



نهمین کنگره ملی مهندسی ماشین‌های کشاورزی

(مکانیک بیوسیستم) و مکانیزاسیون

پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

۲ و ۳ اردیبهشت ۱۳۹۴ - کرج



برآورد کارایی فنی تولید نیشکر پلنت با تاکید بر توان ماشینی مصرف شده و رقم، مطالعه

موردی: کشت و صنعت میان آب خوزستان

مصطفی خسروی راد^{۱*}، حسین باخدا^۲، امیر محمدی نژاد^۳

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد مکانیزاسیون کشاورزی^۲ استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

^۳ استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

ایمیل مکاتبه کننده: mkrad54@gmail.com

چکیده

نیشکر یکی از مهمترین محصولات صنعتی کشاورزی است که نزدیک به ۱۲۰ هزار هکتار از اراضی آبی استان خوزستان در ایران به آن اختصاص پیدا نموده است. این تحقیق، برآورد کارایی فنی مزارع تولید نیشکر پلنت با تاکید بر توان ماشینی مصرف شده و رقم و با رویکرد پارامتریک، در شرکت کشت و صنعت نیشکر میان آب، طی سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ دنبال می‌کند. داده‌های مربوط به ۸۷ مزرعه نیشکر پلنت^۱ مورد بررسی قرار گرفت. عامل ماشین با واحد اسب بخار ساعت و رقم نیشکر بصورت متغیر مجازی وارد مدل مدل شدند. برای برآورد کارایی فنی از رهیافت تحلیل مرزی تصادفی و روش حداکثر درستی استفاده شد نتایج نشان داد میانگین کارایی فنی ۰/۸۳ درصد بوده و ضرایب کشش تولید زمین، جایگزینی رقم سی پی ۴۸ به جای رقم سی پی ۵۷، جایگزینی رقم سی پی ۶۹ به جای رقم سی پی ۵۷، ماشین، و آب معنی دار و مثبت و به ترتیب برابر ۰/۷۳، ۰/۴۲، ۰/۴۱، ۰/۳۲ و ۰/۲۱ بوده است. با توجه به نتایج معلوم شد مصرف اسب بخار بیشتر در مزرعه باعث افزایش تولید میشود به نحویکه یک درصد افزایش کاربرد ماشین باعث افزایش ۰/۳۲ درصد در سطح تولید با فرض ثابت ماندن سایر نهاده‌ها خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: نیشکر، تابع تولید، کارایی فنی، ماشین

^۱ گیاه نیشکر یک گیاه چند ساله است که یکبار کاشت میگردد و چندین سال متوالی برداشت می‌گردد. نیشکر در سال اول، پلنت و در سال‌های بعد راتون نامیده میشود.



مقدمه

هم اکنون در کشور ۱۰ شرکت کشت و صنعت بزرگ تولید نیشکر و فرآورده های صنعتی جانبی آن وجود دارد و این شرکت ها بیش از ۱۲۰,۰۰۰ هکتار از اراضی مستعد آبی را به کشت نیشکر در استان زر خیز خوزستان اختصاص داده اند متأسفانه هنوز تحقیقات زیادی در مورد کارایی فنی تولید، و اثرات استفاده از توان بیشتر در انجام فرآیند های تولید انجام نشده و تابع تولید و تاثیر نهاده ها در آن بخوبی مورد مطالعه قرار نگرفته اند. هدف از این تحقیق، مطالعه ساختار تولید نیشکر و تخمین کارایی فنی بهره برداران در کشت و صنعت میان آب با تاکید بر توان ماشینی مصرف شده و رقم کشت شده در مزارع یکساله نیشکرمی باشد. جامعه آماری استفاده شده جامعه مزارع کشت و صنعت نیشکر میان آب و روش آماری سرشماری می باشد. داده های مورد استفاده از نوع داده های پانل نامتوازن و مربوط به دو سال پیاپی می باشد. سال اول مشاهده سال زراعی ۱۳۸۸-۱۳۸۹ و سال دوم مشاهده ۱۳۹۰-۱۳۹۱ می باشد. تعداد مشاهدات ۸۷ مورد می باشد که ۳۰ مشاهده مربوط به سال اول و ۵۷ مشاهده مربوط به سال دوم می باشد.

