ف. (۱۳۹۳). بررسی رخداد تغییر اقلیم و تأثیر آن بر زمان کاشت و طول دوره رشد گندم دوروم (دیم) مطالعه موردی: ایستگاه سرارود کرمانشاه. فصلنامه پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، ۸۸: ۲۳۱-۲۴۶.
- موسی‌نژاد، م. ق. و نجارزاده، ر. (۱۳۷۶). اقتصاد تولید کشاورزی، انتشارات دانشگاه تربیت مدرس. تهران: مؤسسه پژوهشات اقتصادی، ص ۲۲۳-۲۲۷.
- مومنی، س. و زیبایی، م. (۱۳۹۲). اثرات بالقوه تغییر اقلیم بر کشاورزی استان فارس. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، شماره۳: ۱۶۹-۱۷۹.

Refrences

- Alagidede, P., Adu, G. & Frimpong, P. B. (2014). The effect of climate change on economic, growth, evidence from Sub-Saharan Africa. World Institute for Development Economics Research. WIDER Working Paper 2014/017, United Nations University, UNU-WIDER,wider.unu.edu.
- Allen, L.H. (1990). Plant response to rising carbon dioxide and potential interaction with air pollutants. Jouranl of Environmental Quality. 19:15-34.
- Alam, Q. (2013). Climate Change, Agricultural Productivity and Economic Growth in India: The Bounds Test Analysi International Journal of Applied Research and Studies, 2: 2278-9480.
- Attavanich, W. & McCarl, B. (2011). The Effect of Climate Change, CO2 Fertilization, and Crop Production Technology on Crop Yields and Its Economic Implications on Market Outcomes and Welfare Distribution. Annual Meeting, July 24-26, 2011.
- Benlloch-Gonzalez, M., Bochicchio, R. & Berger, J. (2014). High temperature reduces the positive effect of elevated CO2 on wheat root system growth. Field Crops Research, 165: 71-79.
- Chang, C.C. (2003). The potential impact of climate change on Taiwans agriculture. Agricultural Economics, 27: 51-64.

- Ewert, F., Rounsevell, M.D.A., Reginster, I., Metzger, M.G. & Leemans, R. (2005). Future scenarios of European agricultural land use. I. Estimating changes in crop productivity. Agricultura Ecosystem Environmental, 107:101–116.
- FAO. (2006). World Agriculture: Towards 2030/2050. Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome.
- Fischer, G., Frohberg, K., Parry, M. L. & Rosenzweig, C. (1994). Climate change and world food supply, demand and trade: who benefits, who loses? Global Environment Change, 4:7-23.
- Gregory, P.J., Ingram, J.S.I. & Brklacich, M. (2005). Climate change and food security. Philosophical Transactions of the Royal Society, 360:2139–2148.
- Houghton, J.T., Ding, D. J., Griggs, D. J., Noguer, M., van der Linden, P. J. & Xiaosu, D. (2001). Climate Change 2001: The Scientific Basis. IPCC. Cambridge University Press, Cambridge, p. 892.
- Intergovernmental Panel on Climate Change. (2007). Summary for Policymakers, Emissions Scenarios. A Special Report of IPCC working Group3, ISBN: 92-9169-113-5.
- Janjua, P.Z., Samad, G. & Khan, N. (2014). Climate Change and Wheat Production in Pakistan; autoregressive distributed lag approach, NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences, 68; 13-19.
- Luo Q., Bellotti W., Williams M., & Wang E. 2009. Adaptation to climate change of wheat growing in South Australia: Analysis of management and breeding strategies. Jouranl of Agriculture, Ecosystems and Environment, 129:261–267.
- Motha, R. & Baier, W. (2005). Impact of Present and Future Climate Change and Climate Variability on Agriculture in the Temperate Regions: North America. Climate Change, 70:137–164.
- Motha, R. & Baier, W. (2005). Impact of Present and Future Climate Change and Climate Variability on Agriculture in the Temperate Regions: North America. Climate Change, 70: 137–164.
- Nichalls, N. (1997). Increased Australian wheat yield due to recent climate trend, Journal of Nature, 387:484-485.
- Pittsburgh, Pennsylvania from Agricultural and Applied Economics Association.
- Alagidede, P., Adu, G. & Frimpong, P. B. (2014). The effect of climate change on economic, Growth, Evidence from Sub-Saharan Africa. World Institute for Development Economics Research. WIDER Working Paper 2014/017, United Nations University, UNU-WIDER, wider.unu.edu.
-Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: S. Strom (Ed), Econometrics and

Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge.
-Pearce, W., Cline, R., Achanta, N., Fankhauser, S., Pachauri, K., Tol, J. & Vellinga, P. (1995). The Social Costs of Climate Change: Greenhouse Damage and the Benefits of Control, in: P. Bruce, H. Lee, F. Haites (Eds.), Climate Change 1995: Economic and Social Dimensions, Cambridge University Press, pp. 179–224.
-Rosegrant, M., Ewing, M. Yohe, G. Burton, I. Huq, S. & Valmonte-Santos, R. (2008). Climate Change and Agriculture Threats and Opportunities. Federal Ministry for Economic Cooperation and Development, 1–36.
-Santoro, M., Gorelli, F. A., Bini, R., Ruocco, G., Scandolo, S. & Crichton, W. A. (2006). Amorphous silica-like carbondioxide. Nature 441:7095: 857–860.
-Sultana H., Ali N., Iqbal M. M. and Khan, A. M. (2009). Vulnerability and adaptability of wheat production in different climatic zones of Pakistan under climate change. Jouranl of Climatic Change. 94:123– 142.
-Zull, A. F., Singh, D. K., Routley, R. A. & Geddes, S. (2012). Impact of climate change on wheat production and profitability in Queensland, Australian Agronomy Conference.

پیوست‌ها

جدول ۱- آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل.

نام متغیر	آماره آزمون ADF				نتیجه
	با عرض از مبدا		با عرض از مبدا و روند		
dLTOLID	-۹/۴۴۲***	(۰/۰۰۰)#	-۹/۳۷۹***	(۰/۰۰۰)#	I(1)
dLCO2	-۵/۹۳۴***	(۰/۰۰۰)	-۶/۰۵۴***	(۰/۰۰۰)	I(1)
LBARESH	-۵/۰۱۰***	(۰/۰۰۰)	-۵/۶۷۷***	(۰/۰۰۰)	I(0)
dLSATH	-۸/۹۳۸***	(۰/۰۰۰)	-۸/۹۴۰***	(۰/۰۰۰)	I(1)
LBAZR	-۳/۴۲۶**	(۰/۰۱۴۵)	-۳/۷۴۲**	(۰/۰۲۸)	I(0)
Dlt	-۸/۲۴۴***	(۰/۰۰۰)	-۸/۱۸۹***	(۰/۰۰۰)	I(1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش. #: اعداد نشان‌دهنده سطح احتمال می‌باشد.
** و ***: به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ و ۱ درصد

جدول ۲ - نتایج بدست آمده از آزمون همگرایی مدل پویا.

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
LTOLID(-1)	۰/۴۲۴	۰/۱۱۰	۳/۸۳۶*** (۰/۰۰۰)
LCO2	۰/۲۲۰	۰/۰۷۲	۳/۰۳۴** (۰/۰۴)
LBARESH	۰/۱۲۱	۰/۰۵۲	۲/۳۲۴** (۰/۰۲۵)
LSATH	۱/۲۶۶	۰/۱۶۳	۷/۷۴۹*** (۰/۰۰۰)
LSATH(-1)	۰/۶۸۳	۰/۱۹۵	۳/۴۹۷*** (۰/۰۰۱)
LB	۰/۱۲۴	۰/۱۵۱	۰/۸۲۳(۰/۴۱۵)
LT	۰/۰۳۰	۰/۰۳۱	۰/۹۴۵(۰/۳۵۰)
C	۳/۲۳۸	۲/۴۲۸	۱/۳۳۳(۰/۱۹۰)
D	۰/۲۰۵	۰/۰۵۳	۳/۸۶۲*** (۰/۰۰۰)
R^2=0.974	$\bar{R}^2$=0.968	F=190.513(0.000)	D-W=1.981

مأخذ: یافته‌های پژوهش. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال می‌باشد.

