

Research Paper

Investigation of Factors Affecting the Technical and Energy Efficiencies of Onion Production in Tabriz Plain of Iran: Application and Comparison of Physical and Energy Equivalent Production Functions

*E. Ghasemi*¹, *Gh. Dashti*², *M. Ghahremanzadeh*³

Received: 27 April, 2024 Accepted: 5 January, 2025

Introduction: Over recent decades, one of the major challenges for developing countries such as Iran has been how to increase agricultural production and ensure food security. In this regard, the optimal utilization of resources, particularly energy, is crucial for improving the efficiency of agricultural units and reducing environmental pollution. With population growth and rising living standards, energy demand in agriculture has increased while land constraints have further exacerbated the challenges in this sector. The pattern of resource use and energy losses in agricultural production has made this sector a significant contributor to the country's total energy consumption. Given that agriculture is both an energy consumer and producer, a reciprocal relationship exists between the two. Accordingly, this study aimed at measuring the technical and energy efficiencies of onion production and identifying the factors influencing them in the Tabriz Plain.

Materials and Methods: In this study, two approaches, including parametric and nonparametric, were employed to estimate the efficiency of onion production. The parametric approach utilizes Stochastic Frontier Analysis (SFA) while the nonparametric approach is based on Data Envelopment Analysis (DEA). However, the stochastic frontier production function has gained more attention among researchers due to its higher precision and flexibility. To determine the appropriate functional form for estimating the stochastic frontier production

-
1. PhD Student in Agricultural Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran.
 2. Corresponding Author and Professor of Agricultural Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran (Dashti-g@Tabrizu.ac.ir).
 3. Professor of Agricultural Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran.

DOI: 10.30490/aead.2025.365607.1595

function, the likelihood ratio test was conducted between the Translog and Cobb-Douglas forms, with results indicating the superiority of the Translog function. This function was used to estimate the production function. Furthermore, to estimate the energy-equivalent production function and calculate energy efficiency, the physical quantities of inputs and output were converted into energy equivalents. After determining the technical and energy efficiency values, the factors affecting these efficiencies were analyzed. Since the dependent variable (efficiency) was limited within the range of zero and one, the Tobit regression model was used to obtain more efficient estimations of the effective factors. Accordingly, Tobit regression was used to analyze the determinants of efficiency in onion farms in the Tabriz Plain. Using Cochran's formula, the sample size was determined to be 140. The required data were collected through face-to-face interviews and structured questionnaires from 140 onion farmers in the Tabriz Plain during the 2022-2023 cropping year.

Results and Discussion: The estimation of the stochastic frontier Translog production function showed that the physical and energy-equivalent of inputs such as seeds, labor, water, pesticides and fertilizers had significant impacts on both the physical output and energy output. This suggests alignment and consistency between the two functions. Based on the results, the average technical efficiency was estimated at 73 percent. The existence of 27 percent inefficiency indicated potential for increasing efficiency and achieving maximum output without changing the input levels. Additionally, the average energy efficiency was found to be 74 percent, and with the proper and efficient use of energy inputs and adherence to management principles, energy efficiency in the produced output can be increased by approximately 26 percent on average. It is observed that the efficiency, based on either the physical function or the energy-equivalent function, does not differ significantly and thus, the inefficiency values are relatively the same. The results of the Tobit model estimation showed that the age had a significantly positive effect on both technical and energy efficiencies. The marginal effect of age indicates that, on average, a one-year increase in the age of producers results in a 0.0043 percent increase in technical efficiency and a 0.0045 percent increase in energy efficiency; in addition, factors such as education, cultivated area, income and participation in extension training programs also had a positive impact on both technical and energy efficiencies; in contrast, the number of land plots had a negative effect on both efficiencies, as the fragmentation and dispersion of onion farms would lead to a reduction in both technical and energy efficiencies. As shown by the study results, an inverse relationship exists between the number of land plots and efficiency where each

additional plot reduces technical and energy efficiencies by 0.103 and 0.112 percent, respectively, due to increased time and effort required for farm management. Conversely, larger cultivated areas enhance efficiency, as farmers benefit from economies of scale, making production more cost-effective.

Conclusion and Suggestions: Based on the results, relation with educated and experienced farmers is recommended to improve technical and energy efficiencies. Utilizing their technical knowledge, skills and experience can contribute to optimizing the input use and increasing the agricultural production. Moreover, promoting sustainable farming practices, such as efficient irrigation techniques and precise management of fertilizers and pesticides, is among the key strategies that can improve the efficiency. Additionally, cultivating crops on larger and more consolidated farms enhances the efficiency and allows the farmers to benefit from the economies of scale, because managing larger fields is more centralized and cost-effective, leading to reduced operational expenses. As revealed by the concerned research, larger farms have greater access to advanced technologies, mechanized farming and modern management systems, ultimately improving productivity and minimizing resource wastage. Since an increase in the number of land plots negatively affects efficiency, it is recommended that farmers utilize larger and integrated lands for crop production to achieve higher productivity and profitability. Land consolidation facilitates more effective crop rotation, optimal use of agricultural machinery and lower costs associated with field management and transportation, all of which contribute to better economic and environmental performance in agriculture.

Keywords: *Energy Efficiency, Onion, Stochastic Frontier Analysis (SFA), Technical Efficiency, Tobit Model.*

JEL Classification: Q₄₀, Q₁₀, D₆₁

اقتصاد کشاورزی و توسعه

سال ۳۲، شماره ۱۲۸، زمستان ۱۴۰۳

مقاله پژوهشی

بررسی عوامل مؤثر بر کارآیی فنی و انرژی تولید پیاز در دشت تبریز: کاربرد و مقایسه توابع تولید فیزیکی و هم‌ارز انرژی

الهه قاسمی^۱، قادر دشتی^۲، محمد قهرمان‌زاده^۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۱۷

چکیده

مهم‌ترین هدف بخش کشاورزی در فرآیند توسعه، تأمین نیازهای غذایی جمعیت رو به رشد جهان است. بنابراین، بهره‌گیری اصولی از منابعی همچون انرژی در راستای ارتقای کارآیی واحدهای کشاورزی و کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی ضرورت می‌یابد. بدین ترتیب، هدف مطالعه حاضر اندازه‌گیری کارآیی فنی و انرژی تولید پیاز در دشت تبریز و تعیین عوامل مؤثر بر آن بود. داده‌های مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه از ۱۴۰ کشاورز پیازکار منطقه در سال زراعی ۱۴۰۱-۱۴۰۲ جمع‌آوری و سپس، با استفاده از روش هم‌ارزهای استاندارد، به واحد انرژی تبدیل شدند. آنگاه برای محاسبه کارآیی، برآورد توابع تولید فیزیکی و هم‌ارز انرژی با رهیافت تولید مرزی تصادفی صورت گرفت. همچنین، برای شناسایی عوامل مؤثر بر کارآیی، الگوی رگرسیونی توپیت به کار گرفته شد. نتایج تخمین تابع ترانسلوگ مرزی تصادفی مؤید آن بود که عوامل تولید بذر، آب، نیروی کار، کود شیمیایی و سم دارای تأثیر معنی‌دار بر مقدار تولید و انرژی خروجی محصول پیاز دارند. همچنین، برابر

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

۲- نویسنده مسئول و استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

(Dashti-g@Tabrizu.ac.ir)

۳- استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

یافته‌های پژوهش، میانگین کارایی فنی برابر با ۷۳ درصد و کارایی انرژی ۷۴ درصد بود. برآورد الگوی توبیت نشان داد که سن، سطح تحصیلات، تعداد قطعات زمین زراعی، میزان سطح زیر کشت، درآمد کشاورز و شرکت در کلاس‌های ترویجی از جمله عوامل تأثیرگذار بر کارایی فنی و انرژی بودند. از این رو، نتایج و یافته‌های مربوط به مقادیر کارایی و عوامل تأثیرگذار بر آن در هر دو مورد همسو و تقریباً یکسان بوده و برای افزایش کارایی فنی و انرژی، تماس و بهره‌گیری از تجارب و مهارت‌های کاربردی کشاورزان باسابقه توصیه می‌شود؛ افزون بر این، با تولید محصول در قطعات محدود ولی بزرگ‌تر، می‌توان به افزایش کارایی و بهره‌مندی از مزایای صرفه‌های مقیاس دست یافت.

کلیدواژه‌ها: پیاز، رهیافت تحلیل مرزی تصادفی (SFA)، کارایی انرژی، کارایی فنی، مدل توبیت.

طبقه‌بندی JEL: Q40, Q10, D61

مقدمه

تأمین امنیت غذایی جمعیت رو به رشد دنیا از جمله مهم‌ترین اهداف و چالش‌های اصلی پیش روی بخش کشاورزی در سراسر جهان است. بر همین اساس، هدف کشاورزی پایدار نیز تحقق امنیت غذایی با حفظ منابع طبیعی و محیط زیست و همچنین، کاهش پیامدهای ناخوشایند فعالیت‌های کشاورزی است (Hatirli et al., 2005). در بخش کشاورزی، بهره‌گیری از روش جریان انرژی از رهیافت‌های ارزیابی توسعه پایدار به‌شمار می‌رود و با افزایش جمعیت، سطح کیفی زندگی و محدودیت اراضی کشاورزی، استفاده از انرژی در کشاورزی نیز افزایش می‌یابد (Hassanzadeh Aval & Rezvani Moghaddam, 2013). با توجه به جریان استفاده از منابع و اتلاف انرژی در تولید محصولات کشاورزی، فعالیت‌های اجرایی این بخش از تأثیرگذارترین عوامل بر شاخص کل مصرف انرژی در کشور به‌شمار می‌رود. گفته می‌شود که بین کشاورزی و انرژی یک رابطه دو سویه وجود دارد؛ به دیگر سخن، کشاورزی هم تولیدکننده و هم مصرف‌کننده انرژی است (Tavakkoli Kakhki & Ghodsi, 2020).

در سال‌های اخیر، مصرف عوامل تولید و اشکال مختلف انرژی در کشورهای در حال توسعه روند صعودی داشته است و کشاورزان برای افزایش تولید محصولات کشاورزی از انرژی بیشتری استفاده می‌کنند. افزایش تولید از طریق استفاده از کودهای شیمیایی، آفت‌کش‌ها، ماشین‌آلات کشاورزی و دیگر منابع انرژی میسر است، اما باید در نظر گرفت که استفاده مازاد از منابع طبیعی به‌عنوان نهاده‌های ورودی به نظام کشاورزی سبب ایجاد مشکلات جدی برای سلامت عمومی و محیط زیست خواهد شد. از این رو، افزایش کارایی تولید می‌تواند در تأمین منابع غذایی، گیاهان دارویی و ترویج کشاورزی پایدار به‌عنوان یک نظام تولیدی مشکلات زیست‌محیطی را کاهش دهد و از هدررفت منابع طبیعی جلوگیری کند (Hassanzadeh

(Aval & Rezvani Moghaddam, 2013). در واقع، با بهینه‌سازی استفاده از منابع، می‌توان به‌گونه‌ای چشمگیر، اثرات منفی فعالیت‌های کشاورزی بر کیفیت محیط زیست و منابع طبیعی را کاهش داد. علاوه بر این، استفاده کارا و بهینه از انرژی در تولید محصولات کشاورزی می‌تواند به استمرار بقای فعالیت‌های این بخش در بلندمدت یاری رساند. بنابراین، تحلیل اقتصاد مصرف عوامل می‌تواند به بهره‌گیری مطلوب از آنها بینجامد و کارایی استفاده از انرژی و تولید را افزایش دهد (Mohammadi & Mehry, 2015). به دیگر سخن، کارایی با نسبت انرژی تولیدی به مصرفی ارتباط زیادی دارد. بیشتر بودن انرژی تولیدی از انرژی مصرفی بیانگر کارا بودن تولید و حالت عکس آن نشان‌دهنده عدم کارایی تولید است. در واقع، بالا بودن کارایی مصرف انرژی در بخش کشاورزی می‌تواند از تخریب منابع طبیعی و محیط زیست جلوگیری به‌عمل آورد و به توسعه کشاورزی پایدار به‌عنوان یک نظام اقتصادی تولید کمک کند (Bostan et al., 2022).

با توجه به اهمیت بهره‌گیری اقتصادی از منابع تولید، مطالعات متعدد در خصوص بهره‌وری و کارایی واحدهای کشاورزی در خارج و داخل کشور انجام گرفته است. سئیری و همکاران (Saeri et al., 2019) به ارزیابی کارایی فنی کشت برنج در فصول پربارش و خشک اندونزی با بهره‌گیری از رهیافت تحلیل پوششی داده‌ها^۱ و بررسی عوامل تأثیرگذار بر کارایی با رگرسیون توییت پرداختند. بر اساس نتایج این پژوهش، کشاورزان در فصل خشک از کارایی فنی بالاتر نسبت به فصل پربارش برخوردارند. از یک و همکاران (Ozbek et al., 2021) به بررسی کارایی مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای کشت پیاز در استان آدیامان ترکیه پرداختند. مطابق یافته‌های این تحقیق، میزان انرژی مصرفی برای نهاده‌های تولیدی کشت پیاز برابر با ۲۲۴۶۳/۵۲ مگاژول بر هکتار و میزان انرژی مصرفی برای ستاده نیز برابر با ۴۹۷۰۴ مگاژول بر هکتار تخمین زده شد. برابر نتایج پژوهش نیز آموزش‌های میدانی، کار گروهی، فاصله ردیف‌ها، کیفیت بذر مصرفی و فصل کاشت از جمله عوامل تأثیرگذار بر کارایی فنی به‌شمار می‌روند. بستان و همکاران (Bostan et al., 2022)، با بهره‌گیری از تابع مرزی تصادفی، کارایی انرژی مزارع چغندر قند دوازده استان را طی بازه زمانی سال‌های ۹۶-۱۳۷۶ ارزیابی کردند و نتایج نشان داد که استان‌های آذربایجان غربی، سمنان و همدان از بیشترین کارایی (بالای ۸۹ درصد) برخوردارند. همچنین، تأثیر مثبت متغیرهای ماشین‌آلات و سموم شیمیایی بر افزایش کارایی انرژی چغندر قند در استان‌های منتخب بیش از متغیرهای دیگر است. نیکان و دشتی (Nikan & Dashti, 2022)، با برآورد تابع تولید ترانس‌لوگ با استفاده از داده‌های ۲۳۰ کشاورز پیازکار، به ارزیابی

