اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۳۰، شمارهٔ ۱۱۹، پاییز ۱۴۰۱

DOI: 10.30490/AEAD.2023.356916.1403

مقاله پژوهشی

آثار اقتصادی تغییر اقلیم بر محصولات منتخب راهبردی در ایران

مینا صالح‌نیا[1]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۹/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱/۲۴

چکیده

گرچه همهٔ بخش‌های مختلف اقتصادی از تغییرات اقلیم تأثیر می‌پذیرند، اما وابستگی بخش کشاورزی به اقلیم بیش از دیگر بخش‌هاست. اثر منفی گرمایش جهانی بر کشاورزی تهدیدی برای امنیت غذایی محسوب می‌شود. از این‌رو، کمی‌سازی آثار این تغییرات بر تولید محصولات کشاورزی بسیار ضروری می‌نماید. هدف مطالعهٔ حاضر بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی بر میزان تولید محصولات راهبردی منتخب در ایران بود و بدین منظور، از رهیافت سری‌های زمانی و مدل اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) استفاده شد. برآورد مدل با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۹۳-۱۳۴۰ نشان داد که محصولات برنج، جو، گندم و ذرت، به‌ترتیب، بیشترین سرعت تعدیل را در واکنش به هر گونه تکانه (شوک) و انحراف از حالت تعادلی بلندمدت خود دارند؛ همچنین، از لحاظ

۱- استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسهٔ پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعهٔ روستایی، تهران، ایران.
(m.salehnia@agri-peri.ac.ir)

تأثیرگذاری غلظت دی‌اکسید کربن (CO_2)، ذرت بیشترین افزایش تولید و برنج کمترین تأثیرپذیری مثبت را به ازای یک درصد افزایش دی‌اکسید کربن بیشتر خواهند داشت. از بررسی مجموع نتایج می‌توان دریافت که تاکنون اثر منفی معنی‌دار از تغییر اقلیم بر تولید غلات کشور چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت مشاهده نشده و هرچند، در طول نیم قرن گذشته، تاثیرات منفی تغییر اقلیم با اتکای بیشتر بر بهره‌برداری از منابع پایه آب و خاک جبران شده است، تداوم این وضعیت برای آینده امکان‌پذیر نیست. بنابراین، «بهره‌گیری از فناوری‌های پیشرفته» و «ترویج کشاورزی هوشمند نسبت به اقلیم» را می‌توان راهکارهایی مناسب برای جلوگیری از وقوع پیامدهای فاجعه‌بار تغییر اقلیم در بخش کشاورزی دانست.

کلیدواژه‌ها: *تغییر اقلیم، آثار اقتصادی، بخش کشاورزی، مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی، محصولات راهبردی، ایران.*

طبقه‌بندی JEL : Q54

مقدمه

با توجه به آثار گسترده و متقابل اقلیم و بخش‌های مختلف تولیدی، عوامل زیست‌محیطی و جوامع انسانی، امروزه، از تغییر اقلیم به‌عنوان یکی از مهم‌ترین چالش‌های زیست‌محیطی قرن بیست‌ویکم با پیامدهای جدی اقتصادی یاد می‌شود (Hosseini et al., 2013). اگرچه بخش‌های مختلف اقتصادی اعم از کشاورزی، جنگل‌داری، آب، صنعت، گردشگری، انرژی و حتی بازارهای مالی و بیمه از تغییرات اقلیم تأثیر می‌پذیرند (Kemfert, 2008)، اما در این میان، بخش کشاورزی وابسته‌ترین بخش به اقلیم بوده (Rosegrant et al.,, 2008) و اقلیم تعیین‌کنندهٔ اصلی مکان، منابع تولید و بهره‌وری فعالیت‌های کشاورزی است (Chang, 2002). آثار اقتصادی تغییر اقلیم به‌صورت تغییر در عملکرد، تولید و عرضه محصولات کشاورزی و تأثیر آن بر امنیت غذایی و همچنین، تغییرات بلندمدت در پارامترهای اقلیمی که بر سودآوری و درآمد کشاورزان تأثیر می‌گذارد، آشکار می‌شود (Mall et al., 2017). افزون بر این، بخش کشاورزی از سهم بالا در اقتصاد کشورهای در حال توسعه و همچنین، از ارتباطات گسترده با دیگر بخش‌های اقتصادی برخوردار است، ضمن اینکه خود یکی

از منابع تولیدکننده گازهای گلخانه‌ای نیز به‌شمار می‌رود. مجموعه این ویژگی‌ها بخش کشاورزی را به محور اصلی بحث‌های سیاستی و پروژه‌های تحقیقاتی در سطح جهانی و ملی در بسیاری از کشورها تبدیل کرده است (Amponsah et al., 2015).

گرمایش جهانی، در صورت داشتن اثر منفی بر کشاورزی، تهدیدی برای امنیت غذایی محسوب می‌شود. روند افزایشی جمعیت جهان فشار زیادی را در زمینهٔ افزایش تقاضا برای تولیدات کشاورزی ایجاد می‌کند. به‌منظور پاسخ‌گویی بدین حجم از تقاضا، نیاز است که تولیدات کشاورزی تا سال ۲۰۵۰ دو برابر شود (FAO, 2012; Ray et al., 2013; Tilman et al., 2011; UN, 2012). در بسیاری از مطالعات، افزایش عملکرد به‌مثابه روشی مؤثر و پایدار در راستای تحقق امنیت غذایی قلمداد شده است (Foley et al., 2011; Godfray et al., 2010). با این حال، گزارش‌ها حاکی از آن است که سرعت بهبود عملکرد تولیدات با مطالبات پیش‌بینی‌شدهٔ تقاضا در سال ۲۰۵۰ مطابقت ندارد و بدین ترتیب، جهان در آستانه تجربه یک بحران غذایی خواهد بود (Ray et al., 2013).

پیش‌بینی‌های اقلیمی از افزایش دی‌اکسید کربن موجود در جو و بخار آب همراه با تغییر دمای سطح زمین و الگوهای بارش حکایت دارند. افزایش دمای جو ناشی از افزایش سطوح گازهای گلخانه‌ای نظیر دی‌اکسید کربن (CO_2)، متان (CH_4)، ازن (O_3)، اکسید نیتروس (N_2O) و کلروفلوروکربن‌ها (CFC_s) پدیدهٔ تغییر اقلیم با بیشترین احتمال وقوع به‌شمار می‌رود. به‌دلیل تراکم روزافزون این گازها، نگرانی زیادی درباره تغییرات آتی اقلیم و آثار مستقیم و غیرمستقیم آن بر کشاورزی وجود دارد (Mall et al., 2017).

ایران، در پهنه‌بندی اقلیمی دنیا، جزو مناطق خشک و نیمه‌خشک محسوب می‌شود. داده‌های تاریخی هواشناسی و نیز پیش‌بینی‌های صورت‌گرفته از وضعیت اقلیم کشور، همانند دیگر نقاط دنیا، نشان‌دهنده وقوع پدیده تغییر اقلیم و ادامه این روند در آینده است. در گزارش فائو (FAO, 2018) پیش‌بینی‌ها برای ایران نشان‌دهنده تغییر چشمگیر دما به‌ویژه در محدوده رشته‌کوه‌های البرز مرکزی است. تخمین زده شده است اراضی کشاورزی تا اواسط قرن حاضر

به‌طور متوسط ۳-۲/۶ درجه سانتی‌گراد افزایش دما را تجربه کنند. همچنین، پیش‌بینی می‌شود که مناطق شمالی و غربی ایران افزایش کلی در میزان بارندگی (بیش از پنج میلی‌متر در ماه) را شاهد باشند، در حالی که سایر مناطق کاهش میزان بارش‌ها را تجربه خواهند کرد.

اگرچه وقوع چنین شرایطی بر همه بخش‌های اقتصادی کشور اثرگذار است، اما در کنار وضعیت خاص اقلیمی کشور (بارش دریافتی ایران، اقلیم تقریباً گرم، توزیع نامتناسب بارش و فراونی وقوع و شدت بالای خشکسالی)، چشم‌انداز وقوع آن شرایط تولید در بخش کشاورزی را با محدودیت‌های اساسی روبه‌رو می‌سازد، زیرا زمانی که تعادل منابع و مصارف آب حوضه بر اثر تغییر اقلیم دستخوش تغییر شود، عمده این تغییرات متوجه بخش کشاورزی خواهد بود (Hosseini et al., 2013)، همچنان‌که گزارش سازمان ملل متحد از پیش‌بینی میزان برداشت محصولات کشاورزی تا سال ۲۰۵۰ نیز از کاهش عملکرد محصولات زراعی در جنوب آسیا از جمله ایران حکایت دارد (Reid, 2018).

