Journal of Water and Soil Science
Vol. 29, No. 3, 2025, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran. DOI: 10.47176/jwss.29.3.71041

Assessment of Influential Factors on Wheat Yield Increasing in Isfahan Province: A Focus on Water Usage

Abolghasem Bagheri[1*], Azam Yadegari[2] and Koohsar Khaledi[3]

(Received: May 12-2025 ; Revised: June 23-2025 ; Accepted: August 2-2025)

1. Assistant Professor, Department of Agriculture, Payame Noor University, Tehran, Iran.
2. Graduated, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.
3. Assistant Professor, Department of Agricultural and Food Policies, Research Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran.

Abstract

Wheat is a strategic crop, and boosting its production is vital. This study identifies key factors affecting wheat yield by estimating and selecting superior production functions. The research used panel data from crop years 1400-1385 in Isfahan province counties over 15 years, analyzed with EViews 10 software. Results showed water use had the greatest positive effect; a one percent water increase raised wheat yield by 0.41 percent on average. Cultivated area, fertilizer, seeds, and labor also had positive, significant effects. In contrast, air temperature had a negative effect, and agricultural machinery had no significant effect. Isfahan's arid climate and water's role in yield underscore the need for modern irrigation methods and better water use efficiency to improve production.

Keywords: Isfahan province, Panel data, Water consumption, Wheat yield

How to cite this article: Bagheri, A., Yadegari, A. and Khaledi, K. 2025. Assessment of Influential Factors on Wheat Yield Increasing in Isfahan Province: A Focus on Water Usage. *J. Water and Soil Sci.* 29(3): 159-170. DOI: 10.47176/jwss.29.3.71041

Copyright © 2025 Bagheri et al. Published by Isfahan University of Technology.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-Noncommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

نشریه علوم آب و خاک
سال بیست و نهم/ شماره سوم / پاییز ۱۴۰۴/مقاله علمی-پژوهشی: صفحات ۱۵۹ تا ۱۷۰ DOI: 10.47176/jwss.29.3.71041

بررسی عوامل مؤثر بر افزایش عملکرد گندم در استان اصفهان با تأکید بر عامل آب

ابوالقاسم باقری[۱*]، اعظم یادگاری[۲] و کوهسار خالدی[۳]

(تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۲/۲۲ ؛ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۴/۲ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۵/۱۱)

۱. استادیار، گروه کشاورزی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
۲. دانش‌آموخته، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
۳. استادیار، گروه پژوهشی سیاست‌های کشاورزی و غذا، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه‌ی روستایی، تهران، ایران.
*: مسئول مکاتبات: پست الکترونیکی: mmohsen55@pnu.ac.ir

چکیده

با توجه به ضرورت افزایش تولید گندم به‌عنوان یک محصول راهبردی در بخش کشاورزی، شناسایی عوامل مؤثر بر تولید این محصول بسیار حائز اهمیت است. در مطالعه حاضر با استفاده از رهیافت تخمین توابع تولید و انتخاب تابع تولید برتر، این موضوع بررسی شده است. مدل پژوهش با استفاده از داده‌های ترکیبی طی یک دوره ۱۵ساله بین سال‌های زراعی ۱۴۰۰-۱۳۸۵ در شهرستان‌های استان اصفهان با استفاده از نرم‌افزار Eviews10 برآورد شد. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد در میان نهاده‌های تولید، آب مصرفی بیشترین اثر مثبت را بر عملکرد گندم داشته است؛ به‌طوری که با افزایش یک درصد در میزان آب، عملکرد گندم به‌طور متوسط ۰/۴۱ درصد افزایش یافته است. سایر عوامل مؤثر شامل سطح زیرکشت، کود، بذر و نیروی کار نیز اثرهای مثبت و معناداری داشته‌اند؛ درحالی‌که دمای هوا اثر منفی بر عملکرد گندم داشته است. متغیر ماشین‌آلات کشاورزی فاقد اثر معنادار بوده است. با توجه به اقلیم خشک و نیمه‌خشک استان اصفهان از یک‌سو و نقش مهم آب در عملکرد گندم از سوی دیگر، به‌کارگیری روش‌های نوین آبیاری و افزایش بهره‌وری مصرف آب می‌تواند نقش کلیدی در ارتقای تولید گندم ایفا کند.

واژه‌های کلیدی: استان اصفهان، داده‌های ترکیبی، آب مصرفی، عملکرد گندم

حق انتشار این مستند، متعلق به دانشگاه صنعتی اصفهان است. ۱۴۰۴ ©.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط به استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است: (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

مقدمه

بخش کشاورزی یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی کشور به شمار می‌آید. حدود ۲۵ درصد تولید ناخالص داخلی و نزدیک به ۸۰ درصد نیازهای غذایی جامعه و قریب به ۲۵ درصد اشتغال کشور از طریق بخش کشاورزی ایجاد می‌شود. در بین محصولات کشاورزی، گندم یکی از محصولات استراتژیک است که سهم قابل توجهی از تولیدات کشاورزی را به خود اختصاص داده است. ۴۰ درصد از اراضی آبی و ۷۰ درصد از اراضی دیم کشور مربوط به کشت گندم است. این محصول از سازگارترین نوع غلات است و در محدوده گسترده‌ای از شرایط آب‌وهوایی قابل کشت است (۱۵). گندم به‌عنوان غنی‌ترین منبع تأمین کالری و پروتئین، دارای جایگاه بالایی در امنیت غذایی جامعه است. این محصول دارای ارزش راهبردی ویژه است؛ به‌طوری که از آن به‌عنوان ابزاری سیاستی در روابط بین‌المللی و اعمال فشارهای سیاسی بر کشورهای نیازمند جهان سوم بهره‌برداری شده است (۱۹). در کشور ایران، هرچند سابقه کشت گندم بسیار طولانی است، اما تولید این محصول طی دوره‌های مختلف و تحت تأثیر پدیده‌های اقتصادی، اجتماعی و شرایط متغیر آب‌وهوایی با نوسانات زیادی همراه بوده است. با وجود اینکه کشور ایران در سالیان اخیر توانسته است در تولید گندم به خودکفایی نسبی دست یابد، بررسی‌ها نشان می‌دهد که زیرساخت‌های لازم برای حفظ این دستاورد مهم برای بلندمدت فراهم نشده است؛ به‌گونه‌ای که هنوز بخش زیادی از کمبود گندم مورد نیاز کشور از راه واردات تأمین می‌شود. این مسئله بر اهمیت و لزوم برنامه‌ریزی و مدیریت بهینه منابع و عوامل تولید می‌افزاید (۱۶). در بین منابع و عوامل تولید، آب همیشه جایگاه ویژه و مهمی در تولیدات بخش کشاورزی داشته است. اهمیت این نهاده در کشور ما به دلایل محدودیت منابع آب و همچنین هدررفت بخش عمده از منابع آب، دوچندان می‌شود. امروزه کمبود آب به‌صورت یک تهدید جدی در بخش کشاورزی بخصوص در مناطق خشک و نیمه‌خشک است (۸). با توجه به محدودیت‌های بخش کشاورزی برای افزایش تولید از راه توسعه عوامل تولید به ویژه آب مورد نیاز و همچنین تغییرات عمده در فناوری موجود، به نظر می‌رسد مناسب‌ترین شیوه برای نیل به نرخ رشد لازم در تولید گندم، بهبود عملکرد این محصول باشد که این موضوع می‌تواند بر اساس نظریه تولید و استفاده از تابع عملکرد تحلیل شود.

در زمینه برآورد تابع تولید کشاورزی، مطالعات زیادی در داخل و خارج صورت گرفته است. گرشاسبی و همکاران عوامل مؤثر بر تولید گندم را با به‌کارگیری داده‌های ترکیبی در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۹ بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه، سطح زیرکشت و قیمت تضمینی گندم با یک وقفه، اثر مثبت و قیمت محصول جانشین جو با تولید گندم، اثر منفی داشته است (۷). مرادی و همکاران به‌منظور بررسی همگرایی کارایی هزینه تولید گندم، تابع هزینه مرزی تصادفی با داده‌های ترکیبی را به شکل کاب داگلاس برآورد کردند. بر اساس نتایج این مطالعه، کارایی هزینه تولید گندم آبی در کشور مناسب و بیش از ۹۰٪ بوده است (۱۴). نشاط و همکاران با تخمین تابع ترانسلوگ مناسب، مقدار بهینه اقتصادی مصرف نهاده‌های شیمیایی آلاینده محیط زیست در تولید گندم آبی را تعیین کردند. بر اساس نتایج، بهره‌برداران کود نیتروژن را به‌صورت غیر اقتصادی و کود فسفره و سم را به‌صورت اقتصادی مصرف کرده‌اند (۱۷). حیدری سلطان‌آبادی و همکاران، پژوهشی به‌منظور تعیین تابع تولید انرژی و بررسی نقش نهاده‌های کشاورزی از جمله آب در انرژی گندم آبی تولیدی در منطقه دشت مهیار شهرضا واقع در استان اصفهان انجام دادند. بر اساس نتایج، مؤثرترین نهاده‌ها در تولید انرژی دانه گندم به‌ترتیب سطح زیرکشت، کود شیمیایی، ماشین‌آلات و آب مصرفی بوده است (۹). اسدپور کردی و همکاران به ارزیابی تأثیر متغیرهای آب‌وهوایی بارش و دما به همراه متغیرهای فیزیکی کود، بذر، نیروی‌کار و ماشین‌آلات بر عملکرد پنبه آبی در ایران با استفاده از مدل رگرسیون با داده‌های ترکیبی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که متغیر دما به همراه متغیرهای

فیزیکی شامل کود مصرفی، نیروی کار و ماشین‌آلات اثر مثبت و متغیر بذر، اثر منفی بر عملکرد داشته است (۴). نصابیان و همکاران، در مطالعه‌ای، با استفاده از تابع کاب داگلاس و رهیافت داده‌های ترکیبی آثار تأسیس سازمان تجارت جهانی بر خودکفایی تولید گندم در پنج قاره آسیا، آفریقا، آمریکا، اروپا و اقیانوسیه و مقایسه تطبیقی سهم نهاده‌های تولید شامل بذر، کود شیمیایی، ماشین‌آلات و نیروی انسانی بر عملکرد گندم جهان، قبل و بعد از تشکیل این سازمان پرداختند. نتایج نشان داد، بعد از تجارت جهانی به‌ترتیب متغیرهای کود شیمیایی، بذر، نیروی انسانی و ماشین‌آلات، بیشترین اثرگذاری را در عملکرد گندم جهانی و در نتیجه خودکفایی تولید این محصول داشته‌اند (۱۶). گلزاری و همکاران، ارزش اقتصادی آب کشاورزی از دید تقاضا کنندگان را با استفاده از رهیافت تابع تولید گندم تعیین کردند. بر اساس نتایج، تابع کاب - داگلاس به‌عنوان تابع تولید برتر انتخاب و ارزش اقتصادی آب معادل ۱۵۶۴/۵ ریال به ازای هر مترمکعب در سال زراعی ۱۳۹۳-۱۳۹۲ برآورد شد (۸). امیدی و میرزایی به برآورد تابع تولید برنج در استان‌های مهم تولیدکننده برنج شامل مازندران، گیلان، گلستان، خوزستان و فارس پرداخته‌اند. داده‌های استفاده شده از نوع داده‌های ترکیبی طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ و تابع تولید از نوع کاب داگلاس بوده است. نتایج برآورد الگوی مزبور، حاکی از آن است که عوامل بذر، کود، سم و نیروی کار تأثیر مثبت و معناداری بر میزان تولید برنج داشته‌اند (۱۸). مندلسون و وانگ، به بررسی عوامل مؤثر بر عملکرد سه محصول برنج، ذرت و گندم در کشور چین پرداختند. آن‌ها دریافتند که توابع نهاده‌ها نسبت به تغییرات آب‌وهوایی بسیار حساس بوده‌اند؛ به‌طوری که با تغییرات مطلوب آب‌وهوایی، کشاورزان نهاده‌ها را افزایش داده‌اند (۱۲). موبرلی و همکاران در مطالعه‌ای رابطه عملکرد سورگوم و گندم زمستانه با مصرف آب را در مدل CSWB (Cropping System Water Budget) شبیه‌سازی کردند. بر اساس نتایج این مطالعه، عملکرد سورگوم در مقایسه با گندم زمستانه نسبت به افزایش مصرف آب بیشتر بوده است (۱۳). دی مدیور سیلوا و همکاران، در مطالعه‌ای تأثیر عناصر اقلیمی در تولید نیشکر در ایالت پارابیا برزیل را از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵ به روش تابع تولید با داده‌های تابلویی بررسی کردند. نتایج برآورد نشان داد که متغیرهای بارندگی و دما به‌ترتیب اثرهای معنی‌دار مثبت و منفی بر تولید داشته اند (۵). لی، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر عوامل فنی و اقلیمی بر تولید برنج با استفاد از داده‌های پانل در ژاپن پرداخته است. نتایج نشان داد رابطهٔ معکوس بین دما و تولید برنج وجود دارد. سرعت باد به‌عنوان یک متغیر آب‌وهوایی بر تولید برنج تأثیر منفی و مدت زمان تابش آفتاب بر تولید برنج اثر مثبت داشته است (۱۱).