مصرف انرژی و تحلیل اقتصادی تولید پیاز در استان آذربایجان شرقی پرداختند. نتایج برآورد تابع ترانسلوگ نشان داد که انرژی عوامل تولید بذر، نیروی کار، کود شیمیایی، کود حیوانی و آب تأثیر معنی‌دار بر انرژی خروجی محصول پیاز دارند. همچنین کارایی مصرف انرژی، کارایی انرژی و انرژی خالص نیز به ترتیب، ۲/۰۸، ۴/۳۳ و ۲۱۲۰۵/۴ کیلوگرم بر مگاژول برآورد شد. حیدری سلطان‌آبادی (Heidari Soltanabadi, 2023) به بررسی تابع تولید انرژی گندم آبی در استان اصفهان پرداخت. برابر نتایج به‌دست‌آمده، مجموع انرژی مصرفی و تولیدی گندم، به ترتیب، ۹۲۷۱۴/۸ و ۱۳۱۹۵۸/۸ مگاژول بر هکتار برآورد شد و برآورد تابع تولید انرژی هم نشان داد که تنها ضرایب انرژی کود و حمل‌ونقل معنی‌دار است. چاوشی و همکاران (Chavoshi et al., 2023) به برآورد میزان کارایی انرژی و شناسایی عوامل مؤثر بر آن در تولید گندم دیم شهرستان اهر پرداختند. نتایج استفاده از رهیافت تحلیل مرزی تصادفی^۱ بیانگر آن بود که میانگین کارایی انرژی تولیدکنندگان گندم برابر با ۵۱ درصد است و انرژی عوامل تولید نیروی کار، سموم و ماشین‌ها تأثیر معنی‌دار بر انرژی خروجی محصول گندم دارد؛ همچنین، عواملی نظیر فاصله مزارع تا روستا، شیب اراضی، تعداد قطعات گندم دیم و سطح زیر کشت گندم بر کارایی انرژی اثرگذار ارزیابی شدند. خان و همکاران (Khan et al., 2023)، با برآورد تابع مرزی تصادفی، کارایی انرژی و تأثیر تغییرات فناوری در بخش کشاورزی جنوب آسیا طی سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۰۲ را مطالعه کردند. نتایج تحقیق نشان داد که میانگین کارایی انرژی برابر با ۸۴ درصد است؛ یعنی، هنوز شانزده درصد امکان برای بهبود کارایی انرژی بخش کشاورزی در جنوب آسیا وجود دارد. افزون بر این، کارایی انرژی کشور هند در مقایسه با سایر کشورهای جنوب آسیا نسبتاً بالاست. انگوین-تی-لان و همکاران (Nguyen-Thi-Lan et al., 2023)، با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی، به مطالعه کارایی فنی تولید چای در ویتنام پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که میانگین کارایی فنی حدود ۳۸ درصد بوده و همچنین، تأثیر متغیرهای سن و کشاورزی قراردادی بر کارایی کشاورزان مثبت است.

مرور مطالعات مرتبط با هدف پژوهش حاضر مؤید آن است که برای ارزیابی میزان کارایی به‌طور معمول از رهیافت‌های شاخص انرژی، تابع تولید تحلیل مرزی تصادفی (SFA) و تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) بهره گرفته شده و در این بین، از توابع تولید هم‌ارز انرژی به‌شکل محدود استفاده شده است. با توجه به کاربرد نهاده‌ها و اشکال مختلف انرژی در تولید محصولات کشاورزی، در مطالعه حاضر، مقادیر کارایی با برآورد تابع تولید بر حسب مقادیر فیزیکی نهاده‌ها و ستاده و نیز تابع تولید بر

1. Stochastic Frontier Analysis (SFA)

حسب هم‌ارزهای انرژی محاسبه شده است تا بدین ترتیب، میزان انطباق و همسویی نتایج دو رهیافت ارزیابی شود. از آنجا که در این روش، از آزمون‌های آماری استفاده می‌شود، با اطمینان بیشتری می‌توان در زمینه عوامل تأثیرگذار بر میزان تولید و کارایی سخن گفت و در سیاست‌گذاری‌های بخش کشاورزی، از نتایج این قبیل تحقیقات بهره گرفت.

پیاز به‌عنوان یک محصول کشاورزی پرمصرف در بسیاری از کشورهای دنیا تولید می‌شود. ایران، با ۵۳/۵۷ هزار هکتار اراضی زیر کشت پیاز (معادل ۰/۹۶ درصد از سطح زیر کشت پیاز جهان) در سال زراعی ۱۴۰۱-۱۴۰۰، حدود ۲/۵ میلیون تن پیاز تولید می‌کند و از لحاظ تولید این محصول، در جایگاه دهم جهان قرار دارد. سطح زیر کشت پیاز استان آذربایجان شرقی از حدود ۴۹۰۰ هکتار در سال زراعی ۱۳۹۲-۱۳۹۱ به ۱۱۵۵ هکتار در سال زراعی ۱۴۰۰-۱۳۹۹ کاهش یافته است. به همین دلیل، در بازه زمانی مورد نظر، مقدار تولید پیاز به ۵۲ هزار تن تنزل یافته، که این کاهش به‌خاطر بروز مشکلات کم‌آبی در حوزه دریاچه ارومیه رخ داده است. با توجه به رشد جمعیت و تقاضا، پیازکاران دشت تبریز سعی کرده‌اند با بهره‌گیری از انواع نهاده‌ها به‌ویژه کود و سم به افزایش تولید کمک کنند، که مشکلات زیست‌محیطی خاص خود را به‌دنبال داشته است. بدین ترتیب، از آنجا که در فرآیند تولید محصول پیاز، از نهاده‌ها و از این‌رو، از اشکال مختلف انرژی استفاده می‌شود، انتظار می‌رود که رابطه تابعی بین مقادیر فیزیکی نهاده‌ها و ستاده تولیدی و نیز رابطه بین هم‌ارز انرژی آنها وجود داشته باشد. از همین‌رو علاوه بر سنجش میزان کارایی فنی، اندازه‌گیری کارایی انرژی آنها نیز با برآورد تابع تولید مناسب، دارای اهمیت است. با مشخص شدن مقادیر کارایی، کشاورزان از ظرفیت و توان (پتانسیل) افزایش تولید خود آگاه می‌شوند و سیاست‌گذاران نیز در تدوین برنامه‌های توسعه کشاورزی می‌توانند عوامل اثرگذار بر مقادیر کارایی را مد نظر قرار دهند. از آنجا که این موضوع در مطالعات گذشته چندان مد نظر نبوده است، محاسبه دو کارایی از یک رهیافت مشترک و ارزیابی میزان انطباق نتایج به‌دست‌آمده ضرورت و اهمیت مطالعه حاضر را بیشتر نمایان می‌کند. از این‌رو، هدف مطالعه حاضر اندازه‌گیری میزان کارایی و تعیین عوامل مؤثر بر آن با به‌کارگیری تابع تولید فیزیکی و تابع هم‌ارز انرژی نهاده‌ها و ستاده در تولید پیاز دشت تبریز بوده است.

مواد و روش‌ها

با توجه به هدف مطالعه حاضر مبنی بر سنجش کارایی، نخست، با اشاره اجمالی به مفهوم کارایی، روش اندازه‌گیری آن با رهیافت تحلیل مرزی تصادفی (SFA) مورد بحث قرار می‌گیرد و در

ادامه، چگونگی شناسایی عوامل مؤثر بر کارایی فنی و انرژی با استفاده از الگوی رگرسیونی توبیت بیان می‌شود.

