University of Tehran Press

Journal of Natural Environment

Online ISSN: 2423-7817

Homepage: https://jne.ut.ac.ir/

Investigation of the climatic variables' impact on the agricultural sector economic rent in Iran

(Case study: irrigated barley)

Azam Rezaee[1]✉ | Somayeh Amirtaimoori[2] | Shahram Mohammadzadeh[3]

1. Corresponding Author, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural management, Gorgan University of Agricultural Sciences & Natural resources, Gorgan, Iran. E-mail: arezaee@gau.ac.ir
2. Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran. E-mail: amirtaimoori@uk.ac.ir
3. Department of Agricultural Extension & Education, Faculty of Agricultural management, Gorgan University of Agricultural Sciences & Natural resources, Gorgan, Iran. E-mail: sh.mohammadzadeh@gau.ac.ir

Article Info

Article type:

Research Article

Article history:

Received 7 November 2023

Received in revised form 27 January 2024

Accepted 3 March 2024

Published online 4 May 2024

Keywords:

Climate,

Panel data,

Random effect model,

Ricardian approach.

ABSTRACT

Regarding the importance of climate change on agriculture sector, in this study, the economic impacts of climate change on irrigated baley land rent are investigated by using the panel data technique and random effect model (2001-2018 agricultural year). The needed data were collected using secondary data and referring to the relevant organizations and institutions such as Iran Meteorological Organization and the Ministry of Agriculture Jihad. Based on the result, after determination of futer value of rent, the trend of irrigated barley land rent in some provine is positive and in the some province is negative. The land rent of East Azarbayejan, Ardebil, Razavi Khorasan, South Khorasan, North Khorasan, Qom, Kerman, and Khuzestan provinces is decreased. The land rent of Tehran, Esfahan, Qazvin, Hamedan, and Markazi provinces is increased. In addition, With one percent increase in the precipitation, barley rent increases by 28351 (10 Rial). there is a positive relation between pericipitation and agricultural land rent. Also, labor and fertilizer has positive effect on irrigated barley land rent.

Cite this article: Rezaee, A., Amirtaimoori, S., & Mohammadzadeh, Sh. (2024). Investigation of the climatic variables' impact on the agricultural sector economic rent in Iran (Case study: irrigated barley). *Journal of Natural Environment*, 77 (1), 123-132. DOI: http//doi.org/10.22059/jne.2024.366932.2614

© The Author(s).

Publisher: University of Tehran Press.

DOI: http//doi.org/10.22059/jne.2024.366932.2614

محیط زیست طبیعی
شاپای الکترونیکی: ۷۸۱۷-۲۴۲۳
Homepage: https://jne.ut.ac.ir/
انتشارات دانشگاه تهران

بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی بر رانت اقتصادی بخش کشاورزی ایران (مطالعهٔ جو آبی)

اعظم رضایی[۱]✉ | سمیه امیرتیموری[۲] | شهرام محمدزاده[۳]

۱. نویسنده مسئول، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ مدیریت کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، گرگان، ایران. رایانامه: arezaee@gau.ac.ir
۲. گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران. رایانامه: amirtaimoori@uk.ac.ir
۳. گروه ترویج و آموزش کشاورزی، دانشکدهٔ مدیریت کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، گرگان، ایران. رایانامه: sh.mohammadzadeh@gau.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقالهٔ پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۱۶
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۱/۰۷
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۳
تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۲/۱۵

کلیدواژه‌ها:
اقلیم،
داده‌های تلفیقی،
روش ریکاردین،
مدل اثرات تصادفی.

چکیده

اهمیت بخش کشاورزی در تأمین امنیت غذایی از یک طرف و سهم بالای بخش کشاورزی از آثار تغییر اقلیم از طرف دیگر، اهمیت بررسی تأثیر تغییرات اقلیم بر بخش کشاورزی را دوچندان می‌کند. از این‌رو مطالعهٔ حاضر با هدف بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی بر رانت اقتصادی بخش کشاورزی ایران انجام شد. بدین‌منظور آمار و اطلاعات از سازمان هواشناسی کشور و اطلاعات هزینه-تولید جهاد کشاورزی برای دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۷۹ استخراج شد. جهت تحقق هدف تحقیق با استفاده از روش داده‌های تلفیقی و مدل اثرات تصادفی، تأثیر متغیرهای اقلیمی شامل دما، بارش، مجذور دما، مجذور بارش، اثر متقابل دما و بارش بر رانت جو بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد پس از محاسبهٔ ارزش آیندهٔ رانت، روند تغییرات رانت جو آبی در برخی استان‌ها مثبت و در برخی منفی است. همچنین، متغیر بارش اثر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای مجذور بارش و اثر متقابل دما-بارش اثر منفی و معنی‌داری بر رانت جو آبی استان‌های تولیدکننده دارند. در واقع با افزایش بارش ابتدا رانت افزایش می‌یابد به نقطهٔ بیشینه می‌رسد و پس از آن کاهش می‌یابد. همچنین افزایش همزمان دما و بارش منجر به کاهش رانت اقتصادی خواهد شد. به‌طور کلی با در نظر گرفتن سناریوهای تغییر اقلیم افزایش دما رانت اقتصادی بخش کشاورزی کاهش خواهد یافت و این کاهش با افزایش بدبینی سناریوها افزایش می‌یابد. به‌طور کلی اگرچه کشت محصولات آبی ناشی از تغییر اقلیم با آبیاری جبران می‌شود اما در نهایت رانت اقتصادی را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

استناد: رضایی، اعظم؛ امیرتیموری، سمیه؛ و محمدزاده، شهرام (۱۴۰۳). بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی بر رانت اقتصادی بخش کشاورزی ایران (مطالعهٔ جو آبی). *محیط زیست طبیعی*، ۷۷ (۱)، ۱۳۲-۱۲۳.

DOI: http//doi.org/10.22059/jne.2024.366932.2614

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

مقدمه

اگرچه بخش‌های مختلف اقتصادی از تغییرات اقلیم متأثرند، اما اثرات تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی به‌عنوان تأمین‌کنندهٔ امنیت غذایی از یک طرف و تعاملات گسترده با محیط از طرف دیگر حائز اهمیت است (Shah *et al*., 2024; Omotoso and Omotayo, 2024). براساس آخرین گزارش IPCC با توجه به سناریوهای تغییراقلیم، تا صدسال آینده دمای متوسط در ایران براساس درجهٔ بدبینی بین یک تا پنج درجهٔ سانتی‌گراد افزایش خواهد یافت که در این صورت، بارندگی کاهش و سطح تبخیر و تعرق سالانه افزایش خواهد یافت.