** و ***: به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ و ۱ درصد

جدول ۳ – نتایج بدست آمده از برآورد مدل بلندمدت ARDL(1,0,0,1,0,0).

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
LCO2	۰/۳۸۳	۰/۰۹۸	۳/۹۰۶*** (۰/۰۰۰)
LBARESH	۰/۲۱۱	۰/۰۹۰	۲/۳۴۷** (۰/۰۲۴)
LSATH	۱/۰۱۳	۰/۲۶۸	۳/۷۷۱*** (۰/۰۰۱)
LBAZR	۰/۲۱۶	۰/۲۵۳	۰/۸۵۲(۰/۳۹۹)
LT	۰/۰۵۲	۰/۰۵۶	۰/۹۳۱(۰/۳۵۷)
C	۵/۶۲۳	۳/۸۲۲	۱/۴۷۱(۰/۱۴۹)
D	۰/۳۵۷	۰/۰۸۵	۴/۱۸۴*** (۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال می‌باشد.

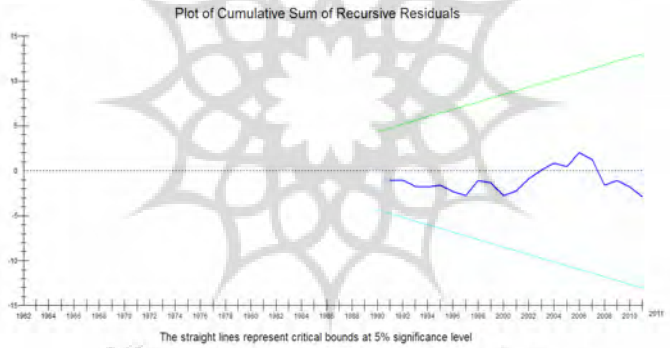
** و ***: به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ و ۱ درصد

جدول ۴ – نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا (ARDL(1,0,0,1,0,0.

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
dLCO2	۰/۲۲۰	۰/۰۷۲	۳/۰۳۴*** (۰/۰۰۴)
dLBARESH	۰/۱۲۱	۰/۰۵۲	۲/۳۲۴** (۰/۰۲۵)
dLSATH	۱/۲۶۶	۰/۱۶۳	۷/۷۴۹*** (۰/۰۰۰)
dLBAZR	۰/۱۲۴	۰/۱۵۱	۰/۸۲۳(۰/۴۱۵)
dLT	۰/۰۳۰	۰/۰۳۱	۰/۹۴۵(۰/۳۵۰)
dC	۳/۲۳۸	۲/۴۲۸	۱/۳۳۳(۰/۱۹۰)
dD	۰/۲۰۵	۰/۰۵۳	۳/۸۶۲*** (۰/۰۰۰)
ECM(-1)	-۰/۵۷۵	۰/۱۱۰	-۵/۲۱۰*** (۰/۰۰۰)

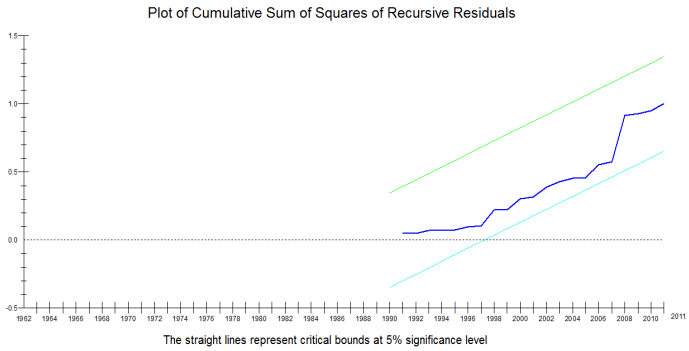
مأخذ: یافته‌های پژوهش. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال می‌باشد.

** و ***: به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ و ۱ درصد



نمودار ۱- آزمون CUSUM مربوط به ثبات ساختاری مدل.

پرتال جامع علوم انسانی



نمودار۲- آزمون CUSUMSQ مربوط به ثبات ساختاری مدل.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی