



## Analysis of types of efficiency with risk of wheat production in Sistan region

Ali SardarShahraki<sup>1</sup>, Zahra Ghaffari moghadam<sup>2</sup>

1. Corresponding author, Department of Agricultural Economics, College of Economic and management, university of sistan and baluchestan, Zahedan, Iran. Email: [a.s.shahraki@eco.usb.ac.ir](mailto:a.s.shahraki@eco.usb.ac.ir)

2. Department of Agricultural Economics, Agriculture Institute, Research Institute of zabol, Zabol, Iran. Email: [zahraghafari@uoz.ac.ir](mailto:zahraghafari@uoz.ac.ir)

Article Info	ABSTRACT
<b>Article type:</b> Research Article	Wheat is one of the most important crops in Sistan region, which in addition to high cultivation area plays a significant role in the economy of this region. Examining the efficiency of this product can play an important role in increasing its production.
<b>Article history:</b> Received: 29 April 2022 Received: 9 November 2022 Accepted: 10 December 2022 Published online: 21 March 2023	Therefore, the present study investigates various types of efficiency with risk of production. To achieve these goals, the methods Random Frontier Analysis (SFA) were used. Data and data were collected by completing a questionnaire in 3 Zabol, Zahak and Hirmand cities of 250 wheat cultivators in 2020-2021. The results showed that in Stochastic Frontier analysis with three types of efficiency, Zahak city with 87% and 47% of the highest technical and economic efficiency and Hirmand city with 58% had the most efficient allocation. Also, the results of risk analysis showed that the irrigation inputs in all three cities had negative effects on production risk. The results of economic and allocative efficiency show that farmers' familiarity with the principles and techniques of scientific production and how to properly manage resources and factors of production is not acceptable. Therefore, it is recommended to hold appropriate training and extension courses to familiarize farmers with how to make optimal use of production factors and ultimately improve the technical, allocative and economic efficiency of wheat farmers. Therefore, considering that water input is a reducing - risk input, the use of new irrigation technologies and farming methods is recommended according to the climatic conditions of the region. Government support for producers, monitoring prices and banking facilities, meeting production needs and providing opportunities to improve the wheat market can be key strategies for the success of producers and their appropriate income.
<b>Keywords:</b> <i>Efficiency,</i> <i>Random Frontier Analysis,</i> <i>Risk of Production,</i> <i>Sistan.</i>	

**Cite this article:** SardarShahraki, A., Ghaffari moghadam, Z. (2023). Analysis of types of efficiency with risk of wheat production in Sistan region. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 54-2 (1), 201-220.

DOI: <http://doi.org/10.22059/IJAEDR.2022.341903.669143>



© The Author(s).

DOI: <http://doi.org/10.22059/IJAEDR.2022.341903.669143>

**Publisher:** University of Tehran Press.

### Extended Abstract

#### Introduction

The scarcity of factors of production forms the basis of economics. At different times under any condition, limited quantities of production inputs, both human and non-human, are always available. In developing and developed countries, due to the limited resources of food production and the growing food needs of human societies, it is possible to measure the efficiency of agricultural operators, the gap between the best producer and other producers in terms of identical technology determined. Therefore, determining the efficiency of farmers can be very useful in analyzing the set of policies used in the field of agriculture. On the other hand, agriculture in these countries is a risky activity and it is important to include risk in models for analyzing the behavior of farmers. There is ample evidence of risk in agriculture and agricultural operators are at risk for a variety of reasons, such as lack of control over climate change, pests and diseases, and the state of markets for

the supply and demand of agricultural products and inputs. Risk has been mentioned as an important, continuous and effective factor on farmers' behavior in eliminating imbalances from traditional agriculture. Therefore, studies related to the production efficiency of agricultural products by considering the effective factors on production, including the risk factor, is one of the most important issues in the agricultural economy in the current condition of the country. Agricultural units in the field of wheat production are no exception to this issue, due to this issue, the need to improve efficiency and optimal allocation of resources, taking into account the existing constraints is felt.

### Materials and Methods

In this study, the present study investigates various types of efficiency with risk of production. To achieve these goals, the methods in this study, the stochastic frontier production model (SFA) and the Just and Pope model are used to analyze the efficiency combined with the risk of input production. Data were collected by completing a questionnaire in 3 Zabol, Zahak and Hirmand cities of 250 wheat cultivators in 2020-2021. The general random frontier production model for agricultural fields is considered as follows.

$$Y_{it} = f(X_{it}, \alpha) \exp(\varepsilon_{it})$$

Battis et al. added the SFP model structure to Just and Pope Model, and in this way, the SFP model with the flexible risk feature was obtained as the following relationship, which can simultaneously study efficiency and risk.

$$y_i = f(x_i; \beta) + h(x_i; \alpha)v_i - q(x_i, Z_i, \gamma)u_i \\ i = 1, 2, \dots, N$$

In order to estimate the efficiency under the stochastic frontier analysis model, first, to estimate the technical and economic efficiency, a suitable functional form for production and cost functions must be selected, for this purpose, 3 types of Cobb-Douglas, transcendental and translog (logarithmic transcendental) function, which are neoclassical features have well, were selected in this study. Then, using Frontier 4.1 software, selective production functions and technical inefficiency pattern were simultaneously estimated by maximum likelihood method. To estimate the economic efficiency, the stochastic frontier cost function model has been used, and to estimate the marginal cost function, the dual frontier production function has been used. The dual of the frontier production function is defined as follows

$$C_i = f(Y_i, X_i, \beta) + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i = u_i + v_i$$

### Conclusion

In this research, the types of efficiency combined with the risk of wheat farmers in Sistan region were obtained by the method of stochastic frontier analysis (SFA). In order to achieve better results, the study area was divided into 3 main cities and the relevant calculations and analysis were examined in each of them separately. According to the obtained results, wheat farmers in all 3 cities have produced in the third district using hired labor. The results of production elasticity showed that the return to scale in wheat fields in 3 cities of Zabol, Zahak and Hirmand is 1.20, 0.83 and 1.15 respectively. For all 3 cities, the input of cultivated area has been investigated as one of the most effective and positive factors on increasing the income and profit of wheat farmers. On average, the economic efficiency of wheat farmers in Zabol, Zahak and Hirmand cities is 0.39, 0.47 and 0.42 respectively. This shows that there is a great potential to increase the gross income of wheat farmers. Also, the allocation efficiency for the studied cities was 0.49, 0.54 and 0.58% respectively. Also, the results of production risk analysis showed that the input number of irrigation in all three cities had negative effects and labor input had a positive effect on production risk. Therefore, considering that water input is a reducing-risk input, the use of new irrigation technologies and farming methods is recommended according to the climatic conditions of the region. Government support for producers, monitoring prices and banking facilities, meeting production needs and providing opportunities to improve the wheat market can be key strategies for the success of producers and their appropriate income.



## تحلیل انواع کارایی توام با ریسک تولید گندم در منطقه سیستان

علی سردار شهرکی<sup>۱</sup> | زهرا غفاری مقدم<sup>۲</sup>

۱. نویسنده مسئول، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. رایانامه: [a.s.shahraki@eco.usb.ac.ir](mailto:a.s.shahraki@eco.usb.ac.ir)  
 ۲. گروه اقتصاد کشاورزی پژوهشکده کشاورزی پژوهشگاه زابل، زابل، ایران. رایانامه: [zahraghafari@uoz.ac.ir](mailto:zahraghafari@uoz.ac.ir)

اطلاعات مقاله	چکیده
<p><b>نوع مقاله:</b> مقاله پژوهشی</p> <p><b>تاریخ دریافت:</b> ۱۴۰۱/۰۲/۰۹</p> <p><b>تاریخ بازنگری:</b> ۱۴۰۱/۰۸/۱۸</p> <p><b>تاریخ پذیرش:</b> ۱۴۰۱/۰۹/۱۹</p> <p><b>تاریخ انتشار:</b> ۱۴۰۲/۰۱/۰۱</p> <p><b>کلیدواژه‌ها:</b> تحلیل مرزی تصادفی، ریسک تولید، سیستان، کارایی.</p>	<p>گندم یکی از محصولات مهم زراعی منطقه سیستان است که علاوه بر سطح زیر کشت بالا، نقش بسزایی در اقتصاد این منطقه دارد. بررسی کارایی این محصول می‌تواند نقشی به‌سزا در راستای افزایش تولید آن داشته باشد از این رو در پژوهش حاضر به بررسی انواع کارایی توام با ریسک تولید پرداخته شده است. برای تحقق اهداف مذکور، از روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) استفاده شد. اطلاعات و داده‌های مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه در ۳ شهرستان زابل، زهک و هیرمند از ۲۵۰ بهره‌بردار گندم در سال زراعی ۱۳۹۹-۱۳۹۸ جمع‌آوری شد.</p> <p>نتایج نشان داد در روش تحلیل مرزی تصادفی با در نظر گرفتن ۳ نوع کارایی، شهرستان زهک با مقدار ۸۷ و ۴۷ درصد بیش‌ترین کارایی فنی و اقتصادی و شهرستان هیرمند با مقدار ۵۸ درصد بیش‌ترین کارایی تخصیصی را داشته‌اند. نتایج تحلیل ریسک تولید نشان داد که نهاده دفعات آبیاری در هر سه شهرستان مذکور آثار منفی بر ریسک تولید داشته است. نتایج حاصل از تخصیص اقتصادی و تخصیصی نشان می‌دهد که آشنایی کشاورزان با اصول و فنون تولید علمی و نحوه مدیریت صحیح منابع و عوامل تولید در حد قابل قبولی نیست، بنابراین، توصیه می‌شود برگزاری دوره‌های آموزشی و ترویجی مناسب باعث آشنایی کشاورزان با نحوه استفاده بهینه از عوامل تولید و در نهایت منجر به بهبود کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی گندم‌کاران خواهد شد. با توجه به اینکه نهاده آب یک نهاده ریسک‌کاهنده است، استفاده از فناوری‌های جدید آبرسانی و روش‌های به‌زراعی با توجه به شرایط آب و هوایی منطقه توصیه می‌شود.</p>

**استناد:** سردار شهرکی، علی و غفاری مقدم، زهرا (۱۴۰۲). تحلیل انواع کارایی توام با ریسک تولید گندم در منطقه سیستان. *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، ۲-

۵۴ (۱)، ۲۲۰-۲۰۱. DOI: <https://doi.org/10.22059/ijaedr.2022.333886.669104>



نویسندگان. ©

DOI: <https://doi.org/10.22059/ijaedr.2022.333886.669104>

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

## مقدمه

در سال‌های اخیر به دلیل افزایش جمعیت و بروز بحران غذایی در کشورهای در حال توسعه، در میان محصولات راهبردی کشاورزی، گندم بسیار حائز اهمیت بوده است (Abedi, 2016). گندم یکی از هشت منبع غذایی است که ۷۰ تا ۹۰ درصد کالری و ۶۶ تا ۹۰ درصد پروتئین مورد نیاز جامعه را تامین می‌کند (Khoshnevisan et al., 2015). طبق آمار سازمان خواربار و کشاورزی (فائو)، سرانه مصرف جهانی گندم در سال ۲۰۱۹ برابر ۶۶/۸ کیلوگرم بوده است. گندم با ۹/۶ میلیون هکتار سطح زیر کشت، ۷۲ درصد کل سطح زیر کشت غلات را شامل می‌شود (Faryadras et al., 2018).