بررسی ارتباط تغییرات اقلیم با رفاه جامعه، تولید، درآمد بخش کشاورزی و بهره‌وری توسط اقتصاددانان بیشتر مورد بررسی قرار گرفته است (Reilly *et al*., 1998; Fisher *et al*., 2009). بیش از ۷۰ درصد ایران با متوسط بارندگی ۲۴۱ میلی‌متر در مناطق خشک و نیمه‌خشک قرار دارد. به‌علاوه، این میزان بارندگی که یک سوم بارش جهانی است به‌طور متناسب توزیع نشده است؛ به‌نحوی که بسیاری از مناطق در کشور کمتر از ۱۰۰ میلی‌متر و بعضی مناطق بیشتر از ۱۰۰۰ میلی‌متر بارش دریافت می‌کنند (Kazami-nejad *et al*., 2022).

جو محصولی مهم از نظر اقتصادی است و حتی در شرایط آب و هوایی نامناسب می‌تواند رشد کند و عملکرد بالاتری نسبت به محصولات مشابه داشته باشد. بارش و دمای مناسب جهت رشد جو به‌ترتیب ۲۵۰– ۲۰۰ میلی‌متر و ۲۰–۱۵ درجهٔ سانتی‌گراد می‌باشد (Rahmani *et al*., 2010). مطالعات مختلفی به بررسی ارتباط متغیرهای اقلیمی با متغیرهای اقتصادی مانند عملکرد، بهره‌وری، درآمد و... پرداخته‌اند که به برخی از مهمترین آنها اشاره می‌شود. Ouedraogo و همکاران (۲۰۰۶) با استفاده از رهیافت ریکاردین به بررسی ارتباط درآمد کشاورزی و اقلیم در بورکینافاسو پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش دما رانت خالص را کاهش می‌دهد. Mojaverian و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از رهیافت ریکاردین اثرات تغییراقلیم بر رانت محصولات کشاورزی استان گلستان را بررسی کردند. براساس نتایج دما اثر منفی و بارش اثر مثبت بر رانت دارد. Janat Sadeghi و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی عامل‌های مؤثر بر عملکرد گندم و جو در استان خراسان رضوی پرداختند. نتایج نشان داد که یک میلی‌متر افزایش بارش سبب افزایش عملکرد گندم آبی، گندم دیم و جو آبی به‌ترتیب به میزان ۰/۱۱، ۰/۲۴ و ۰/۰۴کیلوگرم در هکتار و کاهش ۰/۵۷ کیلوگرم در هکتار جو دیم شده است.Rezaee و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از رهیافت ریکاردین اثرات تغییر اقلیم بر رانت گندم دیم را مورد بررسی قرار دادند. براساس نتایج دمای فصل برداشت ارتباط غیرخطی با رانت دارد. Attavanich و McCarl (۲۰۱۱)، به بررسی اثرات متغیرهای اقلیمی و انتشار دی‌اکسید کربن بر عملکرد پنج محصول عمده ذرت، سورگوم، سویا، گندم و پنبه در آمریکا پرداختند. نتایج نشان داد که انتشار بیشتر دی‌اکسیدکربن اثر مثبت بر عملکرد گندم، سویا و پنبه داشته است. Huong و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از رویکرد ریکاردین به بررسی پیامدهای تغییرات اقلیمی در بخش کشاورزی در منطقهٔ شمال غربی ویتنام پرداختند. با بررسی اثرات سناریوهای تغییراقلیم بر رانت بخش کشاورزی در آینده، نتایج نشان داد که رابطهٔ بین درآمد خانوار و متغیرهای اقلیمی، رابطهٔ بین دو فصل غیر قابل تغییر است. همچنین با افزایش دما و بارندگی مقدار رانت کاهش می‌یابد. Etwire و همکاران (۲۰۱۹) از مدل ریکاردین برای بررسی اثرات تغییر اقلیم بر درآمد کشاورزان در غنا استفاده کردند. نتایج نشان داد که تغییرات شدید آب و هوایی منجر به کاهش درآمد متوسط خواهد شد. سایر مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱-خلاصه مطالعات پیشین داخلی و خارجی

نویسنده–سال	عنوان تحقیق	روش	نتیجه
Kurukulasuriya and Mendelsohn (2008)	اثرات تغییر اقلیم در کشاورزی در آفریقا	ریکاردین	رانت کشاورزی در اثر تغییرات اقلیم تغییر می‌کند.
Wang *et al*., (2009)	ارتباط تغییراقلیم و بخش کشاورزی در چین	ریکاردین	افزایش دما برای مزارع دیم مضر اما برای مزارع آبی سودمند است.
Cross *et al*., (2012)	انطباق کشاورزی با تغییر اقلیمی در آمریکا	ریکاردین	کشاورزان باید در مقابل تغییر اقلیم سازگاری بیشتری نشان دهند.
Ben Zaied (2013)	بررسی اثرات متغیرهای اقلیمی بر بخش کشاورزی تونس	روش پانل پویا	دما اثر منفی بر تولیدات کشاورزی دارد.

ادامهٔ جدول ۱

نویسنده–سال	عنوان تحقیق	روش	نتیجه
Tokunaga *et al.*, (2015)	اثرات تغییر اقلیم بر تولیدات محصولات کشاورزی در ژاپن	تجزیه‌وتحلیل پانل پویا	تغییر اقلیم تولید را کاهش می‌دهد.
Ali *et al.*, (2017)	اثرات تغییرات اقلیمی بر محصولات در پاکستان	FGLS	حداکثر دما و بارش اثر منفی و حداقل دما اثر مثبت بر رانت محصولات کشاورزی دارند.
Bahadoran ***et al***., (2020)	به ارزیابی آثار تغییر اقلیم بر رانت گندم آبی در ایران	روش ریکاردین	رابطهٔ بارش و رانت مثبت و دما با منفی است.
Rezaee and Yaqubi (2023)	ارزیابی آثار تغییراقلیم بر رانت زعفران	روش ریکاردین	دمای سالیانه، بیشینهٔ دما، بارش اثر مثبت و اثر متقابل دما و بارش و کمینهٔ دما اثر منفی بر رانت دارند.
Shayanmehr *et al.*, (2021)	تغییراقلیم و پیامدهای آن در منطقهٔ خراسان	تابع تولید تصادفی	تولید گندم آبی، جو آبی و دیم کاهش می‌یابد.

