

بررسی عوامل مؤثر بر عدم کارایی فنی بهره‌برداران سیر کار: مطالعه موردی در استان همدان

• سیدمحسن سیدان، عضو هیأت علمی بخش تحقیقات اقتصاد کشاورزی مرکز تحقیقات

تاریخ دریافت: مرداد ماه ۱۳۸۳ تاریخ پذیرش: دی ماه ۱۳۸۳

چکیده

سیر یکی از محصولات مهم زراعی و صادراتی استان همدان به شمار می‌آید. سهم این استان از کل تولید سیر کشور ۶۲ درصد است. همچنین ۲۵ درصد از کل سطح زیر کشت به این منطقه اختصاص دارد. مزیت نسبی و کیفیت بالای سیر باعث شده که این محصول جایگاه خاصی در اقتصاد کشاورزی این منطقه داشته باشد. هدف از انجام این پژوهش مقایسه کارایی فنی کشاورزان سیرکار و تعیین عوامل تأثیرگذار بر عدم کارایی آنان می‌باشد. برای این منظور به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای از میان روستاهای سیرکار شهرستان همدان و بهار ۱۵ روستا انتخاب و از طریق پرسشنامه داده‌های مورد نیاز از ۱۴۸ نفر بهره‌بردار در سال زراعی ۸۱-۱۳۸۰ جمع‌آوری شده است. برای رسیدن به اهداف طرح با استفاده از تابع تولید متعالی^۱ (ترانسندنتال) و تخمین سیستمی، تابع تولید مرزی و عدم کارایی به‌طور همزمان برآورد شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که متوسط کارایی فنی بهره‌برداران این محصول ۷۴ درصد می‌باشد. اختلاف کارایی فنی بهترین زارع و سایر کشاورزان نشان می‌دهد که پتانسیل افزایش تولید در حدود ۲۵ درصد امکان‌پذیر می‌باشد. بنابراین می‌توان بدون تغییر عمده در سطح فنآوری و منابع به‌کار رفته و صرفاً از طریق افزایش کارایی فنی کشاورزان تولید را به مقدار زیادی افزایش داد. از عوامل تأثیرگذار بر عدم کارایی سطح تخصیلات، مالکیت زمین، تعداد قطعات، تجربه کشاورز، سطح زیر کشت، سن و شغل اصلی بهره‌بردار می‌باشد.

کلمات کلیدی: بهره‌برداران سیر، عدم کارایی فنی، تابع تولید متعالی، تابع تولید مرزی، سیر همدان.

Pajouhesh & Sazandegi No:64 pp: 74-79

Investigation of Factors affecting on Technical inefficiency of garlic producers: A case study in Hamedan province

By: S.M Seyyedan, Agricultural Economics, Hamedan Natural Resources and Agricultural Research Center, Iran

Hamedan province with more than 2000 hectares of garlic growing areas ranks first in Iran. About 62 % of garlic of Iran is produced in this province. The main purpose of this study was to measure the level of technical efficiency of garlic producers. A sample of 148 producers in the main garlic growing areas of Bahar and Hamedan was selected by two stage cluster sampling method. Data were then collected through interviews for farming year of 2000-2001. Technical

efficiency of garlic producers were estimated using transcendental stochastic frontier production functions, Also, effects of various social and economical factors were then studied on the level of producers technical efficiencies. Based on the results of this study, it was found that average technical efficiency for garlic growers was 74%. There is much discrepancies between technical efficiency of the best garlic producers with that of the others. Therefore, it is possible to increase production without any major change in technology and used resources, thus decreasing the discrepancy between the best and the other producers. Production increase potential have been 26 percent. The main social-economic factors affecting the technical inefficiency of garlic producers have been educational levels, garlic growing area, ownership of land, number of land units under garlic cultivation. Age of farmer, farmer's job and experience.