بر اساس الگوهای ارائه‌شده در مطالعات پیشین که مبنای بسیاری از پژوهش‌های انجام‌شده در داخل و خارج از کشور است، در این پژوهش سعی شد با توجه به اهمیت تولید گندم به‌عنوان محصولی راهبردی، نقش و سهم عوامل مختلف مؤثر بر عملکرد گندم در استان اصفهان به‌عنوان یکی از قطب‌های مهم تولید گندم کشور، در چارچوب مدل‌های اقتصادسنجی و با کمک ترکیبی از مشاهدات سری زمانی و مقطعی در شهرستان‌های مختلف استان اصفهان بررسی شود. تغییرات گسترده اقلیمی و ضرورت شناسایی چگونگی و میزان اثرگذاری عوامل مختلف بر تولید گندم آبی در سطح شهرستان‌های این استان از یک سو و پراکندگی عوامل مؤثر در تولید گندم آبی در مطالعات قبل از سوی دیگر، اهمیت انجام پژوهش حاضر را روشن می‌کند. یافته‌های این پژوهش بخشی از اطلاعات موردنیاز برای تصمیم‌گیری مناسب در راستای افزایش تولید گندم استان را فراهم می‌کند.

مواد و روش‌ها

منطقه موردمطالعه

استان اصفهان با مساحتی حدود ۱۰۷۰۱۸ کیلومترمربع در مرکز ایران واقع‌شده است. بر اساس آخرین تقسیمات کشوری، این استان دارای ۲۸ شهرستان به مرکزیت شهر اصفهان است. درصد زیادی از این استان در منطقه خشک و نیمه‌خشک قرارگرفته که ضرورت مدیریت منابع آب در این بخش‌ها، به خصوص

در سال‌هایی که با خشک‌سالی‌های طولانی‌مدت روبه‌رو هستند، به‌شدت احساس می‌شود (۲). شکل ۱ موقعیت محدوده مطالعاتی در استان و کشور را نشان می دهد.

استان اصفهان با سهم ۴/۸۵ درصد از کل تولید محصولات زراعی کشور در سال زراعی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ بعد از استان‌های خوزستان، فارس، خراسان رضوی و آذربایجان شرقی، در رتبه پنجم کشور قرار داشته است. در همین سال و در بین محصولات زراعی، گندم آبی با تولید ۸۸۱۰ هزارتن، سهمی معادل ۱۱/۱۸ درصد داشته که بعد از ذرت علوفه‌ای، رتبه دوم تولید را به خود اختصاص داده است (۱). تولید گندم آبی دراستان اصفهان، معادل ۲۸۷ هزارتن در سال زراعی یادشده بوده که این میزان سهمی معادل ۳/۲۵ درصد تولید کل این محصول در کشور را شامل شده است. استان اصفهان با این میزان از تولید، در رتبه هشتم تولید گندم آبی کشور است و بر این اساس، استان اصفهان را می‌توان به‌عنوان یکی از مناطق مهم تولید گندم کشور محسوب کرد (۱). بر اساس اطلاعات سال زراعی ۱۴۰۰-۱۳۹۹، بیشترین میزان تولید گندم آبی در استان اصفهان، مربوط به شهرستان‌های اصفهان، برخوار و میمه و فریدن و کمترین مقدار تولید مربوط به شهرستان‌های لنجان، نطنز و نائین بوده است. همچنین بیشترین میزان عملکرد، مربوط به شهرستان‌های اصفهان، برخوار و میمه، و فریدن بوده است (جدول ۱).

داده‌ها و متغیرهای مدل

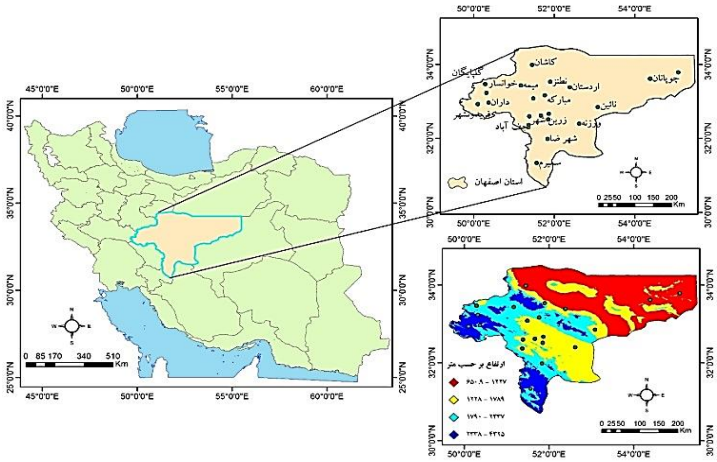
این پژوهش به‌منظور بررسی و شناسایی سهم عوامل مؤثر بر تولید گندم در استان اصفهان طراحی و اجرا شده است. بررسی عوامل مؤثر بر تولید گندم، نیازمند شناسایی روابط میان عوامل تولید و میزان تولید است. بدین‌منظور برآورد مدل‌های رگرسیونی با استفاده از نرم‌افزار Eviews10 و به روش حداقل مربعات معمولی انجام شد. در تبیین الگوی مورد برآورد با استفاده از مبانی تئوریک و همچنین مدل‌های معمول به‌کارگرفته‌شده در مطالعات تجربی پیشین (۴، ۵ و ۱۱)، الگوی مورد استفاده در پژوهش حاضر، به‌صورت معادله (۱) است:

$$Y_{it}^{w} = f\left(CAw_{it}, Ir_{it}, M_{it}, T_{it}, F_{it}, S_{it}, L_{it}\right) \qquad (۱)$$