مرور منابع نشان می‌دهد که دو دسته روش برای بررسی اثرات تغییراقلیم وجود دارد: ۱- مدل‌های شبیه‌سازی و ۲- بررسی اثرات و سازگاری با مدل‌های اقتصادی و اینکه چگونه یک سیستم با اقلیم‌های مختلف سازگار می‌شود. بر این اساس و با توجه به اینکه در رهیافت ریکاردین امکان برآورد متغیرها به‌صورت خطی و درجه دوم و نشان دادن روابط بین متغیرها وجود دارد؛ در این مطالعه از رهیافت ریکاردین استفاده شد. با توجه راهبردی بودن محصول جو و اهمیت ارزیابی اثرات اقلیم بر بخش کشاورزی، هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی بر رانت اقتصادی جو آبی با استفاده از رهیافت ریکاردین و روش داده‌های تلفیقی می‌باشد.

روش‌شناسی پژوهش

رانت زمین‌های کشاورزی عبارت است از مازاد یعنی تفاوت بین قیمت کالایی که با استفاده از یک منبع طبیعی تولید می‌شود و هزینه‌هایی که برای تبدیل آن منبع طبیعی به کالا، صرف می‌شود، آنچه که بعد از پرداخت به کلیهٔ عوامل تولید باقی می‌ماند ناشی از ارزش منبع طبیعی است که به آن رانت می‌گوییم (Rezaee and Yaqubi, 2023). جهت تحقق اهداف تحقیق از روش ریکاردین و داده‌های تلفیقی استفاده شد. توسعهٔ این روش براساس مطالعهٔ Malcolm و همکاران (۲۰۰۲) انجام شد. در این نظریه، بهره‌وری بخش کشاورزی نشان‌دهندهٔ رانت زمین کشاورزی می‌باشد. در مدل ریکاردین، توابع تولید و هزینه به‌صورت رابطه‌های ۱ و ۲ تعریف می‌شود:

$$Q_i = Q(K_i, E)$$ رابطهٔ ۱

$$C_i = C(Q_i, W, E)$$ رابطهٔ ۲

که در آن، Q_i = مقدار محصول iام تولید شده، K_i =بردار نهاده‌های تولیدی برای محصول iام، E= بردار فاکتورهای اقلیمی برون‌زا مانند: دماو بارش، C_i = هزینهٔ تولید محصول iام و W= برداری از قیمت عوامل تولید است. با توجه به توابع تولید و هزینه، تابع سود برای کشاورز در شرایط معین بودن قیمت، به‌صورت رابطهٔ ۳ است. در واقع، سود به‌دست آمده از مزرعه باید حداکثر شود (Van Passel *et al*., 2012; Bahadoran *et al*., 2020).

$$\text{Max: } \pi = [P_i Q_i - C(Q_i, W, E) - PL_i L_i]$$ رابطهٔ ۳

که در آن، PL_i = هزینهٔ سالیانهٔ زمین محصول iام و L_i = سطح زیر کشت تولید آن است. از حل معادلهٔ بالا برای PL_i، رانت زمین به‌ازای هر هکتار کشت محصول، معادل با درآمد خالص به‌ازای هر هکتار به‌دست می‌آید که به‌صورت رابطهٔ ۴ خلاصه می‌شود:

$$PL_i = \frac{(PQ_i - C_i(Q_i, W, E))}{L_i}$$ رابطهٔ ۴

در این رابطه، درآمد خالص محصول مورد نظر، به‌عنوان معیاری از رانت زمین در نظر گرفته می‌شود. به‌طور کلی، مدل ریکاردین،

رانت زمین زراعی را تابعی از متغیرهای اقلیمی در نظر می‌گیرد که به‌صورت رابطهٔ ۵ تعریف می‌شود:

$$PL_i = \beta_1 E + \beta_2 Z + U$$ رابطهٔ ۵

که در آن، Z= برداری از متغیرهای برون‌زاست که براساس نوع محصول و منطقهٔ مورد بررسی، متفاوت است. جهت برآورد مدل از روش داده‌های تلفیقی استفاده شد. داده‌های تلفیقی باعث می‌شود مدل‌ها دارای درجه آزادی بیشتر، هم‌خطی کمتر و کارایی بیشتری شود (Bahadoran *et al*., 2020; Rezaee and Yaqubi, 2023 Van Passel *et al*., 2012;).

منطقهٔ مطالعاتی و جمع‌آوی آمار و اطلاعات: جهت انجام تحقیق از استان‌های تولیدکنندهٔ عمدهٔ جو آبی شامل استان‌های خراسان رضوی، فارس، مرکزی، اصفهان، همدان، خوزستان، تهران، قزوین، آذربایجان شرقی، اردبیل، خراسان شمالی، کرمان، خراسان جنوبی و قم استفاده شد. داده‌های حاصل از سازمان هواشناسی کل کشور و سیستم هزینه–تولید جهاد کشاورزی از سال ۱۳۷۹ تا سال ۱۳۹۷ استخراج شد. همچنین متغیرهای پیشنهادی ورودی به مدل برای بررسی عوامل مؤثر بر رانت عبارت است از متغیرهای اقلیمی شامل دما و بارش و نهاده‌ها شامل نیروی کار و کود که به‌عنوان متغیرهای کنترل در مدل لحاظ شده است. همچنین رانت عبارت است از درآمد منهای هزینه‌های جاری به‌جز هزینهٔ زمین محصول جو آبی برای هر استان به‌ازای هر سال و هر هکتار. این متغیر به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است و برای تورم‌زدایی ارزش‌های هر سال با استفاده از رابطهٔ ۶ برای سال ۱۳۹۷ محاسبه شده است.