Keywords: Garlic producers, Technical inefficiency, Tyanscendental function, Hamedan

مقدمه

سیر از محصولات مهم زراعی در دنیا و ایران به شمار می‌رود. میزان تولید این محصول در جهان ۱۰ میلیون تن و با متوسط عملکرد ۱۰ تن می‌باشد. در میان کشورهای تولید کننده این محصول چین، هند و کره جنوبی به ترتیب در رتبه‌های اول تا سوم قرار دارند. کشور ایران از نظر میزان تولید در رتبه دوازدهم جای دارد. استان همدان از قدیم الایام از مناطق عمده سیرکاری کشور به شمار می‌رود. سطح زیر کشت و تولید آن در این استان به ترتیب ۲۰۰۰ هکتار و ۱۶۳۵۲ تن و متوسط عملکرد آن ۸۱۷۶ کیلوگرم در هکتار می‌باشد (۱). بالا بودن سطح کیفیت (از نظر طعم و بو)، راندمان تولید و صادرات این محصول باعث شده که این استان از مزیت نسبی قابل توجهی برخوردار باشد. لیکن به دلیل عدم کارایی مولدان در به‌کارگیری صحیح عوامل تولید و در نتیجه پائین بودن بهره‌وری این عوامل، باعث شده که توسعه کمی و کیفی این زراعت در استان با مشکل مواجه شود. توانایی این گروه از بهره‌برداران در بدست آوردن حداکثر تولید از مجموعه ثابتی از عوامل تولید موضوعی است که در این تحقیق تحت عنوان کارایی مورد بررسی قرار می‌گیرد. هدف از این تحقیق محاسبه کارایی فنی کشاورزان سیر کار و تعیین عوامل مؤثر بر ناکارایی آنان می‌باشد.

بررسی ابعاد مختلف کارایی بهره‌برداران بخش کشاورزی همواره مورد توجه محققان اقتصاد کشاورزی قرار گرفته است. در این زمینه تحقیقات زیادی در خصوص محصولات مختلف بااستثنای سیر انجام شده که وضعیت کارایی کشاورزان را در سطح مزارع نشان می‌دهد. نجفی و زیبایی (۷) به منظور اندازه‌گیری کارایی گندم‌کاران منطقه مرودشت در سالهای ۷۱-۱۳۶۸ از مدل کاب-داگلاس^۲ استفاده و نشان داده اند که کارایی فنی کشاورزان در سالهای مورد بررسی از ۶۷/۶ به ۷۹/۷ درصد افزایش یافته، اما هنوز امکان افزایش تولید از طریق بهبود کارایی فنی به میزان در خور توجهی وجود دارد. کویاھی و کاظم نژاد (۳) در تحقیقی ضمن تعیین عوامل مؤثر بر تولید چایکاران گیلان به محاسبه کارایی فنی پرداخته‌اند. برای انجام این مطالعه با استفاده از تخمین تابع تولید و روش حداکثر مربعات معمولی تصحیح شده کارایی فنی را محاسبه کرده‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که کارایی فنی چایکاران بسیار پایین بوده و به‌طور متوسط ۳۸ درصد می‌باشد. نجفی و شجری (۶) با بهره‌گیری از سه روش (حداکثر مربعات معمولی تصحیح شده، برنامه‌ریزی خطی و حداکثر درستی‌نمایی) کارایی فنی کشاورزان گندم‌کار را در استان فارس برآورد نموده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بین کارایی گندم‌کاران