پتانسیل عملکرد کل بوته نیشکر به ۴۰۰ تن در هکتار در سال (معادل ۲۸۰ تن ساقه، ۱۶۰ تن ماده خشک و بیش از ۱۵ تن شکر خام در هکتار) می رسد. به طور کلی، برای افزایش تولید محصولات کشاورزی، دوره کار افزایش سطح زیر کشت و افزایش تولید در واحد سطح وجود دارد. به دلیل محدودیت منابع زمین و دیگر نهاده های تولید، افزایش تولید در واحد سطح یا عملکرد محصول از راه بهبود کارایی تولید، بهترین راه افزایش تولید است. این کشت و صنعت، در شهرستان شوش دانیال از استان خوزستان در ضلع جنوب شرقی کشت و صنعت هفت تپه، بین رودخانه دز و شاور واقع گردیده است. سطح کل اراضی کشت و صنعت ۷۰۰۰ هکتار می باشد که حدود نیمی از آن به نیشکر اختصاص داده شده است. گیاه نیشکر یک گیاه چند ساله است که یک بار کشت میگردد و چندین سال متوالی برداشت میگردد. با توجه باینکه در برداشت اول دوره رشد بیش از ۱۲ ماه می باشد و برخی از عملیات های زراعی بکار رفته در آن مانند زیر شکنی عمیق، شخم برگردان و کاشت در سال های بعد بکار نمی رود، در این تحقیق فقط تولید در سال اول که اصطلاحاً پلنت نامیده می شود و تکنولوژی تولید آنها مشابه است، مورد بررسی قرار گرفته است. مطالعات زیادی برای مشخص نمودن تابع تولید و تخمین کارایی در ایران و سایر نقاط جهان انجام شده که از جمله این مطالعات میتوان به موارد زیر اشاره نمود.

جانسون و همکاران (Johnson et al., ۱۹۹۵) در تحقیقی در مورد کارایی فنی در فرایند نیشکر در ایالت لوئیزیانا آمریکا به این نتیجه رسیدند که علم و دانش در مورد کارایی فنی به تنهایی می تواند موجب درک بهتر عملکرد کارخانه شود. مویا و آشیمورو (Msuya and Ashimoro., 2005) در تخمینی از کارایی فنی تولید نیشکر در تانزانای آفریقا به این نتیجه رسیدند کارایی فنی محاسبه شده با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی برگرفته شده از مدل کاپ داگلاس برای تولید کنندگان پیمانکاری نیشکر و تولید کنندگان مالک به ترتیب ۷۶,۴۳٪ و ۸۰,۶۵٪ بوده است. بابالولا و همکاران (Babalola et al., ۲۰۰۹) در مطالعه خود در مورد کارایی فنی صنعت تولید نیشکر ایالت جیگاوا نشان دادند که ضرایب اندازه مزرعه، کارگر استخدامی، مقدار قلمه کاشته شده، مقدار کود، حشره کش و میزان آب مصرف شده برای تولید نیشکر در بین کشاورزانی که تحت پوشش برنامه حمایتی طرح کمسیون هزار روستای دولت بودند نسبت به آنهایی که تحت پوشش این برنامه



نبودند معنی دار بوده است. صبحی و مجرد در تحقیقی کارایی فنی مزارع پنبه را در استان خراسان برآورد کردند (صبحی و مجرد، ۱۳۸۸). در تحقیقی در مورد کاربرد روش تحلیل پوششی داده‌ها در بررسی کارایی تولید محصولات گلخانه‌ای خیار استان فارس فارس، انواع کارایی این محصول با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها اندازه‌گیری شد (محمدی، ۱۳۹۱). تخمین کارایی اقتصادی و عوامل موثر بر آن با استفاده از تابع مرزی تصادفی برای شرکت‌های تعاونی تولید کشاورزی شهرستان سیرجان نشان داد که متوسط کارایی اقتصادی تعاونی‌های تولید کشاورزی شهرستان سیرجان ۷۳ درصد است (کرباسی و اوحدی، ۱۳۹۰). دوران‌دیش و همکاران در تحقیقی نشان دادند که نیروی کار، زمین، پربازده یا کم بازده بودن سال برای باغ و آبیاری به ترتیب بیشترین تأثیر معنی‌دار را بر تولید زرشک دارند (دوران‌دیش و همکاران، ۲۰۱۳).

