Journal of Agricultural Economics Research

Autumn 2024. Vol 16. Issue 3

ISSN (Print): 2008-6407 - ISSN (Online): 2423-7248

Research Paper

Assessing the Impact of Climatic and Non-climatic Factors on Cereal Production: Empirical Evidence from Iran

Abolfazl Deylami[1], Ramtin Joolaie[2*]

1.Master of Agricultural Economics, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources

2.Associate Professor of Agricultural Economics, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources

Received:2023/7/13
Accepted: 2023/10/17
PP:1-20

Use your device to scan and read the article online

DOI:
10.30495/jae.2024.32138.2390

Keywords:
cereal production, climate factors, carbon dioxide emissions, agricultural credits

Abstract

Introduction: Ensuring food security and maintaining and increasing food production in Iran, as one of the main goals of agricultural policies, are of great importance. However, climate change and non-climatic factors pose challenges to maintaining and increasing cereal production.

Materials and Methods: The present study evaluates the impact of climatic factors (temperature, precipitation, and carbon dioxide emissions) and non-climatic factors (agricultural credits, land under cereal production, and fertilizer consumption) on cereal production in Iran using the ARDL approach by examining the time period of 1990-2020.

Findings: The ARDL Bound test, confirms a valid long-term relationship between the variables. The results of the study show that an increase in temperature and precipitation can lead to an increase in cereal production, while CO2 emissions lead to a decrease in cereal production. Moreover, agricultural credits, land under cereal production, and fertilizer consumption also have a positive impact on cereal production.

Conclusion: The policies designed to support the agricultural sector and attract investment in this area are of great importance. Increasing the allocation of credits to the agricultural sector, encouraging the expansion of cereal cultivation, and the use of improved seeds can lead to an increase in productivity and cereal production in Iran. Also, in order to adapt to climate change, agricultural communities need to be provided with information about its impacts and mitigation measures so that they can face these challenges and increase agricultural productivity by utilizing the positive potential created.

Citation: Deylami A., Joolaie R. (2024). Assessing the Impact of Climatic and Non-climatic Factors on Cereal Production: Empirical Evidence from Iran. Journal of Agricultural Economics Research.16(3):1-20

***Corresponding author:** Ramtin Joolaie
Address: Department of Agricultural Economics, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Iran
Tell: 01732426845
Email: joolaie@gau.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

Agriculture serves as the primary source of food production and food security and is a crucial component of economic growth in developing nations. The effect of climate change on agricultural productivity and food security is a global apprehension. However, the detrimental effects of climate change are more severe for emerging economies due to their historical exposure to higher temperatures, limited development, insufficient development policies, and inadequate social and economic capital in the agricultural sector. These countries are not well-suited for adaptive strategies such as access to modern irrigation techniques and the cultivation of drought-resistant crops. The majority of climate change studies have been conducted in developed countries, which are less susceptible to the negative impacts of climate change due to their greater capacity for adaptation and technological advancements. So, the aim of this paper is to assess the impact of carbon dioxide emissions, temperature, and Precipitation (as climatic variables), as well as non-climatic variables such as agricultural credits, fertilizer consumption, and the Land under cereal production, on the short- and long-term growth of cereal production in Iran.

Materials and Methods

To achieve the research objectives, qualitative time series data from 1990 to 2020 were utilized, which were obtained from the World Bank Indicator (WDI) and the Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO). Prior to estimating the model, it was necessary to check the unit root of the variables. The Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips Peron (PP) tests were employed for this purpose. Since the effect of variables in the short- and long-term may differ, the autoregressive distributed lag (ARDL) method was utilized to estimate the relationships among the model variables and to perform dynamic analysis. The ARDL method is widely used and offers several advantages over other statistical models. Notably, it can investigate the relationships between variables, regardless of whether the variables are I (0) or I (1). Moreover, the ARDL method can calculate both short- and long-term relationships between variables, as well as the speed of adjustment of short-term imbalances in reaching a long-term balance. Therefore, in this study, the ARDL model was employed to examine the relationship between cereal production, agricultural CO_2 emissions, temperature, precipitation, agricultural credit, fertilizer consumption, and the land area under cereal production. The appropriate lag lengths for the empirical model were determined using the Schwartz (SIC), Bayesian (BIC), and Akaike information criterion (AIC).

Findings

As mentioned earlier, the stationarity of the underlying variables was checked using the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) tests. The results indicate that LLCP, LAGEXP, LAP, and LAT are stationary at their level, while LCP, LCO2, LAGC, and LFC are stationary at their first difference. Given that some variables are I (0) and others are I (1), the autoregressive distributed lag (ARDL) model was employed to investigate the short-term and long-term relationships between the selected variables. The estimated results suggest that the F-statistics value exceeds the upper bound at different significance levels when cereal production, CO2 emissions, average temperature, average, and precipitation are the dependent variables. Hence, rejecting the null hypothesis implies a long-run cointegration between these study variables. The long-term estimation results demonstrate that the coefficient of carbon dioxide emissions has a significant negative impact on cereal food production, with a decrease of 3.576% in cereal production for every 1% increase in CO2 emissions. In contrast, the climatic variables of temperature and precipitation have positive effects on Iran's cereal production, with a 2.52% and 0.38% increase in cereal production, respectively, for every 1% increase in these variables in the long term, and a 1.403% and 0.211% increase in the short term. As the nature of climatic variables differs from other variables, it has different effects on different products in different geographical areas. Agricultural credits positively affect cereal production in the short and long term, with a 0.358% and 0.199% increase in cereal production, respectively, for every 1% increase in credits. The area under grain cultivation also has a significant positive effect on Iran's cereal production, with a 1.457% increase in the short term and a 1.07% increase in the long term for every 1% increase in cultivated area. Additionally, fertilizer consumption has a positive and significant relationship with grain production in the long term, with a 0.26% increase in cereal production for every 1% increase in this variable.

Discussion and Conclusion

The analysis of long-term and short-term coefficients indicates that temperature and

precipitation have a positive effect, while carbon dioxide emissions have a negative effect on cereal production in the long term. To capitalize on this positive potential, the Ministry of Agriculture of Iran should consider policies such as changing planting dates, increasing awareness among the agricultural community through workshops and seminars, and utilizing agricultural promoters to disseminate up-to-date information on the effects of climate change. Additionally, modern methods in the field of accurate weather forecasting should be employed. Since excessive use of chemical fertilizers and pesticides contributes to most of the carbon emissions in the agricultural sector, reducing their use is necessary to reduce the adverse effects of carbon dioxide emissions in the long term. This can be achieved by shifting towards more organic fertilizers and biological control of pests, as well as using renewable energy-consuming technologies for operating agricultural machinery. The government should also provide electricity as a renewable energy source to farmers at a low cost and encourage its use. Furthermore, reducing the use of chemical fertilizers and increasing soil fertility with more organic fertilizers can improve crop performance. The government of Iran should pass laws to ban the burning of agricultural waste, which decreases soil fertility and increases carbon dioxide emission, and adopt waste management techniques to save money and reduce the effects of chemical fertilizers on the climate and natural resources. Lastly, the findings suggest that financial institutions should provide more loans to farmers with flexible interest rates to quickly adapt to climate change, purchase modified and improved inputs, and adopt cleaner technologies to increase grain production sustainably.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

All subjects full fill the informed consent.

Funding

No external funding was received to conduct this study

Authors' contributions

Design and conceptualization: Abolfazl Deylami and Ramtin Joolaie; Methodology and data analysis: Abolfazl Deylami and Ramtin Joolaie; Supervision: Ramtin Joolaie and final writing: Abolfazl Deylami

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest

شاپا چاپی: ۶۴۰۷ -۲۰۰۸ – شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۷۲۴۸

مقاله پژوهشی

ارزیابی تاثیر عوامل اقلیمی و غیر اقلیمی بر تولید غلات: شواهد تجربی از ایران

ابوالفضل دیلمی[۱]، رامتین جولایی[۲*]

۱. فارغ التحصیل کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، گرگان، ایران

۲.دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، گرگان، ایران

تاریخ دریافت:۱۴۰۲/٤/۲۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۲۵

شماره صفحات: ۲۰-۱

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید

DOI:
10.30495/jae.2024.32138.2390

واژه‌های کلیدی:
تولید غلات، عوامل اقلیمی، انتشار دی‌اکسید کربن، اعتبارات کشاورزی

چکیده

مقدمه و هدف: تولید و مصرف غلات به صورت پایدار، انعطاف‌پذیری و استقلال بیشتری را در تأمین امنیت غذایی فراهم می‌کند. از این رو، توجه به توسعه کشاورزی در زمینه تولید غلات به منظور تأمین نیازهای غذایی جوامع بسیار ضروری است. با این حال، تغییرات اقلیمی و عوامل غیر اقلیمی، چالش‌هایی را برای حفظ و افزایش تولید غلات ایجاد کرده‌اند.

مواد و روش‌ها: تحقیق حاضر با استفاده از روش ARDL و با بررسی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰، به ارزیابی تأثیر عوامل اقلیمی (دما، بارش و انتشار دی‌اکسید کربن) و غیر اقلیمی (اعتبارات بخش کشاورزی، سطح زیر کشت غلات و مصرف کودهای شیمیایی) بر تولید غلات در ایران پرداخته است.

یافته‌ها: رویکرد آزمون‌های کرانه‌های ARDL یک رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت معتبر بین متغیرها را تأیید کردند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که افزایش دما و بارش می‌تواند باعث افزایش تولید غلات شود، در حالی که انتشار CO_2 باعث کاهش تولید غلات می‌گردد. همچنین، اعتبارات بخش کشاورزی، سطح زیر کشت غلات و مصرف کودهای شیمیایی نیز تأثیر مثبتی بر تولید غلات دارند.

بحث و نتیجه‌گیری: سیاست‌گذاری‌هایی که به منظور حمایت از بخش کشاورزی و جذب سرمایه در این حوزه طراحی می‌شوند، از اهمیت بالایی برخوردارند و افزایش اعتبارات تخصیص یافته به بخش کشاورزی و تشویق به گسترش سطح زیر کشت غلات می‌تواند به افزایش تولید غلات در ایران منجر شود. همچنین، جهت سازگاری با تغییرات اقلیمی، باید به جوامع کشاورز اطلاعاتی در مورد تأثیرات این تغییرات و راهکارهای مقابله با آن‌ها ارائه شود تا بتوانند با این چالش مواجه شوند.

***نویسنده مسوول:** رامتین جولایی

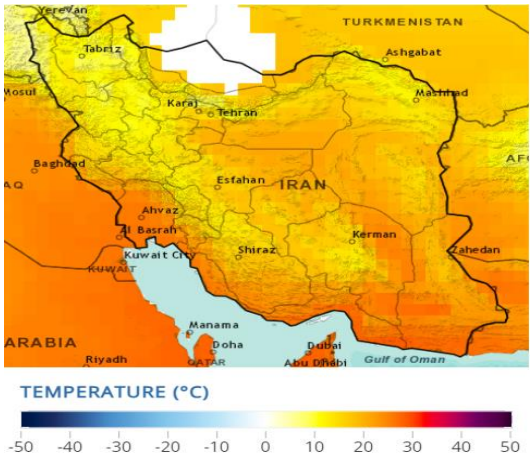
نشانی: گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، گرگان، ایران