اختلاف نسبتاً زیادی وجود دارد که می‌توان از طریق آموزش روشهای اعمال شده در مزارع پیشرفته و گسترش دانش مدیریت در میان سایر کشاورزان، تولید را افزایش داد. محمدی و همکاران (۵) درسه شهرستان مرودشت، داراب و فسا از توابع استان فارس برای تعیین کارایی مزارع ذرت از تکنیک برنامه‌ریزی خطی استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد میانگین کارایی فنی کشاورزان در شهرستانهای مورد مطالعه به ترتیب ۷۸، ۷۹/۵ و ۶۹ درصد می‌باشد. آنان پیشنهاد نمودند که با تکنولوژی موجود از طریق روشهای صحیح و انجام به‌موقع عملیات کاشت، داشت و برداشت می‌توان به افزایش تولید قابل ملاحظه‌ای دست یافت. کرمی و زیبایی (۲) کارایی فنی برنج‌کاران را با استفاده از روش حداکثر درستی‌نمایی و تخمین تابع تولید لگاریتمی - خطی مرزی تصادفی محاسبه و عوامل مؤثر بر آن را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از تخمین تابع تولید مرزی نشان داده که متوسط کارایی فنی سه استان فارس، گیلان و مازندران به ترتیب ۸۰/۳، ۸۳/۹ و ۶۸/۸ درصد است. همچنین میان کارایی فنی و عوامل اجتماعی و اقتصادی در استان فارس رابطه معنی‌داری وجود نداشته، در حالیکه در استان گیلان بین کارایی فنی و سن کشاورزان رابطه مثبت و با تعداد افراد خانوار رابطه منفی برقرار می‌باشد. در استان مازندران کارایی با تعداد افراد خانوار و اندازه مزرعه رابطه منفی و با میزان تحصیلات رابطه مثبت داشته است. Robert و Boris (۱۱) کارایی مزارع شرق پاراگوئه را با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی برای محصول پنبه به دست آورده‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که امکان افزایش سود، با تکنولوژی فعلی وجود دارد. آنان بهبود کارایی را به عنوان راه حلی به جای افزایش سطح زیر کشت مطرح کرده‌اند. Battess (۱۰) و همکاران کارایی فنی گندم‌کاران را در ۴ ناحیه در کشور پاکستان برآورد کردند (۱۰). نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کارایی فنی کشاورزان مسن‌تر و آنهایی که تحصیلات رسمی بالاتری داشتند بیشتر می‌باشد. آنها پیشنهاد کردند که تولید از طریق کاهش شکاف کارایی میان زارعین قابل افزایش است. Chaudhry و Ali (۸) در پنجاب پاکستان کارایی مزارع را اندازه‌گیری کردند و نشان دادند که با کاهش شکاف کارایی میان بهترین زارع و متوسط زارعین، در سطح فعلی کاربرد نهاده‌ها می‌توان تولید و درآمد زارعین را افزایش داد. Evenson و Bravo (۱۲) برای بررسی عوامل مؤثر بر کارایی فنی کشاورزان پنبه‌کار پاراگوئه از روش آنالیز واریانس استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که متوسط کارایی فنی، اقتصادی و تخصیصی به ترتیب ۵۸/۲، ۴۰/۷ و ۷۰/۱ درصد است.

مواد و روشها

منطقه مورد مطالعه روستاهای توابع شهرستان همدان و بهار می باشد. این مناطق ۸۳ درصد سطح زیر کشت سیر استان را شامل می شود (۱). جهت انجام پژوهش، داده های مورد نیاز از طریق پرسشنامه بدست آمده است. برای این منظور با استفاده از روش نمونه گیری خوشه ای دو مرحله ای ۱۴۸ بهره بردار انتخاب و اطلاعات مزرعه آنها جمع آوری شده است. برای انجام تحقیق از تابع تولید به شکل کاب- داگلاس و متعالی (ترانسندنتال) استفاده شد. شکل کلی این توابع به صورت زیر می باشد.

کاب - داگلاس (۱)

$$Y_i = A \prod X_i^{B_i} e^{U_i} \quad i=1, \dots, n$$

ترانسندنتال (۲)

$$Y_i = A \prod X_i^{B_i} \exp \left[\sum_{i=1}^n a_i x_i \right] \quad i=1, \dots, n$$

در توابع فوق X_i, Y_i به ترتیب مقدار تولید و مقدار نهاده ها می باشد. پارامترهای تابع و A فناوری تولید است. برای انتخاب فرم مناسب تابع از آزمون فیشر حداقل مربعات مقید استفاده شد.

شکل کلی این آزمون به صورت زیر است :

$$F = \frac{(R_w^2 - R_r^2) / M}{(1 - R_w^2) / N - K} \quad (۳)$$

در این رابطه : R_w^2 : رگرسیون غیر مقید
 R_r^2 : رگرسیون مقید

K, N و M به ترتیب تعداد مشاهدات، تعداد پارامترها و تعداد متغیرهای اضافه شده در مدل غیر مقید می باشد. در محاسبات فوق، تابع تولید کاب- داگلاس مدل مقید و تابع تولید متعالی به عنوان مدل غیر مقید می باشند. نتایج محاسبه نشان می دهد که در سطح ۵ درصد تابع تولید متعالی مدل مناسبتری می باشد. بنابراین تابع متعالی برای تخمین تابع تولید مرزی به کار گرفته شد. شکل کلی این تابع به صورت زیر است:

$$\ln Y = \ln A + a_1 \ln X_1 + a_2 \ln X_2 + a_3 \ln X_3 + a_4 \ln X_4 + a_5 \ln X_5 + a_6 \ln X_6 + a_7 \ln X_7 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + b_4 X_4 + b_5 X_5 + b_6 X_6 + b_7 X_7 + E_i \quad (۴)$$