مواد و روش‌ها

طبق نظریه پایه ای فارل (۱۹۵۷) یک تولید کننده زمانی بصورت کارا تولید انجام داده است که از مجموعه مشخصی از عوامل تولید حداکثر قابل دستیابی محصول را تولید نماید. در ادبیات اقتصادی برای اندازه‌گیری کارایی دو رویکرد ناپارامتریک و پارامتریک معرفی شده است. در رویکرد اول روش تحلیل پوششی داده‌ها و در رویکرد دوم روش تحلیل مرزی تصادفی بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرند.

روش ناپارامتریک: در این روش که ساده‌ترین روش سنجش کارایی است، بطور کلی عملکرد هر بنگاه با عملکرد بهترین بنگاه‌های موجود در آن صنعت مقایسه می‌شود. بدین صورت که با استفاده از برنامه ریزی خطی و بدون تحمیل فرم تابعی خاص با اتصال نقاط حدی تابع مرزی مورد نظر تعیین می‌شود. طبق روش برنامه ریزی خطی فرض می‌شود که خط‌های اندازه‌گیری در مورد تمام متغیرها ناچیز است و تفاوت در میزان تولید بنگاه‌های مختلف صرفاً ناشی از تفاوت در کارایی آنها است. این روش در حال حاضر به نام تحلیل پوششی داده‌ها معروف است. روش پارامتریک: در رهیافت پارامتریک از روش اقتصادسنجی برای برآورد مدل استفاده می‌شود و می‌بایست فرم تابعی خاصی را برای تولید در نظر گرفت. مدل مرزی تصادفی اولین بار توسط ایگنر، لاول و اشمیت (۱۹۷۷) و میوسن و بروک (۱۹۷۷) بطور همزمان به ادبیات موضوع معرفی شد و سپس توسط سایر محققین توسعه داده شد. برخلاف روش تحلیل پوششی داده‌ها که تفاوت در عملکرد بنگاه‌ها صرفاً به کارایی نسبت داده می‌شود در روش تحلیل مرزی تصادفی تأثیر عوامل تصادفی از اثرات کارایی جدا می‌شود. در این روش برای تخمین کارایی یک تابع توزیع احتمال برای جزء ناکارایی در نظر گرفته می‌شود

ساختار اصلی مدل مرزی تصادفی به صورت زیر می‌باشد:

$$Y = Bx + V - U$$

به طوریکه:

$$V \approx N(0, \sigma_v^2)$$

$$U = |U|, U \approx N(0, \sigma_u^2)$$

V جمله اخلاص معمولی و توضیح دهنده عواملی است که خارج از حوزه کنترل تولید کننده قرار دارد، از قبیل حوادث مساعد و نامساعد خارجی (نظیر خوش شانسی، آب و هوا، عملکرد ماشین‌آلات) و همچنین اشتباهات اندازه‌گیری در آماره‌ها و متغیرهای غیر مهم که از مدل کنار گذاشته شده است. متغیرهای غیرمهمی که از مدل حذف شده‌اند. همگی در



V مستتر می باشند. این متغیر تصادفی دارای توزیع نرمال بوده و مستقل از U می باشد. از طرف دیگر U نشان دهنده عدم کارایی و نماینده مسائلی است که عدم کارایی در تولید از قبیل مهارت ها و تلاش یا عدم مدیریت و کارکنان، اطلاعات منحصر به فرد یک بنگاه و محدودیت اطلاعاتی و غیره رادربر می گیرد. منطق اقتصادی تفکیک U و V این است که این دو جمله اخلاص تصادفی، قابل تفکیک و دارای خواص متفاوت می باشند.