کشاورزان جهت به‌دست آوردن حداکثر سود و کاهش عدم اطمینان به دنبال کشت محصولاتی مانند گندم و غلات هستند با این حال، عملکرد آن‌ها تا حد زیادی با ویژگی‌های جغرافیایی متنوع و همچنین عوامل اجتماعی-اقتصادی مرتبط است (Chen et al., 2014; Xu et al., 2020). دستیابی به تولید بیش‌تر و رشد اقتصادی بالاتر بدون افزایش امکانات فیزیکی و مصرف نهاده‌ها، جز از طریق افزایش کارایی امکان‌پذیر نیست. افزایش کارایی می‌تواند تولید بیش‌تری را از مجموعه ثابتی از عوامل تولید ایجاد کند و از استفاده بی‌رویه منابع بکاهد (Rashidghalam et al., 2019). معرفی مفهوم اندازه‌گیری تغییرات کارایی فنی، به سیاست‌گذاران در بهینه‌سازی استفاده از عوامل ورودی (Benedetti et al., 2019) و تخصیص یارانه‌های کشاورزی، انجام آموزش یا ارائه خدمات ترویجی در هر منطقه کمک می‌کند (Branca et al., 2021). کارایی تولیدات کشاورزی در تحقیقات مسائل کشاورزی و روستایی مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته و به‌عنوان شاخصی مهم برای تامین امنیت غذایی ملی، حفظ معیشت کشاورزان و توسعه پایدار تلقی می‌شود. مطالعات متعددی با استفاده از روش‌شناسی‌های مختلف به تحقیق در مورد کارایی تولیدات کشاورزی و عوامل موثر بر آن اختصاص یافته است. از جمله مدل رویکرد مرزی تصادفی، مدل تحلیل پوششی داده‌های فوق کارایی، مدل‌های چند هدفه DEA و مدل Super SBM برای محاسبه کارایی محصولات کشاورزی استفاده می‌شود (Gong, 2018; Angulo-; Meza et al., 2019; Chandio et al., 2019; Deng & Gibson, 2019). از جمله مطالعاتی که در زمینه کارایی محصولات کشاورزی انجام شده است می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود:

Tleubayev در سال (2022) بررسی سیاست‌های کشاورزی و کارایی فنی تولید گندم در قزاقستان و روسیه Chandel در سال (2022) عوامل مؤثر بر کارایی فنی تولیدکنندگان برنج و عوامل تعیین‌کننده آن در سطح مزرعه در هند Ghaderzadeh & Zareei در سال (2020) کارایی اقتصادی سیستم‌های مختلف آبیاری در مزارع یونجه دهگلان، Ganji et al در سال (2018) عوامل مؤثر بر کارایی نهاده آب در تولید گندم، Rana et al در سال (2021) کارایی تولید تنباکو در بنگلادش، Akite et al در سال (2022) کارایی سود و منابع ناکارآمدی مزارع برنج اوگاندا، Alropy et al در سال (2019) کارایی فنی تولید عسل سفید در مصر، Ali et al در سال (2019) کارایی فنی ذرت هیبرید، Carrer et al در سال (2022) کارایی فنی مزارع نیشکر در برزیل، Biswas et al در سال (2021) تاثیر خدمات ترویجی کشاورزی بر کارایی فنی شالیکاران بنگلادش به بررسی کارایی در مناطق مختلف پرداخته‌اند.

از طرفی کشاورزی در کشورهای در حال توسعه، فعالیتی توأم با ریسک است و منظور کردن ریسک در مدل‌های تحلیل رفتار کشاورزان از اهمیت خاصی برخوردار است، شواهد بسیاری حکایت از وجود ریسک یا مخاطره در کشاورزی دارد و بهره‌برداران کشاورزی به دلایل گوناگونی همچون نداشتن کنترل بر عوامل جوی، آفات و بیماری‌ها و وضعیت بازارهای عرضه و تقاضای محصولات کشاورزی و نهاده‌ها با ریسک روبرو هستند و از ریسک به عنوان عاملی مهم، مستمر و موثر بر رفتار کشاورزان یاد شده است (Schawltz, 1975). همچنین وجود ریسک موجب می‌شود کشاورزی در فرآیند تولید علاوه بر حداکثر کردن سود، هدف‌های چون حداقل کردن واریانس‌های درآمد و کسب سود مطمئن را نیز در نظر بگیرند (Sardar shahraki, 2011). با این حال، یک جنبه مهم از تولید که به اندازه کافی در تحلیل مرز تصادفی در نظر گرفته نشده است، ریسک تولید است. این باعث می‌شود که میزان کارایی فنی به‌طور قابل توجهی در مطالعات عملکرد مزرعه در محیط‌های تولید پرخطر به خطر بیفتد. ریسک هم در تصمیم‌گیری ورودی و هم در تولید خروجی‌ها برای دستیابی به کارایی نقش حیاتی دارد (Onumah et al., 2018). از این‌رو مطالعات مربوط به کارایی تولید محصولات کشاورزی با در نظر گرفتن عوامل موثر بر کارایی از جمله عامل ریسک، یکی از مهم‌ترین

مباحث اقتصاد کشاورزی در شرایط کنونی کشور است. تحقیق (Tong et al., 2019) به بررسی کارایی فنی برنج کاران در چین که خطرات آب و هوایی از جمله بارندگی شدید وجود دارد، با استفاده از تابع تولید مرزی پرداخته است. همچنین اثرات ترجیحات ریسک کشاورزان را بر کارایی فنی کشاورزان ارزیابی نمودند. نتایج نشان داد بیش تر کشاورزان ریسک گریز هستند و این ریسک گریزی باعث می شود آن ها در استفاده از نهاده ها کارایی کمتری داشته باشند. Mishra در سال (2018) ریسک تولید، کارایی فنی و نگرش ریسک را در بین کشاورزان قراردادی و مستقل را با استفاده از رویکرد پارامتری بیزی و روش های رگرسیون چندک برتری تصادفی برای مقایسه کارایی فنی و نگرش ریسک مالکان خرد در نپال بررسی کردند. نتایج نشان داد که کشاورزان قراردادی ناکارآمدی کمتر و ریسک تولید کمتری را نشان می دهند. تحقیق (ALikhani et al., 2016) به بررسی کارایی تکنیکی و ریسک تولید با استفاده از مدل مرزی تصادفی در مزارع پرورش ماهی سردابی در کامیاران پرداخته است. تحقیق (Hossein Zad & Alfi 2017) به ارزیابی همزمان کارایی تکنیکی و ریسک تولیدی مزارع سیب زمینی در استان اردبیل با استفاده از تابع تولید مرزی و تصادفی و مدل جاست و پاپ پرداختند. نتایج نشان داد که نهاده نیروی کار کاهنده ریسک و همچنین باعث افزایش کارایی می شود. از دیگر مطالعاتی که در این زمینه انجام شده می توان به مطالعات (Chang and wen 2011)، (Tiedemann & Latacz-Lohmann 2013)، (Onumah et al 2018)، (Khan et al 2021)، (Kara et al 2019)، (Alam et al 2019) اشاره نمود.

با بررسی مطالعات انجام شده مشخص می شود که مباحث مربوط به کارایی از اهمیت ویژه ای در بخش کشاورزی برخوردار بوده است. اما آنچه در بخش کشاورزی نمود پیدا می کند، مباحث مربوط به ریسک است. آنچه مطالعه حاضر را با سایر مطالعات متمایز می کند، کاربرد تحلیل مرزی تصادفی توأم با مؤلفه های ریسک و استفاده از تابع هزینه مرزی است که در منطقه سیستان برای محصول گندم بکار برده شده است.

طبق آمارنامه زراعی ۱۳۹۹-۱۳۹۸، گندم حدود ۶۰ درصد سطح زیر کشت زراعی در منطقه سیستان را به خود اختصاص داده است (Ministry of Jihad Agriculture, 2020). بنابراین، با توجه به اهمیت تولید گندم و پتانسیل ها و استعداد های موجود در منطقه در خصوص کشت و تولید آن، روش های موجود برای افزایش تولید گندم از جمله افزایش منابع اساسی تولید (مثل، زمین، آب و سرمایه) و توسعه فناوری های نوین به دلیل وجود مشکلات طبیعی و شرایط نامناسب اقتصادی گندم کاران، راهکار سودمندی در کوتاه مدت به نظر نمی رسد. با این حال، امکان افزایش تولید و درآمد گندم کاران با سطح فعلی منابع و فناوری موجود وجود دارد. از این رو، در این مطالعه کارایی گندم کاران و امکان افزایش تولید و در نتیجه درآمد آنان مورد بررسی قرار گرفت و ارزیابی وضعیت فعلی آن ها و لزوم توجه به مسائل کارایی جهت اقتصادی کردن این فعالیت، ضروری به نظر می رسد.

## مواد و روش ها

به منظور بررسی کارایی واحدهای تولیدی، باید کارایی یک واحد تولیدی در مقایسه با واحد تولیدی دیگر تعیین شود که برای این کار باید، یک مرز کارا تعیین کرد تا کارایی سایر واحدها با آن مقایسه شود. در سال های اخیر برای تخمین مرز کارا از روش های پارامتریک و ناپارامتریک استفاده شده است. روش پارامتریک تحلیل تابع تولید مرزی تصادفی (SFA) است که در این روش رابطه تبعی بین نهاده ها و محصول که همان تابع تولید است، برای تخمین پارامترهای تابع تولید استفاده می شود. روش ناپارامتریک، روش تحلیل پوششی داده ها است که یک روش برنامه ریزی خطی است که اولین بار (Farrell 1975) الگوی اولیه آن را بیان کرد. در این روش نیازی به تعیین فرم تبعی تابع تولید نیست و این روش علاوه بر اندازه گیری انواع کارایی، می تواند نوع بازده نسبت به مقیاس به تفکیک برای بنگاه ها ارائه کند. در این مطالعه از الگوی تولید مرزی تصادفی (SFA) و

الگوی جاست و پاپ برای تحلیل کارایی توام با ریسک تولید نهاده‌ها استفاده می‌شود که در ادامه به شرح آن‌ها پرداخته خواهد شد.