تلفن: ۰۱۷۳۲۴۲۶۸۴۵

پست الکترونیکی: joolaie@gau.ac.ir

مقدمه

کشاورزی به عنوان منبع اصلی تولید غذا و امنیت غذایی، در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه نقش مهمی ایفا می‌کند. در دهه‌های اخیر، تغییرات آب و هوایی به عنوان یکی از عوامل اصلی در تغییر تولید محصولات کشاورزی شناخته شده است. (۷۲). تاثیر تغییرات اقلیمی بر بهره‌وری محصولات کشاورزی و امنیت غذایی موضوع اصلی نگرانی در سطح جهانی است (۲۸). این موضوع از ادبیات عظیم، در مطالعات (۹، ۲۱، ۲۲، ۲۳، ۲۶، ۲۸، ۳۰، ۳۱، ۶۰، ۶۳، ۷۵، ۲۹، ۴۵، ۶) مشهود است. با این حال، تأثیر مضر تغییرات اقلیمی برای اکثر کشورهایی با اقتصاد در حال ظهور، بسیار شدیدتر است زیرا آن‌ها در گذشته دمای بالاتر، توسعه کمتر و سیاست‌های ناکافی برای توسعه را تجربه کرده‌اند (۲۷، ۳۵، ۴۲، ۴۴، ۴۶، ۶۷، ۸۲) و به طور خاص بخش کشاورزی این کشورها دارای سرمایه اجتماعی و اقتصادی لازم برای استراتژی‌های انطباقی مانند دسترسی به روش‌های آبیاری مدرن و کشت محصولات مقاوم در برابر خشکسالی نیستند (۸۶) ولی به نظر می‌رسد که بسیاری از این مطالعات در مورد تغییرات اقلیمی در کشورهای توسعه یافته انجام شده است که به دلیل ظرفیت سازگاری قابل اعتماد و پیشرفت تکنولوژیک، کمتر مستعد تأثیرات منفی تغییرات آب و هوایی هستند (۲۸، ۳۴، ۷۸). بیش از نیمی از جمعیت جهان در قاره آسیا زندگی می‌کنند. این نشان می‌دهد که تقاضا برای محصولات غذایی در این منطقه بسیار بالاست و برای رسیدن به امنیت غذایی در این منطقه نیاز به توجه بیشتری وجود دارد. موضوع امنیت غذایی که به کمبود عرضه مواد غذایی اصلی مربوط می‌شود، از طریق عملکرد بخش کشاورزی قابل ارتقا است. غلات بیشترین رشد مصرف را در سراسر جهان دارند. با این حال، عملکرد این محصولات به طور قابل توجهی تحت تاثیر تغییرات آب و هوایی است. تغییرات اقلیمی به شدت بر امنیت غذایی و معیشت خانوارهای روستایی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه، تأثیر می‌گذارد (۵۵). برخی از جنبه های مرتبط با آب و هوا که بر کشاورزی تأثیر می گذارد عبارتند از: تغییر دما و بارندگی، افزایش غلظت CO_2 و رویدادهای شدید آب و هوایی مانند خشکسالی و سیل (۹۲). با این حال تولید غذا نه تنها به متغیرهای اقلیمی، انتشار CO_2 و مصرف کود، بلکه به عوامل اقتصادی مانند قیمت مواد غذایی، صادرات محصولات کشاورزی و درآمد کشاورزان نیز بستگی دارد (۵۵). توسعه مالی که جز عوامل اقتصادی می‌باشد که بر تولیدات کشاورزی اثرگذار است، کلید رشد اقتصادی است و به عنوان ابزاری برای به حداقل رساندن ریسک فعالیت اقتصادی استفاده می‌شود (۵۰). یکی از راه‌های توسعه مالی، اعتبارات است که به طور گسترده توسط اقتصاددانان توسعه بر آن تاکید می‌شود (۷۳، ۷۱، ۶۹). اعتبارات بخش کشاورزی، کنشیاری در زمینه تحول و توسعه کشاورزی است. اعتبارات کشاورزی به اتخاذ فناوری‌های مدرن و استفاده بهینه از منابع کمک می‌کند که همراه با حمایت‌های نهادی، به عنوان مثال یارانه‌ها، مالیات‌ها و بیمه‌های محصولات کشاورزی، از توسعه بخش کشاورزی حمایت می‌کند (۲۰، ۷). ایران با جمعیتی حدود ۸۴ میلیون نفر یکی از بزرگترین کشورهای منطقه اقتصادی MENA[1] است که در یک اقلیم خشک و نیمه خشک واقع شده است شکل (۱).

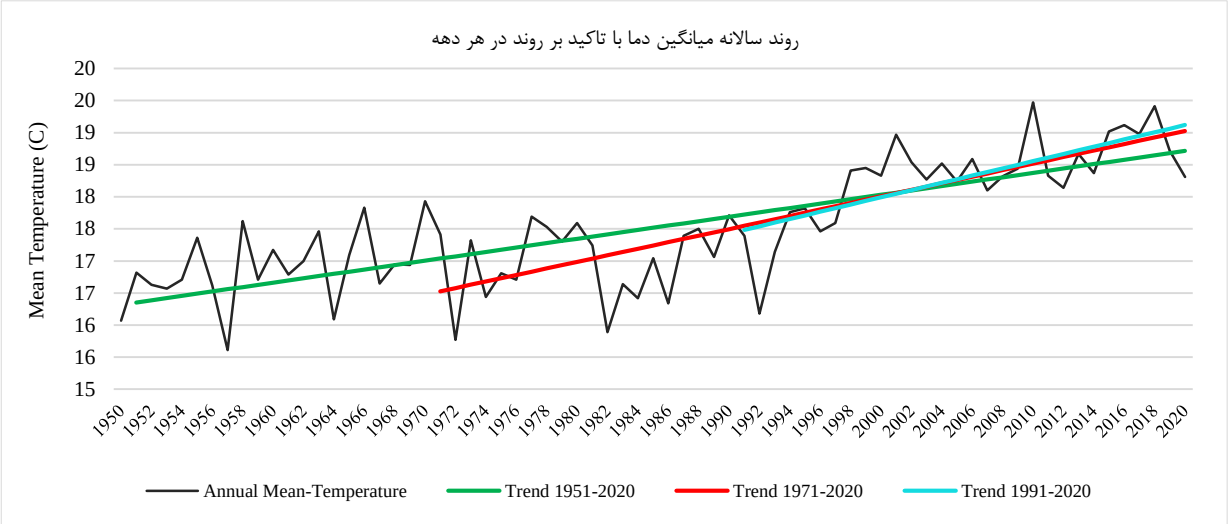


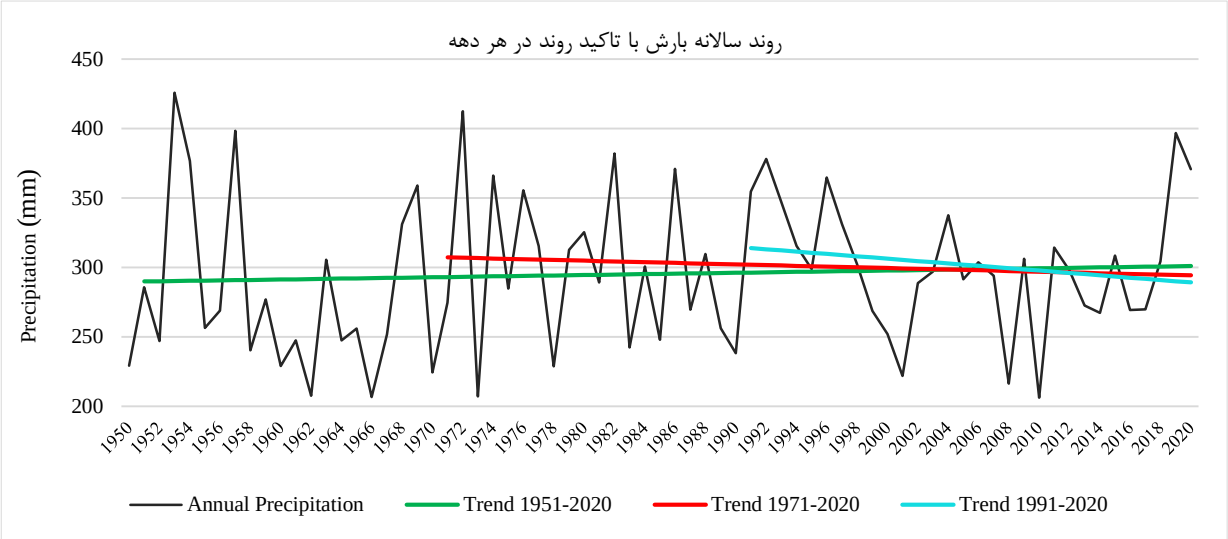
شکل ۱- موقعیت جغرافیایی ایران و شرایط اقلیم مشاهده شده میانگین دما ۲۰۲۰-۱۹۹۱

منبع: CCKP (۱۱)

پیش‌بینی می‌شود که جمعیت ایران تا سال ۲۰۵۰ به ۹۴ تا ۱۱۲ میلیون نفر برسد که افزایش ۱۲ تا ۲۸ میلیون نفری است و به دلیل محدودیت منابع زمین باید تامین غذا را در نظر گرفت (۸۱). بخش کشاورزی ایران بیشترین ارزش افزوده را در بین کشورهای منطقه اقتصادی MENA دارد (۸۵). به طوریکه ۲۱ درصد از کل تولیدات کشاورزی و بیش از ۳۱ درصد از غلات MENA در ایران تولید می‌شود که از این نظر رتبه دوم را در منطقه ذکرشده داراست. همچنین بزرگترین تولید کننده دی اکسید کربن در منطقه نیز می‌باشد که این امر باعث تشدید اثرات تغییر اقلیم در این کشور خواهد شد. حدود ۲۵ درصد از جمعیت ایران در مناطق روستایی زندگی می‌کنند که بیش از ۴۷ درصد از این جمعیت در بخش کشاورزی مشغول به فعالیت هستند و ۱۲ درصد از GDP ایران توسط بخش کشاورزی تولید می‌شود (۸۰). شکل (۲) توزیع و روند میانگین دما و بارندگی طی دوره ۲۰۲۰-۱۹۵۱ ایران را نشان می‌دهد. برای درک تغییرات احتمالی در توزیع آب و هوا و تغییرپذیری آن، دوره‌های اقلیم‌شناسی متوالی را می‌توان از طریق جابجایی در میانگین و همچنین گسترش (عرض) تنوع مقایسه کرد. هر توزیع زنگی‌شکل نشان‌دهنده یک فاصله اقلیمی ۳۰ ساله است. این جابه‌جایی به ما کمک می‌کند تا تشخیص دهیم به طور

[1] سرنام Middle East and North Africa به معنی خاورمیانه و شمال آفریقا اصطلاحی می‌باشد که برای نامیدن کشورهای عمده تولیدکننده نفت که در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا قرار دارند به کار می‌رود.

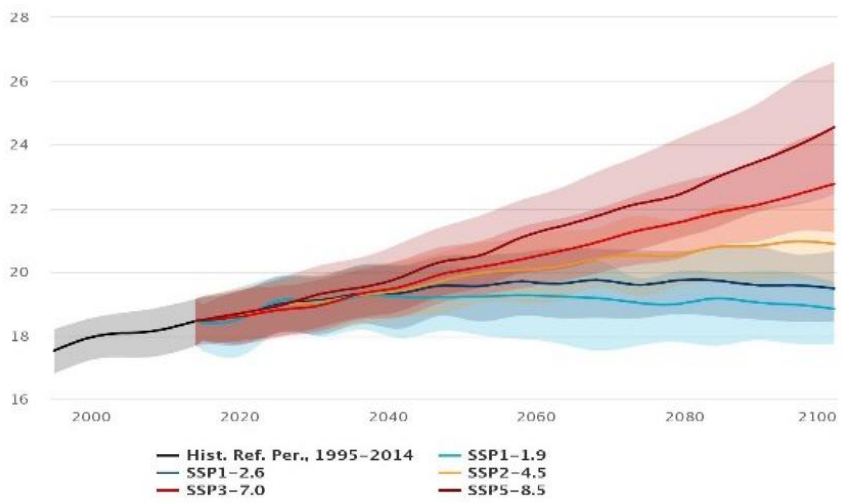




شکل ۲- تغییر در توزیع و روند سالانه میانگین دما و بارش در ایران ۲۰۲۰-۱۹۹۱
منبع: CCKP (۱۱)

مثال سال‌ها گرم‌تر می‌شوند و یا دمای شدیدتر به‌طور مکرر رخ می‌دهند. همچنین سری‌های زمانی بلندمدت‌تر می‌توانند پویایی متغیر انتخاب شده را نشان دهند. در طول دوره تاریخی، ظهور تغییر اقلیم با گذر زمان افزایش می‌یابد. بنابراین، مقایسه یک دوره کامل با روندها در فواصل اخیر می‌تواند تشدید تغییر اجباری را در تغییرپذیری طبیعی نشان دهد. در اینجا، از طریق سه خط روند، ۲۰۲۰-۱۹۵۱، ۲۰۲۰-۱۹۷۱ و ۲۰۲۰-۱۹۹۱ می‌توان روند تغییرات اقلیمی (تغییرات متغیر دما و بارش) به سمت زمان حال را شناسایی کرد (۱۱). همانطور که مشاهده می‌شود طی دوره ۲۰۲۰-۱۹۵۱ توزیع میانگین دما به سمت دماهای بالاتر و توزیع بارندگی به سمت بارندگی کمتر حرکت کرده بعلاوه سرعت روند افزایش دما و کاهش بارندگی نیز طی دهه‌های گذشته افزایشی بوده است. همچنین شکل (۳) پیش‌بینی میانگین دمای هیئت بین دولی تغییر اقلیم (IPCC[1]) در جدیدترین گزارش خود (AR6[2]) تحت اعمال همه سناریوهای خانواده SSP[3] تا سال ۲۱۰۰ در مورد ایران را نشان می‌دهد. با توجه به شکل (۳) حتی تحت اعمال خوش بینانه‌ترین سناریوهای اقلیمی، میانگین دمای ایران نسبت به سال ۲۰۱۴ (سال پایه) ۰/۴۶ سانتی گراد افزایش پیدا می‌کند که با توجه به تاثیرپذیری شدید بخش کشاورزی از پارامترهای اقلیمی اهمیت توجه و مدیریت در این زمینه افزایش دوچندان خواهد داشت. شکل (۴)