بهترین پیش بینی از یک متغیر تصادفی عبارت است از پیش بینی کننده میانگین حداقل مربعات خطا که این پیش بینی عبارت است از امید ریاضی شرطی U_i به شرط $U_i + V_i$ پیرو فرمول بندی کالیراجان و فلین (۱۹۸۳) که در آن U_i دارای توزیع نیمه نرمال است، مقدار کارایی فنی خاص هر بنگاه به وسیله فرمول زیر تخمین می خورد:

$$E[U_i | (V_i + U_i)] = -\frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma} \left[\frac{f(0)}{1-F(0)} - \frac{V_i + U_i}{\sigma} \sqrt{\frac{\gamma}{1-\gamma}} \right] \quad (2)$$

$$\frac{V_i + U_i}{\sigma} \sqrt{\frac{\gamma}{1-\gamma}}, \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}, \sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$$

که در آن $f(0)$ و $F(0)$ توابع چگالی نرمال استاندارد و توزیع هستند که داریم:

در این تحقیق از روش پارامتریک به دلیل جدا بودن جزء خطا از جزء ناکارایی استفاده شده است. روش اقتصادسنجی استفاده شده روش حداکثر درستنمایی است^۱ که به منظور محاسبه کارایی فنی در قالب تخمین مرزی تصادفی با داده های پانل نامتوازن بکار رفته است. روش حداکثر درستنمایی به این دلیل ارجح است، که یک تخمین کارا از پارامترهای مجهول مدل ارائه می دهد. همچنین، روش حداکثر درستنمایی به مشاهدات کارا اجازه می دهد که سهم بیشتری در تشکیل مرز تولید داشته باشد. برای انجام محاسبات از نرم افزار فرانتیر نسخه شماره ۴/۱ استفاده شده است. این نرم افزار توسط پروفیسور تیم کوئلی در سال ۱۹۹۶ در دانشگاه نیوانگلند استرالیا تهیه شده و توانایی تخمین توابع تولید و هزینه را به روش حداکثر درستنمایی را دارد.

مراحل تخمین مدل به شرح زیر است:

ابتدا با روش حداقل مربعات معمولی^۲ تخمین اولیه مدل زده می شود و ضرایب مدل و σ^2 تخمین زده می شود. در این مرحله همه ضرایب مدل به جز β_0 و σ^2 نا اریب می باشند. در مرحله بعدی با جستجوی شبکه ای γ با ضرایب β (به جز β_0) با روش حداقل مربعات معمولی تصحیح شده^۳ مدل دوباره تخمین زده می شود. نتیجه این مرحله تصحیح β_0 و σ^2 می باشد. در مرحله بعد از روش حداکثر درستنمایی برای تخمین نهایی مدل استفاده می شود. در این مرحله نیاز به فروض خاصی در مورد آماره های مربوط به توزیع ناکارایی می باشد. آزمون نسبت درستنمایی برای اطمینان سنجی روش حداکثر درستنمایی و رد یا تایید فروض در نظر گرفته شده انجام می شود. آزمون نسبت درستنمایی با آزمون خی اسکور مجانب می باشد و تعداد قیود در نظر گرفته شده (در فروض) درجه آزادی آن می باشد. این آزمون دو روش تخمین مدل،

1. Maximum Likelihood Estimation

2. Ordinary Least Square

3. Corrected Ordinary Least Square



یکی روش حداقل مربعات معمولی بدون در نظر گرفتن هیچ قیدی و دیگری حداکثر درستنمایی با در نظر گرفتن برخی از قيود را با هم مقایسه می‌کند. در صورتیکه آماره نسبت درستنمایی محاسبه شده با درجه آزادی (تعداد قيود) معین، از کای اسکور جدول با همین درجه آزادی بیشتر شود فرض صفر رد می‌شود و صحت مدل حداکثر درستنمایی مورد تایید قرار می‌گیرد.

نتایج و بحث

متغیرهای مستقل مورد ارزیابی در تابع تولید زمین، آب، کود، قلمه، علف کش، ماشین و نیروی کار می‌باشد. و اثر جایگزینی رقم‌های سی پی ۴۸ و سی پی ۶۹ به جای سی پی ۵۷ بصورت متغیر مجازی وارد مدل شده است. ۳ رقم اصلی که در کشت و صنعت میان آب استفاده میشود در جدول (۲) معرفی شده است. برای مطالعه اثر رقم و مقایسه بین رقم‌ها در تولید، رقم اول به عنوان رقم شاهد در نظر گرفته شده و در مدل وارد نشده و رقم دوم و سوم با ضریب یک و بصورت مستقل و مجازی وارد مدل شده‌اند. مزارع نیشکر در سال اول پلنت و در سال‌های بعد راتون نامیده میشود. در سال‌های راتون دیگر کشت وجود ندارد و بلافاصله بعد از برداشت عملیات راتونینگ جهت بازسازی جوی و پشته و نرم کردن خاک و سمپاشی و شروع دوره داشت انجام میگردد. از این رو به خاطر اختلاف در تکنولوژی و راتون در این تحقیق فقط تولید پلنت مورد ارزیابی قرار گرفته است.