برای برآورد کارایی، از دو روش پارامتریک یعنی، تابع تحلیل مرزی تصادفی (SFA) و روش ناپارامتریک یا تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) استفاده می‌شود که در این بین، رهیافت تابع تولید مرزی تصادفی بیشتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. تابع تولید مرزی برای تعیین کارایی، با توجه به اینکه شکاف بین تولیدکننده‌ها را نشان می‌دهد و همچنین، بیانگر بهترین عملکرد و فناوری مورد استفاده در حال حاضر است، نسبت به تابع تولید متوسط ارجحیت دارد. در رهیافت مرزی، نقاط دارای بالاترین کارایی (نقاط مرزی) تشخیص داده می‌شوند و از طریق مقایسه با تابع متوسط اولیه، تابع مرزی به دست می‌آید. بدین ترتیب، تابع مرزی حداکثر مقدار تولید ممکن از یک مقدار ثابت منابع با توجه به فناوری موجود را نشان می‌دهد. تابع تولید مرزی تصادفی را می‌توان به صورت رابطه (۱) تعریف کرد (Reinhard et al., 1999):

$$y_i = f(x_i, \beta) \exp(\varepsilon_i) \quad i=1, 2, 3, \dots, N \quad (1)$$

که در آن، y_i مقدار تولید مزرعه i ام، x_i بردار نهاده‌های مزرعه i ام، β بردار پارامترها و ε_i جمله پسماند یا جمله خطاست. همچنین، جمله خطا به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \quad (2)$$

که در آن، u_i انحراف از مرز ناشی از عدم کارایی (عوامل مدیریتی) و v_i انحراف تصادفی (عوامل طبیعی مثل آب‌وهوا) را شامل می‌شود. بدین ترتیب، واریانس جمله خطای مرکب تابع تولید مرزی تصادفی به صورت روابط زیر خواهد بود:

$$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \quad (3)$$

$$\lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2} \quad (4)$$

همچنین، به منظور محاسبه کارایی فنی، از پارامتر γ به شکل رابطه (۵) استفاده می‌شود (Hong et al., 2016):

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} \quad (5)$$

معنی دار بودن جزء عدم کارایی و اثر آن در مدل با پارامتر γ با استفاده از رابطه (۵) مشخص می‌شود. این پارامتر در یک فرآیند حداکثرسازی تکراری برآورد شده، مقداری بین صفر و یک را اختیار می‌کند. اگر γ برابر با صفر باشد ($\sigma_u^2 = 0$)، یعنی، u_i در مدل وجود نداشته باشد، تمام تغییرات تولید و اختلافات بین واحدهای تولید مربوط به عوامل خارج از کنترل مدیر است و از این رو، تعیین کارایی فنی امکان‌پذیر نیست. در این حالت، روش حداقل مربعات معمولی به روش حداکثر درست‌نمایی ترجیح داده می‌شود. در شرایطی که بخشی از جمله پسماند مربوط به عوامل مدیریتی باشد، روش حداکثر درست‌نمایی را می‌توان برای محاسبه کارایی فنی به کار برد. در چنین شرایطی، میانگین شرطی u_i به شرط ε_i برابر است با:

$$E\left(\frac{u_i}{\varepsilon_i}\right) = \sigma^* \left[\frac{f^* \left(\frac{\varepsilon_i \gamma}{\sigma}\right)}{1 - F^* \left(\frac{\varepsilon_i \gamma}{\sigma}\right)} - \frac{\varepsilon_i}{\sigma} \right] \quad (6)$$

که در این رابطه، F^* و f^* ، به ترتیب، بیانگر تابع چگالی نرمال استاندارد و تابع توزیع نرمال استاندارد است و σ^* از رابطه (۷) حاصل می‌شود. برای بنگاه‌هایی که مقدار تولید آنها زیر منحنی تولید مرزی قرار می‌گیرد، u_i بزرگ‌تر از صفر بوده و بنابراین، u_i بیانگر مازاد تولید مرزی از تولید واقعی در سطحی معین از مصرف نهاده‌هاست. اجزای مربوط به واریانس جمله خطای تابع تولید مرزی به صورت رابطه (۷) خواهد بود:

$$\sigma^* = \frac{\sigma_u^2 \sigma_v^2}{\sigma^2} \quad (7)$$

در نهایت، کارایی فنی با استفاده از رابطه (۸) محاسبه می‌شود:

$$TE_i = Y_i / Y_i^* = \exp(-U_i) \quad (8)$$

که در آن، TE_i کارایی فنی واحد تولیدی i ام، Y_i مقدار محصول واقعی و Y_i^* میزان محصول مورد انتظار مزرعه i ام را نشان می‌دهد. این شاخص برای یک بنگاه کاملاً کاراً که دقیقاً روی تابع تولید مرزی عمل می‌کند، برابر با یک است؛ هرچه مقدار آن از یک کوچک‌تر باشد، بیانگر وجود تفاوت بیشتر بین میزان محصول تحقق‌یافته و محصول مورد انتظار است، زیرا مطابق تعریف فارل (Farrell, 1957)، کارایی فنی برابر نسبت میزان ستاده به دست‌آمده به ستاده مورد انتظار است.

از آنجا که برای دستیابی به هدف مطالعه، علاوه بر تابع تولید معمولی (فیزیکی)، از تابع تولید هم‌ارز انرژی نیز استفاده می‌شود، برای تبدیل مقدار هر نهاده و ستاده به واحدهای انرژی

(مگاژول/هکتار)، از هم‌ارزی‌های استاندارد انرژی برگرفته از مطالعات گذشته (مطابق جدول ۱) بهره گرفته شده است.

جدول ۱- ضرایب هم‌ارز انرژی نهاده‌ها و ستاده در تولید محصول پیاز

منابع	واحد انرژی	معادل انرژی در واحد	نهاده و ستاده
نهاده			
Kaab et al., 2019	مگاژول بر ساعت	۱/۹۶	نیروی کار
Ozbek et al., 2021	مگاژول بر ساعت	۶۴/۸۰	ماشین‌آلات
Nasirpour et al., 2023	مگاژول بر کیلوگرم	۰/۳	کود حیوانی
Nasirpour et al., 2023	مگاژول بر کیلوگرم	۸۵	علف‌کش
Nasirpour et al., 2023	مگاژول بر کیلوگرم	۱۰۱/۲۰	حشره‌کش
Nasirpour et al., 2023	مگاژول بر کیلوگرم	۲۱۶/۰۰	قارچ‌کش
Ozbek et al., 2021	مگاژول بر کیلوگرم	۶۰/۶۰	کود اژته
Ozbek et al., 2021	مگاژول بر کیلوگرم	۱۱/۱۰	کود فسفات
Ozbek et al., 2021	مگاژول بر کیلوگرم	۶/۷۰	کود پتاسه
Ozbek et al., 2021	مگاژول بر لیتر	۱۲	گازوئیل
Ozbek et al., 2021	مگاژول بر مترمکعب	۰/۶۳	آب آبیاری
Ozbek et al., 2021	مگاژول بر کیلووات ساعت	۱۲	برق
Ozbek et al., 2021	مگاژول بر کیلوگرم	۱۴/۷۰	بذر
ستاده			
Ozbek et al., 2021	مگاژول بر کیلوگرم	۱/۶۰	پیاز

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در تحقیق حاضر نیز برای انتخاب از بین دو فرم تابعی ترانس‌لوگ و کاب-داگلاس به‌منظور برآورد تابع تولید مرزی تصادفی، از آزمون نسبت درست‌نمایی بهره گرفته شده، که آماره آن به‌صورت رابطه (۹) ارائه شده است:

$$\lambda = -2 \left[\ln L_{\text{Cobb-Douglas}} - \ln L_{\text{Translog}} \right] \quad (9)$$

که در آن، λ آماره خی دو یا کی دو با درجه آزادی R است. چنانچه میزان λ محاسباتی از ارزش بحرانی آن در جدول بیشتر باشد، فرم تابعی ترانسلوگ برتر شناخته می شود (Wongnaa et al., 2019).