در ایران، بخش کشاورزی بعد از خدمات بزرگ‌ترین بخش اقتصادی کشور است. در دهه‌های اخیر، اقتصاد ایران با تکانه‌های فراوان مانند جنگ و تحریم مواجه بوده و وابستگی شدید به درآمدهای نفتی مقاومت کشور در مقابل این تکانه‌ها را کاهش داده است. الگوی اقتصاد مقاومتی که در سال‌های اخیر در ایران مطرح شده، قادر است ضمن مقاوم‌سازی اقتصاد در برابر تهدیدها، پیشرفتی درخور توجه در اقتصاد ایجاد کند. اجرای الگوی اقتصاد مقاومتی در بخش کشاورزی، با ایجاد بستر و فضای افزایش تولید داخلی محصولات کشاورزی راهبردی، می‌تواند شرایط را بهبود بخشد و از تمامی ظرفیت‌ها برای مقاوم کردن اقتصاد استفاده کند (Ghavidel et al., 2018). در همین راستا، «افزایش ضریب خوداتکایی محصولات راهبردی اساسی» از پروژه‌های اولویت‌دار برنامه اقتصاد مقاومتی در وزارت جهاد کشاورزی عنوان شده است (APERDRI, 2018). از این‌رو، انجام یک ارزیابی جامع از عواقب مستقیم و غیرمستقیم پدیده‌های تأثیرگذار بر تولید محصولات راهبردی مختلف به‌ویژه غلات که معرف امنیت غذایی هستند، اهمیت دارد (Mall et al., 2017).

بررسی‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد که اگرچه در داخل کشور، در سال‌های اخیر، اهمیت رخداد تغییر اقلیم و آسیب‌پذیری منابع آب و تولیدات کشاورزی شناخته شده است و در این راستا، مطالعات متعدد در حوزه هواشناسی و هیدرولوژی صورت گرفته، اما کمتر به بررسی آثار اقتصادی این پدیده در بخش یا زیربخش‌های کشاورزی پرداخته شده است. در ادامه، خلاصه‌ای از مطالعات مرتبط انجام‌شده در داخل و خارج کشور یادآوری می‌شود.

واثقی و اسماعیلی (Vaseghi and Esmaieli, 2008)، با بهره‌گیری از روش ریکاردین[1]، به بررسی اثر اقتصادی تغییر اقلیم بر کشت گندم در ایران پرداختند. بدین منظور، آنها از داده‌های سری زمانی دوره ۸۳-۱۳۶۳ در هفده استان استفاده کردند و بدین نتیجه رسیدند که متغیرهای اقلیمی، آثار معنی‌دار و غیرخطی بر درآمد خالص به ازای هر هکتار کشت گندم دارند؛ همچنین، افزایش دما و کاهش بارندگی تا صد سال آینده، باعث ۴۱ درصد کاهش در بازده کشت گندم در کشور می‌شود. علیجانی و همکاران (Alijani et al., 2011) تأثیر تغییرات زمانی درجه حرارت و بارندگی بر عملکرد محصول گندم در ایران را بر مبنای داده‌های ترکیبی چهارده استان کشور (۸۵-۱۳۷۰) با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[2] برآورد کردند؛ بر اساس سناریوهای متفاوت در تحقیق، تغییرات عملکرد گندم استان‌ها نسبت به تغییرات بارندگی واکنش بیشتری نشان می‌دهد. امیرنژاد و اسدپور کردی (Amirnejad and Asadpour Kordi, 2017)، با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده)[3]، به بررسی رابطه متغیرهای اقلیمی انتشار گاز دی‌اکسید کربن (CO_2) و مجموع بارش سالانه با تولید گندم در ایران پرداختند؛ نتایج حاکی از رابطه مثبت و معنی‌دار متغیرهای اقلیمی با تولید گندم بوده است. اداوی و همکاران (Adavi et al., 2019)، به‌منظور بررسی آینده اقلیمی منطقه فریدونشهر اصفهان برای صد سال آینده و اثر آن بر عملکرد غده سیب‌زمینی، داده‌های اقلیمی را در طول دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ جمع‌آوری و با

1. Ricardian
2. Generalized Least Squares (GLS)
3. Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)

کمک مدل اقلیمی گردش عمومی و سناریوهای مختلف برآورد کرند. آنها نتیجه گرفتند که در آینده، منطقه فریدونشهر شاهد اقلیمی با بارش کمتر و دمای بالاتر نسبت به شرایط کنونی خواهد بود و در نتیجه، عملکرد سیب‌زمینی کاهش خواهد یافت. همچنین، در مطالعات خارجی، ریدزما و همکاران (Reidsma et al., 2009)، به‌منظور ارزیابی فرآیندهای تطبیق کشاورزی با پدیده تغییر اقلیم، از آمار و اطلاعات نهاده‌ها و ستاده‌های پانزده کشور اروپایی طی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۰ و داده‌های اقلیمی استفاده کردند و نتایج برآورد تابع مسافت ترانسلوگ نشان داد که اثرات به ازای هر منطقه متفاوت است. امیراصلانی (Amiraslany, 2010)، در رساله دکتری خود، با بهره‌گیری از رهیافت ریکاردین، اثر اقتصادی تغییر اقلیم بر کشاورزی دیم در کانادا را مطالعه کرد و نتایج نشان داد که تغییر اقلیم، به‌جز در مناطقی از جنوب شرق آلبرتا، به‌طور کلی، برای کشاورزی دیم کانادا سودمند خواهد بود و چنانچه کشاورزان راهبردهای سازگاری مناسب را به‌کار گیرند، مسئلهٔ تغییر اقلیم تهدید جدی برای آنها نخواهد بود. جانجوآ و همکاران (Janjua et al., 2014)، با کاربرد مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) در طول سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۶۰، به برآورد اثر تغییر اقلیم بر تولید گندم در پاکستان پرداختند؛ نتایج نشان داد که تغییر اقلیم بر تولید گندم در پاکستان تأثیر نمی‌گذارد. آمپونزا و همکاران (Amponsah et al., 2015) اثر انتشار گاز دی‌اکسید کربن (CO_2) بر عملکرد غلات در کشور غنا را مدل‌سازی کردند و نتیجه گرفتند که بین انتشار این گاز و عملکرد غلات رابطه منفی معنی‌دار وجود دارد. دومرول و کلیچاسلان (Dumrul and Kilicaslan, 2017)، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۱۳-۱۹۶۱، به مدل‌سازی ارتباط تولید ناخالص داخلی[1] کشاورزی با میزان بارش و دما در ترکیه پرداختند؛ یافته‌ها حاکی از تأثیر مثبت میزان بارش و تأثیر منفی میزان دما بر تولید ناخالص داخلی (GDP) کشاورزی بوده است. لو و همکاران (Lu et al., 2019)، با استفاده از یک مدل اقتصادی- اقلیمی برگرفته از تابع تولید کاب- داگلاس، اثر تغییر اقلیم بر تولید غلات در چین را برآورد کردند؛ نتایج نشان داد که به استثنای منطقه شمال شرق،

1. Gross Domestic Product (GDP)

افزایش دما و تغییر اقلیم اثر منفی بر عملکرد برنج در سایر مناطق کشور چین داشته و همچنین، توان پذیرش و انطباق مناطق جغرافیایی مختلف با پدیده تغییر اقلیم متفاوت بوده است.

از بررسی پیشینه پژوهش چنین برمی‌آید که در حوزه ارزیابی آثار اقتصادی تغییر اقلیم در بخش کشاورزی، مطالعات گوناگون از رهیافت‌های مختلف بهره گرفته‌اند؛ و پرکاربردترین رهیافت‌ها عبارت‌اند از روش‌های ریکاردین، مدل‌های اگرونومیک[1]، تعادل عمومی قابل محاسبه[2] و گردش عمومی[3] و رهیافت‌های اقتصادسنجی (سری زمانی). در مطالعاتی که از روش اقتصادسنجی ریکاردین استفاده شده است، به‌دلیل در نظر گرفتن قیمت‌های ثابت، اثرات رفاهی مثبت تغییر اقلیم بیش از حد برآورد می‌شود (Amirnejad and Asadpour Kordi, 2017). کاربرد مدل‌های اگرونومیک نیز دشوار است، زیرا این مدل‌ها از داده‌های در سطح مزرعه (کیفیت خاک، آب، دماهای کمینه و بیشینه روزانه، بارش و ...) استفاده می‌کنند که در برخی کشورها و از آن جمله ایران، این آمار در سطح ملی موجود نیست (Janjua et al., 2014). دومرول و کلیچاسلان (Dumrul and Kilicaslan, 2017) نیز بر این باورند که این رهیافت منجر به بزرگنمایی اثرات منفی تغییر اقلیم خواهد شد. از سوی دیگر، برخی ساختارهای مدل‌های تعادل عمومی نیز منجر به نتایج غیرواقعی شده، باعث گمراهی در کشف حقایق می‌شود (Janjua et al., 2014). از این‌رو، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی بر تولید محصولات زراعی راهبردی در سطح ملی با استفاده از داده‌های سری زمانی و مدل اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) می‌پردازد.