تخمین تابع تولید کاب داگلاس:

تابع تولید کاب داگلاس به فرم لگاریتمی زیر مورد استفاده قرار گرفته است.

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln L_i + \beta_2 \ln W_i + \beta_3 \ln F_i + \beta_4 \ln S_i + \beta_5 \ln H_i + \beta_6 \ln M_i + \beta_7 \ln R_i + \beta_8 \ln V_2_i + \beta_9 \ln V_3_i + V_i + U_i$$

جدول ۱- معرفی متغیرهای وارد شده در مدل

| نام نهاد | واحد | توع متغیر | کد |
|--------------------------------|-----------------|-----------|----|
| زمین | هکتار | کمی | L |
| آب | متر مکعب | کمی | W |
| کود | کیلوگرم | کمی | F |
| قلمه | باندرول | کمی | S |
| علف کش | لیتر یا کیلوگرم | کمی | H |
| ماشین | اسب بخار ساعت | کمی | M |
| نیروی کار روز مزد خارج از شرکت | نفر روز | کمی | R |
| رقم ۲ (سی پی ۴۸) | متغیر مجازی | کیفی | V2 |
| رقم ۳ (سی پی ۶۹) | متغیر مجازی | کیفی | V3 |



جدول ۲- معرفی رقم های اصلی نیشکر

| رقم نیشکر | نام رقم | مشخصه |
|-----------|---------|------------------|
| CP57-614 | رقم ۱ | رقم زودرس (شاهد) |
| CP48-103 | رقم ۲ | رقم میان رس |
| CP69-1062 | رقم ۳ | رقم دیررس |

مدل های زیادی برای تخمین پارامتر های تابع تولید مرزی تصادفی و کارایی فنی توسعه داده شده اند که همگی آنها در فرض هایی که در مورد توزیع ناکارایی می کنند، با هم فرق دارند برای پیدا نمودن بهترین مدل ، طبق نرم افزار فرانتیر نسخه ۴٫۱، مدل های ممکن با تحمیل نمودن قیودی به مدل پایه ای بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) منتج میشوند.

- قید وجود جزء ناکارایی فنی ($\gamma \neq 0$)

تحمیل این قید به این معنی است که جزء ناکارایی وجود دارد و و از جزء تصادفی معمول در اقتصاد سنجی جدا میشود.

- قید وجود میانگین غیر صفر برای توزیع نرمال بریده شده ($\mu \neq 0$)

توزیع هایی که برای ناکارایی در نظر گرفته میشود شامل توزیع نرمال بریده شده در صفر و توزیع نرمال بریده شده در غیر صفر می باشد.

- قید متغیر بودن ناکارایی با زمان ($\eta \neq 0$)

تحمیل این قید به معنی اینست کارایی فنی در طول زمان برای یک واحد تولیدی تغییر می کند و برای هر سال، کارایی فنی متفاوت تخمین زده میشود.

• با تحمیل این قیود، ۲ مدل منتج شده که در جدول (۳) مقایسه آنها نسبت به روش OLS با استفاده از روش آزمون نسبت درستنمایی آورده شده است.

جدول ۳- آزمون فرضیه های تخمین حدکثر راستنمایی

| مدل | فرض صفر | لگاریتم تابع راستنمایی | درجه آزادی | آزمون نسبت راستنمایی |
|-----|-------------------|------------------------|------------|----------------------|
| OLS | | 93/48 | | |
| I | $\gamma=0$ | 52 | 1 | 6/06* |
| II | $\mu=0, \gamma=0$ | 53/7 | 2 | 9/6** |

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*) و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد)



با توجه به نتایج جدول (۴)، که در آن آزمون پارامترهای مدل آورده شده است، در مقایسه مدل های I و II با توجه باینکه در مدل II، برای ناکارایی قید توزیع نرمال بریده شده با میانگین غیر صفر فرض شده، که میانگین توزیع ۰/۱۷ با آماره t برابر ۱/۸ در سطح ۵ درصد معنی دار نشده، لذا این مدل مورد انتخاب قرار نگرفت.