در این رابطه :

Y : مقدار تولید (کیلوگرم)

X_1 : میزان بذر (کیلوگرم)

X_2 : مقدار کود حیوانی (تن)

X_3 : تعداد دفعات آبیاری
 X_4 : سطح زیر کشت (هکتار)
 X_5 : تعداد کارگر (روز - نفر)
 X_6 : مقدار کود شیمیایی فسفات (کیلوگرم)
 X_7 : مقدار کود شیمیایی ازت (کیلوگرم)

A عرض از مبدأ و a_1 الی a_7 ضرایب متغیرها در حالت لگاریتمی و b_1 الی b_7 ضرایب متغیرها در حالت خطی و \ln نشانه لگاریتم در پایه نپر (e) است (لگاریتم طبیعی). جمله خطاست که از دو جزء مستقل زیر تشکیل شده است :

$$E_i = V_i - U_i \quad (۵)$$

V_i جزء متقارنی است که تغییرات تصادفی تولید را که بر خاسته از تأثیر عوامل خارج از کنترل (مانند عوامل جوی و آفات و بیماریها) است نشان می دهد. این جزء دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ_v^2 است. U_i نیز جزء دیگر جمله خطاست که به عدم کارایی فنی مربوط می شود. این جزء دارای توزیع نیمه نرمال با میانگین صفر و واریانس δ_u^2 می باشد. واریانس جمله خطا با توجه به رابطه (۵) به صورت زیر بدست می آید.

$$\delta_s^2 = \delta_v^2 + \delta_u^2 \quad (۶)$$

باتیس وهمکاران (۹) برای تعیین کارایی فنی، پارامتر γ را به صورت زیر معرفی کردند:

$$\gamma = \frac{\delta_u^2}{\delta_s^2} = \frac{\delta_u^2}{\delta_v^2 + \delta_u^2} \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (۷)$$

اگر $\gamma = 0$ باشد پس U_i در مدل وجود ندارد. از این رو تمام تغییرات تولید و اختلاف موجود میان واحدها به عواملی ارتباط پیدا می کند که خارج از کنترل کشاورز است. در شرایط یاد شده کارایی فنی مشاهده نمی شود و روش حداقل مربعات معمولی ۳ به روش حداکثر درستنمایی ترجیح دارد. در شرایطی که بخشی از جمله خطا به عوامل تحت کنترل

جدول ۱- ضرایب رگرسیون در مدل کاب - داگلاس

متغیر مستقل	ضریب	انحراف معیار	ضریب استاندارد
بذر	۰/۶۱۳**	۰/۲۰۵	۰/۴۸۱
دفعات آبیاری	۰/۳۳۴**	۰/۱۱۸	۰/۵۲۰
کارگر	۰/۱۵۳**	۰/۱۸۶	۰/۳۲۲
کود فسفات	۰/۱۳۲*	۰/۰۰۵	۰/۰۲۴
کود ازت	-۰/۵۰۷**	۰/۱۶۹	-۰/۳۲۵
$R^2 = 0.79$ $R^2 = 0.78$	F = ۲۶۴۵/۶۷۱ Sig = ۰/۰۰۰		N = ۱۴۸

* و ** به ترتیب معنی دار در سطح ۵٪ و ۱٪ احتمال

جدول شماره ۲ - ضرایب رگرسیون در مدل ترانسندنتال

شکل	متغیره های مستقل	ضریب	انحراف معیار	ضریب استاندارد
لگاریتمی	بذر	۱/۹۴۲**	۰/۳۱۴	۱/۵۲۶
لگاریتمی	کارگر	-۰/۹۸۳**	۰/۵۲۳	-۰/۵۷۳
لگاریتمی	کود فسفات	۰/۰۰۸۴۱*	۰/۰۰۵	۰/۰۱۵
خطی	بذر	-۰/۰۰۲۴*	۰/۰۰۱	-۰/۱۱۴
خطی	کارگر	۰/۰۲۴۷۶*	۰/۰۱۱	۰/۲۲۲
خطی	کود ازت	-۰/۰۰۵۴۹*	۰/۰۰۲	-۰/۰۸۱
		$R^2 = 0.87$ $R^2 = 0.85$	F = ۲۷۹۴/۹ Sig = ۰/۰۰۰	N = ۱۴۸