1 Intergovernmental Panel on Climate Change
2 Assessment Report Sixth
3 Shared Socioeconomic Pathways



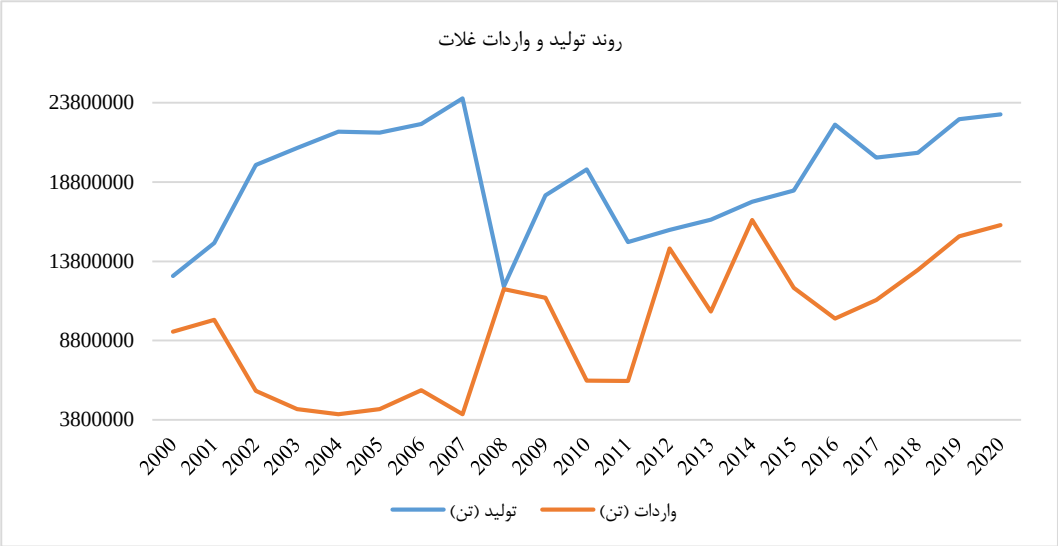
شکل ۳- پیشبینی میانگین دما بر اساس سناریوهای SSP توسط IPCC در مورد ایران
منبع: CCKP (۱۱)

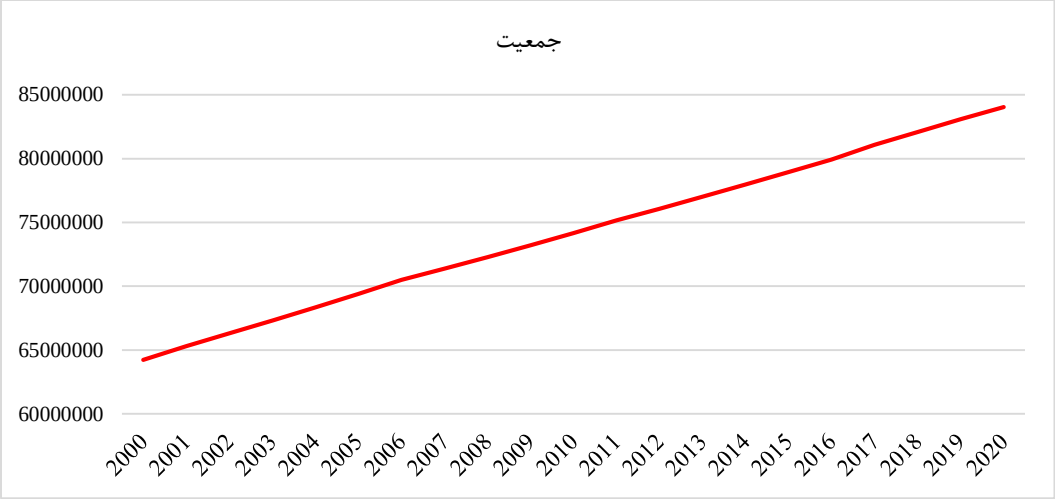
میزان تولید و واردات غلات به همراه روند جمعیتی در ایران در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه تولید غلات عامل اساسی امنیت غذایی کشور است، افزایش جمعیت نیازمند افزایش تولید غلات است (۸۷). اما شکل(۴) نشان می‌دهد که سرعت افزایش جمعیت نسبت به افزایش تولید غلات بیشتر است. از دیگر نکات شکل (۴) می توان به نوسان تولید و واردات غلات به دلیل عدم مدیریت مناسب و محدودیت‌های ناشی از تغییرات اقلیمی اشاره کرد که این نوسانات می‌تواند منجر به به خطر افتادن امنیت غذایی جامعه شود. همچنین مشکلاتی که تحریم‌ها برای تجارت کالا، فروش نفت و مبادلات مالی بین‌المللی ایران ایجاد کرده است، سبب افزایش شدید نرخ ارز شده و در نتیجه قیمت کالاهای وارداتی مانند مواد غذایی را بالا برده و تورم وارداتی را به دنبال داشته است. با گران شدن کالاهای وارداتی، تقاضا برای محصولات غذایی داخلی افزایش یافته است، اما به دلیل افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی، عرضه محصولات غذایی داخلی که از این نهاده‌ها استفاده می‌کنند، نتوانسته پاسخگوی نیازها باشد (۶۹، ۴۰). از طرفی جنگ روسیه و اوکراین باعث کاهش عرضه و افزایش قیمت جهانی غلات شده است. ۱۸/۸۳ درصد از تجارت جهانی غلات از طریق روسیه و اوکراین صورت می‌گیرد. این دو کشور ۱۹/۵۵ درصد در تجارت جهانی جو، ۱۴/۴۴ درصد در تجارت جهانی ذرت و ۱۰ درصد در تجارت جهانی گندم سهم دارند که جنگ اخیر باعث تعدیل مبادلات این کشورها شده است (۹۴). با توجه به دلایل و مشکلات بیان شده اخیراً دولت ایران سیاست تولید غلات بیشتر در پیش گرفته است. شکل (۵) نشان می‌دهد که دولت در سال‌های اخیر با هدف تشویق کشاورزان به کشت و تولید بیشتر، قیمت تضمینی غلات (گندم، جو و برنج) را به شدت افزایش داده است. با توجه به تمرکز دولت به افزایش تولید و خودکفایی در بسیاری از محصولات کشاورزی در کنار بحران‌های محیطزیستی، تغییرات اقلیم، اجرای سیاست‌های افزایش جمعیت و توسعه شهرنشینی، ضرورت بازنگری در شیوه‌های مدیریتی گذشته امری مهم و ضروری تلقی می‌شود. بنابراین ما در مطالعه حاضر به دنبال بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای اقلیمی و غیر اقلیمی بر تولید غلات ایران از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ هستیم. نتایج این مطالعه به سیاست‌گذاران ایرانی کمک می‌کند تا سیاست‌های جدیدی در کنار سیاست‌های قیمتی برای افزایش تولید غلات با درنظر گرفتن امنیت غذایی و ملاحظات محیطزیستی ایجاد کنند.

مرور منابع

در ادبیات موجود، وابستگی متقابل بین عوامل اقلیمی و غیر اقلیمی و تولیدات کشاورزی به طور چشم‌گیری توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران را به خود جلب کرده است. از این رو، بسیاری از مطالعات این رابطه را با استفاده از روش‌های تجربی مختلف در کشورهای مختلف مورد بررسی قرار داده‌اند. بسیاری از مطالعات تجربی اثرات تغییرات آب و هوایی، سطح زیر کشت و نیروی کار روستایی را بر تولید غلات در کشورهای در حال توسعه بررسی کردند (۷۹، ۳۹، ۲، ۸۴). گونتوکولا (۳۹) در تحقیقی دریافت که افزایش

بارندگی بر اکثر محصولات غذایی، به جز حبوبات تأثیر نامطلوب دارد، اما تأثیر مثبتی بر محصولات غیرغذایی دارد. ری و همکاران (۷۰) نشان دادند که تأثیرات تغییر اقلیم بر تولیدات کشاورزی در اروپا، استرالیا و جنوب آفریقا عمدتاً منفی است، اما در آمریکای لاتین مثبت و در آمریکای مرکزی و آسیا مختلط است. همچنین شواهد فزاینده‌ای در میان مطالعات انجام شده وجود دارد که تغییرات در سطح بارندگی و دما می‌تواند بر عملکرد و رشد غلات در کشورهای مختلف تأثیر منفی بگذارد (۳۹، ۸۹، ۴۲). همچنین خان و همکاران (۴۸) در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیر شرایط آب و هوایی بر بهره وری ذرت پرداختند. یافته‌ها نشان داد که حداکثر دما بر تولید ذرت تأثیر منفی می‌گذارد.

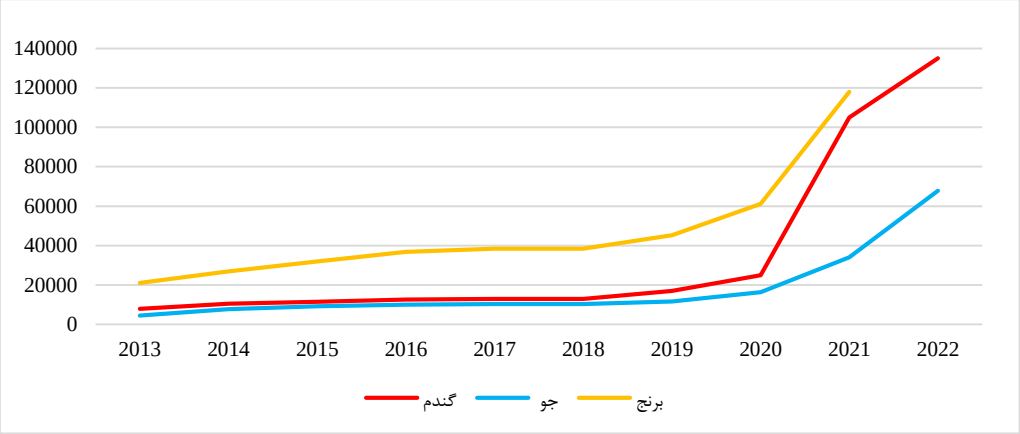




شکل ٤- میزان تولید و واردات غلات بعلاوه روند جمعیتی ایران
منبع: بانک مرکزی ایران (۱۱)

با این حال، این مطالعات سایر نهاده‌های مستقیم ضروری مانند مصرف کود و نهاده‌های غیرمستقیم مانند اعتبارات تعلق گرفته به بخش کشاورزی را در نظر نگرفتند. با توجه به اهمیت عوامل مالی در توسعه کشاورزی کشورهای در حال توسعه (۱۷) تعدادی دیگر از مطالعات به بررسی اثر اعتبارات پرداختی به بخش کشاورزی بر تولیدات کشاورزی پرداختند. آنتور و همکاران(۷) نشان دادند تامین مالی کشاورزی در دستیابی به توسعه کلان اقتصادی از طریق کشاورزی در نیجریه بسیار مهم است. آن‌ها دریافتند که وام‌های تجاری به بخش کشاورزی به طور قابل توجهی بر تولیدات این بخش تأثیر می‌گذارد. آگبوجی و جانسون (۱) اثرات اعتبار را بر بهره