$$F = P(1+r)^t$$ رابطهٔ ۶

در رابطهٔ فوق F و P به‌ترتیب ارزش آینده و ارزش حال رانت جو آبی می‌باشد. همچنین t و r به‌ترتیب سال و نرخ بهره است که معادل ۱۸ درصد در نظر گرفته شده است. سایر متغیرهای مستقل عبارتند از دمای متوسط: میانگین دمای سالیانهٔ هر استان که می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر رانت داشته باشد. بارش تجمعی فصل پاییز: مجموع بارش ماهانه برای هر استان در هر سال که می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر رانت داشته باشد. کود شیمیایی: مجموع کود مصرفی مصرف‌شده برای یک هکتار جو آبی به‌ازای هر سال در هر استان. نیروی کار: متوسط نیروی کار مورد استفادهٔ محصول جو آبی در هر هکتار به‌ازای هر استان به‌صورت سالیانه. توان دوم متغیر بارش تجمعی: توان دوم برای بررسی وجود بیشینه یا کمینهٔ بارش در مدل در نظر گرفته شده است. توان دوم دمای متوسط سالیانه: این متغیر برای بررسی وجود بیشینه یا کمینهٔ دما در مدل در نظر گرفته شده است. در واقع بررسی اینکه آیا با افزایش رانت ارتباط u شکل یا u معکوس بین رانت و متغیرهای اقلیمی وجود دارد یا خیر. اثر متقابل دما و بارش: جهت بررسی اثر همزمان دما و بارش در مدل لحاظ شده است. در نهایت مدل تجربی تحقیق براساس متغیرهای یاد شده به صورت رابطهٔ ۷ خواهد بود.

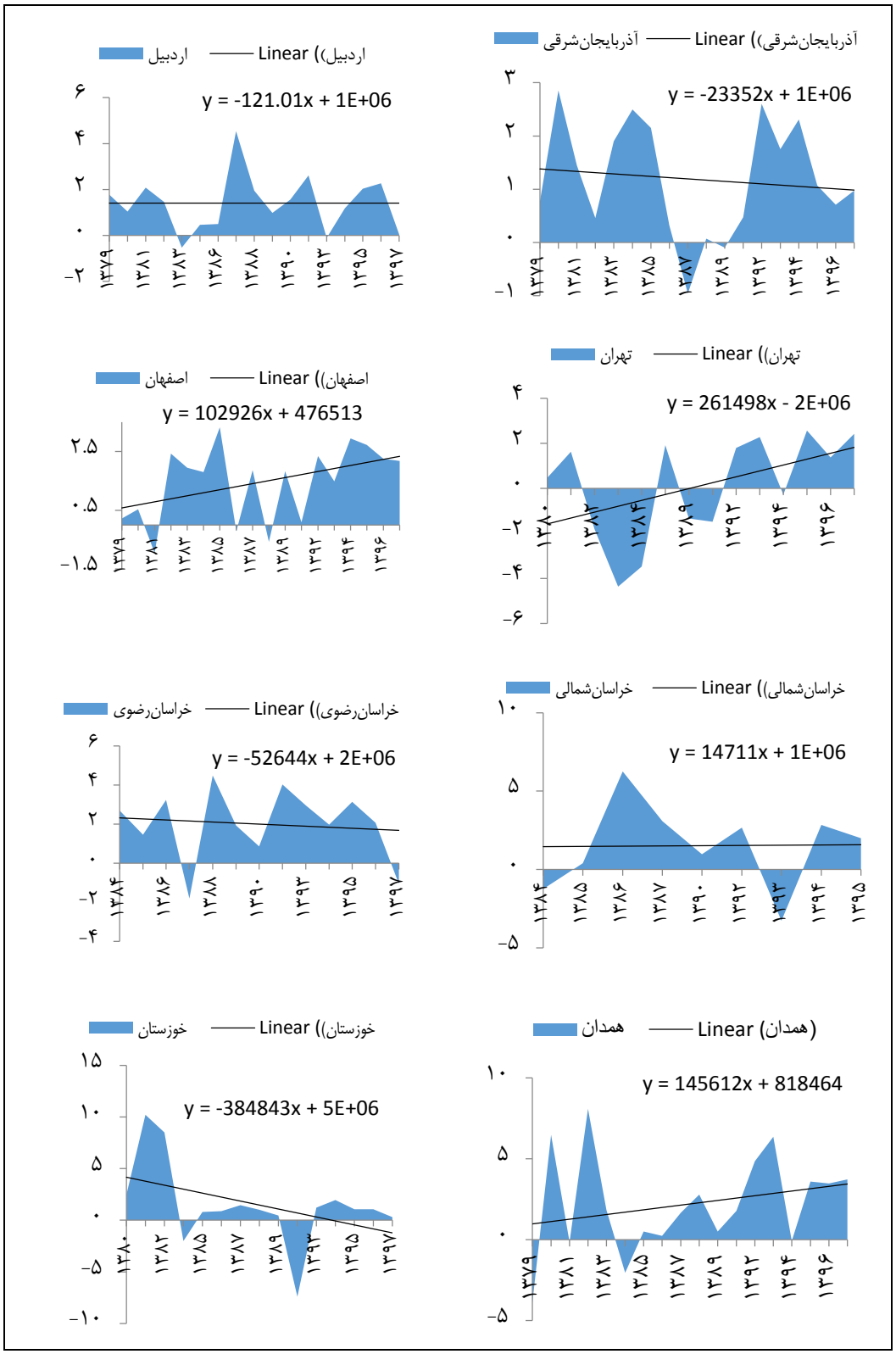
$$PL_i = \beta_0 + \beta_1 r + \beta_2 t + \beta_3 rr + \beta_4 tt + \beta_5 rt + \beta_6 f + \beta_7 l + U$$ رابطهٔ ۷