در این معادله، Y_w مقدار تولید گندم (کیلوگرم در هکتار)، CA_w سطح زیر کشت محصول گندم (هکتار)، Ir متوسط آب مصرفی در هکتار(متر مکعب)، M متوسط ساعات استفاده از ماشین‌آلات در هکتار، T میانگین دمای سالانه (سانتی‌گراد)، F میزان مصرف کود شیمیایی (کیلوگرم در در هکتار)، S میزان بذر مصرفی (کیلوگرم در هکتار) و L ساعات استفاده از نیروی کار در هکتار است. در این رابطه، i معرف شهرستان‌ها (۱۹ شهرستان) و t معرف دوره زمانی (۱۴۰۰ – ۱۳۸۵) است. آمار و اطلاعات مورد نیاز پژوهش به شیوه اسنادی جمع‌آوری شده است. بر این اساس اطلاعات زراعی مورد نیاز از جداول آماری تنظیم شده و آمارنامه‌های سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۸۵ سازمان جهاد کشاورزی استان اصفهان اخذ شده است. پژوهش حاضر به لحاظ روش پژوهش از نوع پژوهش‌های کاربردی است. جامعه آماری این پژوهش شامل ۱۹ شهرستان واقع در استان اصفهان (شامل آران و بیدگل، اردستان، اصفهان، برخوار و میمه، تیران و کرون، خمینی‌شهر، خوانسار، سمیرم، شهرضا، فریدن، فریدونشهر، فلاورجان، کاشان، گلپایگان، لنجان، مبارکه، نائین، نجف‌آباد و نطنز) بوده است.

با توجه به محدودیت‌های موجود در استفاده از مدل‌های سری زمانی در دوره‌های کوتاه‌مدت و همچنین مدل مقطعی، استفاده از روش داده‌های ترکیبی، روشی مفید برای تلفیق داده‌ها در مقاطع و گروه‌های مختلف محسوب می‌شود. تعداد مشاهدات در این روش بیشتر بوده که باعث می‌شود هم‌خطی بین متغیرهای مدل تا حدودی کاسته شود. استفاده از این روش، زمینه مناسب‌تری را برای تحلیل ماهیت جمله‌های اخلال مشاهده‌نشده فراهم می‌کند (۱۰).

در انتخاب مدل داده‌های ترکیبی دو حالت کلی تحلیل داده‌های تجمیعی (Pooled) و ترکیبی (Panel) وجود دارد که با آزمون F لیمر قابل تشخیص هستند. در حالتی که عرض از



شکل ۱. موقعیت محدودهٔ مطالعاتی

جدول ۱. وضعیت تولید گندم آبی در شهرستان‌های استان اصفهان، ۱۴۰۰

شهرستان	تولید (تن)	عملکرد (کیلوگرم در هکتار)	سطح زیرکشت (هکتار)	شهرستان	تولید (تن)	عملکرد (کیلوگرم در هکتار)	سطح زیرکشت (هکتار)
اصفهان	۳۷۶۰۰	۴۷۰۰	۸۰۰۰	فلاورجان	۴۲۵۰	۵۰۰۰	۸۵۰
برخوار و میمه	۲۳۱۱۳	۴۴۰۰	۵۳۰۰	کاشان	۲۵۶۰	۳۲۰۰	۸۰۰
فریدن	۲۲۲۷۵	۳۶۰۰	۶۲۷۰	نجف‌آباد	۱۹۵۰	۲۹۸۲	۶۵۴
شهرضا	۶۳۰۰	۴۲۰۰	۱۵۰۰	خوانسار	۲۴۰۰	۳۰۰۰	۸۰۰
سمیرم	۳۴۵۰	۳۰۰۰	۱۱۵۰	آران و بیدگل	۱۸۰۰	۳۰۰۰	۶۰۰
گلپایگان	۶۴۵۱	۳۰۲۹	۲۱۳۰	نطنز	۱۴۰۰	۴۰۰۰	۳۵۰
اردستان	۴۲۳۰	۴۲۰۰	۱۰۰۷	خمینی‌شهر	۲۸۷۱	۵۸۰۰	۴۹۵
فریدون‌شهر	۵۵۵۰	۳۰۰۰	۱۸۵۰	نائین	۱۷۴۰	۴۱۰۰	۴۲۴
تیران و کرون	۵۲۵۰	۳۵۰۰	۱۵۰۰	لنجان	۱۱۰۰	۴۰۷۴	۲۷۰
مبارکه	۷۰۰۰	۴۰۰۰	۱۷۵۰	–	–	–	–

مبدأ برای کلیه مقاطع یکسان باشد، از روش تجمیعی و چنانچه عرض از مبدأ برای تمام مقاطع متفاوت باشد، از روش ترکیبی استفاده می‌شود. در این آزمون، فرضیه H_0 (یکسان بودن عرض از مبدأها) در مقابل فرضیه H_1 (ناهمسانی عرض از مبدأها) قرار می‌گیرد. مدل ترکیبی را نیز می‌توان به دو طبقه تقسیم کرد: اگر عرض از مبدأهای متفاوت مدل‌های ترکیبی با متغیرهای توضیحی مدل رگرسیون همبستگی معنی‌داری داشته باشند، گفته می‌شود که الگو از نوع اثرات ثابت است. چنانچه عرض از مبدأهای متفاوت الگوهای ترکیبی با متغیر توضیحی مدل رگرسیون همبستگی معنی‌داری نداشته باشند، گفته می‌شود الگو از نوع اثرات تصادفی است (۲۰). به‌منظور تشخیص نوع این الگوها، از آزمون هاسمن (Husman) استفاده می‌شود که در آن، فرضیه H_0 (کاراتر بودن روش اثرات تصادفی) در مقابل فرضیه H_1 (کاراتر بودن روش اثرات ثابت) قرار دارد. هاسمن ثابت کرد این آماره دارای توزیع کای – دو (χ^2) بوده و آماره مناسبی برای انتخاب میان روش اثرات ثابت

و تصادفی است؛ به‌طوری که این آماره بزرگ‌تر از χ^2 جدول باشد، فرضیه صفر رد می‌شود (۲۱).