### الگوی جاست و پاپ

یکی از روش‌های مورد استفاده جهت مطالعه ریسک تولید، روش جاست و پاپ است که با در نظر گرفتن واریانس ناهمسانی در اجزای اخلاص، ریسک تولید را به میزان مصرف نهاده ارتباط می‌دهد. الگو جاست و پاپ به‌طور ضمنی به صورت رابطه (۱) تصریح می‌شود (just and pope, 1978):

$$Y_i = f(X_i; \alpha) + h(X_i; \beta)v_i \quad (1)$$

در اینجا  $f(X_i; \alpha)$  میانگین تابع تولید،  $h(X_i; \beta)$  واریانس تولید (جزء ریسک تولید) که نشان‌دهنده تاثیر نهاده‌ها در ریسک تولید است،  $x$  بردار نهاده‌هایی که هم روی تولید و هم روی ریسک اثر دارند،  $\alpha$  و  $\beta$  پارامتر و  $v_i$  جزء اخلاص تصادفی است.

### الگوی تولید مرزی تصادفی

روش تحلیل مرزی تصادفی بر مبنای مدل‌های اقتصادسنجی و تئوری اقتصاد خرد بنا شده است و در تحلیل‌های آماری مورد استفاده قرار می‌گیرد. الگوی تولید مرزی تصادفی عمومی برای مزارع کشاورزی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود (Khan et al, 2010; Tan et al, 2010).

$$Y_{it} = f(X_{it}, \alpha) \exp(\varepsilon_{it}) \quad (2)$$

در اینجا  $f(X_{it}, \alpha)$  تابع تولید است. که  $Y_{it}$  محصول بنگاه زراعی  $i$ ام برای زمان  $t$ ،  $x_{it}$  بردار  $(1 \times k)$  از نهاده‌های تولید و دیگر متغیرهای توضیحی،  $\alpha$  برداری  $(k \times 1)$  از پارامترهای ناشناخته‌ای که باید تخمین زده شود،  $N$  تعداد مشاهدات و  $t$  تعداد دوره‌های مورد بررسی است. همچنین  $\varepsilon_{it}$  جمله‌ی خطای مرکب است که این چنین تعریف می‌شود:

$$\varepsilon_i = g(X_i, \beta)V_i - h(X_i, \delta)U_i \quad (3)$$

در این رابطه  $g(X_i, \beta)$  تابع ریسک تولید،  $h(X_i, \delta)$  تابع عدم کارایی برای توضیح اثر نهاده‌ها و متغیرهای اقتصادی-اجتماعی بر ناکارایی فنی است،  $V_i$  جزء اخلاص تصادفی است که تغییرات تصادفی تولید ناشی از تأثیر عوامل خارج از کنترل زارع مانند آب و هوا، عملکرد ماشین‌آلات، آفات و بیماری‌ها را در بر می‌گیرد.  $U_{it}$  جزئی است که بیانگر متغیر غیر منفی تصادفی است و مربوط به عدم کارایی و نماینده مسائلی است که عدم کارایی در تولید از قبیل مهارت‌ها، تلاش یا عدم تلاش کشاورزان و دیگر محدودیت‌های فنی را در بر می‌گیرد. برای واحدهایی که مقدار تولید آن‌ها روی تابع تولید مرزی قرار می‌گیرد،  $U_{it}$  برابر صفر است، اما برای واحدهایی که تولید آن‌ها زیر منحنی تولید مرزی قرار دارد  $U_{it}$  بزرگتر از صفر است. این شاخص برای مزرعه‌ای که دقیقاً روی تابع تولید مرزی عمل می‌کند. بنابراین، از لحاظ کارایی فنی کاملاً کارآست، برابر یک است. در غیر این صورت عدد محاسباتی مابین صفر و یک بدست می‌آید، که این مزارع در تولید نسبتاً ناکاراً عمل می‌کنند (Villano, 2005 و Khan et al., 2010).

Battes et al. (1997) ساختار الگو SFP را که توسط Meeusen & Vanden Broeck (1977) پیشنهاد شده بود، به الگو Just & Pope (1978) اضافه کردند. به این ترتیب، الگو SFP با ویژگی ریسک انعطاف‌پذیر به دست آمد که می‌تواند به طور همزمان کارایی و ریسک را مورد مطالعه قرار دهد، این الگو به صورت رابطه ۴ بیان شده است.

$$y_i = f(x_i; \beta) + h(x_i; \alpha)[v_i - u_i] \quad (4)$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

Kumbhakar در سال ۲۰۰۲ الگو ارائه شده توسط Battese et al. (1997) را تعمیم داد. الگو SFP تعمیم یافته kumbhakar (2002) با خصوصیات ریسک انعطاف‌پذیر عبارت است از:

$$y_i = f(x_i; \beta) + h(x_i; \alpha)v_i - q(x_i, Z_i, \gamma)u_i \quad (5)$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

در این رابطه  $h(x_i; \alpha)$  تابع ریسک تولید و  $q(x_i, Z_i, \gamma)$  تابع عدم کارایی است که شامل اثرات نهاده‌ها و متغیرهای اجتماعی - اقتصادی کشاورز بر ناکارایی است. که در اینجا:

$$q(x_i, Z_i, \gamma) = q(\delta_0 + \sum_{j=1}^n \delta_j x_j + \sum_{t=1}^n \delta_t Z_t) \quad (6)$$

همچنین فرض می‌شود که:

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (7)$$

$$u_i \sim N(\mu_i, \sigma_u^2) \quad (8)$$

در اینجا به جای واریانس‌های  $\sigma_v^2$  و  $\sigma_u^2$  دو پارامتر  $\sigma^2$  و  $\gamma$  جایگزین و برآورد می‌شود (Hakimi pour, 2018).

$$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \quad (9)$$

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2} \quad (10)$$

پارامتر  $\gamma$  سهم واریانس عدم کارایی ( $\sigma_u^2$ ) در تشریح کل واریانس ستاده  $(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$  را نشان می‌دهد در واقع معنی‌دار بودن جزء عدم کارایی و اثر آن در مدل را ارزیابی می‌کند. این پارامتر در یک فرایند حداکثرسازی تکراری برآورد شده و مقداری بین صفر و یک دارد. و  $\sigma^2$  واریانس جزء ناکارایی است (Hakimi pour, 2018).

با استفاده از معادله ۵ می‌توان میانگین و واریانس محصول را برای کشاورز  $\alpha$ م به شرط داشتن مقادیر نهاده‌ها و اثرات عدم کارایی فنی بدست آورد:

$$E(y|x, u) = f(x_i; \beta) - q(x_i, Z_i, \gamma)u_i \quad (11)$$

$$var(y|x, u) = [q(x_i, Z_i, \gamma)]^2 \sigma_u^2 \quad (12)$$

بر این اساس مقدار کارایی فنی با استفاده از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$TE = \frac{E(y|x, u)}{E(y|u=0)} = \frac{f(x_i; \alpha) - q(x_i, Z_i, \gamma)u_i}{f(x_i; \alpha)} = 1 - \frac{q(x_i, Z_i, \gamma)u_i}{f(x_i; \alpha)} \quad (13)$$

در اینجا  $E(y|u=0)$  نشان می‌دهد که تولید از نظر فنی کارا می‌باشد.

مقدار عدم کارایی فنی نیز برابر است با:

$$TI = \frac{q(x_i, Z_i, \gamma)u_i}{f(x_i; \alpha)} \quad (14)$$

بنابراین کارایی فنی برابر خواهد بود با:

$$TE = 1 - TI \quad (15)$$

تابع ریسک نیز طبق رابطه ۱۶ تعریف می‌شود:

$$Var(y|x, u) = h(x_i; \alpha)^2 \quad (16)$$

برای بدست آوردن عوامل موثر بر ریسک تولید از رابطه ۱۷ استفاده می‌شود:

$$h(x_i; \alpha)^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \dots + \alpha_6 X_6 + \tau_i \quad (17)$$

ریسک تولید نهایی با در نظر گرفتن نهاده زام توسط مشتق جزئی واریانس تولید با در نظر گرفتن  $X_j$  تعریف می‌شود، که می‌تواند مثبت یا منفی باشد:

$$\frac{\partial var(y|x, u)}{\partial x} > 0 \text{ or } < 0 \quad (18)$$

جهت برآورد کارایی تحت الگو تحلیل مرزی تصادفی، ابتدا برای تخمین کارایی فنی و اقتصادی شکل تابعی مناسب برای توابع تولید و هزینه باید انتخاب شوند که برای این منظور ۳ نوع تابع کاب داگلاس، ترانسدنتال (متعالی) و ترانسلوگ (متعالی لگاریتمی) که ویژگی‌های نئوکلاسیک را به خوبی دارا هستند، در این مطالعه انتخاب شدند. سپس با استفاده از نرم افزار Frontier 4.1 به طور همزمان توابع تولید انتخابی و الگو عدم کارایی فنی به روش حداکثر درست‌نمایی برآورد شد.

$$LnY_i = \beta_0 + \beta_1 Ln(X_1) + \beta_2 Ln(X_2) + \dots + \beta_6 Ln(X_6) + \varepsilon_i \quad (19)$$

شکل کلی معادله کاب داگلاس

$$LnY_i = \beta_0 + \beta_1 Ln(X_1) + \beta_2 Ln(X_2) + \dots + \beta_6 Ln(X_6) + \beta_7 X_1 + \dots + \beta_{12} X_6 + \varepsilon_i \quad (20)$$

شکل کلی معادله ترانسدنتال

$$LnY_i = \beta_0 + \beta_1 Ln(X_1) + \beta_2 Ln(X_2) + \dots + \beta_6 Ln(X_6) + 1/2\beta_{11}(LnX_1)^2 + \dots + 1/2\beta_{66}(LnX_6)^2 + \beta_{12}Ln(X_1)Ln(X_2) + \dots + \beta_{56}Ln(X_5)Ln(X_6) + \varepsilon_i \quad (21)$$