مبانی نظری و روش تحقیق

در مطالعات مختلف، رهیافت‌های متعدد برای بررسی اثرات اقتصادی تغییر اقلیم در بخش کشاورزی اتخاذ شده است که به‌طور کلی، در سه دسته زیر جای می‌گیرند:

1. agronomic
2. Computable General Equilibrium (CGE)
3. General Circulation (GC)

- *رهیافت عملکرد* (همچنین، با نام‌های مدل‌سازی محصول و یا مدل‌های اگرونومیک شناخته می‌شود): این رهیافت به‌منظور پیش‌بینی اثرات و بر اساس یک تابع تولید تجربی یا آزمایشی طراحی شده است. در این روش، در یک محیط آزمایشگاهی و با شرایط کنترل‌شده، عوامل اقلیمی و عملکرد محصول شبیه‌سازی می‌شوند، بدین صورت که در سناریوهای مختلف تغییر اقلیم، یک یا چند متغیر مستقل مانند دما، بارش و سطح دی‌اکسید کربن تغییر داده می‌شوند و اثرات این تغییر توسط تابع تولید برآورد می‌شود (Mendelsohn et al., 1994). در این رهیافت، نگرش کشاورزان در ارتباط با فرآیندهای سازگاری در نظر گرفته نمی‌شود، بدین معنی که ممکن است کشاورزان در واکنش به تغییرات اقلیمی، اقدام به تغییر کودها، تغییر ترکیب محصولات یا تغییر کاربری زمین کشاورزی کنند، که در این رهیافت، به‌کلی از آنها چشمپوشی می‌شود. همین مسئله هم منجر به بزرگنمایی آثار منفی تغییر اقلیم خواهد شد (Mishra and Sahu, 2014).
- روش ریکاردین: این روش از داده‌های مقطعی استفاده کرده، عملکرد مزارع را در مناطق اقلیمی ارزیابی می‌کند. در این روش، رانت زمین تابعی از شرایط فیزیکی، اقتصادی، جمعیت‌شناختی و اقلیمی در نظر گرفته می‌شود و از این‌رو، با به‌کار بردن متغیرهای اقتصادی، تصحیح ناکارآ بودن توابع تولید صورت می‌گیرد. رهیافت ریکاردین، به‌جای بررسی عملکرد یک محصول خاص، چگونگی اثرگذاری اقلیم مناطق مختلف بر رانت یا ارزش خالص زمین کشاورزی را می‌سنجد. با اندازه‌گیری مستقیم قیمت یا درآمد مزرعه، اثر مستقیم اقلیم بر عملکرد محصولات مختلف تشریح می‌شود (Mendelsohn et al., 1994). در این روش، فعالیت‌ها و اقدامات سازگارانه کشاورزان در راستای کاهش اثرات منفی اقتصادی تغییر اقلیم لحاظ می‌شود. با این همه، مدل ریکاردین عوامل مستقل از زمان و مختص مکان نظیر مهارت مزرعه‌داری و کیفیت خاک را در نظر نمی‌گیرد (Barnwal and Kotani, 2013).

- رهیافت سری‌های زمانی: این رهیافت از داده‌های سری‌های زمانی گذشته استفاده کرده، رابطه بین متغیرهای اقلیمی و تولید محصولات کشاورزی را آزمون می‌کند. در چنین تحلیلی، فرض می‌شود که تصمیمات مدیریتی یا برآمده از اقلیم‌اند یا غیرمرتبط با آن. به بیان بهتر، در طول زمان، به‌خاطر حداقل‌سازی اثرات زیانبار تغییر اقلیم، کشاورزان، پس از دریافت این اثرات، اقدام به تغییر نظام کشت خود خواهند کرد. انتظار می‌رود که این انطباق چند سال بعد از روندهای اقلیمی صورت گیرد. بنابراین، در تحلیل سری‌های زمانی، امکان استفاده از داده‌های مشاهده‌شده وجود دارد. علاوه بر آن، در این تحلیل رگرسیونی، تمامی متغیرهای احتمالی مؤثر بر تولید (مانند نهاده‌های کاربردی) می‌توانند لحاظ شوند. از این‌رو، در چنین مواردی، برآورد با استفاده از تحلیل سری زمانی را می‌توان روشی مناسب به‌شمار آورد (Maharjan and Joshi, 2013).

با توجه به مطالب پیش‌گفته، در پژوهش حاضر، به‌منظور اندازه‌گیری مشارکت هر کدام از عوامل اقلیمی و غیراقلیمی در تولید محصولات منتخب راهبردی و تخمین اثرات بلندمدت تغییر اقلیم، از رهیافت سری‌های زمانی استفاده شد. به‌کار بردن روش مناسب برای داده‌های سری زمانی مهم‌ترین بخش تحلیل سری‌های زمانی است، چراکه تصریح ناصحیح مدل یا استفاده از روش‌های نامناسب به برآوردهای غیرقابل اعتماد و تورش‌دار خواهد انجامید. در درجه اول، انتخاب روش بر اساس نتایج آزمون‌های ریشه واحد خواهد بود که ایستایی متغیرها را تعیین می‌کند. روش‌هایی که به‌طور مشترک برای تحلیل سری‌های ایستا به‌کار می‌روند، با روش‌های به‌کار رفته برای سری‌های ناایستا یکسان نیستند. اگر همه متغیرها ایستا باشند، روش تحلیل ساده است و می‌توان از روش تخمین حداقل مربعات معمولی[1] یا مدل خودتوضیح برداری[2] بهره جست که برآوردهای نااریب ارائه خواهند داد. اما اگر متغیرها ناایستا یا ترکیبی از ایستا و ناایستا باشند، مدل‌های یادشده جوابگو نخواهند بود (Shrestha and Bhatta, 2018). به

1. Ordinary Least Squares (OLS)
2. Vector Auotregressive (VAR)

همین علت، انگل و گرنجر (Engle and Granger, 1987) روش آزمون هم‌جمعی[1] را به‌منظور تحلیل روابط بین متغیرهای ناایستا مطرح کردند (Noferesti, 1999). برای رفع معایب و ضعف‌های روش انگل- گرنجر، یوهانسن (Johansen, 1988) و یوهانسن و یوسلیوس (Johansen and Juselius, 1990) به توسعهٔ مدل‌های پیشرفتهٔ آزمون هم‌جمعی پرداختند. اما در صورتی که متغیرهای موجود در مدل را جمعی از درجات مختلف تشکیل دهند، آزمون هم‌جمعی یوهانسن قابل کاربرد نخواهد بود (در این مدل، کلیه متغیرها باید I(1) باشند). در این حالت، ناگزیر باید از مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی یا خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) بهره گرفت که مدلی بر پایه روش حداقل مربعات معمولی (OLS) است. این مدل هم برای سری‌های ناایستا و هم برای سری‌های ایستا قابل کاربرد است (Pesaran and Pesaran, 1997).

در مطالعهٔ حاضر، به‌منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی، از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، که از سوی پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) بسط و توسعه یافته، استفاده شده است. با توجه به تعریف تغییر اقلیم، که تغییر شرایط آب‌وهوایی در طول یک دوره زمانی است، استفاده از روش ARDL می‌تواند در بررسی این پدیده مفید باشد (Amirnejad and Asadpour Kordi, 2017; Amponsah et al., 2015; Dumrul and Kilicaslan, 2017; Janjua et al., 2014). از مزیت‌های اصلی روش خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) این است که ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت را به‌طور هم‌زمان تولید می‌کند؛ متغیرهای مدل می‌توانند جمعی از درجه صفر (I(0)) یا یک (I(1)) باشند و نیازی به I(1) بودن همه متغیرها نیست (Frimpong and Oteng-Abayie, 2006)؛ و همچنین، برای نمونه‌های با حجم داده محدود، مناسب است و در مقایسه با آزمون هم‌جمعی یوهانسن و یوسلیوس، برآوردهایی سازگارتر را در نمونه‌های

1. cointegration test

کوچک تولید می‌کند (Duasa, 2007). فرم کلی مدل ARDL با p وقفه برای متغیر وابسته Y و q وقفه برای متغیر توضیحی X به‌صورت زیر است:

$$Y_t = \propto_0 + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i X_{t-i} + U_t \qquad (۱)$$

اگر بین متغیرها رابطه هم‌جمعی وجود داشته باشد، مدل تصحیح خطا[1] قابل استخراج خواهد بود. بدین ترتیب، مدل تصحیح خطا (ECM)، بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت، پویایی‌های کوتاه‌مدت را با روابط بلندمدت تلفیق کرده، از بروز مشکلاتی نظیر روابط کاذب جلوگیری می‌کند. فرم عمومی مدل تصحیح خطای ARDL به قرار زیر است:

$$\Delta Y_t = \propto_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{yi} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \psi_{xi} \Delta X_{t-i} - \alpha ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$ECM_{t-1} = y_{t-1} - \theta x_t$$

که در آن:

$$\theta = \frac{\sum_{j=0}^{q} \beta_j}{\alpha}$$
$$\propto = 1 - \sum_{j=1}^{p} \emptyset_i \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، α پارامتر سرعت تعدیل را نشان می‌دهد و در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود (که انتظار می‌رود چنین باشد)، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود؛ و ECM_{t-1} اجزای اخلال به‌دست‌آمده از برآورد رابطه بلندمدت است (Pesaran and Shin, 1999).

به‌منظور محاسبه جزء تصحیح خطا در رابطه (۲)، نخست، لازم است از وجود رابطه بلندمدت (رابطه هم‌جمعی) بین متغیرها اطمینان حاصل شود. پسران و همکاران (Pesaran et al.,

1. Error Correction Model (ECM)

2001)، برای آزمون فرض صفر «عدم وجود هم‌جمعی» در مقابل فرضیهٔ جایگزین «وجود هم‌جمعی»، آزمون دومرحله‌ای زیر را ارائه کرده‌اند:

۱- استفاده از آماره F برای آزمون فرض صفر مشترک $(\propto= 0) \cap\left(\sum_{j=0}^{q}\beta_j = 0\right)$ در مقابل فرض جایگزین $(\propto\neq 0) \cup\left(\sum_{j=0}^{q}\beta_j \neq 0\right)$.