*و** به ترتیب معنی دار در سطح ۵٪ و ۱٪ احتمال

پذیر نمی‌باشد. در این حالت تمام تغییرات تولید و اختلاف میان تولید کنندگان به عوامل خارج از کنترل تولید کننده مربوط می‌شود. در چنین شرایطی، هیچ تفاوت معنی داری میان کارایی تولید کنندگان وجود ندارد. در مقابل اگر این فرضیه پذیرفته نشود بخشی از اختلاف میان تولید کنندگان به عوامل مدیریتی مربوط می‌شود که در این حالت کارایی فنی قابل اندازه‌گیری و روش حداقل در دسترس است نسبت به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد. در حالی که فرضیه $\mu = 0$ پذیرفته شود، این امر نشان می‌دهد که کارایی فنی دارای توزیع نیمه نرمال یا توزیع نرمال یک دامنه (دامنه مثبت) است.

به منظور بررسی عوامل تأثیرگذار بر کارایی فنی بر اساس نظریه Battese و Coeli (۹) تابع تولید مرزی تصادفی و عوامل مؤثر بر عدم کارایی به صورت همزمان برآورد شد. همانطور که در رابطه شماره ۵ اشاره شد، V_i : جزء تصادفی جمله خطا است که تحت کنترل مدیر مزرعه نمی‌باشد. اما جزء U_i : بیانگر عدم کارایی فنی مزارع بوده که به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۱)

در رابطه فوق :

$$U_i = \alpha_0 + \delta_1 Z_1 + \alpha_2 Z_2 + \alpha_3 Z_3 + \alpha_4 Z_4 + \alpha_5 Z_5 + \alpha_6 Z_6 + \alpha_7 Z_7 + W_i$$

 Z_1 : سن زارع Z_2 : تجربه زارع Z_3 : سطح زیر کشت سیر Z_4 : تعداد قطعات زیر کشت سیر Z_5 : شغل اصلی بهره‌بردار Z_6 : سواد بهره‌بردار Z_7 : مالکیت زمین δ_0 : ضریب ثابت و δ_1 الی δ_7 ضرایب متغیرها است.

نتایج و بحث

نتایج رگرسیون به ترتیب در جداول ۱ و ۲ نشان داده شده است. ضریب تعیین R^2 برای مدل کاب - داگلاس و متعالی به ترتیب ۰/۷۹ و ۰/۸۷ می‌باشد. مقدار آماره F فرضیه عدم ارتباط متغیر وابسته با متغیر مستقل را رد می‌کند. به منظور انتخاب تابع تولید مناسب از آزمون فیشر حداقل مربعات مقید استفاده شد. نتایج این آزمون مشخص کرد که در سطح ۵٪ تابع تولید متعالی مدل مناسب‌تری برای تجزیه و تحلیل داده‌ها می‌باشد.

برای انتخاب مدل مناسب فرض‌های مطرح شده مورد آزمون قرار گرفت. نتایج محاسبه در جدول شماره ۳ نشان داده شده است. از این

کشاورز مربوط می‌باشد، روش حداقل در دسترس انتخاب می‌شود. Jondrow و همکاران (۱۳) نشان دادند که می‌توان معیار کارایی فنی را برای هر یک از واحدها از راه محاسبه امید ریاضی برآورد کرد:

$$E(U_i / E_i) = \frac{\delta_u - \delta_v}{\delta} \left[\frac{f^*(E_i \lambda / \delta)}{1 - F^*(E_i \lambda / \delta)} - \frac{E_i \lambda}{\delta} \right] \quad (۸)$$

در رابطه (۸)، F^* ، f^* به ترتیب تابع چگالی نرمال استاندارد و تابع توزیع نرمال استاندارد و λ برابر $\frac{\delta_u - \delta_v}{\delta}$ می‌باشد. آنها همچنین ثابت کردند که معیار کارایی فنی واحدها را می‌توان از رابطه زیر بدست آورد:

$$TE = \exp[-E(U_i / E_i)] \quad (۹)$$

برای تخمین پارامترهای تابع تولید مرز U_i و V_i (رابطه ۴) فرضیه‌های مختلفی در مورد توزیع متغیرهای تصادفی U_i و V_i در چارچوب مدل‌های زیر در نظر گرفته شده است:

مدل I: بدون محدودیت

مدل Ii: $\mu = 0$ مدل Iii: $\mu = 0$ (فرضیه صفر)

پارامترهای تابع در چارچوب مدل‌های بالا به طور جداگانه و به روش حداقل در دسترس تخمین زده می‌شود. برای این منظور از نرم افزار Frontier ۴٫۱ و جهت انتخاب بهترین مدل، از آزمون نسبت حداقل در دسترس تعمیم یافته^۴ (رابطه شماره ۱۰) استفاده شده است.