شکل کلی معادله ترانسلوگ

در این اینجا،  $i$  شماره مزرعه،  $LnY_i$  تولید محصول گندم در هکتار مزرعه  $i$ ام،  $X_i$  نهاده‌های استفاده شده در تولید گندم که شامل زمین ( $X_1$ ) بر حسب هکتار، نیروی کارگر اجاره‌ای ( $X_2$ ) بر حسب روز-نفر، نیروی کارگر خانوادگی ( $X_3$ ) بر حسب روز-نفر، تعداد دفعات آبیاری ( $X_4$ )، کود حیوانی ( $X_5$ ) بر حسب کیلوگرم و کود شیمیایی ( $X_6$ ) بر حسب کیلوگرم است. در این روابط  $\varepsilon_i$  جمله اختلال ترکیبی است که در آن  $u_i$  جزء عدم کارایی و  $v_i$  سایر اختلال تصادفی است. جزء عدم کارایی  $u_i$  در مدل فوق مشخص می‌کند که هر بنگاه به چه میزان پایین‌تر از حد مرزی تولید خود عمل می‌کند. برای بدست آوردن عوامل موثر بر عدم کارایی از رابطه ۲۲ استفاده می‌شود:



$$\mu_i = \delta_0 + \delta_1 Z_1 + \dots + \delta_6 Z_6 + \omega_i \quad (22)$$

که در رابطه ۲۱  $\mu_i$  میزان عدم کارایی،  $Z_i$  عوامل مؤثر بر عدم کارایی که همان متغیرهای اجتماعی-اقتصادی هستند، و عبارتند از: سن ( $Z_1$ )، تحصیلات ( $Z_2$ )، تجربه ( $Z_3$ )، اندازه خانوار ( $Z_4$ )، فعالیت غیر از گندم کاری ( $Z_5$ ) که اگر فقط به فعالیت گندم کاری اشتغال داشته باشد عدد صفر و در غیر این عدد یک وارد می‌شود، شرکت در کلاس‌های ترویجی ( $Z_6$ ) که در صورت عدم شرکت عدد صفر و در غیر این صورت عدد یک وارد می‌شود. بنابراین الگو عدم کارایی همزمان با تابع تولید با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده می‌شود. پس از برآورد و انتخاب تابع تولید مناسب، آزمون پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی با توجه به فرضیات زیر در مورد توزیع متغیرهای  $u_i$  و  $v_i$  صورت گرفت (Battes and Coelli, 1992, 1995):

$$\text{مدل ۱: } \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_6 = 0$$

$$\text{مدل ۲: } \gamma = 0$$

$$\text{مدل ۳: } \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_6 = 0$$

اگر مدل اول رد شود وجود تاثیرات نبود کارایی فنی در مدل تایید خواهد شد. رد کردن مدل دوم به معنای این است که می‌توان کارایی فنی بهره‌برداران را محاسبه کرد و روش حداکثر راست‌نمایی برای برآورد مدل نسبت به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد. در صورتی که مدل سوم رد شود می‌توان گفت که متغیرهای اقتصادی و اجتماعی منظور شده در مدل ناکارایی فنی بر کارایی فنی گندم کاران تاثیرگذار است. با توجه به فروش فوق هر دام از مدل‌ها به طور مجزا با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی برآورد شد و سپس آزمون نسبت حداکثر راست‌نمایی تعمیم یافته به منظور تشخیص و تعیین مدل مطلوب به کار گرفته شد (Battese, 1997):

$$\lambda = -2[\log \text{likelihood}(H_0) - \log \text{likelihood}(H_1)] \quad (23)$$

### الگو تابع هزینه مرزی تصادفی

برای تخمین تابع هزینه مرزی از دوگان تابع تولید مرزی استفاده شده است. دوگان تابع تولید مرزی به صورت زیر تعریف می‌شود: (Meeuen et al, 1977; Kumbhakar, et al, 2000):

$$C_i = f(Y_i, X_i, \beta) + \varepsilon_i \quad (24)$$

$$\varepsilon_i = u_i + v_i$$

در این رابطه:  $C_i$  هزینه تولید هر واحد زراعی (بنگاه  $i$ ام)،  $Y_i$  مقدار محصول،  $X_i$  بردار قیمت عوامل تولید (نهادها) مربوط به هر واحد زراعی  $i$ ام،  $\beta$  پارامترهای معادله،  $V_i$  متغیر تصادفی با توزیع نرمال  $N(0, \sigma^2_v)$  که با  $U_i$  همبستگی ندارد و  $U_i$  متغیر تصادفی غیرمنفی که نشان‌دهنده اثر عدم کارایی هزینه (عدم کارایی اقتصادی) است و برای آن معمولاً توزیعی نیمه نرمال در نظر گرفته می‌شود (Schmidt and Lovell, 1979). کارایی اقتصادی از حداقل کردن تابع هزینه نسبت به تابع تولید بدست می‌آید:

$$EE = \sum_{i=1}^n (p_i x_i^*) / (p_i x_i) \quad (25)$$

در رابطه‌ی (۱۶)،  $EE$  کارایی اقتصادی کشاورزان،  $p_i x_i^*$  مقدار هزینه تولید در نقطه بهینه و  $p_i x_i$  مقدار هزینه تولید کشاورز است. بعد از تعیین کارایی اقتصادی ( $EE$ ) تک تک کشاورزان، با مشخص بودن کارایی فنی ( $TE$ ) می‌توان کارایی تخصیصی ( $AE$ ) کشاورزان را نیز از رابطه زیر بدست آورد:

$$AE = EE/TE \quad (۲۶)$$

جهت جمع‌آوری اطلاعات از پرسشنامه استفاده شد و داده‌های مورد نیاز برای ارزیابی کارایی مزارع گندم منطقه‌ی مورد مطالعه از طریق نمونه‌گیری از کل جامعه آماری سال زراعی ۱۳۹۹-۱۳۹۸ بدست آمد. برای همگن‌سازی و رسیدن به نتایج معتبرتر، اطلاعات جمع‌آوری شده‌ی از بهره‌برداران به ۳ شهرستان زابل، زهک و هیرمند تفکیک شده و اهداف پژوهش در راستای منطقه‌ی مورد مطالعه دنبال شده است. روش نمونه‌گیری روش طبقه‌بندی است که از بین شهرستان‌های منطقه سیستان سه شهرستان زابل، زهک و هیرمند انتخاب شدند و سپس از هر شهرستان با توجه به فرمول کوکران تعداد نمونه‌ها با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده انتخاب شدند. با توجه به فرمول کوکران و اندازه جامعه، ۲۵۰ نمونه انتخاب شد. از این میان به نسبت ۱۴۰ نمونه مربوط به شهرستان زابل و ۸۰ نمونه مربوط به شهرستان زهک و ۳۰ نمونه مربوط به شهرستان هیرمند است و از طریق مصاحبه با آن‌ها به تکمیل پرسشنامه اقدام شد.

## نتایج و بحث

جهت برآورد میزان کارایی در هر شهرستان ابتدا باید شکل تابعی مناسب و بهینه معین شود و سپس تابع کارایی آن برآورد شود. در این مطالعه سه نوع تابع تولید کابداگلاس، ترانسلوگ و ترانسدنتال که ویژگی‌های نئوکلاسیکی را به خوبی دارا هستند، برآورد شد. نتایج بر اساس آزمون  $F$  نشان می‌دهد که برای شهرستان زابل تابع ترانسلوگ و برای شهرستان‌های زهک و هیرمند تابع ترانسدنتال به عنوان بهترین شکل تابع انتخاب شد.

چون مقادیر پارامترهای توابع تولید به گونه‌ی مستقیم قابل تفسیر نیست از کشش نهاده‌ها با توجه به مقادیر نهاده‌ها برای تفسیر استفاده می‌شود. نتایج تخمین کشش محصول با در نظر گرفتن نهاده‌های تولید در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج برآورد کشش تولید نهاده‌ها در منطقه سیستان

نهاده	کشش		SE		آماره t		کشش		SE		آماره t	
	کشش	SE	کشش	SE	کشش	SE	کشش	SE	کشش	SE	کشش	SE
سطح زیر کشت	۰/۲۷***	۰/۰۵	۰/۲۵***	۰/۰۹	۰/۳۵***	۰/۱۵	۰/۲۷***	۰/۰۵	۰/۳۵***	۰/۱۵	۰/۳۵***	۰/۱۵
نیروی کار اجاره‌ای	-۰/۱۱**	۰/۰۳	-۰/۲۳***	۰/۰۸	-۰/۳۳***	۰/۱۳	-۰/۱۱**	۰/۰۳	-۰/۳۳***	۰/۱۳	-۰/۳۳***	۰/۱۳
نیروی کار خانوادگی	۰/۲۵***	۰/۰۲	۰/۲۱***	۰/۰۹	۰/۲۸**	۰/۱۲	۰/۲۵***	۰/۰۲	۰/۲۸**	۰/۱۲	۰/۲۸**	۰/۱۲
دفعات آبیاری	۰/۵۵***	۰/۰۵	۰/۶۵***	۰/۰۷	۰/۵۵**	۰/۱۴	۰/۵۵***	۰/۰۵	۰/۶۵***	۰/۱۴	۰/۶۵***	۰/۱۴
کود حیوانی	۰/۰۹**	۰/۰۴	۰/۲۵	۰/۰۶	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۰۹**	۰/۰۴	۰/۲۵	۰/۰۶	۰/۱۳	۰/۱۲
کود شیمیایی	۰/۱۵**	۰/۰۲	۰/۳۳***	۰/۰۴	۰/۱۶	۰/۱۰	۰/۱۵**	۰/۰۲	۰/۳۳***	۰/۰۴	۰/۱۶	۰/۱۰
بازده نسبت به مقیاس	۱/۲۰		۱/۴۵		۱/۱۵		۱/۲۰		۱/۴۵		۱/۱۵	

منبع: یافته‌های تحقیق، \* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج در جدول (۵) گندم کاران در هر ۳ شهرستان زابل، زهک و هیرمند در استفاده از نیروی کار اجاره‌ایی، در ناحیه سوم تولید عمل کرده‌اند. به دیگر سخن با کاهش این نهاد، تولید نه تنها کاهش نمی‌یابد، بلکه چنانچه نیروی کار اجاره‌ایی به اندازه مصرف شود، افزایش نیز پیدا می‌کند. از مجموع کشش‌ها برای هر کدام از توابع تولید می‌توان بازده نسبت به مقیاس و در واقع انعطاف تولید را تعیین کرد. از نتایج می‌توان دریافت که بازده نسبت به مقیاس در مزارع گندم در ۳ شهرستان زابل، زهک و هیرمند به ترتیب  $1/20$ ،  $1/45$  و  $1/15$  است، به عبارتی اگر کلیه عوامل تولید ۱۰۰ درصد افزایش یابند، میزان تولید بیش‌تر از ۱۰۰ افزایش می‌یابد، که این حالت را بازده صعودی نسبت به مقیاس ( $IRS^2$ ) گویند. در جدول ۲ نتایج آزمون نسبت حداکثر راست‌نمایی توابع تولید مرزی برای سه شهرستان زابل، زهک و هیرمند آورده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های نسبت حداکثر درست‌نمایی توابع تولید مرزی