۲- در صورت رد فرضیه صفر مرحله قبل، آماره t برای آزمون فرض صفر جدید $\propto= 0$ در مقابل فرض جایگزین $\propto\neq 0$ به‌کار می‌رود.

اگر هر دو فرضیهٔ صفر یادشده طی هر دو مرحله آزمون رد شوند، شواهد آماری کافی برای پذیرش وجود رابطه بلندمدت (رابطه هم‌جمعی) بین متغیرها فراهم خواهد شد. کریپفانتس و اشنایدر (Kripfganz and Schneider, 2018) مقادیر بحرانی و مقادیر احتمال تقریبی آزمون را برای نمونه‌های کوچک و برای هر دو کران پایین و بالای متغیرهای مستقل، محاسبه و تعدیل کرده‌اند. این مقادیر بحرانی بر مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) و نارایان (Narayan, 2005) برتری دارد و به همین دلیل هم در پژوهش حاضر به‌کار گرفته شده است.

متغیر وابسته در رابطه (۱) عبارت است از میزان تولید محصولات منتخب (گندم، جو، ذرت و برنج) و متغیرهای توضیحی مدل نیز عبارت‌اند از انتشار دی‌اکسید کربن، دما، بارش، سطح مورد برداشت محصولات و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در سطح کشور. داده‌های سری زمانی میزان تولید (تن) و سطح مورد برداشت (هکتار) محصولات زراعی گندم، جو، برنج و ذرت برای دوره زمانی ۹۵-۱۳۴۰ از وبگاه سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (فائو) و میزان انتشار دی‌اکسید کربن (کیلو تن) در کشور برای دوره ۹۳-۱۳۴۰ از وبگاه بانک جهانی و همچنین، میانگین بارندگی سالانه کشور (میلی‌متر) و متوسط دمای سالانه کشور (درجه سانتی‌گراد) طی دوره ۹۳-۱۳۳۰ از وبگاه سازمان هواشناسی کشور و آمار مربوط به تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در ماشین‌آلات و لوازم کسب‌وکار بخش کشاورزی برای دوره ۹۱-۱۳۳۸ از وبگاه بانک مرکزی ایران به‌دست آمد. فصل مشترک کلیه سری‌های زمانی

یادشده در فاصله سال‌های ۹۱-۱۳۴۰ و یک دوره ۵۲ ساله است. به‌منظور حصول نتایج دقیق‌تر،کارآتر و سازگارتر، مدل خطی ساده به مدل لگاریتمی- خطی تبدیل و برآورد شده است (Dumrul and Kilicaslan, 2017; Janjua et al., 2014).

نتایج و بحث

پیش از برآورد و آزمون الگوی ARDL، باید ایستایی کلیه متغیرها بررسی شود. این الزام وجود دارد که متغیرها حتماً «جمعی» از درجه صفر یا یک باشند، چراکه متغیرهای جمعی از درجه دو منجر به محاسبه آماره‌های F غیرقابل اعتماد و نتایج کاذب خواهند شد. بدین منظور، در مطالعهٔ حاضر، از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته[1] و فیلیپس- پرون[2] بهره گرفته شد که نتایج هر دو آزمون در جدول ۱ آمده است. بر اساس این جدول، هیچ‌کدام از متغیرها جمعی از درجه دو نبوده و از این‌رو، کاربرد الگوی ARDL بلامانع است. متغیرهای بارش و دما در سطح معنی‌داری یک درصد ایستا بوده‌اند و سایر متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شدند. همچنین، برخی از این متغیرها در سطوح اطمینان پایین‌تر (پنج و ده درصد)، از ویژگی ایستایی برخوردارند. وجود ریشه واحد در سری بدین معنی است که تکانه‌های وارده به سری اثر دائمی خواهند داشت و نه اثر گذرا.

1. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
2. Philips-Perron (PP)

جدول ۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته(ADF) و فیلیپس- پرون(PP)

متغیر	آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		آماره آزمون فیلیپس پرون		نتیجه		
	سطح	تفاضل اول	سطح	تفاضل اول	سطح معنی‌داری یک درصد	سطح معنی‌داری پنج درصد	سطح معنی‌داری ده درصد
دی‌اکسید کربن	-۲/۳۹	-۶/۱۶***	-۲/۴۴	-۶/۱۴***	I(1)	I(1)	I(1)
سطح برداشت جو	-۲/۶۳*	-۸/۴۸***	-۲/۴۵	-۸/۶۸***	I(1)	I(1)	I(0)
سطح برداشت ذرت	-۲/۷۹	-۸/۸۴***	-۲/۷۴	-۹/۱۲***	I(1)	I(1)	I(1)
سطح برداشت برنج	-۳/۴۹*	-۸/۸۱***	-۳/۳۸*	-۹/۱۵***	I(1)	I(1)	I(0)
سطح برداشت گندم	-۳/۲۸*	-۸/۶۱***	-۲/۹۵*	-۸/۸۸***	I(1)	I(1)	I(0)
میزان تولید جو	-۲/۷۲	-۸/۷۱***	-۲/۵۲	-۹/۶۱***	I(1)	I(1)	I(1)
میزان تولید ذرت	-۲/۸۸	-۸/۹۷***	-۲/۸۲	-۹/۲۱***	I(1)	I(1)	I(1)
میزان تولید برنج	-۴/۱۲**	-۹/۱۸***	-۴/۱۱**	-۱۰/۵۶***	I(1)	I(0)	I(0)
میزان تولید گندم	-۳/۴۹*	-۹/۴۶***	-۳/۴۲*	-۹/۹۶***	I(1)	I(1)	I(0)
سرمایه ثابت ناخالص	-۲/۹۷	-۸/۰۴***	-۲/۹۳	-۸/۰۱***	I(1)	I(1)	I(1)
بارش	-۷/۵۵***	-۱۳/۷۵***	-۷/۵۴***	-۱۴/۴۹***	I(0)	I(0)	I(0)
دما	-۳/۶۸***	-۱۰/۵۲***	-۳/۶۲***	-۱۱/۱۷***	I(0)	I(0)	I(0)

مأخذ: یافته‌های پژوهش- ***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده سطوح معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

به‌منظور تخمین مدل ARDL، نخست، برآورد رابطه (۱) صورت گرفته، که نتایج محاسبات برای تولید محصول گندم در جدول ۲ آمده است. معیار اطلاعاتی بیزی شوارتز[1] برای تعیین تعداد وقفه بهینه به‌کار گرفته شد. همچنین، در راستای تطابق با روش‌شناسی عام به خاص، متغیر غیرمعنی‌دار «سرمایه» از جریان تخمین حذف شد که با حذف آن، تعداد مشاهدات از ۵۲ به ۵۴ افزایش یافت[2]. نکته دیگر قابل ذکر این است که از آنجا که متغیرهای مستقلی که در سطح ایستا هستند (نظیر بارش و دما)، فقط می‌توانند بر پویایی‌های کوتاه مدت تأثیر گذار باشند، به صورت برونزا وارد مدل می‌شوند و برای آنها عمل انتخاب وقفه یا تبدیل به تفاضل اول، انجام نمی‌شود.

1. Schwarz's Bayesian criterion (SBC)

۲- «سرمایه» تنها متغیری بود که داده‌های ثبت‌شدهٔ آن فقط برای ۵۲ سال بود.

جدول ۲- نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۱،۰،۱) ARDL برای تولید محصول گندم

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
میزان تولید گندم (وقفه اول)	۰/۷۲۸	۰/۱۱۷	۶/۱۸	۰/۰۰۰
دی اکسید کربن	۰/۱۰۲	۰/۰۶۸	۱/۶۹	۰/۱۲۵
سطح برداشت گندم	۱/۶۴۴	۰/۲۲۸	۷/۲	۰/۰۰۰
سطح برداشت گندم (وقفه اول)	-۱/۱۹۳	۰/۲۶۴	-۴/۵۲	۰/۰۰۰
بارش	۰/۱۳۱	۰/۱۰۷	۱/۳۳	۰/۲۱۷
دما	۰/۱۳۱	۰/۶۳۸	۰/۲۱	۰/۸۳۸
جزء ثابت	-۱/۱۱	۰/۸۱۴	-۱/۲۱	۰/۲۳۲
تعداد مشاهدات: ۵۴		آماره F: ۹۶/۱۸	R^2 : ۰/۸۳۳	
لگاریتم درست‌نمایی: ۳۹/۶۵۸		احتمال: ۰/۰۰۰	R^2 تعدیل‌شده: ۰/۸۲۳	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

هدف از برآورد رابطه (۱)، در واقع، بررسی وجود رابطه بلندمدت (رابطه هم‌جمعی) بین متغیرها با استفاده از آزمون پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) بوده، که نتایج آزمون در جدول ۳ آمده است. طبق قاعده آزمون، چنانچه هر دو آماره F و t محاسبه‌شده، نسبت به مقادیر بحرانی متغیرهای I(0)، در فاصله نزدیک‌تر از صفر قرار گرفته باشند، فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی قابل تردید نیست؛ به دیگر سخن، هنگامی که آماره‌های محاسبه‌شده نسبت به مقادیر بحرانی متغیرهای I(1) از مقدار بزرگ‌تری برخوردار باشند (در فاصله دورتر از صفر قرار گرفته باشند)، شواهد کافی برای رد فرض عدم وجود رابطه بلندمدت در دست خواهد بود. مقایسه آماره‌های آزمون با مقادیر بحرانی کریپفگانتز و اشنایدر (Kripfganz and Schneider, 2018) حاکی از آن است که آماره F در سطح پنج درصد و آماره t در سطح یک درصد اطمینان معنی‌دار هستند و از این‌رو، فرض عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه رد می‌شود.