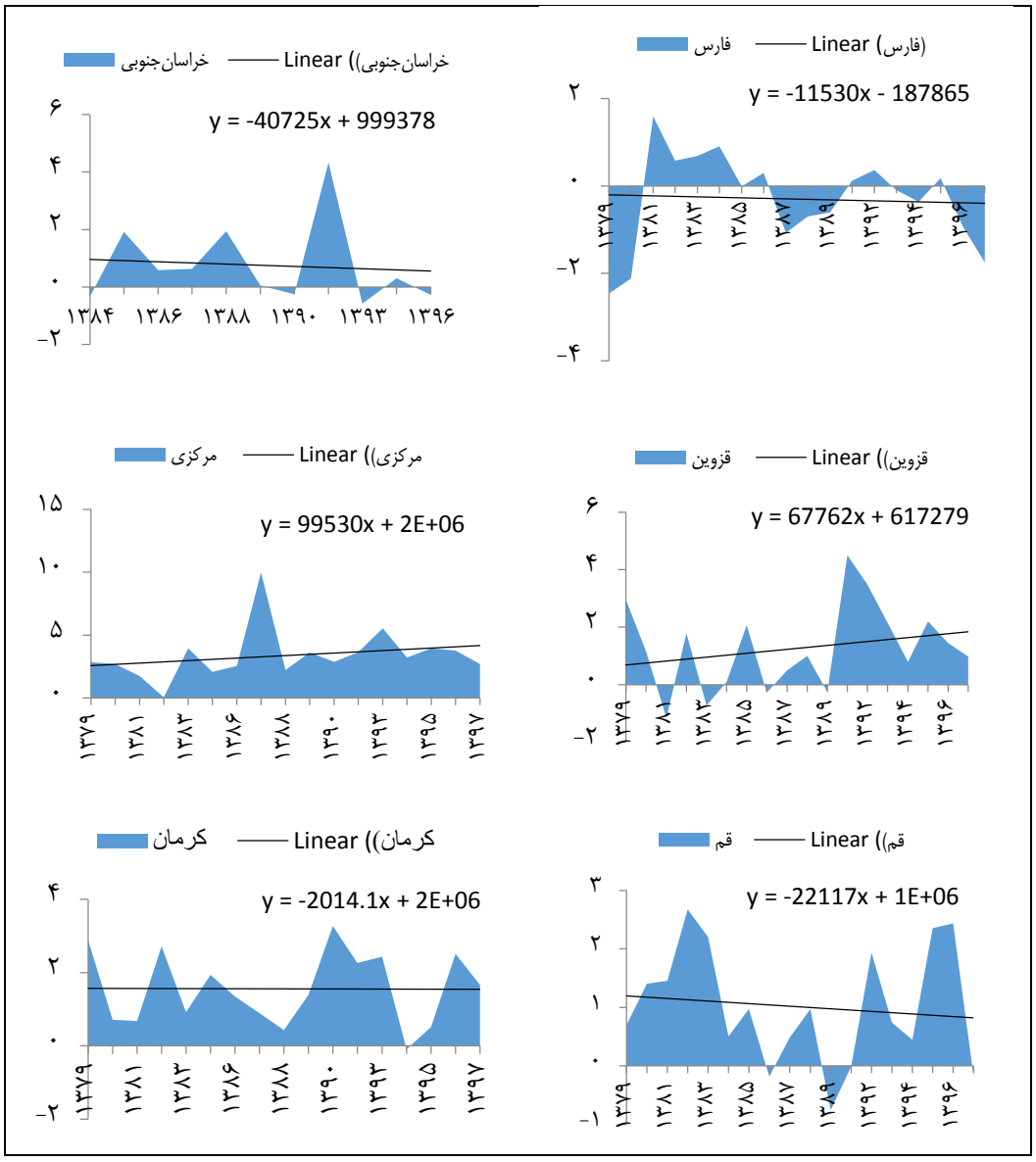
که در آن r، t، rr، tt، rt، f و l به‌ترتیب بارش، دما، مجذور بارش، مجذور دما، اثر متقابل دما و بارش، کود شیمیایی و نیروی کار که به‌عنوان متغیرهای کنترل در مدل لحاظ شده است، می‌باشد. همچنین β_0 تا β_7 ضرایب مدل هستند.

با استفاده از ضرایب رگرسیونی و گزارش فاز ششم Coupled model intercomparison project phase 6 (CMIP6) منتشر شده توسط IPCC تحت ۵ سناریوی ssp1-1.9، ssp1-2.6، ssp2-4.5، ssp3-7.0 و ssp5-8.5 اثرات تغییراقلیم تا افق ۲۱۰۰ بر رانت جو آبی بررسی شد.

یافته‌های پژوهش

جو با سطح زیر کشت ۱/۸ میلیون هکتار با مقدار ۳/۷ میلیون تن در حدود ۱۵ درصد از کل محصولات زراعی و ۲۱/۵۶ درصد از سطح غلات کشور را به‌خود اختصاص داده است. رانت محاسبه شدهٔ جو آبی به تفکیک استان‌ها در نمودار شکل ۱ ارائه شده است. روند تغییرات رانت در برخی استان‌ها مثبت و در برخی استان‌ها منفی است. در طول دورهٔ مورد بررسی رانت جو آبی، استان آذربایجان شرقی ۲۳۳۵۲ تومان (ده ریال) به‌ازای هر سال کاهش یافته است. رانت جوآبی در استان اردبیل با نرخ سالانه ۱۲۱ تومان (ده ریال) کاهش یافته است. همچنین خراسان رضوی، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، قم، کرمان و خوزستان نیز روندی کاهشی داشته است. رانت جو آبی استان‌های تهران، اصفهان، قزوین، همدان و مرکزی افزایشی بوده است. بیشترین نرخ تغییر رانت به استان تهران با ۲۶۱۴۹۸ تومان اختصاص داشته است.


آذربایجان‌شرقی
Linear (آذربایجان‌شرقی)
y = -23352x + 1E+06
اردبیل
Linear (اردبیل)
y = -121.01x + 1E+06
تهران
Linear (تهران)
y = 261498x - 2E+06
اصفهان
Linear (اصفهان)
y = 102926x + 476513
خراسان‌شمالی
Linear (خراسان‌شمالی)
y = 14711x + 1E+06
خراسان‌رضوی
Linear (خراسان‌رضوی)
y = -52644x + 2E+06
همدان
Linear (همدان)
y = 145612x + 818464
خوزستان
Linear (خوزستان)
y = -384843x + 5E+06



شکل ۱- نمودار تغییرات رانت استان‌های عمده تولیدکننده جودر ایران

تعیین عوامل موثر بر رانت زمینهای کشاورزی جو آبی در ایران: آمار توصیفی جوآبی در جدول ۲ نشان داده شده است. جو آبی در بین استان‌های تولیدکننده در ایران رانتی برابر با ۱۳۹۹۴۱۶ تومان (ده ریال) در هکتار دارد. همچنین متوسط دما و بارش به‌ترتیب ۱۳/۶ درجهٔ سانتی‌گراد و ۸۲/۸ میلی‌متر می‌باشد. برای تولید جو آبی به‌طور متوسط ۲۹ نفر روزکار نیروی کار وجود دارد و ۳۰۶ کیلوگرم کود به‌طور متوسط در هر هکتار مصرف می‌شود.