تصمیم	مقادیر بحرانی	درجه آزادی	نسبت درست‌نمایی ( $\lambda$ )	فرضیه صفر	
رد	۱۹/۰۴	۱۱	۶۰/۲	$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_9 = 0$	
رد	۵/۱۳	۲	۵۹/۲۳	$\gamma = 0$	زابل
رد	۱۷/۶۷	۱۰	۲۵/۲۴	$\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_9 = 0$	
رد	۱۹/۰۴	۱۱	۲۹/۰۵	$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_9 = 0$	
رد	۵/۱۳	۲	۲۲/۳۶	$\gamma = 0$	زهک
رد	۱۷/۶۷	۱۰	۳۱/۸۹	$\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_9 = 0$	
رد	۱۹/۰۴	۱۱	۲۵/۴۴	$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_9 = 0$	
رد	۵/۱۳	۲	۲۹/۸۸	$\gamma = 0$	هیرمند
رد	۱۷/۶۷	۱۰	۲۵/۶۵	$\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_9 = 0$	

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج بدست آمده از جدول ۲ فرضیه صفر در مدل اول و دوم در هر ۳ شهرستان رد شده و اثرات عدم کارایی وجود دارد و روش  $ML$  برای برآورد مدل‌های تخمین کارایی مزارع مورد مطالعه بهتر و مناسب‌تر است. و همچنین با توجه به نتایج مدل سوم متغیرهای در نظر گرفته شده بر سطوح کارایی فنی واحدهای مورد مطالعه اثرگذار هستند.

جدول ۳. نتایج برآورد الگو تولید مرزی تصادفی با روش حداکثر درست‌نمایی (ML)

هیرمند			زهک			زابل		
ت آماره	ضرایب	متغیر	ت آماره	ضرایب	متغیر	ت آماره	ضرایب	متغیر
۱۳/۲۴	*** ۱۵/۲۳	C	۹/۸۴	*** ۱۸/۳۴	C	۵۵/۶۴	*** ۳۳/۶۵	C
۲/۵۲	** ۱/۶۰	LnX <sub>1</sub>	۱۳/۵۰	*** ۲/۵۳	LnX <sub>1</sub>	۱۲/۶۶	*** ۸/۷۷	LnX <sub>1</sub>
-۱/۹۱	* -۱/۰۵	LnX <sub>2</sub>	-۲/۶۹	*** -۱/۵۴	LnX <sub>2</sub>	-۰/۴۲	-۰/۴۵	LnX <sub>2</sub>
-۰/۶۲	۰/۰۹	LnX <sub>3</sub>	۱/۰۵	۰/۰۷	LnX <sub>3</sub>	-۱۰/۸	*** -۱۲/۳	LnX <sub>3</sub>
-۰/۵۶	-۰/۳۹	LnX <sub>4</sub>	-۱/۱۰	-۰/۳۵	LnX <sub>4</sub>	۴/۹۹	*** ۶/۲۵	LnX <sub>4</sub>
-۱/۸۹	* -۰/۳۵	LnX <sub>5</sub>	-۲/۵۹	*** -۰/۳۳	LnX <sub>5</sub>	-۹/۹۹	*** -۷/۳۲	LnX <sub>5</sub>
۱/۶۱	۰/۴۲	LnX <sub>6</sub>	۲/۴۱	** ۰/۲۱	LnX <sub>6</sub>	۰/۳۱	۰/۳۵	LnX <sub>6</sub>
-۱/۶۰	-۱/۱۰	X <sub>1</sub>	-۱۰/۲۸	*** ۲-	X <sub>1</sub>	۰/۲۸	۰/۱۵	1/2 (LnX <sub>1</sub> ) <sup>2</sup>
۱/۳۶	۰/۰۰۵	X <sub>2</sub>	۱/۰۷	۰/۰۰۸	X <sub>2</sub>	-۰/۳۳	۰/۰۵	1/2 (LnX <sub>2</sub> ) <sup>2</sup>
-۰/۳۷	۰/۰۰۰۶	X <sub>3</sub>	۰/۹۲	۰/۰۰۰۵	X <sub>3</sub>	۱/۹۳	** ۰/۱۱	1/2 (LnX <sub>3</sub> ) <sup>2</sup>
۱/۱۹	۰/۰۹	X <sub>4</sub>	۲/۳۳	** ۰/۰۴	X <sub>4</sub>	۵/۷۴	*** ۰/۸۵	1/2 (LnX <sub>4</sub> ) <sup>2</sup>
۱/۵۷	۰/۰۰۰۰۱	X <sub>5</sub>	۲/۶۰	*** ۰/۰۰۰۰۳	X <sub>5</sub>	۵/۸۸	*** ۰/۶۵	1/2 (LnX <sub>5</sub> ) <sup>2</sup>
-۰/۳۷	-۰/۰۰۰۳	X <sub>6</sub>	۰/۳۵	۰/۰۰۰۸	X <sub>6</sub>	-۳/۴۴	*** -۰/۰۸	1/2 (LnX <sub>6</sub> ) <sup>2</sup>
						-۰/۵۳	-۰/۰۷	LnX <sub>1</sub> ×LnX <sub>2</sub>
						-۵/۸۱	*** -۲/۲۸	LnX <sub>1</sub> ×LnX <sub>3</sub>
						۲/۱۳	** ۰/۳۶	LnX <sub>1</sub> ×LnX <sub>4</sub>
						-۴/۴۰	*** -۰/۴۰	LnX <sub>1</sub> ×LnX <sub>5</sub>
						۱/۶۲	۰/۱۹	LnX <sub>1</sub> ×LnX <sub>6</sub>
						-۰/۹۸	-۰/۰۹	LnX <sub>2</sub> ×LnX <sub>3</sub>
						۱/۲۲	۰/۱۳	LnX <sub>2</sub> ×LnX <sub>4</sub>
						-۰/۰۴	-۰/۰۰۸	LnX <sub>2</sub> ×LnX <sub>5</sub>
						۱/۷۹	* ۰/۱۱	LnX <sub>2</sub> ×LnX <sub>6</sub>
						۰/۶۴	۰/۱۵	LnX <sub>3</sub> ×LnX <sub>4</sub>
						۸/۱۱	*** ۰/۷۵	LnX <sub>3</sub> ×LnX <sub>5</sub>
						۱/۲۲	۰/۱۶	LnX <sub>3</sub> ×LnX <sub>6</sub>
						-۱۰/۶	*** -۴/۲۵	LnX <sub>4</sub> ×LnX <sub>5</sub>
						۳/۳۷	*** ۰/۲۵	LnX <sub>4</sub> ×LnX <sub>6</sub>
						-۲/۲۴	** -۰/۲۵	LnX <sub>5</sub> ×LnX <sub>6</sub>

منبع: یافته‌های تحقیق، \* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

با توجه به نتایج جدول ۴ مشاهده می‌شود که متغیرهای سن کشاورز، تجربه، اندازه خانوار با عدم کارایی تولید گندم در شهرستان زابل رابطه‌ی معنی‌دار و منفی دارند که نشان دهنده این است که این متغیرها باعث کاهش میزان عدم کارایی فنی می‌شود، در حالی که در شهرستان زهک افزایش متغیرهای تجربه، اندازه خانوار باعث کاهش میزان عدم کارایی فنی و افزایش فعالیت غیر گندم‌کاری باعث افزایش میزان عدم کارایی فنی می‌شود و در شهرستان هیرمند متغیر تجربه با عدم کارایی ارتباط معنادار و منفی دارد به طوری که افزایش این متغیر باعث کاهش میزان عدم کارایی فنی می‌شود. تخمین پارامترهای  $\sigma^2$  و  $\gamma$  به طور معنا داری متفاوت از صفر هستند و این نشان دهنده این است که عدم کارایی به طور معناداری تحت تاثیر تولید و تغییرات عملکرد مزارع گندم در سه شهرستان است. این نتیجه حاکی از این است دلیل اصلی اختلاف در عملکرد مزارع گندم ناشی از آثار عدم کارایی u بوده و سهم خطای تصادفی v بسیار کوچک است.

جدول ۴. نتایج الگو اثرات عدم کارایی فنی با روش حداکثر درست‌نمایی (ML)

هیرمند			زهک			زابل		
متغیر	ضریب	t	متغیر	ضریب	t	متغیر	ضریب	t
C	-۰/۰۷	-۰/۲۸	C	-۰/۲۷	۱/۰۸	C	-۰/۰۷	-۰/۲۸
Z <sub>1</sub>	***-۰/۰۵	۴/۳۱	Z <sub>1</sub>	۰/۰۰۰۸	۰/۰۳	Z <sub>1</sub>	***-۰/۰۵	۴/۳۱
Z <sub>2</sub>	-۰/۰۲	۰/۷۶	Z <sub>2</sub>	-۰/۰۲	-۰/۶۴	Z <sub>2</sub>	-۰/۰۲	۰/۷۶
Z <sub>3</sub>	***-۰/۰۳	-۲/۹	Z <sub>3</sub>	** -۰/۰۰۸۷	۲/۶	Z <sub>3</sub>	***-۰/۰۳	-۲/۹
Z <sub>4</sub>	***-۰/۰۷	-۴/۸۲	Z <sub>4</sub>	***-۰/۰۲	-۲/۶۷	Z <sub>4</sub>	***-۰/۰۷	-۴/۸۲
Z <sub>5</sub>	-۰/۰۲	-۰/۱۹	Z <sub>5</sub>	* /۱۵	۱/۶۵	Z <sub>5</sub>	-۰/۰۲	-۰/۱۹
Z <sub>6</sub>	-۰/۰۹	-۰/۵۶	Z <sub>6</sub>	-۰/۰۸	۰/۳۷	Z <sub>6</sub>	-۰/۰۹	-۰/۵۶
σ <sup>2</sup>	***-۰/۰۵	۶/۴۴	σ <sup>2</sup>	***-۰/۰۶	۳/۰۹	σ <sup>2</sup>	***-۰/۰۵	۶/۴۴
γ	***-۰/۶۵	۳۹۵	γ	***-۰/۶۸	۵۹۰	γ	***-۰/۶۵	۳۹۵
۲۷/۷۴			۴۸/۲۳			۱۰۸/۳		
۲۲/۶۵			۲۸/۹۸			۵۵/۵۹		
۰/۹۱			۰/۹۰			۰/۹۲		
۰/۸۸			۰/۸۹			۰/۹۳		
Loglikelihood			LR test <sup>a</sup>			R <sup>2</sup>		
۰/۸۸			۰/۸۹			۰/۹۳		