از آنجا که در پژوهش حاضر، در نهایت، از تابع تولید ترانسلوگ برای برآورد تابع تولید مرزی تصادفی (مقدار ستاده مورد انتظار) بهره گرفته شده، الگوی تجربی تابع مورد استفاده برای هر دو حالت تابع فیزیکی و تابع انرژی به صورت رابطه (۱۰) است:

$$\begin{aligned} \text{Ln}Y_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}X_1 + \beta_2 \text{Ln}X_2 + \beta_3 \text{Ln}X_3 + \beta_4 \text{Ln}X_4 + \beta_5 \text{Ln}X_5 \\ & + \frac{1}{2} \beta_{11} (\text{Ln}X_1)^2 + \frac{1}{2} \beta_{22} (\text{Ln}X_2)^2 + \frac{1}{2} \beta_{33} (\text{Ln}X_3)^2 \\ & + \frac{1}{2} \beta_{44} (\text{Ln}X_4)^2 + \frac{1}{2} \beta_{55} (\text{Ln}X_5)^2 \\ & + \beta_{12} \text{Ln}X_1 \text{Ln}X_2 + \beta_{13} \text{Ln}X_1 \text{Ln}X_3 + \beta_{14} \text{Ln}X_1 \text{Ln}X_4 + \beta_{15} \text{Ln}X_1 \text{Ln}X_5 \\ & + \beta_{23} \text{Ln}X_2 \text{Ln}X_3 + \beta_{24} \text{Ln}X_2 \text{Ln}X_4 + \beta_{25} \text{Ln}X_2 \text{Ln}X_5 \\ & + \beta_{34} \text{Ln}X_3 \text{Ln}X_4 + \beta_{35} \text{Ln}X_3 \text{Ln}X_5 + \beta_{45} \text{Ln}X_4 \text{Ln}X_5 + v_i - u_i \end{aligned} \quad (10)$$

که در آن، Y_i مقدار پیاز مزرعه نام بر حسب کیلوگرم، X_1 مقدار نهاده بذر بر حسب کیلوگرم، X_2 نیروی کار بر حسب نفر-روز، X_3 مقدار آب مصرفی بر حسب متر مکعب، X_4 مقدار کود شیمیایی بر حسب کیلوگرم و X_5 مقدار سموم شیمیایی بر حسب کیلوگرم است. همچنین، سایر نهاده‌ها از جمله ماشین‌آلات و ماسه مصرفی بر تولید تأثیر معنی‌دار نشان ندادند و بدین ترتیب، در الگوی نهایی وارد نشدند.

برای برآورد تابع تولید هم‌ارز انرژی و محاسبه کارایی آن، به جای مقادیر فیزیکی، از مقادیر تبدیل شده به انرژی نهاده‌ها و ستاده پیاز بهره گرفته شد. بعد از مشخص شدن مقادیر کارایی فنی و انرژی، نسبت به شناسایی عوامل مؤثر بر آنها اقدام شد. نظر به اینکه در تحقیق حاضر، مقادیر متغیر وابسته محدود بوده و در بازه صفر و یک است، رگرسیون توبیت می‌تواند منجر به برآوردی کارآتر شود. از این‌رو، برای بررسی عوامل مؤثر بر کارایی مزارع تولید پیاز دشت تبریز، از روش رگرسیون توبیت بهره گرفته شد. ایده اصلی الگوی توبیت استاندارد به الگوی پروبیت برمی‌گردد که در آن، چنانچه متغیر پنهان (و پیوسته) $Y_i^* \leq 0$ باشد، متغیر وابسته $Y_i = 0$ و اگر $Y_i^* > 0$ باشد، متغیر وابسته $Y_i = 1$ خواهد بود. بنابراین، ساختار الگوی اقتصادسنجی توبیت به صورت رابطه (۱۱) است (Bafandeh Imandoust et al., 2017):

$$\begin{cases} Y_i = \beta X_i + u_i & i=1, 2, \dots, n \\ Y_i^* = \beta X_i + u_i & \text{if } Y_i > 0 \\ Y_i^* = 0 & \text{if } Y_i \leq 0 \end{cases} \quad (11)$$

که در آن، Y_i متغیر وابسته و کارایی فنی مزارع تولید پیاز است که همان متغیر پنهان یا مشاهده نشده^۱ است؛ همچنین، Y_i^* متغیر مشاهده شده^۲ و β بردار پارامترها، X_i بردار متغیرهای مستقل ($N \times K$) و نیز u_i جمله اخلاص است که مستقل از متغیرهای توضیحی بوده و دارای میانگین صفر و واریانس δ_u است؛ افزون بر این، 0 آستانه سانسور است که متغیر وابسته بالای آن قابل مشاهده و در مقادیر کمتر از آن غیرقابل مشاهده است. در این مدل نیز مانند سایر مدل‌ها، هدف برآورد پارامترهای نامعلوم یعنی، β و δ_u است. در الگوی توییت، با استفاده از رابطه (۱۲)، می‌توان اثرات نهایی متغیرها را بر احتمالات به دست آورد:

$$\frac{\partial E(Y|X)}{\partial X} = \beta \times \text{Prob}(a < Y^* < b) \quad (12)$$

که در آن، a و b ، به ترتیب، مقادیر حداقل و حداکثر هر دامنه است (Mousavi & Rajabi, 2013). در بررسی و شناخت عوامل مؤثر بر کارایی، عوامل مختلف شامل ویژگی‌های فردی و نیز خصوصیات اجتماعی و اقتصادی کشاورزان مد نظر قرار گرفت و در نهایت، از مدل رگرسیونی توییت به صورت رابطه (۱۳) استفاده شد:

$$TE = \beta_0 + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{edu} + \beta_3 \text{nplots} + \beta_4 \text{land} + \beta_5 \text{income} + \beta_6 \text{pclass} + \varepsilon_i \quad (13)$$

که در آن، TE کارایی فنی مزارع تولید پیاز β_0 عرض از مبدأ مدل، age سن افراد بر حسب سال، edu میزان تحصیلات (بی‌سواد = ۱، ابتدایی = ۲، راهنمایی = ۳، متوسطه = ۴، دانشگاهی = ۵)، nplots تعداد قطعات کشت پیاز، land سطح زیر کشت پیاز بر حسب هکتار، income میزان درآمد حاصل از فعالیت

-
1. Latent or Unobserved Variable
 2. Observed Variable

کشاورزی بر حسب میلیون ریال و pclass تعداد دفعات شرکت در کلاس‌های ترویجی و نیز ϵ_i اجزای اخلال مدل است.

جامعه آماری پژوهش حاضر کشاورزان تولیدکننده پیاز در دشت تبریز بودند و حجم نمونه با استفاده از رابطه کوکران برابر با ۱۴۰ تعیین شد. همچنین، اطلاعات مورد نیاز از طریق مراجعه حضوری و تکمیل پرسشنامه از ۱۴۰ پیازکار دشت تبریز در سال زراعی ۱۴۰۲-۱۴۰۱ گردآوری شد.

نتایج و بحث

همان‌گونه که گفته شد، برای تعیین تابع تولید مرزی تصادفی مناسب، از آزمون نسبت درست‌نمایی استفاده شده، که نتایج آن در جدول ۲ آمده است. نظر به اینکه آماره به‌دست‌آمده از مقدار بحرانی جدول بزرگ‌تر است، برای محاسبه میزان کارایی، تابع ترانسلوگ نسبت به تابع کاب-داگلاس فرم برتر تشخیص داده شد. همچنین، در خصوص تابع تولید با هم‌ارز انرژی نیز از آزمون مورد نظر استفاده شده، که نتایج گویای برتری تابع ترانسلوگ است. بدین ترتیب، نسبت به برآورد توابع تولید ترانسلوگ اقدام و کارایی فنی و انرژی متناسب با نتایج به‌دست‌آمده محاسبه شد.