جدول (۴) آزمون فرضیه های تخمین پارامترهای μ ، γ ، مدل ها

| مدل | قید | γ | t | μ | t |
|-----|-----------------------------|----------|------|-------|------|
| I | $\gamma \neq 0$ | 0/996*** | 22 | 0 | 0 |
| II | $\mu \neq 0, \gamma \neq 0$ | 0/999*** | 2070 | 17 | 1/8* |

مأخذ: یافته‌های تحقیق (* و ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

با توجه به نتایج جدول (۴)، که در آن آزمون پارامترهای مدل آورده شده است، در مقایسه مدل های I و II با توجه باینکه در مدل II، برای ناکارایی قید توزیع نرمال بریده شده با میانگین غیر صفر فرض شده، که میانگین توزیع ۰/۱۷ با آماره t برابر ۱/۸ در سطح ۵ درصد معنی دار نشده، لذا این مدل مورد انتخاب قرار نگرفت.

تابع تولید نیشکر بر اساس مدل منتخب یک به فرم زیر تخمین زده شده است :

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & 0/57 + 0/73 \ln L_i + 0/25 \ln W_i - 0/31 \ln F_i + 0/21 \ln S_i - 0/07 \ln H_i + \\ & 0/32 \ln M_i - 0/08 \ln R_i + 0/42 \ln V_2_i + 0/41 \ln V_3_i \end{aligned} \quad (4)$$

کشش اندازه مزرعه ۰/۷۳ با آماره t برابر ۲/۳۷ تخمین زده شده با توجه به معنی دار بودن در سطح ۵ درصد، ناحیه تولیدی زمین ناحیه دوم اقتصادی می باشد و میتوان گفت به ازای یک درصد افزایش سطح به میزان ۰/۷۳ درصد به میزان متوسط تولید مزارع اضافه میگردد. ضریب نهاده آب ۰/۲۵ با آماره t برابر ۳/۲۲ تخمین زده شده که با توجه به معنی دار بودن در سطح ۱ درصد، به ازای یک درصد افزایش سطح مصرف آب به میزان ۰/۲۵ درصد به متوسط تولید افزوده می گردد. ضریب نهاده ماشین ۰/۳۲ با آماره t برابر ۲/۸۶ تخمین زده شده که با توجه به معنی دار بودن در سطح ۱ درصد، به ازای یک درصد افزایش سطح استفاده از ماشین به میزان ۰/۳۲ درصد به متوسط تولید افزوده می گردد. با توجه باینکه نهاده اسب بخار ساعت در مزرعه به نوعی مشابه ضریب اسب بخار در هکتار مکانیزاسیون می باشد می توان این مطلب را اینطور نیز تعبیر نمود. با افزایش ظرفیت مکانیزاسیون سطح تولید بدون مصرف نهاده دیگری افزایش می یابد. رقم سی پی ۵۷ به عنوان رقم شاهد در نظر گرفته شده و دو رقم بعدی با آن مقایسه شده اند. ضریب رقم سی پی ۴۸ ۰/۴۲ و آماره t برابر ۵/۴۶ تخمین زده شده که با توجه به معنی دار بودن در سطح ۱ درصد، اگر ۱ درصد از این رقم جایگزین رقم سی پی ۵۷ گردد ۰/۴۲ درصد به تولید متوسط مزارع اضافه خواهد شد. ضریب رقم سی پی ۶۹ ۰/۴۱ و آماره t برابر ۸/۷۱



نهمین کنگره ملی مهندسی ماشین‌های کشاورزی

(مکانیک بیوسیستم) و مکانیزاسیون

پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

۲ و ۳ اردیبهشت ۱۳۹۴ - کرج



تخمین زده شده که با توجه به معنی دار بودن در سطح ۱ درصد، اگر ۱ درصد از این رقم جایگزین رقم سی پی ۵۷ گردد ۰/۴۱ درصد به تولید متوسط مزارع اضافه خواهد شد.