منبع: یافته‌های تحقیق، \* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

به منظور بررسی تأثیر مصرف نهاده‌های تولیدی بر میزان ریسک تولید محصول گندم، تابع ریسک تولید به شکل خطی برآورد شد. جدول (۶) نتایج برآورد تابع ریسک تولید نهاده‌های مورد بررسی را نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج برآورد تابع ریسک تولید گندم بر حسب مقادیر میانگین نهاده‌ها در منطقه سیستان

هیرمند		زهک		زابل		نهاده
آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	
-۱/۱	-۱/۲۲	۲/۲	۱/۳۲**	-۱/۶۵	-۰/۸۵*	سطح زیر کشت
۱/۳۵	۰/۸۵	-۰/۵۵	-۰/۲۵	۱/۸۵	۰/۴۳*	نیروی کار اجاره‌ای
۰/۳۵	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۰۲	-۰/۷۵	-۰/۲۵	نیروی کار خانوادگی
-۳/۲۵	-۰/۵۵**	۲/۲۵	-۰/۱۸**	-۲/۲۵	-۰/۰۵*	دفعات آبیاری
-۲/۵۵	-۲/۶۵**	-۲/۸۵	-۲/۰۸***	-۰/۳۶	-۰/۰۵	کود حیوانی
۰/۵۸	۰/۴۵	-۱/۲۵	-۰/۲۵	۱/۱۲	۰/۶	کود شیمیایی
R <sup>2</sup> =۰/۱۸		R <sup>2</sup> =۰/۲۵		R <sup>2</sup> =۰/۱۵		ضریب تعیین

منبع: یافته‌های تحقیق، \* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

همان‌طور که در نتایج جدول (۵) مشاهده می‌شود R<sup>2</sup> برای هر سه شهرستان ارزش نسبتاً پایینی دارد که نشان دهنده این است که درصد پایینی از ریسک تولید در شهرستان‌ها مربوط به نهاده‌های تولیدی است. بنابراین، نتایج این پژوهش، مطالعات Villano & Fleming, (2006) و Saha, (2001) که ضریب تعیین تابع ریسک تولید محصول را در مناطق مورد مطالعه مقدار پایینی محاسبه کرده‌اند، را تأیید می‌کند. نهاده دفعات آبیاری در هر ۳ شهرستان آثار منفی بر ریسک تولید دارد؛ به عبارت دیگر با افزایش این نهاده ریسک تولید کاهش خواهد یافت و این نهاده یک نهاده کاهش دهنده ریسک است. آب در منطقه مورد مطالعه یک نهاده کمیاب است و وضعیت آبیاری در این منطقه به صورت بحرانی گزارش شده است، بنابراین، کمبود آن

یکی از منابع افزایش ریسک تولید در منطقه مورد مطالعه است. در جدول (۶) نتایج مربوط به توزیع فراوانی گندم کاران در سطح مختلف کارایی فنی در منطقه سیستان نشان داده شده است.

جدول ۶. توزیع فراوانی گندم کاران در سطح مختلف کارایی فنی در منطقه سیستان

هیرمند		زهک		زابل		سطوح کارایی فنی (درصد)
درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	
۶/۶۷	۲	۵	۴	۸/۵۷	۱۲	۶۰ تا ۵۰
۱۰	۳	۱۲/۵۰	۱۰	۱۲/۱۴	۱۷	۷۰ تا ۶۰
۴۰	۱۲	۳۱/۲۵	۲۵	۳۹/۲۹	۵۵	۸۰ تا ۷۰
۲۰	۶	۴۱/۲۵	۳۳	۲۰	۲۸	۹۰ تا ۸۰
۱۳/۳۳	۴	۶/۲۵	۵	۱۲/۸۶	۱۸	۹۵ تا ۹۰
۱۰	۳	۳/۷۵	۳	۷/۱۴	۱۰	بزرگتر از ۹۵
۰/۷۳		۰/۸۷		۰/۷۹		میانگین
۰/۱۸		۰/۱۵		۰/۱۳		انحراف معیار
۰/۵۰		۰/۵۵		۵۰		حداقل
۰/۹۹		۰/۹۹		۰/۹۹		حداکثر

منبع: یافته‌های تحقیق

طبق جدول (۶) بررسی وضعیت مقادیر کمینه، بیشینه و میانگین کارایی فنی در هر ۳ شهرستان مورد مطالعه بیان می‌کند که از طریق کاهش اختلاف کارایی بین کارترین بهره‌بردار و سایر بهره‌برداران می‌توان به طور متوسط کارایی فنی گندم کاران در شهرستان‌های زابل، زهک و هیرمند را به ترتیب ۲۰، ۱۲ و ۲۶ درصد بهبود بخشید. بنابراین می‌توان بدون تغییر عمده در سطح فناوری و منابع به کار رفته و صرفاً از طریق افزایش کارایی فنی کشاورزان، تولید را به مقدار زیادی افزایش داد. در جدول (۷) و (۸) به نتایج برآورد و تخمین همزمان مدل هزینه مرزی تصادفی و مدل عدم کارایی فنی گندم کاران در ۳ شهرستان زابل، زهک و هیرمند به روش حداکثر درست‌نمایی (ML) پرداخته شده است.

ضرایب متغیرهای تابع هزینه مرزی در هر یک از شهرستان‌های مورد بررسی نشان می‌دهد، که متغیرهای نیروی کار، دفعات آبیاری و کود شیمیایی در هزینه تولید گندم تاثیر معنی‌داری دارند که البته آماره‌ی  $t$  تنها برای نهاده‌ی کود شیمیایی معنادار شده است. می‌توان گفت که این عوامل در این شهرستان بیش از حد استفاده شده است و با تعدیل آن‌ها امکان بهبود کارایی اقتصادی و افزایش سود بدون افزایش در استفاده از نهاده‌ها وجود دارد. به طور کلی، برای هر ۳ شهرستان زابل، زهک و هیرمند، با توجه به سطح معناداری ضرایب متغیرهای مدل هزینه مرزی تصادفی نهاده سطح زیر کشت، از مهم‌ترین عوامل موثر و مثبت بر افزایش هزینه تولید گندم کاران مورد بررسی بوده است.

از طرفی، با توجه به نتایج جدول (۸)، مشاهده می‌شود که متغیرهای سن و اندازه خانوار با عدم کارایی اقتصادی تولید گندم در شهرستان زابل رابطه‌ی معنی‌داری دارند. همچنین، در شهرستان زهک و هیرمند تنها بین متغیر اندازه خانوار و عدم کارایی اقتصادی ارتباط معناداری یافت می‌شود. برای هر یک از مزارع مورد بررسی، مقدار کارایی اقتصادی نیز با استفاده از نرم افزار *Frontier 4.1* بدست آمده است. جدول (۹) خلاصه نتایج برآوردهای کارایی اقتصادی و تخصیصی را نشان می‌دهد.

جدول ۷. نتایج برآورد الگو تابع هزینه مرزی تصادفی با روش حداکثر درست‌نمایی (ML)

هیرمند			زهک			زابل		
متغیر	ضریب	t آماره	متغیر	ضریب	t آماره	متغیر	ضریب	t آماره
C	۰/۲۰	۱۰/۸	C	-۰/۶۶	-۹۹/۷	C	-۱۲۶/۳	**
LnP <sub>1</sub>	۲/۵۳	۱۵/۵۰	LnP <sub>1</sub>	۳/۲۵	۴/۳۹	LnP <sub>1</sub>	۶/۳۰	***
LnP <sub>2</sub>	-۰/۳۵	-۲/۶	LnP <sub>2</sub>	-۲/۵۰	-۰/۸۷	LnP <sub>2</sub>	-۰/۵۵	**
LnP <sub>3</sub>	۰/۰۸	۱/۰۴	LnP <sub>3</sub>	۰/۳۳	۱۵/۳۰	LnP <sub>3</sub>	۳۶/۸۲	***
LnP <sub>4</sub>	-۰/۳۵	-۱/۱۲	LnP <sub>4</sub>	۰/۴۱	-۱/۸۱	LnP <sub>4</sub>	-۱/۵۳	**
LnP <sub>5</sub>	-۰/۶۸	-۲/۵۹	LnP <sub>5</sub>	-۰/۲۵	۰/۲۱	LnP <sub>5</sub>	۰/۳۶	**
LnP <sub>6</sub>	۰/۶۵	۲/۴۰	LnP <sub>6</sub>	-۰/۳۳	-۱۵/۳۵	LnP <sub>6</sub>	-۱۵/۲۹	***
P <sub>1</sub>	-۳	-۱۰/۳۵	P <sub>1</sub>	-۰/۰۰۰۲	۱/۷۹		۰/۶۹	
P <sub>2</sub>	۰/۰۶	۱/۶۸	P <sub>2</sub>	۰/۰۰۰۰۶	-۱/۵۱		-۰/۳۶	
P <sub>3</sub>	-۰/۰۵	۰/۹۱	P <sub>3</sub>	-۰/۰۰۰۰۷	۰/۲۳		۰/۰۹	
P <sub>4</sub>	۰/۰۸	۲/۶۵	P <sub>4</sub>	-۰/۰۰۰۰۸	۲/۳۲		-۰/۳۲	
P <sub>5</sub>	۰/۰۰۳	۲/۶۰	P <sub>5</sub>	-۰/۰۰۰۰۲	۰/۶۳		۰/۰۸	
P <sub>6</sub>	۰/۰۰۲	۰/۵۵	P <sub>6</sub>	۰/۰۰۰۰۱	-۰/۲۳		-۰/۶۸	
							۴/۰۷	***
							-۳/۱۰	***
							-۰/۴۸	**
							۱/۳۲	**
							-۰/۸۴	**
							-۲/۱۲	**
							۴/۰۳	**
							-۳/۷۷	***
							۵/۹۵	***
							-۰/۴۱	**
							۳/۰۱	***
							۲/۱۹	**
							-۳/۷۶	***
							۶/۷۵	***
							-۲/۷۰	***