جدول ۳- نتایج آزمون هم‌جمعی «پسران و همکاران» برای تولید محصول گندم

مقادیر بحرانی کریپگانتز و اشنایدر							
یک درصد		پنج درصد		ده درصد			
I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	مقادیر محاسبه‌شده	آماره
۷/۱۳۲	۵/۶۹۴	۵/۱۷۴	۳/۹۹۹	۴/۳۱۸	۳/۲۶۹	۵/۸۵	F
-۴/۲۹۶	-۳/۵۵۳	-۳/۵۸۱	-۲/۸۸۹	-۳/۲۱۹	-۲/۵۵۷	-۴/۳۰۹	t

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از تأیید هم‌جمعی متغیرها، برآورد مدل تصحیح خطا با استفاده از رابطه (۲) انجام شده، که نتایج آن در جدول ۴ آمده است. در صورتی که وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پذیرفته نمی‌شد، مدل یادشده بدون حضور جزء تصحیح خطا و صرفاً با حضور تفاضل اول متغیرها قابل انجام بود. در جدول ۴، ضریب سرعت تعدیل معادل ۰/۲۷- و از نظر آماری، در سطح پنج درصد معنی‌دار است. این ضریب نشان‌دهنده سرعت تعدیل و بازگشت به سمت تعادل بلندمدت پس از گذراندن یک تکانهٔ کوتاه‌مدت است؛ یعنی، چنانچه میزان تولید گندم از تعادل بلندمدت خود منحرف شود، بیش از سه سال زمان لازم است تا به حالت تعادلی خود بازگردد. دی‌اکسید کربن و سطح برداشت گندم، به‌ترتیب، در سطح پنج و ده درصد اطمینان اثری معنی‌دار در بلندمدت بر تولید گندم دارند. مقدار ضرایب متناظر نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش در هر کدام از این عوامل (با ثابت بودن سایر شرایط)، میزان تولید، به‌ترتیب، معادل ۰/۳۷ و ۱/۶۵ درصد افزایش می‌یابد. از بین دو متغیر یادشده، تنها متغیر سطح برداشت است که در کوتاه‌مدت هم بر تولید گندم تأثیر می‌گذارد. ضریب این متغیر کاملاً معنی‌دار است و با افزایش یک درصد سطح برداشت، تولید ۱/۱۹ درصد افزایش می‌یابد. از این موضوع می‌توان چنین استنباط کرد که در کوتاه مدت، سطح برداشت مؤثرترین راهکار برای افزایش میزان تولید گندم است و برای پاسخ و واکنش فوری به هر گونه تکانهٔ منفی تولید، گزینه‌ای مناسب به‌شمار می‌رود. در کوتاه‌مدت، هیچ نقش تأثیرگذاری از دی‌اکسید کربن (CO_2) دیده نمی‌شود؛ به دیگر سخن، در کوتاه‌مدت، تغییر اقلیم سبب جابه‌جایی منحنی تولید

نمی‌شود. اما متغیرهای بارش و دما که به‌عنوان متغیرهای برون‌زا وارد مدل شده‌اند، اثر مثبت غیرمعنی‌دار دارند. این موضوع چنین تفسیر می‌شود که پدیده تغییر اقلیم به‌مثابه یک پدیده جهانی بر الگوهای آب‌وهوایی جغرافیایی تأثیر می‌گذارد؛ ولی این تغییر با عدم قطعیت همراه است و هنگامی که الگوی آب‌وهوا بر الگوی تولید محصول اثر می‌گذارد، ممکن است اثر کلی غیرمعنی‌دار بر تولید گندم به‌جای بگذارد. این تفسیر با نتیجه مطالعهٔ جانجوآ و همکاران (Janjua et al., 2014) نیز مطابقت دارد.

جدول ۴-نتایج برآورد مدل تصحیح خطا برای تولید محصول گندم

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
ضریب سرعت تعدیل میزان تولید گندم (وقفه اول)	-۰/۲۷۲	۰/۱۱۷	-۲/۳۱	۰/۰۲۶
ضرایب بلندمدت دی‌اکسید کربن	۰/۳۷۴	۰/۱۸۵	۲/۰۲	۰/۰۴۹
سطح برداشت گندم	۱/۶۵۵	۰/۸۶	۱/۹۲	۰/۰۶۱
ضریب کوتاه‌مدت سطح برداشت گندم (تفاضل اول)	۱/۱۹۳	۰/۲۶۴	۴/۵۲	۰/۰۰۰
بارش	۰/۱۳۱	۰/۱۰۷	۱/۳۳	۰/۲۱۷
دما	۰/۱۳۲	۰/۶۳۸	۰/۲۱	۰/۸۳۸
جزء ثابت	-۱/۱۱	۰/۸۱۴	-۱/۲۱	۰/۲۳۲
R^2: ۰/۷۰۷		R^2 تعدیل‌شده: ۰/۶۶۵		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از برآورد مدل، از آزمون‌های تشخیصی مختلف برای تأمین اعتبار و صحت نتایج استفاده می‌شود. به همین منظور، برای آزمودن توزیع نرمال اجزای اخلال، همسانی و عدم همبستگی سریالی آنها و همچنین، پایداری ضرایب برآوردی در طول زمان، آزمون‌هایی انجام گرفت که در پی، شرح و نتایج آنها ارائه می‌شود.

نتایج آزمون‌های تشخیص همبستگی سریالی بروش- گادفری[1] و دوربین[2] که با فرض صفر مبنی بر عدم همبستگی سریالی انجام شد (جدول ۵)، حاکی از وجود شواهد کافی مبنی بر پذیرش این فرض است. آزمون‌های تشخیص ناهمسانی واریانس بروش- پاگان[3] و وایت[4] نیز با فرض صفر مبنی بر واریانس ثابت انجام گرفت که نتایج آن در جدول ۵ نشانگر عدم وجود ناهمسانی (به اشکال خطی و غیرخطی) است.

جدول ۵- نتایج آزمون‌های تشخیص همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس اجزای اخلال (تولید گندم)

آزمون‌های همبستگی سریالی اجزای اخلال	آماره F	احتمال
بروش-گادفری	۰/۰۲۳	۰/۸۷۹
دوربین	۰/۰۱۹	۰/۸۸۹
آزمون‌های ناهمسانی واریانس اجزای اخلال	آماره χ^2	احتمال
بروش- پاگان	۳/۲۵	۰/۲۲۴
وایت	۳۰/۲۴	۰/۳۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

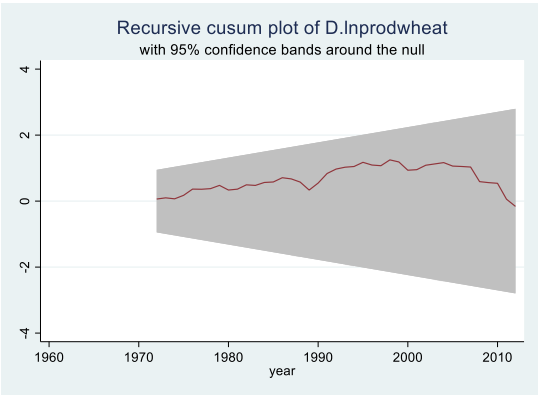
برای اطمینان از پایداری ضرایب مدل، با استفاده از پسماندهای بازگشتی[5] و حداقل مربعات معمولی (OLS)، آزمون مجموع پسماند تجمعی[6] انجام و نمودارهای مربوط در فواصل اطمینان ۹۵ درصد ترسیم شد. از آنجا که هیچ‌کدام از آماره‌های محاسبه‌شده از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر نبوده و نمودارهای رسم‌شده نیز از مرز فواصل خارج نشده‌اند، فرض صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری ضرایب را نمی‌توان رد کرد (جدول ۶ و نمودار ۱ الف و ب).

1. Breusch-Godfrey
2. Durbin
3. Breusch-Pagan
4. White
5. Recursive residuals
6. Cumulative Sum (CUSUM)

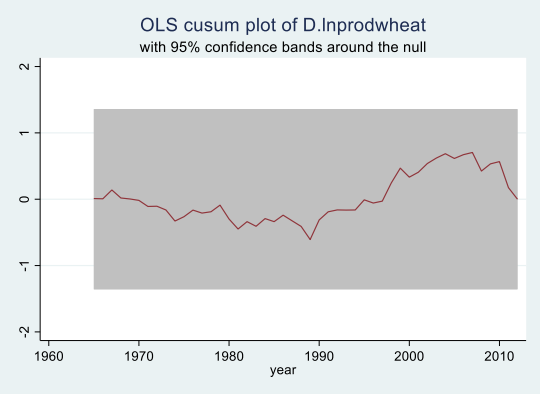
جدول ۶- آزمون مجموع پسماند تجمعی با استفاده از پسماندهای بازگشتی و حداقل مربعات معمولی (تولید گندم)

مبنای آزمون	آماره آزمون	مقدار بحرانی یک درصد	مقدار بحرانی پنج درصد	مقدار بحرانی ده درصد
پسماندهای بازگشتی	۰/۵۴۱	۱/۱۴۳	۰/۹۴۷	۰/۸۵
پسماندهای حداقل مربعات معمولی	۰/۷۰۵	۱/۶۲۷	۱/۳۵۸	۱/۲۲۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش



الف) نتایج آزمون مجموع پسماند تجمعی با استفاده از پسماندهای بازگشتی



ب) نتایج آزمون مجموع پسماند تجمعی با استفاده از حداقل مربعات معمولی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱- ترسیم نتایج آزمون مجموع پسماند تجمعی با استفاده از پسماندهای بازگشتی و حداقل مربعات معمولی (تولید گندم)

آزمون نرمال بودن اجزای اخلال بر مبنای محاسبه چولگی و کشیدگی و ترکیب هر دو در یک آماره واحد انجام گرفت. طبق نتایج جدول ۷، مقادیر احتمال محاسبه‌شده برای چولگی و کشیدگی تفاوت معنی‌دار با مقادیر متناظر در یک توزیع نرمال ندارند. از این‌رو، فرض توزیع نرمال اجزای اخلال حداقل در سطح چهارده درصد غیرقابل رد است.