یکی از مشکلات مدل رگرسیونی، وجود همبستگی بین جملات پسماند است. خودهمبستگی، نقض یکی از فرض‌های استاندارد الگوی رگرسیون است. وجود خودهمبستگی باعث می‌شود روش برآورد حداقل مربعات معمولی ویژگی‌های بهترین برآوردکننده خطی بدون تورش را از دست بدهد و درنتیجه استنباط آماری در مدل، قابل اعتماد نباشد. برای بررسی وجود چنین مشکلی می‌توان از آماره بریوش پاگان استفاده کرد. مشکل دیگری که در الگوی رگرسیون مطرح است، ناهمسانی واریانس جملات خطاست. این مسئله در رگرسیون سبب خواهد شد روش حداقل مربعات معمولی، کارایی لازم در برآورد مدل را نداشته باشد. برای بررسی این مسئله از آزمون LR استفاده می‌شود (۲۰). علاوه بر این، در پژوهش حاضر، خصوصیات آماری متغیرهای مورد استفاده در مدل از نظر مانایی و احتمال وجود ریشه واحد نیز در نرم‌افزار Eviews10 بررسی شده است که برای این منظور، از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته و لوین، لین و چو استفاده شده است (۲۱).

نتایج و بحث

آزمون‌ها

در جدول ۲، مانایی متغیرها با آزمون پرکاربرد لوین، لین و چو و همچنین آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته بررسی شده است. نتایج حاصل از این بررسی نشان می دهد که تمامی متغیرها در سطح مانا هستند.

ضرورت استفاده از داده‌های ترکیبی در برآورد مدل به‌وسیله آزمون F لیمر برای تعیین تجمیعی یا ترکیبی‌بودن مدل مورد آزمون قرار گرفت. نتایج این آزمون، بیانگر ردشدن فرضیه H_0 مبنی بر تجمیعی بودن مدل و وجود ناهمگنی مقاطع است (جدول ۳). به عبارت دیگر، نتایج این آزمون، حاکی از متفاوت‌بودن عرض از مبدأهای مقاطع و مناسب‌بودن روش داده‌های ترکیبی برای برآورد مدل است.

نتایج آزمون هاسمن به‌منظور تعیین و انتخاب میان روش اثرات ثابت و تصادفی، در جدول ۴ آمده است. با توجه به مقدار آماره χ^2 و سطح معنی‌داری به‌دست آمده، فرضیه H_0 مبنی بر مناسب‌بودن اثرات تصادفی رد می‌شود و بنابراین مدل اثرات ثابت، ترجیح داده می‌شود. بر این اساس، می‌توان این‌گونه برداشت کرد که عواملی به جز متغیرهای تعریف‌شده (متغیرهای توضیحی)، بر میزان تولید گندم در هر هکتار از اراضی شهرستان‌های مزبور، به‌طور متفاوت، اما با روند ثابت تأثیرگذار هستند.

به‌منظور بررسی اثرات ثابت مقطعی و زمانی، سه فرضیه مورد آزمون قرار گرفت. بر اساس اطلاعات جدول ۵، آماره‌های آزمون F و χ^2 برای آزمون اثرات ثابت مقطعی، به‌ترتیب برابر ۶۸/۵۴ و ۵۲۹/۵۸ است که با توجه به سطح معنی‌داری به‌دست‌آمده، اثرات ثابت مقطعی وجود دارد. بدین ترتیب شهرستان‌ها از لحاظ تولید گندم با هم تفاوت معناداری دارند. همچنین مقادیر آماره‌های آزمون F و χ^2 برای آزمون اثرات ثابت زمانی به‌ترتیب ۱۴/۹۹ و ۱۸۸/۳۶ به‌دست آمده است که نشان می‌دهد اثرات ثابت زمانی نیز معنی‌دار هستند. بر این مبنا، تولید گندم در هر یک از شهرستان‌ها، در طول زمان دچار تغییر شده است. درنهایت مقادیر F و χ^2 برای آزمون هم‌زمان اثرات ثابت مقطعی و زمانی به‌ترتیب ۴۲/۱۹ و ۵۶۰/۲۴ بوده و حاکی از وجود اثرات ثابت هم در بین مقاطع (شهرستان‌ها) و هم برای هر شهرستان در طول زمان است.

ضرایب عرض از مبدأ (اثرات ثابت) برای شهرستان‌های مورد مطالعه در جدول ۶ آمده است. در جدول یادشده، انحراف عرض از مبدأ شهرستان‌ها نسبت به عرض از مبدأ مشترک ارائه شده است. این نتایج نشان می‌دهد که بیشترین انحراف منفی به شهرستان‌های لنجان (۱/۱۶-)، نائین (۱/۱۳) و خمینی‌شهر (۰/۹۸-) اختصاص داشته است. در مقابل، بیشترین انحراف مثبت، مربوط به شهرستان اصفهان (۲/۱۱)، برخوار و میمه (۱/۳۰) و فریدن (۱/۱۸) بوده است. بر این اساس، می‌توان ادعا کرد که شهرستان‌های یادشده، دارای بیشترین میزان اثرات مشاهده‌نشده و بهره‌وری کنترل‌نشده در مدل