منبع: یافته‌های تحقیق، \* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

جدول ۸. مدل اثرات عدم کارایی تابع هزینه مرزی تصادفی با روش حداکثر درست‌نمایی (ML)

هیرمند			زهک			زابل		
متغیر	ضریب	t	متغیر	ضریب	t	متغیر	ضریب	t
C	۰/۵۵	۲/۰۷	C	۰/۲۳	۳/۱۹	C	۰/۳۱	**
Z <sub>1</sub>	۰/۰۰۸	۰/۰۳	Z <sub>1</sub>	-۰/۰۲	۳/۱۵	Z <sub>1</sub>	۰/۰۰۵	***
Z <sub>2</sub>	-۰/۰۲	-۰/۳۲	Z <sub>2</sub>	-۰/۰۲۵	-۰/۶	Z <sub>2</sub>	-۰/۰۵	**
Z <sub>3</sub>	۰/۰۰۲	۰/۳۶	Z <sub>3</sub>	-۰/۰۳۵	-۰/۸۸	Z <sub>3</sub>	-۰/۰۱	**
Z <sub>4</sub>	-۰/۰۶	-۲/۶۵	Z <sub>4</sub>	-۰/۰۲۳	-۴/۰۹	Z <sub>4</sub>	-۰/۲	***
Z <sub>5</sub>	۰/۴۵	۲/۶۱	Z <sub>5</sub>	۰/۵۵	-۱/۶۵	Z <sub>5</sub>	-۰/۱۲	**
Z <sub>6</sub>	۰/۶۵	۰/۳۶	Z <sub>6</sub>	-۰/۰۱۴	-۱/۴۷	Z <sub>6</sub>	-۰/۱۸	**
σ <sup>2</sup>	۰/۶۵	۳/۰۸	σ <sup>2</sup>	۰/۲۵	۶/۹۲	σ <sup>2</sup>	-۰/۱۲	***
γ	۰/۹۹	۴۸۵	γ	۰/۹۹	۵۲/۶۷	γ	۰/۹۹	***
	۳۶/۲۰			-۴/۲۳			۳۰/۶۳	
	۳۶/۵۶			۱۳/۸۳			۵۰/۲۳	

منبع: یافته‌های تحقیق، \* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

جدول ۹. توزیع فراوانی گندم کاران در سطح مختلف کارایی اقتصادی و تخصیصی در منطقه سیستان

هیرمند		زهک				زابل				سطوح (درصد)		
کارایی تخصیصی	کارایی اقتصادی	کارایی تخصیصی	کارایی اقتصادی	کارایی تخصیصی	کارایی اقتصادی	کارایی تخصیصی	کارایی اقتصادی	کارایی تخصیصی	کارایی اقتصادی			
تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	
۳/۳۳	۱	۳/۳۳	۱	۳/۷۵	۳	۶/۲۵	۵	۱۲/۸۶	۱۸	۱۵/۷۱	۲۲	کمتر از ۳۰
۳/۳۳	۱	۶/۶۷	۲	۱۲/۵	۱۰	۱۷/۵	۱۴	۲۵	۳۵	۳۵	۴۹	۳۰ تا ۴۰
۲۳/۳۳	۷	۳۶/۶۷	۱۱	۲۷/۵	۲۲	۳۲/۵	۲۶	۳۲/۱۴	۴۵	۳۰	۴۲	۴۰ تا ۵۰
۳۳/۳۳	۱۰	۲۶/۶۷	۸	۳۳/۷۵	۱۹	۱۸/۷۵	۱۵	۱۰/۷۱	۱۵	۸/۵۷	۱۲	۵۰ تا ۶۰
۱۳/۳۳	۴	۱۰	۳	۱۵	۱۲	۱۱/۲۵	۹	۸/۵۷	۱۲	۳/۵۷	۵	۶۰ تا ۷۰
۱۰	۳	۶/۶۷	۲	۷/۵	۶	۷/۵	۶	۵/۷۱	۸	۴/۲۹	۶	۷۰ تا ۸۰
۶/۶۷	۲	۳/۳۳	۱	۵	۴	۳/۷۵	۳	۲/۸۶	۴	۱/۴۳	۲	۸۰ تا ۹۰
۳/۳۳	۱	۳/۳۳	۱	۲/۵	۲	۱/۲۵	۱	۱/۴۳	۲	۰/۷۱	۱	۹۰ تا ۹۵
۳/۳۳	۱	۳/۳۳	۱	۲/۵	۲	۱/۲۵	۱	۰/۷۱	۱	۰/۷۱	۱	بزرگتر از ۹۵
۰/۵۸		۰/۴۲		۰/۵۴		۰/۴۷		۰/۴۹		۰/۳۹		میانگین
۰/۱۲		۰/۱۲		۰/۱۲		۰/۱۳		۰/۱۳		۰/۱۵		انحراف معیار
۰/۳		۰/۳		۰/۲۰		۰/۲۰		۰/۱۳		۰/۱۳		حداقل
۰/۹۹		۰/۹۸		۰/۹۹		۰/۹۹		۰/۹۹		۰/۹۸		حداکثر

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۹)، به‌طور متوسط کارایی اقتصادی گندم کاران شهرستان‌های زابل، زهک و هیرمند به ترتیب ۰/۳۹، ۰/۴۷ و ۰/۴۲ است. این نشان می‌دهد پتانسیل بسیار زیادی در جهت افزایش درآمد ناخالص گندم کاران وجود دارد. به طوری که این بهره‌برداران با قبول تکنولوژی بهترین گندم کاران و رسیدن به یک تخصیص بهینه منابع می‌تواند به سادگی درآمد خود را در حدود ۵۰ تا ۶۰ درصد افزایش دهند. پس از محاسبه مقادیر کارایی فنی و اقتصادی، برای هر یک از مزارع مورد بررسی، مقدار شاخص کارایی تخصیصی با تقسیم مقادیر کارایی اقتصادی بر مقادیر کارایی فنی برای هر یک از واحدهای زراعی گندم محاسبه شده است. همچنین کارایی تخصیصی برای شهرستان‌های زابل، زهک و هیرمند به ترتیب ۰/۴۹، ۰/۵۴ و ۰/۵۸ درصد بدست آمد. در شهرستان زابل سطوح کارایی ۵۰-۴۰ درصد، برای شهرستان زهک ۵۰-۴۰ درصد و برای شهرستان هیرمند سطوح کارایی ۶۰-۵۰ درصد بیش‌ترین سهم را به خود اختصاص داده‌اند.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش انواع کارایی توأم با ریسک گندم کاران منطقه سیستان با روش تحلیل مرزی تصادفی (SFA) بدست آمد. برای دستیابی به نتایج بهتر منطقه مورد مطالعه به ۳ شهرستان اصلی تقسیم‌بندی شدند و محاسبات و آنالیز مربوطه در هر کدام جداگانه مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به نتایج بدست آمده گندم کاران در هر ۳ شهرستان در استفاده از نیروی کار اجاره‌ایی، در ناحیه سوم تولید عمل کرده‌اند. نتایج کشش تولید نشان داد که بازده نسبت به مقیاس در مزارع گندم در ۳ شهرستان زابل، زهک و هیرمند به ترتیب ۱/۲۰، ۰/۸۳ و ۱/۱۵ است. از طرفی نهاده دفعات آبیاری در هر ۳ شهرستان آثار منفی بر ریسک تولید دارد. با توجه به نتایج بدست آمده برای هر ۳ شهرستان زابل، زهک و هیرمند، با توجه به سطح معناداری ضرایب متغیرهای مدل مرزی تصادفی نهاده سطح زیر کشت، از مهم‌ترین عوامل موثر و مثبت بر افزایش درآمد و سود گندم کاران مورد بررسی بوده است. از طرفی متغیرهای سن و اندازه خانوار با عدم کارایی اقتصادی تولید گندم در شهرستان زابل رابطه‌ی معنی‌داری دارند. همچنین، در شهرستان زهک و هیرمند تنها بین متغیر اندازه خانوار و عدم کارایی اقتصادی



ارتباط معناداری یافت می‌شود. به طور متوسط کارایی اقتصادی گندم‌کاران شهرستان‌های زابل، زهک و هیرمند به ترتیب ۰/۳۹، ۰/۴۷ و ۰/۴۲ است. این نشان می‌دهد پتانسیل بسیار زیادی در جهت افزایش درآمد ناخالص گندم‌کاران وجود دارد. همچنین کارایی تخصیصی برای شهرستان‌های مورد مطالعه به ترتیب ۰/۴۹، ۰/۵۴ و ۰/۵۸ درصد بدست آمد. با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهادهای زیر جهت بهبود کارایی گندم‌کاران منطقه ارائه می‌شود:

بررسی نتایج مطالعه نشان داد که تجربه زارع بر کارایی فنی اثر مثبت داشته است، بنابراین، باید آموزش‌های لازم برای انتقال تجربیات آن‌ها به به زارعین تازه‌کار از طریق برگزاری کلاس‌های ترویجی فراهم شود.

چنانچه ملاحظه شد بین متغیرهای تحصیلات و شرکت در کلاس‌های ترویجی هیچ رابطه معنی‌داری با کارایی فنی و اقتصادی وجود نداشت، بنابراین، باید در نحوه برگزاری و سطح کمی و کیفی کلاس‌های ترویج کشاورزی و انتقال علوم جدید به زارعان، نظارت کافی و بررسی شایسته انجام گیرد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده نهاده آب یک نهاده کاهش دهنده ریسک در منطقه است، از این‌رو با توجه به شرایط آبی منطقه سیستان و خشکسالی‌های پی در پی در این منطقه ضرورت استفاده از فناوری‌های جدید آبرسانی و روش‌های به زراعی با توجه به شرایط آب و هوایی منطقه توصیه می‌شود.

با توجه به مثبت و معنی‌دار بودن نهاده نیروی کار بر ریسک تولید در شهرستان زابل که در نتیجه فصلی بودن این نهاده است، توصیه می‌شود تمرکز بر نیروی کار فصلی و اجاره‌ایی از طریق مؤسسات کاریابی یا از طریق نمایندگان وزرات کار و امور اجتماعی صورت گیرد.

بررسی نتایج تابع تولید نشان داد که زارعین در استفاده از نهاده نیروی کار اجاره‌ایی به‌صورت بهینه رفتار نمی‌کنند، بنابراین، باید با انجام خدمات ترویجی بر میزان آگاهی زارعین نسبت به حد بهینه استفاده از نهاده و به کارگیری نیروی کار با تجربه و کارآزموده تولید خود را افزایش دهند.