جدول ۲- نتایج آزمون فرضیه‌ها با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی تعمیم‌یافته

تصمیم	کی‌دو جدول در سطح یک درصد	درجه آزادی	آماره λ محاسبه شده	لگاریتم درست‌نمایی تابع ترانسلوگ	لگاریتم درست‌نمایی تابع کاب-داگلاس	فرض صفر
نبود پذیرش فرض صفر	۳۰/۵۸	۱۵	۶۴/۸	-۵۸/۱۱	-۹۰/۵۱	ارجحیت تابع کاب‌داگلاس
نبود پذیرش فرض صفر	۳۰/۵۸	۱۵	۶۷/۷۸	-۵۶/۴۱	-۹۰/۳۰	ارجحیت تابع کاب‌داگلاس

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد تابع تولید ترانسلوگ مرزی تصادفی در جدول ۳ ارائه شده است. برآورد تابع تولید ترانسلوگ مرزی تصادفی هم بر حسب مقادیر فیزیکی نهاده‌ها و ستاده و هم بر حسب معادل انرژی آنها نشان داد که عوامل بذر، نیروی کار، آب، سم و کود شیمیایی تأثیر معنی‌دار بر میزان تولید محصول پیاز دارند. از این‌رو، نتایج مربوط به هر دو تابع تا اندازه زیادی همسو ارزیابی می‌شوند، زیرا عوامل تأثیرگذار بر مقدار پیاز تولیدی با عوامل مؤثر بر میزان انرژی خروجی ناشی از تولید این محصول یکسان هستند. تخمین توابع تولید مرزی تصادفی نشان داد که میزان γ محاسباتی برای کارایی فنی برابر با ۰/۸۸ و برای کارایی انرژی برابر با ۰/۸۴ بوده و از این‌رو، وجود عدم کارایی در تولید پیاز در دشت تبریز تأیید می‌شود. به دیگر سخن، بخشی از تفاوت مقدار محصول تولیدشده با میزان محصول مورد انتظار

مربوط به عامل انسانی یعنی، مدیریت واحد تولیدی است. از این رو، ارجحیت روش حداکثر درست‌نمایی بر روش حداقل مربعات معمولی در برآورد تابع تولید ترانسلوگ و سرانجام، در سنجش کارایی ثابت شده که در خصوص تابع هم‌ارز انرژی نیز مصداق دارد. به دیگر سخن، عامل مدیریتی در وجود اختلاف انرژی به‌دست‌آمده با انرژی مورد انتظار تأثیرگذار بوده است.

جدول ۳- نتایج برآورد تابع تولید ترانسلوگ مرزی تصادفی

تابع بر حسب معادل انرژی		تابع بر حسب مقادیر فیزیکی		متغیر
آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	
-۲/۶۷	-۱۴۶/۰۹***	-۲/۳۱	-۱۶۹/۷**	عرض از مبدا
-۲/۶۴	-۱۷/۶۸***	-۱/۹۲	-۱۱/۳**	بذر
۰/۸۶	۲/۶۷	۰/۵۲	۱/۸	نیروی کار
۲/۴۰	۵/۹۳**	۲	۳/۸۷**	آب
-۰/۸۱	-۱/۱۳	۱/۳۱	-۰/۹۵	کود شیمیایی
-۲/۹۶	-۳/۶۶***	۲/۰۶	۳/۴**	سم
۱/۹۸	۱/۰۶**	۲/۹۴	۱/۶۵***	بذر- بذر
۱/۸۷	۰/۳۴**	۱/۹۹	۰/۴۵**	نیروی کار- نیروی کار
-۲/۶۹	-۴/۴۰***	-۱/۸۰	-۴/۰۹**	آب- آب
۱/۱۸	۲/۰۳	۱/۵۱	۱/۱۴	کود شیمیایی- کود شیمیایی
۱/۷۰	۱/۹۲*	۱/۷۶	۲/۱۶*	سم- سم
-۱/۶۵	-۰/۸۲*	-۱/۶۸	-۱/۱۵*	بذر- نیروی کار
-۲/۴۸	-۰/۷۹**	-۲/۵۶	-۰/۹۷***	بذر- آب
۱/۹۷	۱/۹۰*	۱/۶۴	۱/۵۷*	بذر- کود شیمیایی
-۱/۸۶	-۰/۷۷**	-۱/۷۰	-۰/۲۵*	بذر- سم
-۰/۹۳	-۰/۶۱	-۰/۷۸	-۰/۴۶	نیروی کار- آب
-۱/۹۰	-۰/۲۶**	-۱/۸۵	-۰/۲۴**	نیروی کار- کود شیمیایی
-۰/۱۸	-۰/۰۶۲	-۰/۲۳	-۰/۰۷	نیروی کار- سم
-۱/۶۴	-۰/۸۰*	-۱/۶۶	-۱/۴۱*	آب- کود شیمیایی
-۱/۲۰	-۰/۷۳	-۱/۱۰	-۱/۳۰	آب- سم
۰/۷۰	۰/۱۷	۰/۷۰۶۲	۰/۱۵	کود شیمیایی- سم
۵/۵۹	۰/۸۲***	۵/۲۷	۰/۷۹***	δ_u^2
۴/۹۲	۰/۹۷***	۴/۷۵	۰/۸۹***	δ_v^2
۳/۰۵	۰/۸۴***	۳/۴۴	۰/۸۸***	γ

***، ** و *، به ترتیب، معنی‌داری در سطوح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان گونه که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود، میانگین کارایی فنی مزارع پیاز منطقه موردمطالعه معادل ۷۳ درصد است. خداوردی‌زاده و همکاران (Khodaverdizadeh et al., 2019) و واحدی و همکاران (Vahedi et al., 2023) نیز در مطالعه کارایی فنی تولیدات کشاورزان، ارقامی نسبتاً مشابه را گزارش کردند. بدین ترتیب، پیازکاران منطقه مورد مطالعه می‌توانند با همان مقادیر نهاده‌ها و فناوری‌های در دسترس، میزان تولید پیاز خود را ۲۷ درصد افزایش دهند. کمترین و بیشترین میزان کارایی فنی معادل چهارده و ۹۳ درصد به‌دست آمده، که بیانگر اختلاف ۷۹ درصدی بین کارآترین و ناکارآترین مزارع پیاز منطقه مورد مطالعه است. مطابق جدول ۴، میانگین کارایی انرژی مزارع پیاز کشاورزان مورد نظر برابر با ۷۴ درصد است. چاوشی و همکاران (Chavoshi et al., 2023) و خان و همکاران (Khan et al., 2023) نیز در پژوهش‌های خود، ارقامی تقریباً یکسان برای کارایی انرژی به‌دست آوردند. کمترین و بیشترین میزان کارایی انرژی هم به ترتیب، برابر با پانزده و ۹۳ درصد محاسبه شد. به بیان دیگر، کشاورزان مورد مطالعه، در صورت استفاده اقتصادی از نهاده‌ها و رعایت اصول مدیریتی، می‌توانند به‌طور میانگین، مقدار انرژی محصول تولیدی خود را حدود ۲۶ درصد افزایش دهند؛ یعنی، در صورت از بین بردن عوامل عدم کارایی، امکان به‌دست آوردن انرژی محصول بیشتر با همان مقادیر انرژی‌های نهاده‌ها بدون به‌کارگیری میزان اضافی از انرژی عوامل تولید فراهم است.