جدول ۲. نتایج حاصل از بررسی مانایی متغیرهای به‌کاررفته در مدل

متغیرها	آزمون لوین – لین – چو	P-Value	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته	P-Value	مرتبه مانایی	وضعیت مانایی
Y_w	−۴/۰۱۵۵	۰/۰۰۰۰	۱۵۵/۶	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
CA_w	−۴/۵۶۳۱	۰/۰۰۰۰	۸۷/۲	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
Ir	−۷/۵۷۷۱	۰/۰۰۰۰	۱۲۲/۷	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
M	−۶/۴۲۰۹	۰/۰۰۰۰	۱۱۵/۲۱۱	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
T	−۱۱/۶۹۲۶	۰/۰۰۰۰	۱۳۳/۶۳۵	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
F	−۷/۱۱۵۹	۰/۰۰۰۰	۹۹/۸۳۸۶	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
S	−۱۰/۵۰۶۵	۰/۰۰۰۰	۱۲۱/۶۱۸	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح
L	−۸/۷۴۳۳	۰/۰۰۰۰	۱۰۳/۸۲۴	۰/۰۰۰۰	I(0)	مانا در سطح

جدول ۳. نتایج آزمون F لیمر

Effect Test	آماره	درجه آزادی	P-value
Cross-section F	۶۵/۳۰۷۹	(۱۸/۲۷۵)	۰/۰۰۰۰
Cross-section χ^2	۵۰۵/۵۲۸۰	۱۸	۰/۰۰۰۰

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

Husman Test	آماره χ^2	درجه آزادی	P-value
Cross-section Random	۴۰/۳۰۸۹	۸	۰/۰۰۰۰

هستند، به‌طوری که این شهرستان‌ها را از نظر تولید گندم در موقعیت برتر استان قرار داده است.

به‌منظور بررسی خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی جملات اخلال، از آزمون بریوش پاگان برای خودهمبستگی و آزمون LR برای واریانس ناهمسانی استفاده شد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از این آزمون، مدل با خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی مواجه نیست و بنابراین روش حداقل مربعات معمولی برای برازش مدل استفاده شد (جدول ۷).

برآورد مدل پژوهش

در پژوهش حاضر، توابع ترانسلوگ، ترانسندنتال و کاب – داگلاس برآورد شدند که درنهایت بر اساس معیار تعداد ضرایب معنی‌دار و مقدار آماره F محاسبه‌شده، تابع کاب داگلاس به‌عنوان تابع برتر انتخاب شد. نتایج برآورد این تابع، در جدول ۸ ارائه شده است. بر اساس نتایج حاصل از برآورد این تابع، ملاحظه می‌شود که مقدار ضریب تعیین برابر ۰/۸۲ به‌دست آمده است که قدرت به نسبت زیاد توضیح‌دهندگی متغیرهای مستقل را در تغییرات متغیر وابسته نشان می‌دهد. آماره F نیز ۷۷/۲۴ در سطح یک درصد معنی‌دار بوده است که با عنایت به معنی‌داری بیشتر ضرایب بر اساس آماره t کمینه در سطح ۱۰درصد، بیانگر خوبی برازش این الگو است. علاوه بر این، مقدار آماره دوربین – واتسون ۱/۹۴ به‌دست آمده که نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی در مدل است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده ملاحظه می‌شود، ضریب متغیر

جدول ۵. نتایج آزمون اثرات ثابت

Effects Test	آماره	درجه آزادی	P-Value
Cross-section F	۶۸/۵۴	(۲۶۲ و ۱۸)	۰/۰۰۰۰
Cross-section χ^2	۵۲۹/۵۸	۱۸	۰/۰۰۰۰
Period F	۱۴/۹۹	(۲۶۲ و ۱۵)	۰/۰۰۰۰
Period χ^2	۱۸۸/۳۶	۱۵	۰/۰۰۰۰
Cross-Section/Period F	۴۲/۱۹	(۲۶۲ و ۳۳)	۰/۰۰۰۰
Cross-Section/Period χ^2	۵۶۰/۲۴	۳۳	۰/۰۰۰۰

جدول ۶. ضرایب عرض از مبدأ (اثرات ثابت)

نام شهرستان	اثرات ثابت
اصفهان	۲/۱۱۵۰
برخوار و میمه	۱/۳۰۴۱
فریدن	۱/۱۸۰۵
شهرضا	۰/۸۳۲۴
سمیرم	۰/۵۹۹۲
گلپایگان	۰/۴۱۵۰
اردستان	۰/۱۷۱۷
فریدون‌شهر	۰/۱۲۹
تیران و کرون	۰/۰۱۲۷
مبارکه	-۰/۰۲۶۴
فلاورجان	-۰/۲۳۷۵
کاشان	-۰/۵۱۲۳
نجف‌آباد	-۰/۵۵۳۵
خوانسار	-۰/۶۲۱۱
آران و بیدگل	-۰/۷۲۱۸
نطنز	-۰/۸۲۵۷
خمینی‌شهر	-۰/۹۷۸۹
نائین	-۱/۱۲۶۲
لنجان	-۱/۱۵۶۳

جدول ۷. آزمون‌های فروض کلاسیک

نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه آزمون
آزمون بریوش پاگان برای خودهمبستگی	۵/۴۱	۰/۱۲۳	عدم خودهمبستگی
آزمون LR برای واریانس ناهمسانی	۳/۶۵	۰/۶۸۵	عدم واریانس ناهمسانی