جهت بررسی مانایی، آزمون‌های ریشهٔ واحد LLC و IPS در سطح و تفاضل متغیرهای تحقیق انجام شد. با توجه به اینکه متغیرهای الگو براساس آزمون‌های ریشهٔ واحد جواب یکسانی در مورد مانایی متغیرها در سطح گزارش نمی‌دهند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در برآوردها، باید هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گیرد که فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود نداشتن بردار هم‌انباشتگی در سطح معنی‌داری پنج درصد با مقدار آمارهٔ t=۴/۵ رد می‌شود و وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت و عدم وجود رگرسیون کاذب نیز بین متغیرهای الگو را تأیید می‌کنند. هچنین در همهٔ مقاطع مورد بررسی در این تحقیق، فرضیهٔ صفرآزمون chow (F-Limer) برابر ۴۵/۳۸ مبنی بر برابری عرض از مبدأها را نمی‌توان پذیرفت و بایستی عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. در نتیجه می‌توان از روش پانل جهت برآورد استفاده کرد. برای مشخص نمودن نوع روش برآورد به لحاظ اثرات ثابت یا تصادفی آزمون هاسمن مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیهٔ صفر در این آزمون سازگاری برآوردهای اثر تصادفی است که برآوردهای اثر تصادفی پذیرفته می‌شود.

جدول ۲- آمار توصیفی جو آبی طی دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۷۸

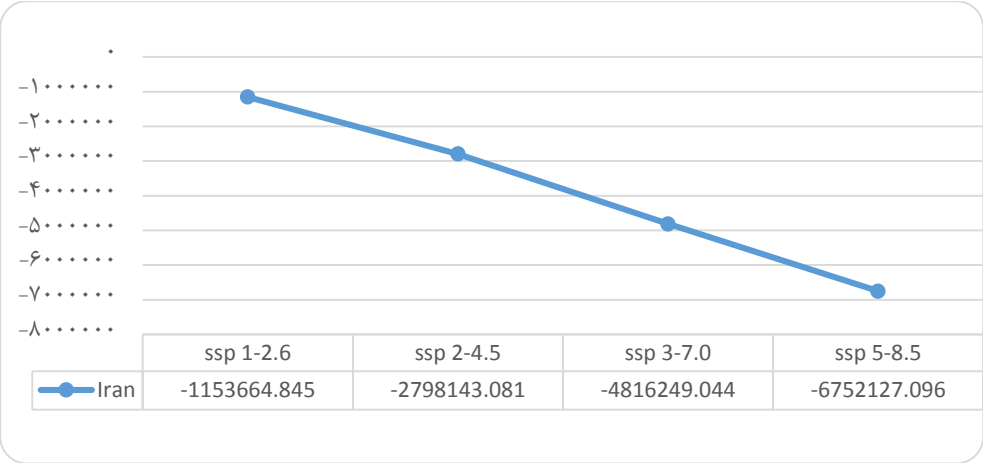
متغیر	تعداد	واحد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
رانت	۲۶۶	ده ریال در هکتار	۱۳۹۹۴۱۶	۲۰۴۰۹۴۱	-۷۳۹۰۹۳۳	۱۰۲۰۰۰۰۰
دما	۲۶۶	درجهٔ سانتی‌گراد	۱۳/۶	۴/۶۶	۴/۶	۲۷/۶
بارش	۲۶۶	میلی‌متر	۸۲/۸	۵۰/۳	۴/۵	۲۹۵/۵
نیروی کار	۲۶۶	نفر روز کار	۲۹/۲	۵۰/۳	۰/۵	۷۷۱/۱
کود	۲۶۶	کیلوگرم در هکتار	۳۰۶/۴	۱۱۵/۴	۰/۳	۶۸۷/۲