جدول ۷- نتایج آزمون نرمال بودن اجزای اخلال (تولید گندم)

متغیر	احتمال چولگی	احتمال کشیدگی	آماره χ^2 مشترک	احتمال مشترک
اجزای اخلال	۰/۱۴۷	۰/۲۱۵	۳/۸۷	۰/۱۴۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

کلیه مراحل یادشده در مورد محصولات جو، ذرت و برنج نیز انجام شد که برای رعایت اختصار، خلاصه‌ای از نتایج آنها در پی ارائه می‌شود.

برای تولید محصول جو، تعداد وقفه بهینه مدل رگرسیونی با استفاده از معیار اطلاعاتی بیزی شوارتز (SBC) معادل (۱،۰،۳) تعیین شد. همچنین، بررسی وجود رابطه بلندمدت (رابطه هم‌جمعی) بین متغیرها با استفاده از آزمون پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) مبین آن است که فرض عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه رد می‌شود. با پذیرش وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، مدل تصحیح خطا قابل برآورد بوده، که نتایج آن در جدول ۸ آمده است. ضریب سرعت تعدیل تولید جو برابر با ۰/۳۸ و در سطح یک درصد اطمینان معنی‌دار گزارش شده که در مقایسه با محصول گندم، از سرعت تعدیل بیشتری برخوردار است؛ یعنی، در هر سال، حدود ۳۸ درصد از انحراف میزان تولید جو از میزان تعادلی بلندمدت آن قابل تعدیل است. هر دو متغیر توضیحی دی‌اکسید کربن و سطح برداشت در سطح یک درصد اطمینان، در بلندمدت، اثر معنی‌دار بر تولید محصول جو دارند. مقدار ضرایب متناظر نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش در هر کدام از این عوامل (با ثابت بودن سایر شرایط)، میزان تولید، به‌ترتیب، معادل ۰/۴۱ و ۱/۶۲ درصد افزایش می‌یابد، که تقریباً مشابه محصول گندم است. در کوتاه‌مدت،

متغیر دی‌اکسید کربن تأثیرگذار نیست و با افزایش یک درصدی سطح برداشت نیز کمتر از یک درصد (حدود ۰/۵۲) به میزان تولید افزوده می‌شود. بارش و دما اثر مثبت غیرمعنی‌دار بر تولید دارند و از این‌رو، تأثیر الگوهای آب‌وهوایی بر تولید محصول جو همچنان با عدم قطعیت همراه است.

جدول ۸- نتایج برآورد مدل تصحیح خطا برای تولید محصول جو

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
ضریب سرعت تعدیل				
میزان تولید جو (وقفه اول)	-۰/۳۸۴	۰/۱۱۸	-۳/۲۶	۰/۰۰۲
ضرایب بلندمدت				
دی اکسید کربن	۰/۴۱	۰/۰۹۳	۴/۴۱	۰/۰۰۰
سطح برداشت جو	۱/۶۲۱	۰/۲۴۷	۶/۵۵	۰/۰۰۰
ضرایب کوتاه‌مدت				
سطح برداشت جو (تفاضل اول)	۰/۵۲۳	۰/۱۸۳	۲/۸۶	۰/۰۰۷
میزان تولید جو (وقفه اول تفاضل)	-۰/۰۴	۰/۰۹	-۰/۴۴	۰/۶۶۱
میزان تولید جو (وقفه دوم تفاضل)	-۰/۲۴۷	۰/۰۸۵	-۲/۹۲	۰/۰۰۶
بارش	۰/۱۲۵	۰/۰۹۸	۱/۲۶	۰/۲۱۳
دما	۰/۳۹۷	۰/۶۴۳	۰/۶۲	۰/۵۴
جزء ثابت	-۱/۱۴۷	۰/۷۶۹	-۱/۵۸	۰/۱۸۲
R^2 : ۰/۷۶۴		R^2 تعدیل‌شده: ۰/۷۱۸		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

انجام آزمون‌های تشخیصی پس از برآورد مدل حاکی از رعایت فروض پایداری ضرایب، عدم خودهمبستگی، همسانی و توزیع نرمال اجزای اخلال است.

به‌منظور تخمین مدل ARDL برای تولید ذرت، با استفاده از معیار اطلاعاتی بیزی شوارتز (SBC)، تعداد وقفه بهینه (۱،۰،۱) برای مدل رگرسیونی انتخاب شد؛ سپس، این مدل برای آزمون وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها به‌کار گرفته شد. نتایج آزمون گویای آن است

که هر دو آماره F و t در سطح ده درصد اطمینان معنی‌دار هستند و از این‌رو، فرض عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه رد می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا برای تولید ذرت در جدول ۹ گزارش شده است. ضریب سرعت تعدیل برابر با ۰/۱۶ و در سطح ده درصد معنی‌دار است، بدین مفهوم که اگر انحرافی از میزان تولید ذرت در حالت تعادل بلندمدت خود روی دهد، بیش از شش سال زمان لازم است تا این انحراف تعدیل شود و به حالت اولیه خود بازگردد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، تولید ذرت نسبت به هر دو محصول گندم و جو از سرعت تعدیل پایین‌تری برخوردار است. از بررسی ضرایب بلندمدت چنین استنباط می‌شود که با افزایش یک درصدی مقدار دی‌اکسید کربن و سطح برداشت، میزان تولید، به‌ترتیب، ۱/۴ و ۰/۹ درصد افزایش خواهد یافت. با این اوصاف، افزایش غلظت دی‌اکسید کربن تأثیر به‌مراتب بیشتری بر تولید ذرت نسبت به گندم و جو دارد. شاید بتوان دلیل آن را در تفاوت ساختاری این گیاهان دانست. گندم و جو جزو گیاهان سه‌کربنه و ذرت گیاهی چهارکربنه است. در گیاهان سه‌کربنه، حتی تنش نسبتاً جزئی آب و خشکی سبب بسته شدن روزنه‌ها و کاهش دی‌اکسید کربن (CO_2) مورد نیاز برای فتوسنتز در سلول می‌شود، در حالی که گیاهان چهارکربنه حتی در غلظت‌های کم CO_2 قادرند فتوسنتز را در حد قابل توجهی انجام دهند. از این‌رو، گیاهان چهارکربنه با کارآیی بیشتری از دی‌اکسید کربن استفاده می‌کنند. در کوتاه‌مدت، دی‌اکسید کربن تأثیری بر تولید ندارد، اما گسترش سطح برداشت را می‌توان یکی از راهکارهای افزایش تولید برشمرد که با افزودن یک درصد به سطح، تولید به میزان ۰/۸۲ درصد افزایش خواهد داشت که از نظر آماری نیز کاملاً معنی‌دار است. متغیرهای برون‌زای بارش و دما اثرات منفی غیرمعنی‌دار بر تولید را نشان می‌دهند و از این‌رو، نمی‌توان با قطعیت در مورد نقش آنها اظهار نظر کرد.

جدول ۹- نتایج برآورد مدل تصحیح خطا برای تولید محصول ذرت

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
ضریب سرعت تعدیل				
میزان تولید ذرت (وقفه اول)	-۰/۱۶۲	۰/۰۹۹	-۱/۷۴	۰/۰۹۲
ضرایب بلندمدت				
دی‌اکسید کربن	۱/۴۰۹	۰/۵۳۳	۲/۶۴	۰/۰۱۱
سطح برداشت ذرت	۰/۹۰۲	۰/۲۴۷	۳/۶۵	۰/۰۰۱
ضریب کوتاه‌مدت				
سطح برداشت ذرت (تفاضل اول)	۰/۸۲۴	۰/۱۰۲	۸/۰۶	۰/۰۰۰
بارش	-۰/۰۲۸	۰/۰۸	-۰/۱۶	۰/۸۷۶
دما	-۱/۰۶۴	۰/۷۱۴	-۱/۰۳	۰/۳۴۸
جزء ثابت	۳/۷۱۲	۱/۰۴	۱/۲۲	۰/۲۲۹
R^2: ۰/۸۱۶		R^2 تعدیل‌شده: ۰/۸۰۴		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

گام بعدی، انجام آزمون‌های تشخیصی برای حصول اطمینان از اعتبار نتایج است. نتایج آزمون‌ها نشانگر عدم وجود همبستگی سریالی، عدم وجود ناهمسانی واریانس، عدم چولگی و کشیدگی اجزای اخلال، و عدم شکست ساختاری است.