وری ذرت، سورگوم و برنج در توگو ارزیابی کردند و دریافتند که تأثیر اعتبار کشاورزی به طور قابل توجهی بر بهره‌وری ذرت و سورگوم مثبت است اما تاثیر معنی‌داری بر بهره وری برنج ندارد. به طور مشابه، امورژیا و همکاران (۶۲) تاثیر عرضه اعتبار بر تولید برنج در نیجریه را از سال ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۶ بررسی کردند و نشان دادند که اگر عرضه اعتبار افزایش یابد، تولید برنج را افزایش می‌دهد. با این وجود ذکریا و همکاران (۹۱) در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی بر تولیدات کشاورزی اثر معکوسی دارد. سایر متغیرها مانند صنعتی شدن، باز بودن تجارت و سطح درآمد، سبب افزایش تولیدات کشاورزی شود، در حالی که انتشار CO_2 و نیروی کار روستایی بر تولید کشاورزی تأثیر منفی می‌گذارد. ناکانو و ماگزی (۵۸) نیز دریافتند که پرداخت اعتبارات نمی‌تواند بهره‌وری برنج را در تانزانیا افزایش دهد. بخشی دیگر از مطالعات نیز اثرات عوامل اقلیمی و غیر اقلیمی را بر تولیدات کشاورزی بررسی کردند. نتایج مطالعه ورسامه و همکاران (۸۴) گویای تأثیر منفی نیروی کار و تأثیر مثبت سطح زیر کشت بر تولید غلات در سومالی بود. همچنین نشان دادند که بارندگی



شکل ۵- قیمت تضمینی غلات
منبع: بانک مرکزی ایران (۱۲)

در بلندمدت تولید غلات را بهبود می‌بخشد اما در کوتاه‌مدت اثر منفی بر تولید غلات دارد، در حالی که دما هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت اثر نامطلوبی بر تولید غلات دارد. اما انتشار دی‌اکسید کربن هیچ اثر قابل توجهی بر تولید غلات ندارد. مطالعات دیگر مثل چاندیو و همکاران (۱۵، ۱۸) نشان دادند عوامل غیراقلیمی مانند درآمد و سطح زیر کشت تأثیر مثبتی بر تولید برنج و سایر محصولات زراعی دارند و گل و همکاران (۳۷، ۳۸) در مطالعات خود نشان دادند که مصرف کودهای شیمیایی، نیروی کار و اعتبارات رسمی بر تولیدات محصولات زراعی در پاکستان اثر مثبت دارد. برخی از مطالعات اثرات منفی انتشار CO_2 را بر محصولات کشاورزی نشان دادند (۲۴، ۶۱، ۷۴). در مطالعه‌ای کوندهار و همکاران (۵۳) نشان دادند بین انتشار دی‌اکسید کربن و تولید غلات در پاکستان رابطه منفی وجود دارد. ماهروس (۵۷) در مصر نشان داد که بین انشار دی‌اکسید کربن و تولیدات کشاورزی رابطه منفی وجود دارد. در حالی که برخی دیگر اثرات مثبتی یافتند (۸۳). احسان و همکاران (۳) نشان داد که رابطه بین انتشار CO_2 و عملکرد غلات در پاکستان مثبت است. در ایران نیز مطالعاتی در این زمینه انجام شده است. امیرنژاد و اسدپورکردی (۵) به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر تولید گندم ایران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد 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. خالقی و همکاران (۴۷) اثر تغییر اقلیم بر تولید بخش کشاورزی و اقتصاد ایران را ارزیابی کردند. نتایج نشان داد که در اثر تغییرات اقلیم پیش‌بینی شده برای ایران طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۵ تولیدات کشاورزی ۵/۳۷ درصد کاهش می‌یابد و با توجه به روابط متقابل بخش‌های اقتصادی با بخش کشاورزی، این اثر به صورت کاهش تولید بخش ساختمان (۲/۲۷- درصد) و خدمات (۱/۶۴-درصد) برآورد شد. کاهش تولید ملی متناظر با آن ۹/۵ درصد و کاهش درآمد عوامل تولید نیز ۲۵/۵۴ درصد برآورد شد. مطالعات دیگری نیز مثل فیضی اصل و همکاران (۳۲)، کوچکی و

کمالی (۵۱)، کیانی قلعه سرد و همکاران (۴۹) و شهرکی و همکاران (۷۷) به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر تولید و عملکرد گندم در ایران پرداختند که هریک نتایج متفاوتی را از اثرگذاری پارامترهای اقلیمی بر تولید و عملکرد گندم گزارش دادند. ادبیات بالا نشان می‌دهد که بسیاری از مطالعات با استفاده از روش‌های مختلفی، تأثیر عوامل اقلیمی و غیر اقلیمی را بر تولیدات کشاورزی بررسی کرده‌اند. همانطور که مشاهده می‌شود اثرات متغیرهای اقلیمی و اقتصادی در کشورهای مختلف، متفاوت می‌باشد. چرا که تأثیر عوامل تغییر اقلیم بر تولید کالاهای کشاورزی بر اساس کالا و منطقه متفاوت است (۳۳). همچنین میزان آسیب پذیری هر کشوری از تغییرات اقلیمی متناسب با ظرفیت سازگاری و شرایط خاص آن کشور می باشد (۳۶). بنابراین، هر کشور و حتی منطقه باید به عنوان موارد منحصر به فرد مورد بررسی قرار گیرد (۱۴). با توجه به اینکه در ایران مطالعات اندکی در این رابطه انجام شده است و شکاف مطالعاتی در این زمینه حس می‌شود، نوآوری تحقیق حاضر در نظر گرفتن همزمان عوامل اقلیمی و غیراقلیمی با ترکیب متغیرهای حاضر و تاکید بر اعتبارات بخش کشاورزی که یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر تولید بخش کشاورزی است، می‌باشد. بنابراین تحقیق حاضر به طور قابل توجهی به ادبیات موجود کمک می‌کند و تأثیرات کوتاه-مدت و بلندمدت متغیرهای اقلیمی و غیراقلیمی بر تولید غلات با استفاده از چارچوب ARDL بررسی خواهد شد.

روش‌شناسی

هدف مطالعه حاضر درک چگونگی رشد تولید غلات در کوتاه مدت و بلند مدت تحت تأثیر انتشار کربن‌دی اکسید، دما و بارندگی (به عنوان متغیرهای اقلیمی)، اعتبارات کشاورزی، مصرف کودهای شیمیایی و سطح زیر کشت غلات (متغیرهای غیراقلیمی) است (جدول ۱). به این منظور از داده‌های سری زمانی کیفی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ استفاده شده است.

جدول ۱- متغیرها

منبع	شرح متغیرها	نماد
WDI	تولید غلات (میلیون تن)	CP
FAO	(معادل دی اکسید کربن، کیلوتن) انتشار گازهای گلخانه ای در زمین های کشاورزی	CO_2
WDI	دما (میانگین سالانه)	AT
WDI	بارندگی (میانگین سالانه)	AP
FAO	اعتبارات بخش کشاورزی (به قیمت ثابت ۲۰۱۵، دلار آمریکا)	AGC
WDI	مصرف کود شیمیایی (تن)	FC
WDI	سطح زیر کشت غلات (هکتار)	LCP

داده‌های مربوطه از پایگاه داده بانک جهانی (WDI[1]) و سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (FAO[2]) جمع‌آوری شد.

جهت مدل‌سازی با استفاده از مبانی نظری و مطالعات تجربی نظیر چاندیو و همکاران (۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷)، گل و همکاران (۳۷ و ۳۸) و امیرنژاد و اسدپور کردی (۵)، مدل پژوهش حاضر در قالب رابطه (۱) استخراج شد.

$$CP = f(CO_2, AT, AP, AG_{EXP}, AGC, FC, CP) \quad (۱)$$

رابطه (۱) را به صورت زیر می‌توان بازنویسی کرد:

$$L\,CP = a_0 + a_1 LCO_2 + a_2 L\,AT + a3\,L\,AP + a_4\,L\,AG_{EXP} + a_5 L\,AGC + a_6\,L\,FC + a_7\,L\,LCP + et \quad (۲)$$

در معادله فوق L لگاریتم طبیعی متغیرها است و et به جملات خطا اشاره دارد. ضرایب a اثر بلندمدت بر CP را اندازه‌گیری می‌کند.

روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی[3] (ARDL) و آزمون هم انباشتگی[4]

قبل از تخمین مدل، لازم است مانایی متغیرها بررسی شود. در این مطالعه، آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته[5] (ADF) و فیلیپس پرون[6] (PP) برای بررسی مانایی متغیرها استفاده شده است. فرضیه‌ی صفر در این آزمون‌ها بر اساس وجود یک ریشه واحد است. مقادیر آماری این آزمون‌ها با مقادیر بحرانی مقایسه می‌شوند و در صورتی که آماره‌های مذکور بزرگتر از مقادیر بحرانی باشند، فرضیه‌ی صفر (نامانا بودن متغیر) رد شده و مانایی متغیرها پذیرفته می‌شود. با توجه به این که تأثیر متغیرها در دوره‌های کوتاه مدت و بلندمدت ممکن است متفاوت باشد، برای تخمین روابط بین متغیرهای الگو و تحلیل‌های پویا از روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود. روش اقتصادسنجی ARDL برای بررسی

1 World Development Indicators
2 Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO)
3 Autoregressive distributed lag
4 Cointegration
5 Augmented Dickey–Fuller
6 Phillips–Perron

رابطه همجمعی و بلندمدت بین متغیرها توسط پسران و همکاران (۶۴) ارائه شده است. این روش نسبت به سایر روش‌های سنتی هم‌انباشتگی دارای مزیت‌های زیادی است و به طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد. مزیت مهم روش ARDL قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف نظر از اینکه آیا متغیرها I(0) یا I(1) هستند. همچنین، در این روش علاوه بر امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه مدت نیز وجود دارد (۸). ضمن آنکه سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه مدت در هر دوره نیز برای رسیدن به تعادل بلندمدت قابل محاسبه است. مدل ARDL مورد استفاده در این تحقیق به شرح زیر است:

$$\Delta \ln CP_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln CP_{t-1} + \emptyset_2 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln CO2_{t-1} + \emptyset_3 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln AT_{t-1} + \emptyset_4 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln AP_{t-1} + \emptyset_5 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln AGEXP_{t-1} + \emptyset_6 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln AGC_{t-1} + \emptyset_7 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln FC_{t-1} + \emptyset_8 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln LCP_{t-1} + \gamma_1 lnCP_{t-i} + \gamma_2 lnCO2_{t-i} + \gamma_3 \ln AT_{t-i} + \gamma_4 lnAP_{t-i} + \gamma_5 lnAGEXP_{t-i} + \gamma_6 lnAGC_{t-i} + \gamma_7 lnFC_{t-i} + \gamma_8 lnLCP_{t-i} \varepsilon_t \quad (۳)$$

برای انتخاب وقفه بهینه نیز از آماره‌های آکائیک[1](AIC)، شوارتز[2] (SIC) و بیزین[3] (BIC) استفاده می‌شود. در تحقیق حاضر، برای بررسی هم‌انباشتگی در بلندمدت بین متغیرها، از آزمون معرفی شده توسط پسران و شین (۶۵) استفاده شده است. آماره این آزمون (F) شامل دو حد حداکثر و حداقل است. اگر مقدار F بیشتر از حد حداکثر باشد، به این معنی است که یک رابطه همجمعی متقابل وجود دارد، و اگر مقدار F کمتر از حد حداقل باشد، نمی‌توان فرضیه صفر (عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها) را رد کرد. در صورتی که آماره F بین دو حد باشد، نتایج قطعی نخواهد بود رابطه (۴).

$$H_0: = \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5 = \varphi_6 = \varphi_7 = \varphi_8 = 0$$
$$H_1: \neq \varphi_1 \neq \varphi_2 \neq \varphi_3 \neq \varphi_4 \neq \varphi_5 \neq \varphi_6 \neq \varphi_7 \neq \varphi_8 \neq 0 \quad (۴)$$

در ادامه برای تجزیه و تحلیل روابط بلندمدت، از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌شود رابطه (۵). در این روابط Δ به تفاضل متغیرها، $\emptyset_0$ به عرض از مبدا، $\emptyset_1$ به پارامترهای کوتاه مدت و γ_1 به پارامترهای بلندمدت اشاره دارد. φ ضریب ECT است که مقادیر منفی و معنادار آن نشان می‌دهد که یک شوک کوتاه مدت با چه سرعتی به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می شود.

$$\Delta \ln CP_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln CP_{t-1} + \emptyset_2 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln CO2_{t-1} + \emptyset_3 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln AT_{t-1} + \emptyset_4 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln AP_{t-1} + \emptyset_5 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln AGEXP_{t-1} + \emptyset_6 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln AGC_{t-1} + \emptyset_7 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln FC_{t-1} + \emptyset_8 \sum_{j=1}^{p} \Delta \ln LCP_{t-1} + \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

در انتها، پسران و همکاران (۶۴) برای پایداری پارامترهای تخمین زده شده، آزمون‌های خلاصه انباشته اجزای باقیمانده عطفی[4] (CUSUM) و خلاصه انباشته مربع اجزای باقیمانده عطفی[5] (CUSUMSQ) که توسط براون و همکاران (۹) ارائه شده است را پیشنهاد می‌دهند تا بتوان به ثبات مدل پی برد و از آن برای تفسیر نهایی استفاده کرد. در مطالعه حاضر از بسته نرم‌افزاری ایویوز[6] ۱۲ برای برآورد مدل استفاده شده است.