(۱۰)

$$\lambda = -2[\log likelihood(H_0) - \log likelihood(H_1)]$$

در رابطه ۱۰ آماره نسبت حداقل در دسترس H_0 فرضیه صفر و H_1 فرضیه یک است. آماره تحت فرضیه صفر با آماره χ^2 (Chi-square) به طور مجانبی هم توزیع می‌باشد. پذیرش فرضیه صفر بیانگر آن است که عدم کارایی فنی دارای توزیع تصادفی نیست و تعیین کارایی فنی امکان

جدول ۳-آزمون نسبت حداکثر درست‌نمایی تعمیم یافته

تصمیم	ارزش جدول (χ^2) (۰/۹۹)	ارزش محاسباتی χ^2	فرضیه H_0
عدم پذیرش	۹/۲۱	۱۶/۹۷۲	$\mu = \gamma = 0$
عدم پذیرش	۶/۶۳	۵۸/۳۳۸	$\mu = 0$

آزمون می‌توان نتیجه گرفت که روش حداکثر درست‌نمایی به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد. این مطلب همانطور که اشاره شد نشان می‌دهد که بخشی از اختلاف تولید تأثیرپذیر از عوامل مدیریتی است. به منظور محاسبه کارایی فنی، تابع تولید متعالی مرزی تصادفی به روش حداکثر درست‌نمایی برآورد شد. نتایج حاصل از این تخمین در جدول شماره ۴ آمده است.

نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که متوسط کارایی فنی کشاورزان سیر کار ۷۴ درصد است. دامنه این شاخص از حداقل ۱۴ تا حد اکثر ۹۹ درصد می‌باشد (جدول شماره ۵). توزیع فراوانی کارایی در سطوح مختلف نشان می‌دهد که کارایی فنی ۴/۰۶ درصد از کشاورزان کمتر از ۴۰ درصد، ۱۰/۱۳ درصد بین ۴۰ تا ۵۰ درصد، ۱۱/۴۹ درصد بین ۵۰ تا ۶۰ درصد، ۱۹/۵۹ درصد بین ۶۰ تا ۷۰ درصد، ۳۵/۱۴ درصد بیش از ۸۰ درصد می‌باشد. اختلاف میان کارایی متوسط بهره برداران با کاراترین کشاورز (۲۵ درصد) نشان می‌دهد که می‌توان با اعمال روشهای ترویجی و مدیریتی مناسب و بدون تغییر عمده‌ای در تکنولوژی و مصرف نهاده‌ها این اختلاف را به میزان قابل توجهی کاهش داد. براساس اطلاعات بدست آمده ناکارایی فنی برابر ۲۵ درصد است که حاکی از آن است که پتانسیل لازم به منظور افزایش عملکرد سیر در منطقه وجود دارد.

به منظور بررسی رابطه بین عدم کارایی فنی و عوامل اقتصادی و اجتماعی از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده و تابع تولید مرزی تصادفی و عوامل مؤثر بر عدم کارایی فنی به‌طور همزمان برآورد شده است. عوامل در نظر گرفته شده سن، تجربه، سطح زیر کشت، تعداد قطعات، شغل اصلی، سواد و نوع مالکیت می‌باشد. ضرایب برآورد شده در جدول شماره ۴ ملاحظه می‌شود. نتایج این جدول به شرح زیر می‌باشد:

- سن کشاورز: ضریب تأثیر سن بر عدم کارایی مثبت و برابر ۰/۰۶ است. این ضریب نشان می‌دهد میان سن و کارایی فنی کشاورزان یک رابطه معکوس برقرار می‌باشد. یعنی با افزایش سن کارایی کشاورزان کاهش یافته است.