به‌منظور تخمین مدل ARDL برای محصول برنج، همانند موارد قبل، ابتدا رابطه (۱) برآورد و سپس، این مدل برای آزمون وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها به‌کار گرفته شد. با استفاده از معیار اطلاعاتی بیزی شوارتز (SBC)، تعداد وقفه بهینه (۱،۰،۰) برای مدل رگرسیونی انتخاب شد. نتایج آزمون پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها حکایت از آن دارد که هر دو آماره F و t، در سطح یک درصد اطمینان، معنی‌دار هستند و از این‌رو، فرض عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه قویاً رد می‌شود.

نتایج مدل تصحیح خطا برای تولید برنج در جدول ۱۰ آمده است. ضریب سرعت تعدیل حدود ۰/۹۱ و در سطح یک درصد کاملاً معنی‌دار است. با این وصف، اگر تولید برنج

از تعادل بلندمدت خود انحرافی پیدا کند، تقریباً در طول یک سال می‌تواند به حالت اولیه خود بازگردد و از بیشترین سرعت تعدیل در بین محصولات بررسی‌شده برخوردار است. مطابق موارد قبل، نقش هر دو متغیر مقدار دی‌اکسید کربن و سطح برداشت در میزان تولید محصول مثبت و معنی‌دار است؛ و در صورت افزایش یک درصدی هر کدام از این متغیرها، میزان تولید، به‌ترتیب، ۰/۱۲ و ۱/۴ درصد افزایش خواهد یافت. شایان ذکر است که در بین محصولات منتخب، برنج دارای کمترین تأثیرپذیری مثبت از غلظت گاز دی‌اکسید کربن است. نقطه تمایز دیگر این جدول با سایر جداول متناظر در این است که سطح برداشت محصول، در کوتاه‌مدت بر تولید مؤثر تشخیص داده نشده است. به دیگر سخن، نمی‌توان انتظار داشت که تغییر سطح برداشت پویایی‌های کوتاه‌مدت در میزان تولید به‌وجود آورد، که شاید دلیل آن انعطاف‌پذیری پایین اراضی شالی‌کاری نسبت به کشت سایر غلات است، زیرا غلاتی مانند گندم و جو آسان‌تر قابل جایگزینی با یکدیگرند. تأثیرگذاری متغیرهای اقلیمی بارش و دما بر تولید برنج، به‌ترتیب، دارای علامت‌های مثبت و منفی است، که متغیر بارش را در حالت خوشبینانه می‌توان در سطح ده درصد اطمینان، از لحاظ آماری، معنی‌دار دانست. آزمون‌های تشخیصی بعد از برآورد نیز اعتبار نتایج به‌دست‌آمده را تأیید می‌کند.

جدول ۱۰- نتایج برآورد مدل تصحیح خطا برای تولید محصول برنج

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
ضریب سرعت تعدیل				
میزان تولید برنج (وقفه اول)	-۰/۹۰۸	۰/۰۹۸	-۹/۲۰	۰/۰۰۰
ضرایب بلندمدت				
دی اکسید کربن	۰/۱۲۳	۰/۰۴۲	۲/۸۷	۰/۰۰۶
سطح برداشت برنج	۱/۴۰۶	۰/۱۳۶	۱۰/۳۵	۰/۰۰۰
ضریب کوتاه‌مدت				
بارش	۰/۰۶۸	۰/۰۷۲	۱/۶۴	۰/۱۰۱
دما	-۰/۲	۰/۰۱۲	-۰/۶۹	۰/۵۳
جزء ثابت	-۴/۸۵۶	۱/۶۲۳	-۱/۹۹	۰/۰۵
	R^2 : ۰/۶۹۸	R^2 تعدیل شده: ۰/۶۶۳		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مطالعهٔ حاضر بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی بر میزان تولید محصولات راهبردی منتخب در ایران بود. برآورد مدل ARDL با استفاده از داده‌های زمانی بیش از نیم قرن گذشته نشان داد که محصولات برنج، جو، گندم و ذرت، به‌ترتیب، از بیشترین سرعت تعدیل در واکنش به هر گونه تکانه و انحراف از حالت تعادلی بلندمدت خود برخوردارند. از لحاظ تأثیرگذاری غلظت دی اکسید کربن (CO_2)، ذرت بیشترین افزایش تولید را به ازای یک درصد CO_2 بیشتر خواهد داشت؛ و جو، گندم و برنج، به‌ترتیب، در ردیف‌های بعدی قرار می‌گیرند. در کوتاه‌مدت و بلندمدت، سطح برداشت محصولات از دیگر متغیرهای مؤثر به‌شمار می‌رود که همواره، دارای نقش مثبت در تولید است. اثر متغیرهای بارش و دما در کوتاه‌مدت غیرمعنی‌دار شناخته شده، بدین معنی که تأثیر پدیده نوظهور تغییر اقلیم بر الگوهای بارشی و دمایی کشور با عدم قطعیت همراه است. از بررسی مجموع نتایج می‌توان بدین نکته پی برد که تاکنون در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر منفی معنی‌دار از تغییر اقلیم بر تولید غلات کشور مشاهده نشده و تغییرات اقلیمی هنوز از آستانه تحمل نظام‌های کشاورزی عبور نکرده است. اما این موضوع به معنی در پیش گرفتن حالت انفعالی و نادیده گرفتن پیش‌بینی‌های موجود در گزارش‌های مختلف نیست. در مطالعات متعدد، اشاره شده است که افزایش غلظت دی‌اکسید کربن به دو روش بر فرآیندهای گیاه و تولیدات زراعی تأثیر می‌گذارد: یکی، اثر مستقیم این گاز بر فرآیندهای فیزیولوژیکی گیاه و بهبود بخشیدن به بهره‌وری اولیه خالص گیاهان؛ و دیگری، تأثیر غیرمستقیم از راه تغییرات دما و بارش. با توجه به نتایج پژوهش حاضر، تاکنون اثر مستقیم این گاز در ایران بیشتر بوده و باعث افزایش فرآیند فتوسنتز و تولید غلات مورد بررسی شده است. اما از سوی دیگر، افزایش گازهای گلخانه‌ای (به‌ویژه افزایش بیش از حد گاز CO_2) یکی از مهم‌ترین عوامل گرم شدن کره زمین است که در نهایت، منجر به کاهش تولید محصولات حساس به دما خواهد شد. با توجه به پیش‌بینی‌های فائو (FAO, 2018) از اثر تغییر

اقلیم بر تولید محصولات کشاورزی در منطقهٔ ننا[1] و کشور ایران، تا اواسط قرن حاضر، ایران تغییرات دمایی چشمگیری را به‌ویژه در البرز مرکزی و زاگرس شمالی تجربه خواهد کرد. مناطق تولید گندم در جانب غربی رشته کوه زاگرس و برنج در البرز مرکزی احتمالاً متحمل افت عملکرد خواهند شد. حتی احتمال جایگزینی کشت گندم با جو در گزارش فائو مطرح شده که با توجه به ضرایب پایین‌تر متغیر دی‌اکسید کربن برای دو محصول برنج و گندم نسبت به سایر محصولات مورد بررسی در پژوهش حاضر (جداول ۴ و ۱۰)، این مسئله دور از تصور نیست. از این‌رو، لزوم اتخاذ تدابیری برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، هم‌زمان با در پیش گرفتن «راهبردهای سازگاری با شرایط» احساس می‌شود. همچنین، به‌دلیل عدم دسترسی به آمار مربوط به متغیر آب آبیاری در بازه زمانی مورد بررسی، ناگزیر برآورد مدل در غیاب این متغیر صورت گرفت. طبیعی است که با افزایش دما، تبخیر و تعرق افزایش می‌یابد و کشاورزان برای جبران آن از آب بیشتری استفاده می‌کنند. به‌نظر می‌رسد که تاکنون و در حضور شرایط تغییر اقلیم، بالا بودن میزان مصرف آب مانع از کاهش تولید شده است؛ اما تداوم این وضع، در نهایت، منجر به تخریب کامل منابع آب می‌شود و تولید را به‌شدت کاهش خواهد داد. به دیگر سخن، در طول نیم قرن گذشته، تاثیرات منفی تغییر اقلیم با استفادهٔ بیشتر از منابع پایه آب و خاک و اتکای بیشتر بدین منابع جبران شده است، در حالی که تداوم این وضعیت در آینده امکان‌پذیر نیست. از این‌رو، برای جلوگیری از وقوع پیامدهای فاجعه‌بار تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی، «استفاده از فناوری‌های پیشرفته و ترویج کشاورزی هوشمند به اقلیم» راهکاری مناسب به‌شمار می‌رود. در پایان، با توجه به نتایج مطالعهٔ حاضر، پیشنهادهایی به‌شرح زیر ارائه می‌شود:

- طبق نتایج به‌دست‌آمده، چنانچه تکانهٔ منفی به تولید یا ارزش تولید محصولات وارد شود، عموماً با افزایش سطح برداشت می‌توان این اثر منفی را جبران کرد. اما بدیهی است که این کار به‌سادگی میسر نیست و به‌دلیل محدودیت‌های فراوان موجود، نمی‌توان انتظار داشت

1. Northern Europe and North America (NENA)

که همواره با افزایش سطح برداشت و گسترش افقی مزارع، بتوان تولید را تقویت کرد. بنابراین، توصیه می‌شود که توسعه کشت فراسرزمینی و همچنین، استفاده از فضای گلخانه‌ای و کشت‌های عمودی برای گیاهان دارای شرایط پرورش در گلخانه و در نتیجه، آزاد شدن زمین و امکانات برای تولید محصولاتی نظیر غلات مورد توجه قرار گیرد.