جدول ۳- نتایج برآورد مدل عوامل مؤثر بر رانت زمین‌های جو آبی در ایران

نام متغیر	علامت اختصاری	Coefficient	Std. err.	z	P>z	95% conf.	interval
لگاریتم بارش	r	۲۸۳۵۱/۴	۸۲۹۶/۸	۳/۴۲	۰/۰۰۱	۱۲۰۸۹/۹	۴۴۶۱۲/۹۲
لگاریتم توان دوم بارش	rr	-۶۸/۹۷	۲۱/۷	-۳/۱۸	۰/۰۰۱	-۱۱۱/۵	-۲۶/۴۱۱۲
لگاریتم دما	t	-۲۳۸۳۶۰/۸	۳۴۶۶۵/۳	-۶/۸۸	۰/۰۰۰	-۱۷۰۴۱۸	۳۰۶۳۰۳/۵
لگاریتم توان دوم دما	tt	۲۱۶۹/۷۳	۶۲۵/۳	۳/۴۷	۰/۰۰۱	۳۳۹۵/۲	-۹۴۴/۲۳۷
لگاریتم اثر متقابل دما و بارش	rt	-۱۶۹۵/۱	۳۳۸/۸	-۵	۰/۰۰۰	-۲۳۵۹/۲	-۱۰۳۱/۰۲
لگاریتم کود	f	۵۴۱۸/۹	۹۶۰/۷	۵/۶۴	۰/۰۰۰	۳۵۳۵/۹	۷۳۰۱/۸۴۴
لگاریتم نیروی کار	l	۳۵۲۴/۵	۵۴۴/۴	۶/۴۷	۰/۰۰۰	۴۵۹۱/۵	۲۴۵۷/۴۶
عرض از مبدأ	_cons	-۳۱۴۲۸۶۳	۷۵۱۷۸۳/۹	-۴/۱۸	۰/۰۰۰	-۴۶۱۶۳۳۲	-۱۶۶۹۳۹۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در تحقیق حاضر از آزمون‌های Likelihood-ratio و Wooldridge استفاده شد. فرض صفر آزمون LR همسانی واریانس و فرض صفر آزمون Wooldridge عدم وجود خودهمبستگی می‌باشد و فرض صفر هر دو آزمون رد می‌شود. بنابراین مدل دچار مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی می‌باشد. جهت رفع مشکلات ذکر شده و برآوردهای نهایی بایستی با استفاده از روش Generalized Least Squares (GLS) انجام گیرد. نتایج برآورد مدل براساس GLS در جدول ۳ نشان داده شده است. از میان فرم‌های مختلف تابعی مانند lin-lin، lin-log، log-lin و log-log که مورد بررسی قرار گرفت فرم تابعی lin-log به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شد. براساس جدول ۳، بارش تجمعی، مجذور بارش تجمعی، دمای متوسط، مجذور دمای متوسط، حاصلضرب دما و بارش، کود و نیروی کار بر رانت زمین‌های کشاورزی جو آبی اثر معنی‌داری داشته‌اند. با افزایش یک درصدی بارندگی مبلغ ۲۸۳۵۱ تومان (ده ریال) رانت زمین‌های جو آبی افزایش می‌یابد. همچنین منفی بودن توان دوم مجذور بارش نشان‌دهندهٔ رابطهٔ u معکوس بین بارش و رانت جو آبی می‌باشد. در واقع ابتدا با افزایش بارش رانت جو افزایش می‌یابد و پس از نقطهٔ بیشینه کاهش خواهد یافت. با افزایش یک درصدی دما ۲۳۸۳۶۱ تومان (ده ریال) مقدار رانت کاهش می‌یابد. همچنین رابطهٔ منفی و معنی‌دار رانت و توان دوم بارش نشان‌دهندهٔ ارتباط u معکوس بین مجذور بارش و رانت جو ابی در ایران است. همچنین اثرات متقابل دما و بارش، رانت را کاهش می‌دهد. در واقع با افزایش همزمان یک درصدی دما و بارش مقدار رانت جو آبی در ایران ۱۶۹۵ تومان (ده ریال) کاهش می‌یابد. ضریب مثبت و معنی‌دار کودهای شیمیایی نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی مجموع کودهای شیمیایی رانت جو آبی در ایران ۵۴۱۹ تومان (ده ریال) افزایش می‌یابد. به‌علاوه با افزایش یک درصدی نیروی کار رانت جو آبی به مقدار ۳۵۲۴ تومان (ده ریال) افزایش می‌یابد. به‌طور کلی می‌توان گفت با افزایش بارش رانت افزایش می‌یابد و پس از رسیدن به نقطهٔ بیشینه کاهش خواهد یافت. پس از تخمین مدل و محاسبهٔ ضرایب براساس CMIP6 تحت چهار سناریوی مختلف اقلیمی اثرات تغییرات اقلیم بر رانت جو آبی محاسبه شد و در نمودار شکل ۲ نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود اثرات تغییر اقلیم بر رانت در همهٔ سناریوها منفی است و باعث کاهش آن می‌شود و با افزایش بدبینی میزان کاهش رانت تا افق ۲۱۰۰ کاهش می‌یابد. در این راستا در خوشبینانه‌ترین سناریو میزان کاهش رانت حدود ۱۱۵۳۶۶۵ می‌باشد. همچنین در بدبینانه‌ترین سناریو یعنی SSP 5-8.5 میزان کاهش رانت به‌طور متوسط به ۶۷۵۲۱۲۷ خواهد رسید. لازم به ذکر است که اعداد به‌دست آمده براساس ارزش پولی سال پایه است.



شکل ۲- رانت اقتصادی جو آبی تحت سناریوهای تغییراقلیم براساس درجهٔخوش‌بینی SSP 1-2.6 - SSP 2-4.5- SSP 3-7.0 –SSP 5-8.5 در ایران تا افق ۲۱۰۰

بحث و نتیجه‌گیری

هدف کلی مطالعهٔ حاضر بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی بر رانت اقتصادی محصول جو آبی با استفاده از روش داده‌های تلفیقی و مدل اثرات تصادفی بود. با توجه به نتایج به‌دست آمده در این پژوهش مدل نیمه‌لگاریتمی به‌عنوان بهترین مدل انتخاب گردید. همچنین با توجه با گزارش ششم IPCC اثرات تغییراقلیم تحت سناریوهای SSP 1-2.6 -SSP 2-4.5 -SSP 3-7.0 –SSP 5-8.5 در ایران تا افق ۲۱۰۰ بررسی شد. به‌طور مشابه مطالعات (Lee *et al*., 2023; Bernard *et al*., 2023; Shah *et al*., 2024; Omotoso and Omotayo, 2024; Kumar and Maiti, 2024) نیز اثرات تغییر اقلیم را بر بخش کشاورزی بررسی کردند. همچنین، متغیر بارش تجمعی سالیانه اثر مثبت بر رانت زمین‌های جو آبی در استان‌های تولیدکننده دارد. مطالعات (Bahadoran *et al*., 2013; Ben Zaied, 2018; Rezaee and Yaqubi, 2020; Huong *et al*., 2023) نیز اثر مثبت بارش بر رانت اقتصادی محصولات مختلف را تأیید کرده‌اند. به‌علاوه، نهادهٔ نیروی کار، تأثیری مثبت و معنی‌دار بر رانت زمین‌های کشاورزی دارد و به افزایش رانت منجر می‌شود. نتیجهٔ مطالعهٔ Mojaverian و همکاران (۲۰۱۵) نیز همسو با نتایج مطالعهٔ حاضر است و بیانگر ارتباط مثبت نهادهٔ نیروی کار و رانت می‌باشد. همچنین اثر متقابل دما و بارش سالیانه بیانگر اثر منفی بر رانت زمین‌های کشاورزی جو در ایران می‌باشد. در واقع با افزایش همزمان دما و بارش رانت زمین‌های کشاورزی کاهش می‌یابد که با نتایج بررسی های مشابه همسو می‌باشد (Van Passel *et al*., 2012; Mojaverian *et al*., 2015; Lan Huong *et al*., 2018; Etwire *et al*., 2019; Thi Kumar and Maiti, 2024). به‌طور کلی با در نظر گرفتن سناریوهای تغییرات اقلیم افزایش دما، رانت اقتصادی جو آبی کاهش خواهد یافت. اگرچه کشت محصولات آبی ناشی از تغییرات اقلیم با آبیاری جبران می‌شود اما در نهایت رانت را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

References

Ali, S., Liu, Y., Ishaq, M., Shah, T., Ilyas, A., Din, I.U., 2017. Climate change and iIts impact on the yield of major food crops: evidence from Pakistan. Foods 6(6), 2-19.