نتایج و بحث

جدول (۲) آماره‌های توصیفی را گزارش می‌کند. همانگونه که در جدول مشاهده می‌شود بر اساس آماره جارک برا در سطح معنی داری ۵ درصد همه متغیرها به جز LCP دارای توزیع نرمال هستند.

جدول ۲- آمار توصیفی

	LCP	LCO2	LAT	LAP	LAGC	LFC	LLCP
میانگین	۱۶/۵۶۴	۱۰/۵۷۳	۲/۸۷۵	۵/۳۵۸	۱۱/۴۸۳	۲۰/۷۷۹	۱۵/۹۸۵
میانه	۱۶/۵۸۸	۱۰/۵۹۶	۲/۸۷۹	۵/۳۷۵	۱۱/۱۷۴	۲۰/۷۶	۰۰۹/۱۶
حداکثر	۱۶/۹۹۳	۱۰/۷۶۲	۲/۹۴۳	۵/۷۹۳	۱۲/۵۸۸	۲۱/۴۷۳	۱۶/۰۹۸
حداقل	۱۵/۹۶۷	۱۰/۳۵۲	۲/۷۸۷	۴/۸۸۱	۱۰/۶۵	۲۰/۲۳۴	۱۵/۷۵
انحراف معیار	۰/۲۸۸	۰/۱۰۸	۰/۰۳۸	۰/۱۷۸	۰/۶۶۵	۰/۳۱۳	۰/۰۷۹
چولگی	۰/۳۹۵-	-۰/۳۴۵	-۰/۳۶۸	-/۳۰۹	۰/۳۶۳	۰/۰۹۳	-۱/۵۴۴
کشیدگی	۲/۱۰۱	۲/۳۵۷	۲/۵۷۶	۳/۵۹۸	۱/۵۹۱	۲/۰۸۲	۵/۲
آماره جارک برا	۲/۴۵	۱/۵۲۲	۱/۲۳۴	۱/۲۶۷	۴/۲۸۹	۱/۴۹۸	۲۴/۵۷۲
احتمال	۰/۲۹۳	۰/۴۶۶	۰/۵۳۹	۰/۵۳	۰/۱۱۷	۰/۴۷۲	۰

1 Akaike information criterion
2 Schwartz information criterion
3 Bayesian information criterion
4 Cumulative Sum of Recursive Residuals
5 Cumulative Sum of square of Recursive Residuals
6 EViews

جمع	٦٧٩/١٥٤	٤٣٣/٥١	١١٧/٩١١	٢١٩/٧٠٦	٤٧٠/٨٠٥	٨٥١/٩٦٧	٦٥٥/٣٩٨
مجموع مجذور انحراف ها	٣/٣٢٣	٠/٤٦٨	٠/٠٥٨	١/٢٧٨	١٧/٧٣٧	٣/٩٣٤	٠/٢٥٣
مشاهدات	٣١	٣١	٣١	٣١	٣١	٣١	٣١

ماخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون ریشه‌ی واحد

جدول (۳) نتایج آزمون‌های ADF و PP را در سطح و اولین تفاضل نشان می‌دهد. باتوجه به مقادیر گزارش شده مشاهده می‌شود که فرض صفر مبنی بر نامانایی، در رابطه با مقادیر در سطح متغیرها در مورد LAP و LLCP رد می‌شود که نشان دهنده مانایی این متغیرها و نامانایی متغیرهای LCP, LCO_2, LAGC and LFC در سطح می‌باشد. اما فرض صفر آزمون‌های ADF و PP برای مقادیر تفاضل مرتبه اول همه متغیرها رد می شود. با توجه به این که تعدادی از متغیرها (۰) I و تعدادی دیگر (۱) I می‌باشد، بنابراین نتایج هر دو آزمون استفاده از مدل ARDL را برای بررسی روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین متغیرهای انتخاب شده پیشنهاد می‌کند.

جدول ۳- آزمون ریشه واحد

ADF

متغیرها	در سطح				اولین تفاضل			
	با عرض از مبدا		با عرض از مبدا و روند		با عرض از مبدا		با عرض از مبدا و روند	
	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال
LCP	-۱/۹۰۹	۰/۳۲۴	-۲/۸۶۸	۰/۱۸۳	-۶/۴۴۸	۰/۰۰۰	-۶/۳۸۶	۰/۰۰۰
LCO_2	۰/۹۴۲	۰/۷۶۳	-۱/۷۱۵	۰/۷۲۵	-۳/۶۱۹	۰/۰۰۹	-۳/۵۹۳	۰/۰۴۳
LAT	-۱/۶۷۵	۰/۴۳۵	-۴/۱۳۴	۰/۰۱۲	-۷/۴۰۲	۰/۰۰۰	-۷/۲۰۸	۰/۰۰۰
LAP	-۳/۲۵	۰/۰۲۴	-۳/۳۹	۰/۰۶۷	-۶/۱۶۱	۰/۰۰۰	-۶/۲۵۹	۰/۰۰۰
LAGC	-۱/۴۹	۰/۵۲۷	-۰/۸۸	۰/۹۴۸	-۳/۱۱۷	۰/۰۳۳	-۳/۴۰۲	۰/۰۶۶
LFC	-۱/۶۹۹	۰/۴۲۳	-۱/۷۴۹	۰/۷۰۹	-۴/۴۸۸	۰/۰۰۰	-۴/۶۷۲	۰/۰۰۳
LLCP	-۳	۰/۰۴۳	-۲/۹۴۹	۰/۱۵۹	-۵/۴۹۱	۰/۰۰۰	-۵/۴۱۴	۰/۰۰۰

PP

متغیرها	در سطح				اولین تفاضل			
	با عرض از مبدا		با عرض از مبدا و روند		با عرض از مبدا		با عرض از مبدا و روند	
	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال
LCP	-۲/۲۳۶	۰/۱۹۷	-۰/۰۹۵	۰/۴۳	-۹/۳۴۹	۰/۰۰۰	-۹/۴۸۹	۰/۰۰۰
LCO_2	-۱/۳۰۳	۰/۶۱۸	-۲/۰۹۳	۰/۵۳۳	-۶/۹۱۶	۰/۰۰۰	-۶/۸۸۵-	۰/۰۰۰
LAT	-۲/۳۷	۰/۱۵۶	-۴/۸۶۷	۰/۰۰۱	-۱۰/۲۷۱	۰/۰۰۰	-۱۰/۱۱۱	۰/۰۰۰
LAP	-۵/۴۱۶	۰/۰۰۰	-۵/۶۹۱	۰/۰۰۰	-۲۵/۴۱۳	۰/۰۰۰	-۳۱/۹۲۵	۰/۰۰۰
LAGC	-۱/۳۸۶	۰/۵۷۹	-۰/۶۳۶	۰/۹۷۱	-۴/۶۷۹	۰/۰۰۰	-۴/۸۴	۰/۰۰۱
LFC	-۲/۰۰۷	۰/۲۸۲	-۱/۹۷۷	۰/۵۹۵	-۷/۲۳۳	۰/۰۰۰	-۸//۱۵	۰/۰۰۰
LLCP	-۴/۰۶۵	۰/۰۰۲	۶/۰۲۶	۰/۰۱۵	-۱۰/۴۴۹	۰/۰۰۰	۱۰/۷۲۵	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج روابط بلند مدت

در ابتدا تعداد وقفه بهینه با استفاده از آماره‌های AIC, SC, HQ مشخص و یک درنظر گرفته شد. نتایج آماره‌ی F آزمون باند ARDL برای بررسی هم انباشتگی بلند مدت بین متغیرهای مدل در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ٤- آزمون کرانه های ARDL

آماره آزمون	ارزش	سطح	I (0)	I (1)
آماره F	۵/۶۹۶	۱۰٪	۲/۱۲	۳/۲۳
	۶	۵٪	۲/۴۵	۳/۶۱
k		۲/۵۰٪	۲/۷۵	۳/۹۹
		۱٪	۳/۱۵	۴/۴۳

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که یک ارتباط بلندمدت در بین متغیرهای مورد استفاده وجود دارد و فرض صفر مبنی بر عدم دسترسی به هم انباشتگی بلندمدت بین متغیرهای مطالعه حاضر را رد می‌کند. بعد از اثبات وجود پیوند هم انباشتگی بلندمدت بین متغیرها، با ارزیابی اثرات بلند مدت و کوتاه مدت متغیرهای LCO_2, LAT, LAP, LAGC, LFC و LLCP بر تولید غلات در ایران با استفاده از روش ARDL می پردازیم.

آزمون‌های تشخیص

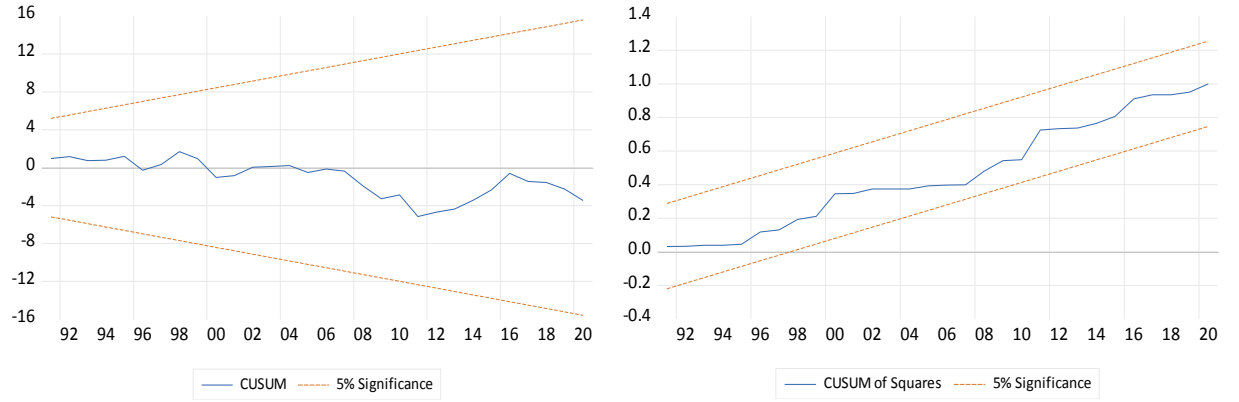
جهت تایید برازش مدل ARDL، در مطالعه‌ی حاضر از آزمون بروش پاگان برای بررسی ناهمسانی و آزمون بروش گادفری برای بررسی همبستگی سریالی، خلاصه انباشته اجزای باقیمانده عطفی و خلاصه انباشته مربع اجزای باقیمانده عطفی برای ثبات و پایداری پارامترهای برآورد شده استفاده شده است. یافته‌های این پژوهش در جدول (۵) نشان می‌دهد که مدل ARDL به درستی برازش شده است. مقدار R-squared نشان می‌دهد که حدود ۹۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل مدل توضیح داده می‌شود و همچنین با توجه به نتایج آزمون F فرض صفر این ازمون مبنی بر عدم معنی داری کل رگرسیون رد می‌شود.

جدول ٥- آزمون های تشخیص

آزمون ناهمسانی واریانس			
F-statistic	۰/۹۸	Prob. F (۹,۳۰)	۰/۴۸
Obs*R-squared	۹/۰۷	Prob. Chi-Square (۹)	۰/۴۳
آزمون خودهمبستگی			
F-statistic	۰/۰۲۴	Prob. F (۲,۲۸)	۰/۹۸
Obs*R-squared	۰/۰۷	Prob. Chi-Square (۲)	۰/۹۷
آزمون نرمال بودن جز خطلا			
Jarque-Bera	۰/۵۶۹۱	Probability	۰/۷۵
R-squared	۰/۹۴۷	Adjusted R-squared	۰/۹۳
F-statistic	۶۰/۳۰۵	Prob(F-statistic)	۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین نتایج آزمون‌های خلاصه انباشته اجزای باقیمانده عطفی و خلاصه انباشته مربع اجزای باقیمانده عطفی (شکل۶) بیانگر این است که پارامترهای تخمینی مورد استفاده در این مطالعه در طول زمان پایدار می-باشند.