- همان‌گونه که در گزارش فائو نیز اشاره شده است، نوسان‌های تولید و ارزش تولید محصولات ممکن است موجب تغییرات درآمدی کشاورزان شود. از این‌رو، طراحی برنامه‌هایی برای تنوع‌بخشی به منابع درآمدی و معیشتی کشاورزان خرده‌پا حائز اهمیت است. در این راستا، چه‌بسا معرفی و ترویج ارقام مقاوم به گرما (به‌ویژه در مورد محصول برنج) و پرورش دام‌های متناسب با شرایط خشکسالی و گرما (نظیر گوسفند) سودمند باشد.
- جایگزینی انرژی‌های نو و تجدیدپذیر با سوخت‌های فسیلی در سطح گسترده و اجرای طرح‌های درختکاری و ممانعت از برداشت بی‌رویه درختان جنگلی کماکان می‌تواند در جلوگیری از انتشار گازهای گلخانه‌ای و جذب مقادیری از آن راهگشا باشد.
- در پژوهش حاضر، به‌دلیل عدم دسترسی به سایر متغیرهای تأثیرگذار بر تولید محصولات (نظیر کود، بذر، آب، فناوری) در دوره زمانی مورد بررسی، امکان برآورد مدل با استفاده از کلیه متغیرها فراهم نبوده است. پیشنهاد می‌شود که در صورت امکان، تحقیقات آتی با حضور این متغیرها صورت گیرد تا نقش آنها در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد سنجش و ارزیابی قرار گیرد.

منابع

1. Adavi, Z., Tadayon, M.R. and Baghbani Arani, A. (2019). The effect of climate change on potato production and evaluation of adaptation strategies in climatic conditions of Fereydunshahr region. *Plant Process and Function*, 8(29): 151-169. (Persian)

2. Alijani, F., Karbasi, A.R. and Mozafari, M. (2011). Investigation of the effect of temperature and rainfall on irrigated wheat yield in Iran. *Agricultural Economics and Development,* 19(76): 1-13. (Persian)
3. Amiraslany, A. (2010). The impact of climate change on Canadian agriculture: a Ricardian approach. PhD Thesis, University of Saskatchewan, Department of Bioresource Policy, Business and Economics, Saskatoon. Available at https://harvest.usask.ca/bitstream/handle/10388/etd-05252010-102012/Thesis_Afshin_Amiraslany.pdf?sequence=1&isAllowed=y.
4. Amirnejad, H. and Asadpour Kordi, M. (2017). Investigating the effects of climate change on wheat production in Iran. *Research in Economics and Agricultural Development of Iran,* 9(3): 163-182. (Persian)
5. Amponsah, L., Kofi Hoggar, G. and Yeboah Asuamah, S. (2015). Climate change and agriculture: modelling the impact of carbon dioxide emission on cereal yield in Ghana. *Agriculture and Food Sciences Research* , 2(2): 32-38.
6. APERDRI (2018). Quantitative provincial goals of priority projects and executive plans of resistance economy in 2018. Tehran: Ministry of Agriculture-Jahad, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI). (Persian)
7. Barnwal, P. and Kotani, K. (2013). Climatic impacts across agricultural crop yield distributions: an application of quantile regression on rice crops in Andhra Pradesh, India. *Ecological Economics,* 87: 95-109.
8. Chang, C.C. (2002). The potential impact of climate change on Taiwan's agriculture. *Agricultural Economics,* 27(1): 51-64.
9. Duasa, J. (2007). Determinants of Malaysian trade balance: an ARDL bound testing approach. *Global Economic Review,* 36(1): 89-102.
10. Dumrul, Y. and Kilicaslan, Z. (2017). Economic impacts of climate change on agriculture: empirical evidence from ARDL approach for Turkey. *Journal of Business Economics and Finance,* 6(4): 336-347.
11. FAO (2012). FAO Production statistics. Available at http://faostat.faoorg/site/339/default.aspx.

12. FAO (2018). Impact of climate change on farming systems and livelihoods in the Near East and North Africa. Food and Agriculture Organization (FAO). Available at https://www.fao.org/publications/card/en/c/CA1439EN/.
13. Foley, J.A., Ramankutty, N., Brauman, K.A., Cassidy, E.S., Gerber, J.S., Johnston, M., . . . West, P.C. (2011). Solutions for a cultivated planet. *Nature*, 478(7369): 337-342.
14. Frimpong, J.M. and Oteng-Abayie, E.F. (2006). Bounds testing approach: an examination of foreign direct investment, trade, and growth relationships. *American Journal of Applied Sciences*, Forthcoming. Available at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/352/1/MPRA_paper_352.pdf.
15. Ghavidel, A., Farahanifard, S. and Mohammadinasab, M. (2018). Impacts of resilience economy on agricultural sector. *Journal of Strategic and Macro Policies*, 6: 790-807. (Persian)
16. Godfray, H.C.J., Beddington, J.R., Crute, I.R., Haddad, L., Lawrence, D., Muir, J.F., . . . Toulmin, C. (2010). Food security: the challenge of feeding 9 billion people. *Science*, 327(5967): 812-818.
17. Hosseini, S., Nazari, M.R. and Eraghinejad, S. (2013). Investigating the effect of climate change on the agricultural sector with emphasis on the role of implementing adaptation strategies. *Research in Economics and Agricultural Development of Iran*, 44(1): 1-16. (Persian)
18. Janjua, P.Z., Samad, G. and Khan, N. (2014). Climate change and wheat production in Pakistan: an autoregressive distributed lag approach. *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, 68: 13-19.
19. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
20. Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to demand for money. *Oxford Bulletin of Econ. and Statistics*, 52: 169-210.

21. Kemfert, C. (2008). Climate protection requirements – the economic impact of climate change. In: Handbook Utility Management (pp. 725-739), Springer.
22. Kripfganz, S. and Schneider, D.C. (2018). ARDL: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. The Proceedings of the 2018 London Stata Conference.
23. Lu, S., Bai, X., Li, W. and Wang, N. (2019). Impacts of climate change on water resources and grain production. *Technological Forecasting and Social Change*, 143: 76-84.
24. Maharjan, K. L. and Joshi, N.P. (2013). Climate change, agriculture and rural livelihoods in developing countries. Springer.
25. Mall, R.K., Gupta, A. and Sonkar, G. (2017). Effect of climate change on agricultural crops. In: Current Developments in Biotechnology and Bioengineering (pp. 23-46), Elsevier.
26. Mendelsohn, R., Nordhaus, W.D. and Shaw, D. (1994). The impact of global warming on agriculture: a Ricardian analysis. *The American Economic Review*, 84(4): 753-771.
27. Mishra, D. and Sahu, N.C. (2014). Economic impact of climate change on agriculture sector of Coastal Odisha. *APCBEE Procedia*, 10: 241-245.
28. Narayan, P.K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17): 1979-1990.
29. Noferesti, M. (1999). Unit root and cointegaration in econometrics. Tehran: Rasa Institution. (Persian)
30. Pesaran, M. and Pesaran, B. (1997). Working with Microfit 4.0: interactive econometric analysis, windows version. Oxford: Oxford University Press.
31. Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: Strom, S. (ed.) Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Cambridge University Press.

32. Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
33. Ray, D. K., Mueller, N.D., West, P.C. and Foley, J.A. (2013). Yield trends are insufficient to double global crop production by, 2050. *PloS One*, 8(6): e66428.
34. Reid, D. (2018). UN report identifies where global harvests will rise and fall by 2050. Available at https://www.cnbc.com/2018/09/17/un-report-shows-climate-changeeffect-on-farming.html (1.7. 2019).
35. Reidsma, P., Oude Lansink, A. and Ewert, F. (2009). Economic impacts of climatic variability and subsidies on European agriculture and observed adaptation strategies. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 14(1): 35-59.
36. Rosegrant, M.W., Ewing, M., Yohe, G., Burton, I., Huq, S. and Valmonte-Santos, R. (2008). Climate change and agriculture: threats and opportunities. Eschborn, Germany: Deutsche Gesellschaft für Internationale Zusammenarbeit, Federal Ministry for Economic Cooperation and Development.
37. Shrestha, M.B. and Bhatta, G.R. (2018). Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis. *The Journal of Finance and Data Science,* 4(2): 71-89.
38. Tilman, D., Balzer, C., Hill, J. and Befort, B.L. (2011). Global food demand and the sustainable intensification of agriculture. *Proceedings of the National Academy of Sciences,* 108(50): 20260-20264.
39. UN (2012). World population prospects 2012. United Nations (UN): Department of Economic and Social Affairs, Population Division. Available at http://esa.un.org/unpd/wpp/Excel-Data/population.htm.
40. Vaseghi, A. and Esmaieli, A. (2008). Investigating the economic effect of climate change on Iran's agricultural sector: Ricardian method (case study: wheat). *Journal of Agricultural and Natural Resources Science and Technology,* 12(45): 685-696. (Persian)