## References

- Abedi, S. (2016). Investigating the comparative advantage of biotechnologybased agricultural production (case study: whea and corn in Fars province). *Iranian Agricultural Economics and Development Research*. 3: 569-579. (In Persian)
- Akite, I., Okello, D. M., Ksharu, A., & Mugonola, B. (2022). Estimation of profit efficiency of smallholder rice farmers in Uganda: A stochastic frontier approach. *Journal of Agriculture and Food Research*. 8, 100315.
- Alam, M. A., Guttormsen, A. G., & Roll, K. H. (2019). Production risk and technical efficiency of tilapia aquaculture in Bangladesh. *Marine Resource Economics*. 34(2), 123-141.
- Ali, I., HUO, X. X., Khan, I., Ali, H., Khan, B., & Khan, S. U. (2019). Technical efficiency of hybrid maize growers: A stochastic frontier model approach. *Journal of Integrative Agriculture*. 18(10), 2408-2421.
- Alikhani, L., Dashti, Gh., & Raheli, JH. (2016). Technical efficiency and production risk of cold-water fish farms in the Kamyaran County, *Journal of Animal Science Research*. 25(2), 1-12 (in Persian).
- Alropy, E. T., Desouki, N. E., & Alnafissa, M. A. (2019). Economics of technical efficiency in white honey production: Using stochastic frontier production function. *Saudi journal of biological sciences*. 26(7), 1478-1484.

- Angulo-Meza, L., Gonzalez-Araya, M., Iriarte, A., Rebolledo-Leiva, R., Soares De Mello, J. C., 2019. A multiobjective DEA model to assess the eco-efficiency of agricultural practices within the CF + DEA method. *Comput. Electron. Agric.* 161, 151–161.
- Battese, G. E., & Broca, S. S. (1997). Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farmers in Pakistan. *Journal of productivity analysis*. 8(4), 395-414.
- Benedetti, I., Branca, G., & Zucaro, R. (2019). Evaluating input use efficiency in agriculture through a stochastic frontier production: An application on a case study in Apulia (Italy). *Journal of Cleaner Production*. 236, 117609.
- Biswas, B., Mallick, B., Roy, A., & Sultana, Z. (2021). Impact of agriculture extension services on technical efficiency of rural paddy farmers in southwest Bangladesh. *Environmental Challenges*. 5, 100261.
- Branca, G., Arslan, A., Paolantonio, A., Grewer, U., Cattaneo, A., Cavatassi, R., & Vetter, S. (2021). Assessing the economic and mitigation benefits of climate-smart agriculture and its implications for political economy: A case study in Southern Africa. *Journal of Cleaner Production*. 285, 125161.
- Carrer, M. J., de Souza Filho, H. M., Vinholis, M. D. M. B., & Mozambani, C. I. (2022). Precision agriculture adoption and technical efficiency: An analysis of sugarcane farms in Brazil. *Technological Forecasting and Social Change*. 177, 121510.
- Chandel, R., Khan, A., Li, X., & Xia, X. (2022). Farm-Level Technical Efficiency and Its Determinants of Rice Production in Indo-Gangetic Plains: A Stochastic Frontier Model Approach. *Sustainability*. 14, 2267.
- Chandio, A.A., Jiang, Y., Gessesse, A.T., Dunya, R., 2019. The nexus of agricultural credit, farm size and technical efficiency in Sindh, Pakistan: a stochastic production frontier approach. *J. Saudi Soc. Agric. Sci.* 18, 348–354.
- Chang, H. H., & Wen, F. I. (2011). Off-farm work, technical efficiency, and rice production risk in Taiwan. *Agricultural economics*. 42(2), 269-278.
- Chen X, Cui Z, Fan M, Vitousek P, Zhao M, Ma W, Wang Z, Zhang W, Yan X, Yang J, Deng X, Gao Q, Zhang Q, Guo S, Ren J, Li S, Ye Y, Wang Z H, Huang J L. (2014). Producing more grain with lower environmental costs. *Nature*. 514, 486.
- Battese, G.E. & Coelli T.J. (1995). A model for technical inefficiency effect in a Stochastic Frontier Production Function for Panel data. *Empirical Economic*. 20(2), 325-332.
- Battese, G.E. & Coelli T.J. (1992). Prediction of Rim-Plevel Technical Efficiency with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data. *Journal of Econometrics*. 38, 387-399.
- Coelli, T., Rao, D.S.P. & Battese, G.E. (2002). An introduction to efficiency and productivity analysis. Kluwer Academic Publisher U.S.A.sixth printing. 132-166.
- Deng, X., Gibson, J. (2019). Improving eco-efficiency for the sustainable agricultural production: a case study in Shandong, China. *Technol. Forecast. Soc. Chang*. 144, 394–400.
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the royal statistical society: series A (General)*, 120(3), 253-281.

- Faryadras, V., Hosseini, S., Salami, H. and Yazdani, S. (2018). Analysis of regional effects of wheat market liberalization in Iran. *Agricultural Economics and Development*. 103: 145-170. (In Persian)
- Ganji, N., Yazdani, S., & Saleh, E. (2018). Identification of Factors Affecting the Efficiency of Water Intake in Wheat Production in Alborz Province (Data Envelopment Analysis Approach). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*. 2-49(1), 13-22. (In Persian)
- Ghader zadeh, H. & Zareei, F. (2020). Comparing of Economic Efficiency of Different Irrigation Systems of Alfa- Alfa Farms in Qorveh-Dehgolan Plain. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*. 2(51-2), 231-242. (In Persian).
- Gong, B., (2018). Agricultural reforms and production in China: changes in provincial production function and productivity in 1978–2015. *J. Dev. Econ*. 132, 18–31.
- Hakimi pour, N., (2018). Comparative analysis of the efficiency of large industries in the provinces of Iran in development programs after the revolution using the random frontier method. *Economic Policy*. 10(20), 191-213. (In Persian)
- Hossein Zad, J., & Alfi, KH. (2017). Simultaneous Assessment of production Risk and Inefficiency Simultaneously in Ardebil potato Farms. *Iranian journal of agricultural economics and development research*. 47(3), 589-597. (In Persian)
- Just, R.E., & Pope, R.E. (1978). *Stochastic representation of production functions and econometric implications*. *Journal of Econometrics*. 7, 67–6
- Kara, A. H., Shamsudin, M. N., Mohamed, Z., Latiff, I. B., & Seng, K. W. K. (2019). Technical efficiency and production risk of rice farms under Anchor Borrowers Programme in Kebbi State, Nigeria. *Asian Journal of Agricultural Extension, Economics & Sociology*. 31(4), 1-12.
- Khan, A., Huda, F. A., & Alam, A. (2010). Farm household technical efficiency: A study on rice producers in selected areas of Jamalpur District in Bangladesh. *European Journal of Social Sciences*. 14(2), 262-271.
- Khan, M. A., Begum, R., Nielsen, R., & Hoff, A. (2021). Production risk, technical efficiency, and input use nexus: Lessons from Bangladesh aquaculture. *Journal of the World Aquaculture Society*. 52(1), 57-72.
- Khoshnevisan, B., Rafiee, Sh., Omid, M., Mousazadeh, H., Shamshirband, S. and Hamid, S.H.A. (2015). Developing a fuzzy clustering model for better energy use in farm management systems. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. 48: 27-34. Available at <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.03.029>
- Kumbhakar, S. C. (2002). Specification and estimation of production risk, risk preferences and technology. *American Journal of Agricultural Economics*. 88(1): 8–22
- Meeusen, W., & van Den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International economic review*. 435-444.
- Mishra, A. K., Rezitis, A. N., & Tsionas, M. G. (2019). Estimating technical efficiency and production risk under contract farming: A Bayesian estimation and stochastic dominance methodology. *Journal of Agricultural Economics*. 70(2), 353-371.

- Onumah, E. E., Onumah, J. A., & Onumah, G. E. (2018). Production risk and technical efficiency of fish farms in Ghana. *Aquaculture*. 495, 55-61.
- Rana, J., Kamruzzaman, M., Sharna, S. C., & Rana, S. (2021). Growth and efficiency analysis of tobacco production in Bangladesh: a non-parametric approach. *SN Business & Economics*. 1(12), 1-19.
- Rashidghalam, M., Dashti, GH & Pishbahar, E. 2019. Technical Efficiency of Cotton Production in Models, *Agricultural economic and development*. 27(105), 59-90. Iran Using Panel Data
- Saha, A. (2001). Risk in HYV and traditional rice cultivation: an enquiry in West Bengal agriculture. *Indian journal of agricultural economics*. 56(1), 57-70.
- Sardarshahraki, A. (2011). Evaluation of the efficiency of vineyards in Sistan region using random boundary methods and data envelopment analysis. Master Thesis in Agricultural Economics, Sistan and Baluchestan University, Iran. (In Persian).
- Schawltz, T.W. 1975. The value of the ability to deal with disequilibria, *Journal of Economic Literature*. (13)3, 827-846.
- Schmidt, P., & Lovell, C. K. (1979). Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic production and cost frontiers. *Journal of econometrics*. 9(3), 343-366.
- Statistics and Information Technology Office of the Ministry of Jihad Agriculture, 2020. Agricultural Statistics of Crops for the Crop Year 1399-1399, Tehran, Ministry of Jihad Agriculture, Deputy of Planning and Economy. (In Persian).
- Tan, S., Heerink, N., Kuyvenhoven, A., & Qu, F. (2010). Impact of land fragmentation on rice producers' technical efficiency in South-East China. *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*. 57(2), 117-123.
- Tiedemann, T., & Latacz-Lohmann, U. (2013). Production risk and technical efficiency in organic and conventional agriculture—the case of arable farms in Germany. *Journal of Agricultural Economics*. 64(1), 73-96.
- Tleubayev, A., Bobojonov, I., & Götz, L. (2022). Agricultural Policies and Technical Efficiency of Wheat Production in Kazakhstan and Russia: Evidence from a Stochastic Frontier Approach. *Journal of Agricultural and Applied Economics*. 1-15.
- Tong, Q., Swallow, B., Zhang, L., & Zhang, J. (2019). The roles of risk aversion and climate-smart agriculture in climate risk management: Evidence from rice production in the Jiangnan Plain, China. *Climate Risk Management*. 26, 100199.
- Villano, R., & Fleming, E. (2006). Technical inefficiency and production risk in rice farming: evidence from Central Luzon Philippines. *Asian economic journal*. 20(1), 29-46.
- Xu L, Yuan S, Man J. 2020. Changes in rice yield and yield stability in China during the past six decades. *Journal of the Science of Food and Agriculture*. 100, 3560–3569.