شکل ٦- آزمون‌های CUSUM و CUSUM square

ماخذ: یافته های تحقیق

تخمین های بلندمدت و کوتاه مدت

پس از اثبات هم انباشتگی بین تولید غلات و عوامل تعیین‌کننده آن در مطالعه حاضر، جدول (۶) ضرایب ARDL برآوردهای کوتاه مدت و بلند مدت را نشان می‌دهد. نتایج تخمین بلند مدت نشان می‌دهد که ضریب انتشار دی‌اکسید کربن در سطح یک درصد معنی‌دار شده و تاثیر منفی بر تولید غلات دارد. به این معنا که با افزایش یک درصدی انتشار دی‌اکسید کربن بخش کشاورزی، در بلند مدت تولید غلات ایران ۳/۷۵۶ درصد کاهش پیدا می‌کند. از دلایل این امر می‌توان به عدم سرمایه‌گذاری مناسب و اعطای اعتبارت کافی به کشاورزان در راستای نوسازی مکانیزاسیون کشاورزی اشاره کرد. به طوریکه افزایش انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از افزایش تولید نیست بلکه در اثر فرسوده بودن و بهره‌وری پایین ماشین-آلات کشاورزی در ایران می‌باشد.

جدول ٦- نتایج تخمین کوتاه مدت و بلند مدت مدل ARDL

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره آزمون	احتمال
بلندمدت				
LCO_2	-۳/۷۵۶	۱/۰۵۶	۳/۵۵	۰/۰۰۱
LAT	۲/۵۲۵	۱/۱۸۲	۲/۱۴	۰/۰۴۱
LAP	۰/۳۸	۰/۱۵۴	۲/۴۷	۰/۰۲
LAGC	۰/۳۵۸	۰/۱۸۸	۱/۹۱	۰/۰۶۶
LFC	۰/۲۶	۰/۰۸۲	۳/۱۷	۰/۰۰۴
LLCP	۱/۰۷	۰/۳۵۹	۲/۹۸	۰/۰۰۶
کوتاه مدت				
D LCP (-1)	۰/۴۴۴	۰/۱۰۹	۴/۰۷	۰/۰۰۰
D LCO_2	۳/۰۱۴	۱/۲۳	۲/۴۵	۰/۰۲
D LCO_2 (-1)	۵/۱۰۱	۱/۲۵۸	۴/۰۵	۰/۰۰۰
D LAT	۱/۴۰۳	۰/۶۳۱	۲/۲۲	۰/۰۳۳
D LAP	۰/۲۱۱	۰/۰۸۳	۲/۵۳	۰/۰۱۷
D LAGC	۰/۱۹۹	۰/۰۹۱	۲/۱۸	۰/۰۳۷
D LFC	۰/۱۴۵	۰/۰۴۹	۲/۹۱	۰/۰۰۶
D LLCP	۱/۴۵۷	۰/۲۳	۳/۷۴	۰/۰۰۰

D LLCP (-1)	۰/۸۶۳	۰/۱۷۸	۸/۱۸	۰/۰۰۰
_cons	۳۲/۷۸۷	۷/۴۶۳	۴/۴۱	۰/۰۰۰
CointEq (-1)	-۰/۵۵۵	۰/۰۸	-۶/۹۱	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

این نتیجه با یافته‌های چاندیو و همکاران (۱۶) مطابقت دارد. چرا که آن ها نیز نشان دادند که انتشار CO_2 باعث کاهش تولید ۰/۱۵۳ درصدی تولید برنج در نپال خواهد شد. کوندهار و همکاران (۵۲ و ۵۳) نیز به نتیجه مشابهی رسیدند و بین انتشار دی‌اکسید کربن و تولید غلات در بلند مدت در پاکستان رابطه منفی پیدا کرند. همچنین مطالعاتی مثل چاندیو و همکاران (۱۴)، دار و آصف (۲۴)، نواکا و همکاران (۶۱)، سارکودی و همکاران (۷۴) و ماهروس (۵۷) نیز اثرات منفی انتشار CO_2 را بر محصولات کشاورزی تایید کردند. اما همانطور که کوندهار و همکاران (۵۳) در مطالعه خود نشان دادند در کوتاه‌مدت با افزایش یک درصدی انتشار CO_2، تولید غلات ۰/۸۷۴درصد افزایش پیدا می‌کند، در مطالعه حاضر نیز در کوتاه مدت انتشار دی‌اکسید کربن تاثیر مثبتی بر تولید غلات دارد و فرضیه صفر در سطح ۵ درصد رد می‌شود. به طور مشابه وحید و همکاران (۸۳) و احسان و همکاران (۳) در مطالعه خود رابطه بین انتشار CO_2 و عملکرد غلات در پاکستان را در کوتاه مدت مثبت یافتند. بر خلاف انتشار دی‌اکسید کربن، متغیرهای اقلیمی دما و بارش اثرات مثبتی بر تولید غلات ایران می‌گذارند و با افزایش یک درصدی این دو متغیر در بلند مدت، تولیدات غلات ایران به ترتیب ۲/۵۲ و ۰/۳۸ درصد و در کوتاه مدت به ترتیب ۱/۴۰۳ و ۰/۲۱۱درصد افزایش خواهد یافت. ماهیت متغیرهای اقلیمی با سایر متغیرها متفاوت است به طوریکه تاثیرات متفاوتی در مورد محصولات متفاوت در مناطق جغرافیایی متفاوت دارد. با این وجود نتایج مطالعات حاضر از پشتیبانی تحقیقاتی مثل ری و همکاران (۷۰)، احمد و همکاران (۲)، زائد و شیخ (۹۰)، ذوالفقار و همکاران (۹۵)، چاندیو و همکاران (۱۴ و ۱۷)، نصرالله و همکاران (۵۹) برخوردار است. اما مطالعاتی مثل شیانگ و سلیمانی (۸۷)، گونتوکولا (۳۹)، یوسف و همکاران (۸۹) و حسین و همکاران (۴۲) نشان دادند تغییرات در سطح بارندگی و دما می‌تواند بر عملکرد و رشد غلات در کشورهای مختلف تأثیر منفی بگذارد که این عدم انسجام در نتایج به این دلیل می‌باشد که تأثیر عوامل اقلیمی بر تولید کالاهای کشاورزی بر اساس کالا و منطقه متفاوت است (۳۳).

همانطور که در جدول (۶) نشان داده شده است، اعتبارات کشاورزی به طور مثبت بر تولید غلات در کوتاه مدت و بلندمدت تأثیر می‌گذارد. این بدان معناست که افزایش یک درصدی اعتبارات، تولید غلات را ۰/۳۵۸ درصد در بلندمدت و ۰/۱۹۹ درصد در کوتاه مدت افزایش می‌دهد. این نتیجه با نتایج ذکریا و همکاران (۹۱) و چاندیو و همکاران (۲۰) مطابقت دارد. علاوه بر این، اکمل و همکاران (۴) اعتبارات کشاورزی را عامل مهم تعیین‌کننده تولید کشاورزی در پاکستان دانست. از سوی دیگر، داس و حسین (۲۵) تأثیر مثبت اعتبار کشاورزی را بر تولید برنج در مورد بنگلادش یافتند. مؤسسات مالی اعتبارات کشاورزی را با نرخ بهره پایین به خانوارهای کشاورز تخصیص می‌دهند و آن‌ها را قادر می‌سازند تا از فناوری های پیشرفته کشاورزی استفاده کنند و فعالیت‌های کشاورزی و در نتیجه پیشرفت کشاورزی را تحریک کنند. این نشان می‌دهد که توسعه مالی نه تنها باعث افزایش سرمایه در بخش کشاورزی می‌شود که به طور قابل توجهی به اقتصاد ملی کمک می‌کند، بلکه تولید کشاورزی را نیز غنی می کند (۷۶). همانطور که در مطالعاتی مثل کوندهار و همکاران (۵۲) و چاندیو و همکاران (۱۵، ۱۸) ثابت شد سطح زیر کشت تأثیر مثبتی بر تولید محصولات کشاورزی دارد در مطالعه حاضر نیز سطح زیر کشت غلات در کوتاه مدت و بلند مدت فرضیه صفر را در سطح یک درصد رد می‌کند و تاثیر مثبت معنی‌دار قابل توجهی بر تولید غلات ایران دارد. به طوریکه با افزایش یک درصدی سطح زیر کشت، تولید غلات در کوتاه مدت ۱/۴۵۷ و در بلند مدت ۱/۰۷ درصد افزایش پیدا می‌کند. این تاثیر در مطالعه شیانگ و سلیمانی (۸۷) نیز تاکید شده است. به طوریکه شیانگ و سلیمانی (۸۷) نشان دادند با افزایش یک درصدی سطح زیر کشت در مالزی تولید غلات در کوتاه مدت و بلند مدت به ترتیب ۱/۱۱ و ۰/۸۳۳ درصد افزایش پیدا می‌کند. ژای و همکاران (۹۳) دریافتند که مصرف کود، عملکرد گندم در چین را بهبود می بخشد. به طور مشابه در این مطالعه نیز مصرف کود در بلند مدت ارتباط مثبت و معنی‌داری با تولید غلات دارد و با افزایش یک درصدی این متغیر، تولید غلات ایران به میزان ۰/۲۶ درصد بهبود پیدا می‌کند. این نتیجه از پشتیبانی مطالعات چاندیو و همکاران (۱۷)، کوندهار و همکاران (۵۲) و گل و همکاران (۳۷، ۳۸) نیز برخوردار است. همچنین ضریب تصحیح خطا در سطح معنی‌داری یک درصد منفی است. این ضریب، نشان دهنده سرعت بهینه برای بازگرداندن تعادل در مدل پویا است، یعنی اثر یک شوک طی یک دوره تقریبا تا حدود ۰/۵۵ درصد اصلاح می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل اقلیمی (انتشار CO_2، دما و بارش) و غیراقلیمی (اعتبارات کشاورزی، سطح زیر کشت و مصرف کود) بر تولید غلات در ایران را با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه از دوره ۲۰۲۰-۱۹۹۰ و مدل ARDL بررسی می‌کند. در مرحله اول، آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP برای بررسی مانایی متغیرهای مورد بررسی استفاده شد. پس از آن، هم‌انباشتگی بین متغیرها با آزمون‌های هم انباشتگی ARDL باند در نهایت، روش ARDL برای بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه مدت عوامل اقلیمی و غیراقلیمی بر تولید غلات استفاده شد. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که بعضی متغیرها در سطح و بعضی