- تجربه: رابطه میان این عامل و عدم کارایی فنی منفی و برابر ۰/۱- می‌باشد. ضریب مربوطه نشان می‌دهد که با افزایش تجربه سیرکاران کارایی فنی آنها افزایش می‌یابد.

- سطح زیر کشت: ضریب این عامل بر عدم کارایی فنی مثبت و برابر ۰/۲۳ می‌باشد. رابطه این عامل با کارایی فنی بهره‌برداران نشان می‌دهد که با افزایش سطح زیر کشت کارایی کاهش می‌یابد. با توجه به نمونه مورد بررسی که اکثر کشاورزان (۹۷ درصد) به‌صورت سنتی کشت می‌کنند لازم است به منظور جلوگیری از کاهش کارایی، با افزایش اندازه مزرعه سطح تکنولوژی تولید تغییر نموده و از ماشین آلات جهت کاشت و برداشت

جدول ۴- ضرایب رگرسیون مربوط به تابع تولید مرزی تصادفی و عدم کارایی فنی

انحراف معیار	ضرایب	متغیرهای مستقل	پارامترها
۱/۳۳	۳/۳۱	ضریب ثابت	β_0
۰/۲۴	۰/۲۲	بذر	β_1
۰/۰۰۲۱	-۰/۰۰۳	کود حیوانی	β_2
۱/۱۷	۷/۲۱	دفعات آبیاری	β_3
۰/۰۶	۰/۲۲	سطح زیر کشت	β_4
۰/۳۷	-۱/۶۳	کارگر	β_5
۰/۰۰۵	۰/۱۸	کود فسفات	β_6
۰/۵۵	۰/۰۶۱	کود ازت	β_7
۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۴	بذر	β_8
۰/۰۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۰۳	کود حیوانی	β_9
۰/۱۵	-۰/۹۵	دفعات آبیاری	β_{10}
۰/۰۰۹	-۰/۰۳	سطح زیر کشت	β_{11}
۰/۰۰۸	۰/۰۴	کارگر	β_{12}
۰/۰۰۳	-۰/۰۰۵	کود فسفات	β_{13}
۰/۰۰۷	-۰/۰۰۱	کود ازت	β_{14}
۱/۳۲	-۲/۶۲	ضریب ثابت	d_0
۰/۰۲۵	۰/۰۶	سن زارع	d_1
۰/۰۱	-۰/۰۱	تجربه زارع	d_2
۰/۰۷	۰/۲۳	سطح زیر کشت	d_3
۰/۲۲	۰/۱۵	تعداد قطعات	d_4
۱/۰۴	-۱/۵۶	شغل اصلی بهره‌بردار	d_5
۰/۶۸	-۰/۵۷	سواد بهره‌بردار	d_6
۰/۴۰	-۰/۷۶	مالکیت زمین	d_7
۰/۲۶	۰/۷۶	$\delta^2 = \delta_u^2 + \delta_r^2$	
۰/۷۵	۰/۹۹	$\delta^2 / \delta_u^2 = \gamma$	
	-۱/۶۱	Log-Likelihood	

جدول شماره ۵ - توزیع فراوانی کارایی فنی

درصد تجمعی	درصد	تعداد	سطوح کارایی فنی (درصد)
۲/۰۳	۲/۰۳	۳	≤ 30
۴/۰۶	۲/۰۳	۳	$30 < \leq 40$
۱۴/۱۹	۱۰/۱۳	۱۵	$40 < \leq 50$
۲۵/۶۸	۱۱/۴۹	۱۷	$50 < \leq 60$
۴۵/۲۷	۱۹/۵۹	۲۹	$60 < \leq 70$
۶۴/۸۴	۱۹/۵۹	۲۹	$70 < \leq 80$
۷۷/۷	۱۲/۸۴	۱۹	$80 < \leq 90$
۱۰۰	۲۲/۳۰	۳۳	$90 <$
میانگین	۰/۷۴	حداقل	۰/۱۴
دامنه	۰/۸۵	حداکثر	۰/۹۹

محصول استفاده شود.

- تعداد قطعات زیر کشت سیر: رابطه تعداد قطعات با عدم کارایی مثبت است. یعنی با افزایش تعداد قطعات زیر کشت سیر کارایی کاهش می‌یابد.