جدول ۴- کارایی فنی و کارایی انرژی کشاورزان تولیدکننده پیاز در دشت تبریز

کارایی انرژی		کارایی فنی		دامنه کارایی
درصد	فراوانی	درصد	فراوانی	
۵/۰۰	۷	۳/۵۵	۵	کمتر از ۴۰
۷/۸۶	۱۱	۷/۱۰	۱۰	۴۰-۵۰
۸/۵۷	۱۲	۱۰/۵۶	۱۵	۵۰-۶۰
۱۰/۷۱	۱۵	۷/۸۱	۱۱	۶۰-۷۰
۲۱/۴۳	۳۰	۲۲/۰۸	۳۱	۷۰-۸۰
۴۶/۴۳	۶۵	۴۸/۹۰	۶۸	بیش از ۹۰
۷۴	-	۷۳	-	میانگین
۷۸	-	۷۹	-	دامنه
۱۵	-	۱۴	-	کمینه
۹۳	-	۹۳	-	بیشینه
۱۷	-	۱۶	-	انحراف معیار

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل توبیت برای شناسایی عوامل مؤثر بر کارایی در جدول ۵ آمده است. چنان که مشاهده می‌شود، همانند نتایج مطالعات دشتی و همکاران (Dashti et al., 2021)، قاسمی و همکاران (Ghasemi et al., 2023) و مجاوریان و همکاران (Mojaverian et al., 2019)، عامل سن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر کارایی‌های فنی و انرژی دارد. با افزایش سن کشاورز، میزان تجربه، آگاهی، دانش و مهارت وی نیز بیشتر می‌شود؛ از این رو، این عامل سبب می‌شود که در فرآیند تولید محصول، کشاورزان نسبت به تولید محصول سالم همراه با منفعت اقتصادی توجه ویژه داشته باشند. اثر نهایی سن نشان می‌دهد که اگر به‌طور متوسط، سن تولیدکنندگان یک سال افزایش یابد، بر میزان کارایی فنی ۰/۰۰۴۳ درصد و کارایی انرژی ۰/۰۰۴۵ درصد افزوده می‌شود. همچنین، عوامل تحصیلات، سطح زیر کشت، درآمد و شرکت در کلاس‌های ترویجی نیز همانند عامل سن دارای تأثیر مثبت بر هر دو نوع کارایی فنی و انرژی است، در حالی که عامل تعداد قطعات زمین تأثیر منفی بر هر دو کارایی دارد؛ از این رو، تعدد و پراکندگی مزارع پیاز عملاً به کاهش هر دو نوع کارایی می‌انجامد.

جدول ۵- عوامل مؤثر بر کارایی فنی و کارایی انرژی تولید پیاز

متغیر	کارایی فنی		کارایی انرژی	
	ضریب	آماره t	اثر نهایی	ضریب
عرض از مبدأ	۰/۵۸***	۲/۹۶	۰/۵۸***	۲/۸۷
سن	۰/۰۰۴۳***	۲/۶۲	۰/۰۰۴۳***	۲/۶۷
تحصیلات	۰/۰۰۴۶	۰/۲۷	۰/۰۰۴۶	۰/۲۴
تعداد قطعات زمین	-۰/۱۰۳***	-۳/۱۶	-۰/۱۰۳***	-۳/۴۰
سطح زیر کشت	۰/۰۴۲***	۲/۵۰	۰/۰۴۲***	۲/۶۴
درآمد	۰/۰۷*	۱/۹۴	۰/۰۷*	۱/۸۳
شرکت در کلاس‌های ترویجی	۰/۰۲*	۱/۹۲	۰/۰۳**	۲/۱۴

***، ** و *، به ترتیب، معنی‌داری در سطوح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تعداد قطعات زمین با کارایی ارتباط معکوس دارد، به گونه‌ای که با افزایش یک واحدی تعداد قطعات زمین اختصاص یافته به کشت پیاز، میزان کارایی‌های فنی و انرژی، به ترتیب، ۰/۱۰۳ و ۰/۱۱۲ درصد کاهش می‌یابد. گفته می‌شود که در صورت افزایش تعداد قطعات زمین زیر کشت پیاز، کشاورزان لزماً به‌طور مستمر در بین قطعات یادشده در تردد خواهند بود و از این رو، تمرکز و زمان کافی برای پرداختن به امور کشاورزی در یک مزرعه را نخواهند داشت. بدین ترتیب، افزایش هزینه و کاهش

کارایی آنها طبیعی به نظر می‌رسد. افزایش سطح زیر کشت نیز موجب افزایش کارایی می‌شود. اصولاً بر اثر افزایش سطح زیر کشت و تولید در مزارع بزرگ‌تر، کشاورزان به‌طور معمول از مزایای صرفه‌های ناشی از مقیاس بهره می‌گیرند و تولید آنها شکل اقتصادی‌تری می‌یابد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در تحقیق حاضر، به اندازه‌گیری کارایی فنی و کارایی انرژی تولید پیاز در دشت تبریز با به‌کارگیری توابع تولید فیزیکی و هم‌ارز انرژی در سال زراعی ۱۴۰۲-۱۴۰۱ پرداخته شده است. تخمین تابع تولید ترانس‌لوگ مرزی تصادفی نشان داد که مقادیر فیزیکی و هم‌ارز انرژی نهاده‌های بذر، نیروی کار، آب، سم و کود شیمیایی دارای تأثیر معنی‌دار بر مقادیر فیزیکی محصول و انرژی خروجی است، که دلالت بر همسویی و انطباق دو تابع دارد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، میانگین کارایی فنی برابر با ۷۳ درصد برآورد شد. وجود عدم کارایی ۲۷ درصدی بیانگر وجود زمینه برای افزایش کارایی و دستیابی به حداکثر محصول بدون تغییر میزان مصرف نهاده‌هاست. همچنین، میانگین کارایی انرژی برابر با ۷۴ درصد به‌دست آمد که در صورت استفاده اصولی و کارآ از انرژی نهاده‌ها و رعایت اصول مدیریتی، می‌توان به‌طور میانگین، کارایی انرژی محصول تولیدی را تا حدود ۲۶ درصد افزایش داد. ملاحظه می‌شود که مقادیر کارایی، چه بر اساس تابع فیزیکی و چه بر مبنای تابع هم‌ارز انرژی، چندان تفاوتی ندارند و از این‌رو، مقادیر عدم کارایی نسبتاً یکسان است. بنابراین، استفاده از نهاده‌ها یا انرژی موجود در آنها منجر به تولید مقادیر متناسب محصول یا انرژی خروجی می‌شود. سازگاری و همسویی نتایج حاصل از دو تابع تولید مطابق انتظار است، چراکه منظور کردن مقادیر فیزیکی یا معادل انرژی نباید بر میزان عدم کارایی تولیدکنندگان اثر بگذارد. نتایج تخمین مدل رگرسیون توییت نیز نشان داد که عوامل سن، تحصیلات، سطح زیر کشت، درآمد و شرکت در کلاس‌های ترویجی تأثیر مثبت و تعداد قطعات زمین زیر کشت پیاز تأثیر منفی بر کارایی تولید پیاز دارد. از این‌رو، بهره‌مندی از مهارت، دانش بومی و تجربه افراد در راستای افزایش تولید مثمر ثمر واقع می‌شود. افزایش قطعات زمین‌های کشاورزی موجب کاهش کارایی می‌شود؛ از این‌رو، توصیه می‌شود که کشاورزان از اراضی یکپارچه و بزرگ در تولید محصول بهره بگیرند، زیرا از این رهگذر، با توجه به بهره‌گیری اصولی از امکانات موجود، هزینه تولید کاهش می‌یابد و سرانجام، با افزایش تولید، میزان کارایی نیز افزایش می‌یابد. همچنین، از آنجا که با افزایش سطح زیر کشت، میزان کارایی زیادتر می‌شود، ضرورت تولید محصول در مقیاس بزرگ‌تر و یکپارچه‌تر بیش از پیش نمایان می‌شود. اصولاً تولید در مزارع وسیع و بزرگ‌تر امکان بهره‌مندی از مزایای بازده نسبت به مقیاس و صرفه اقتصادی را برای بهره‌برداران فراهم می‌سازد.