در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. علاوه بر این، نتایج رویکردهای هم-انباشتگی ارتباط بلندمدت بین تولید غلات، انتشار CO_2، دما، بارندگی، سطح زیر کشت غلات، مصرف کود و اعتبارات کشاورزی را ثابت کرد. نتایج تجزیه و تحلیل ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که در بین متغیرهای اقلیمی، دما و بارش تاثیر مثبت و انتشار دی اکسید کربن تاثیری منفی بر تولید غلات در بلندمدت دارند. بنابراین، برای استفاده از این پتانسیل مثبت باید سیاست‌هایی نظیر تغییر تاریخ کشت، افزایش آگاهی جامعه کشاورزی از طریق کارگاه‌ها، سمینارها و استفاده از مروجان کشاورزی در مورد اثرات تغییرات اقلیمی بوسیله اطلاعات به‌روز در مورد این پدیده، بعلاوه استفاده از فناوری‌های مدرن در زمینه پیش‌بینی دقیق آب‌وهوا در دستور کار وزارت کشاورزی ایران قرار گیرد. با توجه به این که مطالعاتی مثل کوسین و همکاران (۵۴)، هیلیر و همکاران (۴۱) و چای و همکاران (۱۳) نشان دادند که بیشتر انتشار کربن در بخش کشاورزی ناشی از استفاده بیش از حد از کودهای شیمیایی و آفت‌کش‌ها است، لذا برای کاهش اثرات نامطلوب انتشار دی‌اکسید کربن در بلند مدت، کاهش استفاده از کودهای شیمیایی و سموم دفع آفات و حرکت به سمت استفاده بیشتر از کود آلی و کنترل بیولوژیکی آفات و استفاده از فناوری‌های مصرف‌کننده انرژی تجدیدپذیر برای بهره‌برداری از ماشین‌آلات کشاورزی ضروری است. برق به عنوان انرژی تجدیدپذیر باید با هزینه کم در دسترس کشاورزان باشد و دولت کشاورزان را ترغیب کند که از برق به عنوان منبع انرژی استفاده کنند. از طرفی نتاج مطالعاتی مثل لین و همکاران (۵۶)، یه و همکاران (۸۸) و هوی و همکاران (۴۳) ثابت کردند که کاهش استفاده از کودهای شیمیایی به نفع استفاده بیشتر از کودهای آلی با افزایش حاصلخیزی خاک می‌تواند عملکرد محصول را بهبود بخشد. بعلاوه دولت ایران باید قوانینی با ضمانت اجرا در جهت ممنوعیت سوزاندن پسماندهای کشاورزی که منجر به کاهش حاصلخیزی خاک و افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود تصویب کند و به طور همزمان با اتخاذ تکنیک‌های مدیریت پسماند، به صرفه‌جویی در هزینه کودهای شیمیایی و کاهش اثرات مصرف این نهاده بر اقلیم و منابع طبیعی کمک کند. در نهایت یافته‌ها نشان می‌دهد که مؤسسات مالی باید اعتبارات بیشتری را به کشاورزان ارائه کنند، زیرا با کمک اعتبارات با نرخ بهره انعطاف‌پذیر، کشاورزان می‌توانند به سرعت خود را با تغییرات آب و هوایی وفق دهند و نهاده‌های اصلاح شده و بهبود یافته را خریداری کنند و فناوری‌های پاک‌تری را برای افزایش تولید غلات به طور پایدار اتخاذ نمایند.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

در مطالعه حاضر فرم‌های رضایت‌نامه آگاهانه توسط تمامی آزمودنی‌ها تکمیل شد.

حامی مالی

هیچ حمایت مالی از این مطالعه انجام نشده است.

مشارکت نویسندگان

طراحی و ایده پردازی: ابوالفضل دیلمی، رامتین جولایی؛ روش‌شناسی و تحلیل داده‌ها: ابوالفضل دیلمی، رامتین جولایی؛ نظارت: رامتین جولایی و نگارش نهایی: ابوالفضل دیلمی.

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان مقاله حاضر فاقد هرگونه تعارض منافع بوده است.

Referenc

1. Agbodji AE, Johnson AA. Agricultural Credit and Its Impact on the Productivity of Certain Cereals in Togo. Emerging Markets Finance and Trade. 2021;57(12):3320-3336. doi: 10.1080/1540496X.2019.1602038.

2. Ahmad S, Tariq M, Hussain T, Abbas Q, Elham H, Haider I, Li X. Does Chinese FDI, climate change, and CO2 emissions stimulate agricultural productivity? Empirical evidence from Pakistan. Sustainability. 2020;12(18):7485. doi: 10.3390/su12187485.

3. Ahsan F, Chandio AA, Fang W. Climate change impacts on cereal crops production in Pakistan: Evidence from cointegration analysis. International Journal of Climate Change Strategies and Management.2020;12(2):257-269. doi: 10.1108/IJCCSM-04-2019-0020.

4. Akmal N, Rehman B, Ali A, Shah H. The impact of agriculture credit on growth in Pakistan. Asian J Agric Rural Dev. 2012;2. doi: 10.22004/ag.econ.198003.

5. Amirnejad H, Asadpour kordi M. Effects of Climate Change on Wheat Production in Iran. Agricultural Economics Research. 2017; 9(35): 163-182. https://dorl.net/dor/20.1001.1.20086407.1396.9.35.9.8.

6. Ammani A, Ja'Afaru A, Aliyu J, Arab A. Climate change and maize production: empirical evidence from Kaduna State, Nigeria. Journal of Agricultural Extension. 2012;16(1). doi: 10.4314/jae.v16i1.1.

7. Anetor F, Ogbechie C, Kelikume I, Ikpesu F. Credit supply and agricultural production in Nigeria: a vector autoregressive (VAR) approach. Journal of Economics and Sustainable Development. 2016;7(2). [https://ssrn.com/abstract=2735124].

8. Bouznit M, Pablo-Romero M. CO_2 emissions and economic growth in Algeria. Journal of Energy Policy. 2016; 96:93-104. doi: 10.1016/j.enpol.2016.05.036.

9. Brown B, Llewellyn R, Nuberg I. Global learnings to inform the local adaptation of conservation

agriculture in Eastern and Southern Africa. Global Food Security. 2018; 17:213–220.
doi: 10.1016/j.gfs.2018.05.002.

10. Brown RL, Durbin J, Evans JM. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological). 1975;37(2):149-192. doi: 10.1111/j.2517-6161. 1975.tb01532.

11. CCKP (Climate Change Knowledge Portal). 2020; https://climateknowledgeportal.worldbank.org/

12. Central Bank of Iran, 2021. https://tsd.cbi.ir/DisplayEn/Content.aspx.

13. Chai R, Ye X, Ma C, Wang Q, Tu R, Zhang L, Gao H. Greenhouse gas emissions from synthetic nitrogen manufacture and fertilization for main upland crops in China. Carbon Balance Manage. 2019; 14:20. [https://doi.org/10.1186/s13021-019-0133-9].

14. Chandio AA, Gokmenoglu KK, Ahmad F. Addressing the long- and short-run effects of climate change on major food crops production in Turkey. Environ Sci Pollut Res. 2021b; 28:51657–51673. [https://doi.org/10.1007/s11356-021-14358-8].

15. Chandio AA, Gokmenoglu KK, Ahmad M, Jiang Y. Towards sustainable rice production in Asia: the role of climatic factors. Earth Syst Environ. 2022a; 6:1–14. [https://doi.org/10.1007/s41748-021-00210-z].

16. Chandio AA, Jiang Y, Ahmad M, Adhikari S, Ul Ain Q. Assessing the impacts of climatic and technological factors on rice production: Empirical evidence from Nepal. Technol Soc. 2021c; 66:101607. [https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2021.101607].

17. Chandio AA, Jiang Y, Akram W, Adeel S, Irfan M, Jan I. Addressing the effect of climate change in the framework of financial and technological development on cereal production in Pakistan. J Clean Prod.2021a;288:125637. [https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.125637].

18. Chandio AA, Jiang Y, Amin A, Ahmad M, Akram W, Ahmad F. Climate change and food security of South Asia: fresh evidence from a policy perspective using novel empirical analysis. J Environ Plan Manag. 2022b;66(1):169-190. [https://doi.org/10.1080/09640568.2021.1980378].

19. Chandio AA, Jiang Y, Rauf A, Ahmad F, Amin W, Shehzad K. Assessment of formal credit and climate change impact on agricultural production in Pakistan: a time series ARDL modeling approach. Sustainability.2020;12(13):5241. [https://doi.org/10.3390/su1213524].

20. Chandio AA, Jiang Y, Rehman A. Credit margin of investment in the agricultural sector and credit fungibility: the case of smallholders of district Shikarpur, Sindh, Pakistan. Financial Innovation. 2018; 4:27. (https://doi.org/10.1186/s40854-018-0109-x.)

21. Chhogyel N, Kumar L. Climate change and potential impacts on agriculture in Bhutan: A discussion of pertinent issues. Agric Food Secur. 2018; 7:79. [https://doi.org/10.1186/s40066-018-0229-6].

22. Conelly WT, Chaiken MS. Intensive farming, agro-diversity, and food security under conditions of extreme population pressure in western Kenya. Hum Ecol. 2000; 28:19–51. [https://doi.org/10.1023/A:100707562100].

23. Crespo O, Hachigonta S, Tadross M. Sensitivity of southern African maize yields to the definition of sowing dekad in a changing climate. Climatic Change. 2011;106(2):267–283. [https://doi.org/10.1007/s10584-010-9924-4].

24. Dar JA, Asif M. Do agriculture-based economies mitigate CO2 emissions? Empirical evidence from five SAARC countries. Int J Energy Sect Manag. 2019;14(3):638–652. [https://doi.org/10.1108/IJESM-01-2019-0011].

25. Das MR, Hossain MA. Impact of agricultural loan disbursement and chemical fertilizer use on the rice production in Bangladesh. Bangladesh J Public Adm. 2019;27(2):84-96. [https://doi.org/10.36609/bjpa.v27i2.69].

26. Downing TE. Climate change and vulnerable places: Global food security and country studies in Zimbabwe, Senegal and Chile: Kenya. Oxford: University of Oxford, Environmental Change Unit; 1992.

27. Dubey SK, Sharma D. Assessment of climate change impact on yield of major crops in the Banas River Basin, India. Sci Total Environ. 2018; 635:10–19. [https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.03.343].

28. Edame GE, Ekpenyong A, Fonta WM, Duru E. Climate change, food security and agricultural productivity in Africa: Issues and policy directions. Int J Humanit Soc Sci. 2011;1(21):205–223.

29. Enete AA, Amusa TA. Challenges of agricultural adaptation to climate change in Nigeria: a synthesis from the literature. Field Actions Science Reports, The Journal of Field Actions 2010;4.http://journals.openedition.org/factsreports/678)..

30. Estes LD, Beukes H, Bradley BA, Debats SR, Oppenheimer M, Ruane AC, Tadross M. Projected climate impacts to South African maize and wheat production in 2055: A comparison of empirical and mechanistic modeling approaches. Global Change Biology. 2013;19(12). doi: 10.1111/gcb.12325.

31. FAO, Ifad, WFP. The state of food insecurity in the world 2014: Strengthening the enabling environment for food security and nutrition. Rome: FAO; 2014.

32. Feiziasl V, Jafarzadeh J, Abdolrahmani B, Mosavi S, Karimi E. Studies on the Effects of Climatic Factors on Dryland Wheat Grain Yield in Maragheh Region. Iranian Journal of Field Crops Research, 2010; 8(1): 1-11. doi: 10.22067/gsc. v8i1.7384.

33. Food and Agriculture Organization. The State of Food and Agriculture Climate Change, Agriculture and Food Security. Rome, Italy: Food and Agriculture Organization, United Nations; 2016.

34. Ford JD, Berrang-Ford L. Climate change adaptation in developed nations: From theory to practice. Berlin: Springer; 2011. doi: 10.1007/978-94-007-0567-8.

35. Gornall J, Betts R, Burke EJ, Clark RT, Camp J, Willett KM, Wiltshire A. Implications of climate change for agricultural productivity in the early twenty-first century. Philos Trans R Soc B. 2010; 365:2973–2989. doi: 10.1098/rstb.2010.0158.

36. Guiteras R. The impact of climate change on Indian agriculture. Manuscript, Department of Economics, University of Maryland, College Park, Maryland; 2009.

37. Gul A, Chandio AA, Siyal SA, Rehman A, Xiumin W. How climate change is impacting the major yield crops of Pakistan? An exploration from long- and short-run estimation. Environ Sci Pollut Res. 2022a ;29:26660–26674. doi: 10.1007/s11356-021-17579-z.

38. Gul A, Xiumin W, Chandio AA, Rehman A, Siyal SA, Asare I. Tracking the effect of climatic and nonclimatic elements on rice production in Pakistan using the ARDL approach. Environ Sci Pollut Res. 2022b; 29:31886–31900. doi: 10.1007/s11356-022-18541-3.

39. Guntukula R. Assessing the impact of climate change on Indian agriculture: evidence from major crop yields. J Publ Aff. 2020;20(1). doi: 10.1002/pa.2040.

40. Hejazi J, Emamgholipour S. The Effects of the Re-imposition of US Sanctions on Food Security in Iran. Int J Health Policy Manag. 2020;9(8):356-358. doi: 10.34172/ijhpm.2020.207.

41. Hillier J, Hawes C, Squire G, Hilton A, Wale S, Smith P. The carbon footprints of food crop production. Int J Agric Sustain. 2009;7(2):107-118. doi: 10.3763/ijas.2009.0419.

42. Hossain MS, Qian L, Arshad M, Shahid S, Fahad S, Akhter J. Climate change and crop farming in Bangladesh: an analysis of economic impacts. Int J Clim Chang Strat Manag. 2019;11(3):424-440. doi: 10.1108/IJCCSM-04-2018-0030.