- شغل بهره‌بردار: رابطه این متغیر با عدم کارایی منفی و برابر ۱/۵۶ - می‌باشد. یعنی در صورتی که شغل اصلی بهره‌بردار، کشاورزی باشد عدم کارایی او کاهش می‌یابد.

- سواد زارع: تأثیر این عامل بر عدم کارایی منفی و برابر ۰/۵۷ - است. این ضریب نشان می‌دهد که کشاورزان بی‌سواد از کارایی فنی پایین تری برخوردار هستند. لذا در صورتی که کشاورزان از دانش و سواد کافی برخوردار باشند باعث می‌شود که کارایی فنی آنان افزایش یابد.

- نوع مالکیت: ضریب این متغیر نشان می‌دهد، زارعی که مالک زمین هستند نسبت به زارعی که زمین را اجاره می‌کنند از کارایی بالاتری برخوردار هستند.

سیاسگذاری

اعتبار لازم جهت اجرای این تحقیق توسط سازمان تحقیقات و آموزش کشاورزی تأمین شده که بدین وسیله قدرانی می‌شود. همچنین مساعدت و همکاری بی دریغ ریاست محترم مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان همدان در اجرای این پژوهش موجب کمال تشکر و قدرانی است.

پاورقی‌ها

- 1-Transendental
- 2- Cobb-Douglas
- 3- Ordinary Least Squaris Me (OLS)
- 4- Generalized Likelihood Ratio

منابع مورد استفاده

- ۱- سازمان جهاد کشاورزی همدان. ۱۳۸۰. آمارنامه سازمان جهاد کشاورزی استان همدان. اداره طرح و برنامه.
- ۲- کرمی، آ. و م. زیبایی. ۱۳۷۹. تعیین کارایی فنی برنجکاران ایران: مطالعه موردی استانهای فارس، گیلان مازندان. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران: مشهد. جلد اول. ۷۴۱-۷۱۶.
- ۳- کوپاهی، م. و م. کاظم‌نژاد. ۱۳۷۶. بررسی و تحلیل اقتصادی کارایی فنی چایکاران گیلان با تأکید بر تأثیرسن، سواد و اندازه زمین. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال پنجم. شماره ۱۷. ص ۸۹-۹۹.
- ۴- گجراتی، د. ۱۳۷۲. مبانی اقتصادسنجی. ترجمه حمید ابریشمی. جلد اول و دوم. چاپ اول. انتشارات دانشگاه تهران.
- ۵- محمدی، د. و همکاران. ۱۳۷۷. تعیین کارایی عوامل تولید در زراعت ذرت

دانه‌ای و بررسی عوامل مؤثر بر آن. مرکز تحقیقات کشاورزی استان فارس. گروه بررسی‌های اقتصادی طرحهای تحقیقاتی.

۶- نجفی، ب. ا. و ش. شجری. ۱۳۷۶. کارایی گندم‌کاران و عوامل مؤثر بر آن: مطالعه موردی استان فارس. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال پنجم. شماره ۱۹. ص ۳۰-۷.

۷- نجفی، ب. ا. و م. زیبایی. ۱۳۷۳. بررسی کارایی فنی گندم‌کاران فارس. سال دوم. شماره ۷. ص ۸۶-۷۱.

8-Ali , M.,and M.A. Chaudhry.1990. Inter- regional farm efficiency in Pakistan's Punjab:A frontier production function study. Journal of Agricultural Economics. 41 (1): 24-62.

9-Battese, G. E and G. S. Coelli .1988., Production of firm level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel-data, Journal of Agricultural Economics. 34: 399-415

10-Battese, G.E., S.J. Malik, and M.A.Gill.1996.,An investigation of technical inefficiency of production of wheat farmers in four districts of Pakistan. Journal of Agricultural Economics. 47 (1): 37-49.

11-Boris, E.D,and E.E. Robert.1994.,Efficiencyin agricultural production:The case of peasant farmers in eastern paraguay. Agricultural Economics. 10: 27-37.

12-Bravo,U .,and B.E.Evenson.1994.,Efficiency in agricultural production:The case of peasant farmers in Eastern Paraguay. Journal of Agricultural Economics. 10:43-58...

13-Jondrow.J.C, A.K.Lovell, I.S.Matero and P.Schmidt.1982.,On estimation of technical efficiency in the stochastic frontier production function model, Journal of Econometrics.19: 233-238.