جدول ۸. نتایج برآورد تابع تولید گندم در استان اصفهان

متغیرهای توضیحی	ضرایب تخمین	انحراف از معیار	آماره t	P-value
	متغیر وابسته: میزان تولید گندم، $\ln Y^{W}_{it}$		آزمون‌های داده‌های ترکیبی	
C	۱۳/۰۵۶۷	۲/۰۷۰۹	۶/۳۰۴۷	۰/۰۰۰۰***
$\ln CA_w$	۰/۳۱۰۳	۰/۰۴۳۱	۱۶/۴۵۶۱	۰/۰۰۰۰***
lnIr	۰/۴۱۵۷	۰/۰۷۹۵	۵/۲۲۴۱	۰/۰۰۰۰***
lnM	۰/۰۶۸۴۸	۰/۱۱۴۷	۱/۵۹۷۰	۰/۵۵۱۰ns
lnT	−۰/۲۵۵۵	۰/۰۸۹۶	−۲/۸۵۱۳	۰/۰۰۰۲***
lnF	۰/۲۰۴۱	۰/۱۰۶۸	۱/۹۱۰۳	۰/۰۴۵۰**
lnS	۰/۳۳۵۲	۰/۱۹۵۷	۷۹۷۶۵	۰/۰۰۰۰***
lnL	۰/۱۲۱۹	۰/۰۶۳۳	۱/۹۲۴۵	۰/۰۳۵۳**
آماره F	P-value	R^2	R^2 تعدیل شده	آماره دوربین‌واتسون (D-W)
۷۷/۲۴۳۳	۰/۰۰۰۰	۰/۸۲۴۹	۰/۸۱۵۶	۱/۹۳۷۵

***، ** و * به‌ترتیب معنادار در سطح یک، پنج و ده درصد

سطح زیرکشت گندم (CA_w) روی عملکرد آن مثبت و کاملاً معنادار است. به این ترتیب، با افزایش یک درصد افزایش در سطح زیر کشت، میزان عملکرد گندم ۰/۳۱ درصد در هکتار افزایش می‌یابد که مطابق با نتیجه پژوهش حیدری سلطان‌آبادی و همکاران (۹) است. ضریب متغیر آبیاری (Ir) نیز اثر مثبت و معنادار بر تولید گندم داشته است؛ بدان معنا که با یک درصد افزایش در میزان آبیاری، تولید گندم ۰/۴۲ درصد در هکتار افزایش پیدا می‌کند که با نتیجه مطالعات (۳) و (۹) همسو است. بر اساس دیگر نتایج، ضریب متغیر دما (T) اثر منفی و معناداری بر عملکرد گندم داشته است؛ به‌طوری که درنتیجه یک درصد افزایش در دما، تولید گندم ۰/۲۵ درصد در هکتار کاهش می‌یابد که نتیجه این قسمت با نتیجه مطالعات (۴)، (۵) و (۱۱) همسو است. ضریب تاثیر متغیرهای کود شیمیایی (F)، بذرر مصرفی (S) و نیروی کار (L) نیز بر عملکرد گندم مثبت و معناداری بوده است که با توجه به مقادیر آن‌ها، از میزان مصرف منطقی در تولید گندم برخوردار بوده‌اند؛ به‌طوری که با افزایش یک درصد از این متغیرها، به‌ترتیب ۰/۲۱، ۰/۳۳ و ۰/۱۲ درصد عملکرد گندم افزایش می‌یابد. مطالعه نصابیان و همکاران (۱۶) نیز این موضوع را تأیید کرده است. در بین عوامل بررسی‌شده، تنها ضریب متغیر ماشین‌آلات معنادار نشد. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که تقریباً همه کشاورزان برای عملیات مشخص به یک میزان از ماشین‌آلات در واحد سطح استفاده می‌کنند و اختلاف زیادی میان آن‌ها در استفاده از نهاده‌های تولید گندم وجود ندارد. بدین ترتیب معنادار نبودن این عامل دور از انتظار نیست.

در تابع تولید کاب – داگلاس، ضرایب نهاده‌ها نشان‌دهنده کشش تولید عوامل تولید است (۶). با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، همه نهاده‌های بررسی‌شده در تابع عملکرد گندم استان اصفهان، دارای کششی بین صفر و یک بوده که بر این اساس، مصرف این نهاده‌ها به شکل منطقی و در ناحیه دوم تولید بوده است. در تابع کاب – داگلاس از مجموع کشش‌ها، بازده نسبت به مقیاس حاصل می‌شود. بر این اساس، در تولید گندم استان اصفهان بازده صعودی نسبت به مقیاس معادل ۱/۱۹ وجود دارد که بیانگر آن است با افزایش یک‌درصدی در کلیه نهاده‌های تولید در این مطالعه، به‌طور هم‌زمان مقدار محصول گندم، ۱/۱۹ درصد افزایش می‌یابد.

نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش بیـانگر تفاوت‌های خـاص در اثـرات ناشـی از متغیرهای توضیحی مربوط به میزان عملکرد گندم در نواحی مختلف است که بدین‌منظور با توجه به نتایج آزمون F لیمر از روش داده‌های تابلویی استفاده شده اسـت. نتایج آزمون (هاسمن) هم‌زمان اثرات ثابت مقطعی و زمانی، نشان داد که اثرات ثابت هم در بین مقاطع (شهرستان‌ها) و هم برای هر شهرستان در طول زمان وجود دارد. به عبارتی بین متغیرهای توضیحی ملحوظ در مـدل و جزء اخلال تصادفی رابطه وجود دارد. در برآورد تابع تولید گندم با استفاده از نرم‌افزار Eviews-10 و با روش حداقل مربعات معمولی، مدل کاب - داگلاس به‌عنوان مدل برتر انتخاب شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی اقتصادسنجی ترکیبی داده‌های مقطعی و سری زمانی عوامل مؤثر بر تولید گندم در استان اصفهان، حاکی از اثرگذاری متفاوت متغیرهای توضیحی مدل بر متغیر وابسته است. به عبارتی دیگر متغیرهای سطح زیرکشت، آب، کود و بذر و نیروی کار اثرگذاری مثبت و دما اثرگذاری منفی بر عملکرد گندم داشته است. متغیر ماشین‌آلات کشاورزی، فاقد اثر معنی‌داری بر تولید گندم در جامعه آماری مورد مطالعه بوده است. با عنایت به ضرایب به‌دست‌آمده، آب مصرفی، مهم‌ترین عامل افزایش عملکرد گندم در استان اصفهان بوده است که این موضوع با شرایط اقلیمی استان همخوانی دارد. در واقع عملکرد گندم نسبت به متغیر میزان مصرف آب، حساسیت بیشتری را از خود نشان داده است. بر این اساس، توصیه می‌شود به‌منظور بهبود و پایداری نظام تولید محصول استراتژیک گندم، شرایط استفاده صحیح از آب و صرفه‌جویی در مصرف این نهاده کمیاب و ارزشمند، با استفاده از روش‌های نوین آبیاری فراهم شود. به‌دلیل منفی‌بودن اثر متغیر دما بر مقدار تولید گندم و احتمال تداوم افزایش میانگین سالانه دما در منطقه، توصیه می‌شود که علاوه‌بر اجرای الگوی کشت بهینه، از ارقام مقاوم به گرمای گندم برای تولید در استان استفاده شود. بر طبق نتایج به‌دست‌آمده در خصوص کشش عوامل در تولید گندم، مشخص شد با یک درصد افزایش سطح زیرکشت، آب، کود و بذر و نیروی کار به‌ترتیب ۰/۳۱، ۰/۴۱، ۰/۲۱، ۰/۳۳ و ۰/۱۲ درصد عملکرد گندم افزایش می‌یابد و با افزایش یک درصد افزایش دما، عملکرد گندم ۰/۲۵ درصد کاهش خواهد یافت. با این حال، نتایج تخمین مدل حاکی از کم‌کشش بودن عملکرد گندم نسبت بـه متغیرهای ورودی است. بر این مبنی، پیشنهاد می‌شود تأثیر سایر عوامل اقلیمی، منطقه‌ای، فیزیکی و یا حتی تأثیر بهبود تکنولوژی هم از طریق داده‌های تابلویی بررسی شود.