منابع

1. Bafandeh Imandoust, s., Shaterian, Z., & Fahimifard, S. M. (2017). The effective factors on bank loan recovery rate of Bank of Agriculture [Keshavarzi] of Khorasan Razavi province, Iran (application of Tobit econometrics model). *Monetary and Financial Economics*, 23(12), 189-216. DOI: 10.22067/pm.v23i12.43326. [In Persian]
2. Bostan, Y., Amirnejad, H., & Shirzadi Laskookalayeh, S. (2022). Evaluation of the factors affecting the energy efficiency of sugar beet growers in Iran. *Journal of Sugar Beet*, 38(1), 123-136. DOI: 10.22092/jsb.2023.355913.1287. [In Persian]
3. Chavoshi, P., Dashti, Gh., & Vahedi, J. (2023). Estimation of energy efficiency and its effective factors in rainfed wheat production in Ahar County: application of the stochastic frontier approach. *Agricultural Mechanization*, 8(2), 33-43. DOI: 10.22034/jam.2023.56088.1237. [In Persian]
4. Dashti, Gh., Vahedi, J., & Hosseinzad, J. (2021). Estimation of profit efficiency and its effective factors for rainfed wheat of Ahar County. *Agricultural Economics and Development*, 29(3), 99-121. DOI: 10.30490/aead.2021.353806.1314. [In Persian]
5. Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 120(3), 253-281.
6. Ghasemi, E., Dashti, Gh., & Vahedi, J. (2023). Technical efficiency, environmental efficiency and economic losses of rainfed wheat production in Ahar County. *Agricultural Economics*, 17(1), 1-20. DOI: 10.22034/iaes.2022.1971035.1954. [In Persian]
7. Hassanzadeh Aval, F., & Rezvani Moghaddam, P. (2013). Energy efficiency evaluation and economic analysis of onion (*Allium Cepa L.*) production in Razavi Khorasan province of Iran. *Iranian Journal of Applied Ecology*, 2(3), 1-11. Available at <https://ijae.iut.ac.ir/article-1-233-fa.pdf>. [In Persian]

8. Hatirli, S. A., Ozkan, B., & Fert, C. (2005). An econometric analysis of energy input-output in Turkish agriculture. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 9(6), 608-623.
9. Heidari Soltanabadi, M. (2023). Determination of energy production function in irrigated wheat of Isfahan province. *Energy Engineering and Management*, 11(1), 116-127. DOI: 10.22052/11.1.116. [In Persian]
10. Hong, N. B., Takahashi, Y., & Yabe, M. (2016). Environmental efficiency and economic losses of Vietnamese tea production: implications for cost savings and environmental protection. *Journal of the Faculty of Agriculture, Kyushu University*, 2(61), 383-390.
11. Kaab, A., Sharifi, M., Mobli, H., Nabavi-Pelesaraei, A., & Chau, K.-w. (2019). Combined life cycle assessment and artificial intelligence for prediction of output energy and environmental impacts of sugarcane production. *Science of the Total Environment*, 664, 1005-1019. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2019.02.004.
12. Khan, D., Nouman, M., & Ullah, A. (2023). Assessing the impact of technological innovation on technically derived energy efficiency: a multivariate co-integration analysis of the agricultural sector in South Asia. *Environment, Development and Sustainability*, 25(4), 3723-3745. DOI: 10.1007/s10668-022-02194.
13. Khodaverdizadeh, M., Mohammadi, M., & Miri, D. (2019). Estimation of technical efficiency of wheat production with emphasis on sustainable agriculture in Urmia County. *Journal of Agriculture Science and Sustainable Production*, 29(4), 233-245. [In Persian]
14. Mohammadi, H., & Mehry, M. (2015). An analysis of improving energy use with data envelopment analysis in horticultural products in Yazd province: a case study of pistachio. *Quarterly Energy Economics Review*, 11(46), 113-134. Available at <https://www.iiesj.ir/article-1-267-en.html>. [In Persian]
15. Mojaverian, S. M., Zahedian Tejeneki, R., & Hosseini Yekani, S. A. (2019). Investigating the factors affecting the efficiency of rice mills of Mazandaran

- province. *Rural Development Strategies*, 6(4), 381-393. DOI: 10.22048/rdsj.2020.217743.1833. [In Persian]
16. Mousavi, N., & Rajabi, M. (2013). The estimation of willingness to pay of tourists for conservation of Naghsh-e-Jahan Square in Isfahan and analysis of effective socio-economic factors on willingness to pay (application of ordered Probit and Tobit models). *Journal of Economics and Regional Development*, 20(6), 108-132. DOI: 10.22067/erd.v20i6.43090. [In Persian]
17. Nasirpour, S., Jahansouz, M. R., Moghadam, H., & Mohammadzadeh, A. (2023). Comparison of tomato (*Solanum lycopersicum* L.) and onion (*Allium cepa* L.) production systems in terms of energy and economic indicators, and greenhouse gas emissions potential (case study of cities in Alborz province). *Iranian Journal of Field Crop Science*, 54(4), 137-153. DOI: 10.22059/ijfcs.2023.359954.655008. [In Persian]
18. Nguyen-Thi-Lan, H., Fahad, S., Ho-Ngoc, N., Nguyen-Anh, T., Pham-Van, D., Nguyen-Thi-Viet, H., Do-Hoang, P., Do-Kim, C., & To-The, N. (2023). Crop farming and technical efficiency of tea production nexus: an analysis of environmental impacts. *Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences*, 22(3), 158-164. DOI: 10.1016/j.jssas.2022.09.001.
19. Nikan, S., & Dashti, G. (2022). Energy use and economical analysis of onion production in Iran (a case study East Azerbaijan province). *Available at SSRN* 4248638.
20. Ozbek, O., Gokdogan, O., & Baran, M. F. (2021). Investigation on energy use efficiency and greenhouse gas emissions (GHG) of onion cultivation. *Fresenius Environmental Bulletin*, 30(2), 1125-1133.
21. Reinhard, S., Lovell, C. A. K., & Thijssen, G. (1999). Econometric estimation of technical and environmental efficiency: an application to Dutch dairy farms. *American Journal of Agricultural Economics*, 1(81), 44-60. DOI: 10.2307/1244449.
22. Saeri, M., Hanani, N., Setyawan, B., & Koestiono, D. (2019). Technical efficiency of rice farming during rainy and dry seasons in Ngawi district of

- East Java province, Indonesia. *Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences*, 91(7), 270-277. DOI: 10.18551/rjoas.2019-07.31.
23. Tavakkoli Kakhki, H. R., & Ghodsi, M. (2020). Evaluation of energy efficiency indices according to wheat (*Triticum aestivum* L.) based crop in conservation agricultural systems in temperate climate region (a case study: Gonabad). *Journal of Agroecology*, 12(3), 433-445. DOI: 10.22067/jag.v12i3.80119. [In Persian]
24. Vahedi, J., Dashti, Gh., & Saei, F. (2023). The effect of extension courses on the technical efficiency of rain-fed wheat production in Ahar County. *Iranian Agricultural Extension and Education Journal*, 18(Special Issue), 251-259. Available at https://www.google.com/search?q=174301_67e9f984df29b9100de70b7fbc836c6e.pdf. [In Persian]
25. Wongnaa, C. A., Awunyo-Vitor, D., Mensah, A., & Adams, F. (2019). Profit efficiency among maize farmers and implications for poverty alleviation and food security in Ghana. *Scientific African*, 6, 1-14. DOI: 10.1016/j.sciaf.2019.e00206.