Attavanich, W., McCarl, B., 2011. The effect of climate change, CO2 fertilization, and crop production technology on crop yields and its economic implications on market outcomes and welfare distribution. Agricultural and Applied Economics Association (AAEA) Conferences, Pittsburgh, Pennsylvania, USA. pp. 170-180.

Bahadoran, F., Rezaee, A., Eshraghi, F., Keramatzadeh, A., 2020. Evaluation Of The Climate Change Impacts On Irrigated Wheat Lands Rent In Iran. Journal of Environmental Studies 46(2), 343-355. (In Persian)

Ben Zaied Y. 2013. Long run versus short run analysis of climate change impacts on agriculture. Economic Research Forum Working Papers. No 8080.

Bernard, B. M., Song, Y., Narcisse, M., Hena, S., & Wang, X. 2023. A nonparametric analysis of climate change nexus on agricultural productivity in Africa: implications on food security. Renewable Agriculture and Food Systems 38, 1-11.

Cross, M.S., Zavaleta, E.S., Bachelet, D., Brooks, M. L., Enquist, C.A., Fleishman, E., Graumlich, L., Hannah, L., Hansen, L., Hayward, G., Koopman, M., Groves, C., Tabor, G.M. 2012. The Adaptation for Conservation Targets (ACT) framework: a tool for incorporating climate change into natural resource management. Environmental Management 50, 341-351.

Etwire, P. M., Fielding, D., & Kahui, V. 2019. Climate Change, Crop Selection and Agricultural Revenue in Ghana: A Structural Ricardian Analysis. Journal of Agricultural Economics 70(2), 488-506

Fisher, R.A., Byerlee, D. and Edmeades. G.O. 2009. Can technology deliver on the yield challenge to 2050? FAO Expert Meeting on How to feed the World in 2050.

Janat sadeghi, M., Shahnoushi Foroushani, N., Daneshvar kakhki, M., Dourandish, A., Mohammadi, H., 2018. Assessing the effective factors on the yield of strategic agricultural products (wheat and barley) in Khorasan Razavi Province. Agricultural Economics 12(2), 111-134. (In Persian)

Kazemi-nejad, R., Rezaee, A., Joolaie, R., Keramatzadeh, A. 2022. Investigating the effects of water resources consumption reduction policies on agricultural sustainability in different climates in Iran. Environment, Development and Sustainability pp. 1-26.

Kumar, N., Maiti, D., 2024. Long-run macroeconomic impact of climate change on total factor productivity—Evidence from emerging economies. Structural Change and Economic Dynamics 68, 204-223.

Lee, Y.H., Park, J., 2023. Middle-income country trap and total factor productivity growth. Pacific Economic Review pp. 1–16.

M Molua. E and M Lambi C, 2007, The Economic Impact of Climate Change on Agriculture in Cameroon, Policy Research Working Paper 4364.

Malcolm, J.R., Markham, A., Neilson, R.P., Garaci, M., 2002. Estimated migration rates under scenarios of global climate change. Journal of Biogeography 29(7), 835-849.

Mojaverian, S.M., Ahmadi Kaiji, S., Aminravan, M., 2015. Application of the Ricardian approach to investigating the effect of climate change on agricultural land rent. Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research 46(3), 481-491. (In Persian)

Omotoso, A.B., Omotayo, A.O., 2024. The interplay between agriculture, greenhouse gases, and climate change in Sub-Saharan Africa. Regional Environmental Change 24(1), 1-12.

Shah, W. U. H., Lu, Y., Liu, J., Rehman, A., Yasmeen, R., 2024. The impact of climate change and production technology heterogeneity on China's agricultural total factor productivity and production efficiency. Science of The Total Environment 907, 168027.

Ouedraogo, M., Some, L., Dembele, Y., 2006, Economic Impact Assessment of Climate Change on Agriculture in Burkinafaso: A Ricardian Approach, CEEPA Discussion Paper, No. 24, Centre for Environmental Economics and Policy in Africa, University of Pretoria.

Rahmani, E., Liaghat, A., Khalili, A. 2010. Estimating barley yield in eastern azerbaijan using drought indices and climatic parameters by Artificial Neural Network (ANN). Iranian Journal of Soil and Water Research 39(1), 47-56. (In Persian)

Reilly J.M, Keith, O., Fuglie, K.O.,1998. Future yield growth in field crops: what evidence exists? Soil and Tillage Research 47, 275-290.

Rezaee, A., Yaqubi, M., 2023. Investigation of the economic impacts of climate change on saffron land rent in Khorasan Razavi Province. Saffron Agronomy And Technology 11(2), 209-224. (In Persian)

Rezaee, A., Shirani Bidabadi, F., & Bahadoran, F., 2022. Climate change consequences on rain-fed wheat farming and its relationship with rent in Iran. Agricultural Economics Research 13(4), 149-159. (In Persian)

Shayanmehr, S., shahnoushi, N., Sabouhi Sabouni, M., & Rastegari, S. 2021. Climate change and its consequences on food security in Khorasan region. Agricultural Economics 15(4), 95-128. (In Persian)

Thi Lan Huong, N., Shun Bo, Y., Fahad, S., 2018. Economic impact of climate change on agriculture using Ricardian approach: A case of northwest Vietnam 18(4), 449-457.

Tokunaga S., Okiyama M., Ikegawa M., 2015. Dynamic panel data analysis of the impacts of climate change on agricultural production in japan. Japan Agricultural Research Quarterly 49(2), 149-157.

Van Passel, S., Massetti, E., Mendelson, R., 2012. A ricardian analysis of the impact of climate change on european agriculture. Environmental and Resource Economics 67(4), 725-760.

Wang, J., Mendelson, R., Dinar, A., Huang, J., Rozelle, S., Zhang, L. 2009. The impact of climate change on China’s agriculture. Agricultural Economics 40(3), 323-337.