منابع مورد استفاده

References

1. Agricultural Jahad Organization. 2021. Agricultural statistics of Isfahan province (in Farsi). https://www.maj.ir/
2. Amirahmadi, A. and M. Abbasnia. 2010. Climatic zoning of Isfahan province using modern statistical methods. *Geographical Studies of Arid Regions* 1(1): 12-23 (in Farsi).
3. Arabzadeh Kafash, P. and V. Barimnejad. 2013. Productivity Calculation of Wheat Production Factors Using Cobb Douglas Production Function. *In:* 8th National Congress of Agricultural Machinery Engineering (Biosystems) and Mechanization of Iran, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran (in Farsi).
4. Asadpourkordi, M., H. Amirnejad and S. M. Mojavarian. 2016. Investigating the long-term and short-term effects of climate change on blue cotton yield. *Agricultural Economics* 10(2): 111-129 (in Farsi).
5. De Medeiros Silva, W. K., G. P. de Freitas, L. M. Coelho Junior, P. A. L. de Almeida Pinto and R. Abrahão. 2019. Effects of climate change on sugarcane production in the state of Paraíba (Brazil): a panel data approach. *Climatic Change* 154: 195-209.
6. Enaami, M. E., Z. Mohamed and S. A. Ghani. 2013. Model development for wheat production: Outliers and multicollinearityproblem in Cobb-Douglas production function. *Emirates Journal of Food and Agriculture* 2(4): 81-88.
7. Garshasbi, A., K. Yavari, Najarzadeh and M. Homayounifar. 2012. The effect of price and non-price factors on the level of wheat cultivation in the provinces of the country using panel data. *Agricultural Economics* 6(2): 189-204 (in Farsi).
8. Golzari, Z, F. Ishraqi and A. Keramatzadeh. 2016. Estimation of economic value of water in wheat production in Gorgan. *Journal of Water Research in Agriculture* 30(4): 31-45 (in Farsi).

9. Heydari Sultanabadi, M., R. Sadeghi and Y. Ajabshirouchi. 2015. Determining the energy production function of irrigated wheat. *Iranian Journal of Energy* 19(3): 18-32 (in Farsi).
10. Khanalizadeh, B. and N. Ranjandish. 2017. Application and estimation of combined data (panel data) using Eviuse software. Raz Nahan Publications, Tehran (in Farsi).
11. Li, C. 2023. Climate change impacts on rice production in Japan: a Cobb-Douglas and panel data analysis. *Ecological Indicators* 147: 110-128.
12. Mendelsohn, R. and J. Wang. 2017. The impact of climate on farm inputs in developing countries agriculture. *Atmósfera* 30(2): 77-86.
13. Moberly, J. T., R. M. Aiken, X. Lin, A. J. Schlegel, R. L. Baumhardt and R. C. Schwartz. 2017. Crop Water Production Functions of Grain Sorghum and Winter Wheat in Kansas and Texas. *Journal of Contemporary Water Research and Education* 162(1): 42-60.
14. Moradi, A., M. Pahlavani and A. Akbari. 2015. Convergence analysis of production cost efficiency in Iranian wheat cultivation. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research* 1(2): 79-90 (in Farsi).
15. Naeimi, H., A. Gharaeian, R. Ghandali and B. Samini. 2009. Economic study of the wheat production situation in the first three years of the fourth program in Khorasan Razavi province. Agricultural Jihad Organization of Khorasan Razavi Province, Mashhad (in Farsi).
16. Nasabian, Sh., A. Mehrabian and H. Shekarian. 2016. Global trade and wheat self-sufficiency in the world. *Iranian Journal of Agricultural Research and Development* 2(1): 93-107 (in Farsi).
17. Neshat, A., M. Ahmadian, S. Khalilian and M. H. Vakilipour. 2015. Determining the optimal economic amount of consumption of chemical inputs of polluting environment in the production of irrigated wheat in Varamin plain. *Agricultural Economics and Development* 24(95): 71-85 (in Farsi).
18. Omidi, I and H. Mirzaei. 2017. Estimation of rice production function in Iran Data panel approach. *In:* The 10th International Conference on Economics and Management, Islamic Azad University-Rasht Branch, Rasht, Iran (in Farsi).
19. Salehnia, N. and M. A. Fallahi. 2010. Investigating the effect of climatic and economic factors on irrigated wheat yield using panel data model. Case study: Khorasan Razavi Province. *Journal of Water and Soil* 24(2): 375-384 (in Farsi).
20. Suri, A. 2015. Advanced econometrics with the use of Eviews and Stata. (fourth edition). Farhangology Publishing, Tehran (in Farsi).
21. Green, W. 2003. Econometric analysis. Fifth edition, Prentice Hall, New York.