43. Hui L, Feng WT, He XH, Zhu P, Gao HJ, Sun N, Xu MG. Chemical fertilizers could be completely replaced by manure to maintain high maize yield and soil organic carbon (SOC) when SOC reaches a threshold in the Northeast China Plain. J Integr Agric. 2017;16(4):937-946.
doi: 10.1016/S2095-3119(16)61559-9.

44. Hussain M, Butt AR, Uzma F, Ahmed R, Irshad S, Rehman A, Yousaf B. A comprehensive review of climate change impacts, adaptation, and mitigation on environmental and natural calamities in Pakistan. Environ Monit Assess. 2020;192(1):48. doi: 10.1007/s10661-019-7956-4.

45. Hussain SS, Mudasser M. Prospects for wheat production under changing climate in mountain areas of Pakistan - an econometric analysis. Agric Syst. 2007;94(2):494-501. doi: 10.1016/j.agsy.2006.12.001.

46. Keane J, Page S, Kergna A, Kennan J. Climate change and developing country agriculture: an overview of expected impacts, adaptation and mitigation challenges, and funding requirements. Issue Brief. 2009; 2:1-49.

47. Khaleghi S, Bazazan F, Madani Sh. The Effects of Climate Change on Agricultural Production and Iranian Economy. Agricultural Economics Research. 2015; 7(25); 113-135. https://dorl.net/dor/20.1001.1.20086407.1394.7.25.6.1.

48. Khan A, Ali S, Shah SA, Khan A, Ullah R. Impact of climate change on maize productivity in Khyber Pakhtunkhwa, Pakistan. Sarhad J Agric. 2019;35(2):594-601.
doi: 10.17582/journal.sja/2019/35.2.594.601.

49. Kiani S, Shahraki J, Akbari A, Sardar Shahraki A. The Effect of Climate Change on Iran's Agricultural Production: A Case Study of Wheat Crop. Applied Field Crops Research, 2020; 32(04): 109-127. doi: 10.22092/aj.2019.123143.1337.

50. King RG, Levine R. Finance, entrepreneurship and growth. J Monet Econ. 1993;32(3):513-542. doi: 10.1016/0304-3932(93)90028-E.

51. Koocheki A, Kamali G. Climate Change and Rainfed Wheat Production in Iran. Iranian Journal of Field Crops Research, 2010; 8(3): 508-520. doi: 10.22067/gsc. v8i3.7770.

52. Koondhar MA, Aziz N, Tan Z, Yang S, Abbasi KR, Kong R. Green growth of cereal food production under the constraints of agricultural carbon emissions: A new insights from ARDL and VECM models. Sustain Energy Technol Assess. 2021; 47:101452. doi: 10.1016/j.seta.2021b.101452.

53. Koondhar MA, Udemba EN, Cheng Y, Khan ZA, Koondhar MA, Batool M, Kong R. Asymmetric causality among carbon emission from agriculture, energy consumption, fertilizer, and cereal food production–A nonlinear analysis for Pakistan. Sustain Energy Technol Assess. 2021a; 45:101099. doi: 10.1016/j.seta.2021.101099.

54. Kusin FM, Izzati Mat Akhir N, Mahamat-Yusuff F, Auang M. The impact of nitrogen fertilizer uses on greenhouse gas emissions in an oil palm plantation associated with land use change. Atmosfera. 2015;28(4):243-250.
doi: 10.20937/ATM.2015.28.04.03.
55. Lin HI, Ya-Yin Y, Fang-I W, Po-Ting L. Status of food security in east and Southeast Asia and challenges of climate change. Climate. 2022;10(3):40. doi: 10.3390/cli10030040.
56. Lin W, Lin M, Zhou H, Wu H, Li Z, Lin W. The effects of chemical and organic fertilizer usage on rhizosphere soil in tea orchards. PLoS One. 2019;14(5):e0217018.
doi: 10.1371/journal.pone.0217018.
57. Mahrous W. Dynamic impacts of climate change on cereal yield in Egypt: An ARDL model. J Econ Financial Res. 2018;5(1):886-908.
58. Nakano Y, Magezi EF. The impact of microcredit on agricultural technology adoption and productivity: evidence from randomized control trial in Tanzania. World Dev. 2020; 133:104997.
doi: 10.1016/j.worlddev.2020.104997.
59. Nasrullah M, Rizwanullah M, Yu X, Jo H, Sohail MT, Liang L. Autoregressive distributed lag (ARDL) approach to study the impact of climate change and other factors on rice production in South Korea. J Water Clim Change. 2021;12(6):2256-2270. doi: 10.2166/wcc.2021.030.
60. Nuwagaba A, Namateefu LK. Climatic change, land use and food security in Uganda: A survey of Western Uganda. J Earth Sci Geotechn Eng. 2013;3(2):61-72.
61. Nwaka ID, Nwogu MU, Uma KE, Ike GN. Agricultural production and CO2 emissions from two sources in the ECOWAS region: new insights from quantile regression and decomposition analysis. Sci Total Environ. 2020; 748:141329.
doi: 10.1016/j.scitotenv.2020.141329.
62. Omoregie K, Ikpesu F, Okpe AE. Credit supply and rice output in Nigeria: empirical insight from vector error correction model approach. Int J Econ Financ. 2018;8(5):68-74. doi: 10.5539/ijef. v8n5p68.
63. Parkes B, Sultan B, Ciais P. The impact of future climate change and potential adaptation methods on Maize yields in West Africa. Clim Change. 2018;151(2):205-217. doi: 10.1007/s10584-018-2290-3.
64. Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. J Appl Econom. 2001;16(3):289-326.
doi: 10.1002/jae.616.
65. Pesaran MH, Shin Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. Econ Soc Monogr. 1998; 31:371-413.
66. Pickson RB, He G, Ntiamoah EB, Li C. Cereal production in the presence of climate change in China. Environ Sci Pollut Control Ser. 2020; 27:45802-45813. doi: 10.1007/s11356-020-10430-x.
67. Praveen B, Sharma. A review of literature on climate change and its impacts on agriculture productivity. J Publ Aff. 2019;19(4). doi: 10.1002/pa.1960.
68. Radmehr R, Henneberry SR. Energy price policies and food prices: empirical evidence from Iran. Energy Policy Policy Implications. 2020;13(15). doi: 10.3390/en13154031.
69. Raifu IA, Aminu A. Financial development and agricultural performance in Nigeria: what role do institutions play? Agric Finance Rev. 2019;80(2):231-254. doi: 10.1108/AFR-06-2018-0045.
70. Ray DK, West PC, Clark M, Gerber JS, Prishchepov AV, Chatterjee S. Climate change has likely already affected global food production. PLoS One. 2019;14(5). doi: 10.1371/journal.pone.0217148.
71. Rehman A, Chandio AA, Hussain I, Jingdong L. Fertilizer consumption, water availability and credit distribution: major factors affecting agricultural productivity in Pakistan. J Saudi Soc Agric Sci. 2019;18(3). doi: 10.1016/j.jssas.2017.08.002.
72. Reidsma P, Lansink A, Ewert F. Economic impacts of climatic variability and subsidies on european agriculture and observed adaptation strategies. J Mitig Adapt Strateg Glob Change. 2009; 14:35-59. doi: 10.1007/s11027-008-9149-2.
73. Saqib SE, Ahmad MM, Panezai S. Landholding size and farmers' access to credit and its utilization in Pakistan. Dev Pract. 2016;26(8).
doi: 10.1080/09614524.2016.1227301.
74. Sarkodie SA, Ntiamoah EB, Li D. Panel heterogeneous distribution analysis of trade and modernized agriculture on CO2 emissions: the role of renewable and fossil fuel energy consumption. Nat Resour Forum. 2019; 43:135-153. doi: 10.1111/1477-8947.12183.
75. Schmidhuber J, Tubiello FN. Global food security under climate change. Proc Natl Acad Sci USA. 2007;104(50):19703-19708. doi: 10.1073/pnas.0701976104.
76. Shahbaz M, Shabbir MS, Butt MS. Effect of financial development on agricultural growth in Pakistan: new extensions from bounds test to level relationships and Granger causality tests. Int J Soc Econ. 2013;40(8):707-728. doi: 10.1108/IJSE-01-2012-0002.
77. Shahraki J, Sabouhi Sabouni M, Yaghoubi M. The impacts of climate change on wheat production: A Stochastic production function approach. Journal of Natural Environmental Hazards. 2017; 6(11): 69-84. doi: 10.22111/jneh.2017.3074.

78. Slingo JM, Challinor AJ, Hoskins BJ, Wheeler TR. Introduction: food crops in a changing climate. Philos Trans R Soc B Biol Sci. 2005;360(1463):1983-1989. doi: 10.1098/rstb.2005.1755.
79. Sossou S, Igue CB, Diallo M. Impact of climate change on cereal yield and production in the Sahel: case of Burkina Faso. Asian J Agric Ext Econ Sociol. 2019;37(4):2320-7027.
doi: 10.9734/AJAEES/2019/v37i430288.
80. Statistical Center of Iran,2022. https://www.amar.org.ir/.
81. UN (United Nations) , IRAN COUNTRY RESULTS REPORT, 2019.
82. Van Oort PA, Zwart SJ. Impacts of climate change on rice production in Africa and causes of simulated yield changes. Glob Chang Biol. 2018;24(3):1029-1045. doi: 10.1111/gcb.13967.
83. Waheed R, Chang D, Sarwar S, Chen W. Forest, agriculture, renewable energy, and CO2 emission. J Clean Prod. 2018; 172:4231-4238. doi: 10.1016/j.jclepro.2017.10.287.
84. Warsame AA, Sheik-Ali IA, Ali AO, et al. Climate change and crop production nexus in Somalia: empirical evidence from ARDL technique. Environ Sci Pollut Res. 2021; 28:19838-19850. doi: 10.1007/s11356-020-11739-3.
85. World Development Indicator (WDI). The World Bank Databank. The World Bank groups, Washington, DC; 2022.
86. Wreford AB, Moran D, Moxey A, Evans KA, Fox N, Glenk K, Hutchings M, McCracken DI, McVittie A, Mitchell M, Topp CFE, Wall E. Estimating the costs and benefits of adapting agriculture to climate change. Agricultural Economics Society and European Association of Agricultural Economists (EAAE). 2015;14(2). doi: 10.1111/1746-692X.12086
87. Xiang X, Solaymani S. Change in cereal production caused by climate change in Malaysia. 2022. Ecological Informatics, 70,101741, https://doi.org/10.1016/j.ecoinf.2022.101741.
88. Ye L, Zhao X, Bao E, Li J, Zou Z, Cao K. Bio-organic fertilizer with reduced rates of chemical fertilization improves soil fertility and enhances tomato yield and quality. Sci Rep. 2020;10(1). doi: 10.1038/s41598-019-56954-2.
89. Yesuf M, Di Falco S, Deressa T, Ringler C, Kohlin G. The impact of climate change and adaptation on food production in low-income countries: evidence from the Nile Basin, Ethiopia. IFPRI discussion papers 828, International Food Policy Research Institute (IFPRI); 2008.
90. Zaied YB, Cheikh NB. Long-run versus short-run analysis of climate change impacts on agricultural crops. Environ Model Assess. 2015;20(3):259-271. doi: 10.1007/s10666-014-9432-4.
91. Zakaria M, Jun W, Khan MF. Impact of financial development on agricultural productivity in South Asia. Agric Econ. 2019;65(5):232-239. doi: 10.17221/199/2018-AGRICECON.
92. Zewdie A. Impacts of climate change on food security: A literature review in Sub Saharan Africa. Journal of Earth Science & Climatic Change. 2014;5(8). doi: 10.4172/2157-7617.1000225.
93. Zhai S, Song G, Qin Y, Ye X, Lee J. Modeling the impacts of climate change and technical progress on the wheat yield in inland China: an autoregressive distributed lag approach. PloS One. 2017;12(9). doi: 10.1371/journal.pone.0184474.
94. Zhou X-Y, Lu G, Xu Z, Yan X, Khu S-T, Yang J, Zhao J. Influence of Russia-Ukraine War on the Global Energy and Food Security. Resources, Conservation & Recycling. 2023; 188:106657. doi: 10.1016/j.resconrec.2022.106657
95. Zulfiqar F, Shang J, Nasrullah M, Rizwanullah M. Allocative efficiency analysis of wheat and cotton in district Khanewal, Punjab, Pakistan. GeoJournal. 2022; 86:2777-2786. doi: 10.1007/s10708-020-10228-x