جدول (۵) سهم هزینه نهاده‌ها در تولید

| نهاده | هزینه (میلیون ریال) | سهم هزینه (درصد) |
|-------|---------------------|------------------|
| زمین | 15146 | 39 |
| آب | 2,661 | 6/8 |
| کود | 3,495 | 9 |
| قلمه | 1,414 | 3/6 |
| علفکش | 5,804 | 14/9 |
| ماشین | 6,905 | 17/8 |
| کارگر | 3,435 | 8/8 |
| کل | 38859 | 100 |

در جدول ۵ سهم هزینه‌های واقعی نهاده در تولید آورده شده است. کمترین هزینه مربوط به آب و بیشترین آن مربوط به زمین بدست آمده است.

کارایی فنی:

با توجه به نتایج، کارایی فنی ۱۷/۲۴ درصد از واحدهای تولید کمتر از ۷۰ درصد، ۱۶/۰۹ درصد از واحدهای تولیدی بین ۷۰ و ۸۰ درصد، ۳۳/۳۳ درصد از واحدهای تولیدی بین ۸۰ و ۹۰ درصد و ۳۳/۳۳ درصد از واحدهای تولیدی بیشتر از ۹۰ درصد بوده است. تعداد، مساحت، میانگین، حداقل و حداکثر و اختلاف حداقل از حداکثر کارایی فنی واحدهای تولیدی در جدول شماره ۸ ارائه شده است. کمترین و بیشترین کارایی فنی برای رقم سی پی ۴۸ به ترتیب ۰/۵۶ و ۰/۹۹ و میانگین آن برابر ۰/۸۲ و برای رقم سی پی ۵۷ به ترتیب ۰/۵۵ و ۰/۹۸ و میانگین آن برابر ۰/۸۴ رقم سی پی ۶۹ به ترتیب ۰/۶۳ و ۰/۹۹ و میانگین آن برابر ۰/۸۶ می باشد. میانگین کارایی فنی کل واحدهای تولیدی ۰/۸۳ تخمین زده شده است که پایینترین کارایی ۰/۶۳ و بالاترین آنها ۰/۹۹ می باشد. میتوان گفت که مدیران واحدهای تولیدی نهاده‌های تولید را بصورت بهینه استفاده نمی کنند زیرا هنوز بطور متوسط شکاف ۳۶ درصدی تا مرز کارای استفاده از نهاده‌ها وجود دارد و واحدهای تولیدی می توانند با کاهش استفاده از نهاده‌ها، بدون کاهش در محصول کارایی فنی آنان را افزایش دهند.

ترکیب پیشنهادی مصرف نهاده

بیش از ۵۰ درصد از واحدهای تولیدی کارایی بالای مقدار میانگین یعنی ۰/۸۳ درصد دارند، میانگین مصرف نهاده در این واحدها به عنوان ترکیب پیشنهادی مصرف نهاده معرفی می گردد.



جدول ۶- مقایسه کارایی فنی واحد های تولیدی به تفکیک رقم

| عنوان | میانگین | حداقل | حداکثر | اختلاف |
|--------------------|---------|-------|--------|--------|
| کل واحد های تولیدی | 0/83 | 0/63 | 0/99 | 0/36 |
| CP48-103 | 0/82 | 0/56 | 0/99 | 0/43 |
| CP57-614 | 0/84 | 0/55 | 0/98 | 0/43 |
| CP69-1062 | 0/86 | 0/63 | 0/99 | 0/36 |

جدول شماره ۷- ترکیب پیشنهادی مصرف نهاده

| نهاده | واحد | CP48 | CP57 | CP69 |
|-----------|---------------|-------|-------|-------|
| آب | متر مکعب | 35416 | 34147 | 32639 |
| کود | کیلوگرم | 413 | 411 | 492 |
| قلمه | باندل | 450 | 461 | 378 |
| علفکش | لیتر | 15 | 16 | 21 |
| ماشین | اسب بخار ساعت | 1448 | 1708 | 1874 |
| نیروی کار | نفر روز | 6 | 10 | 4 |
| روزمزد | | | | |

نتیجه گیری

با توجه به نتایج، میانگین کارایی فنی واحد های تولیدی برابر ۰/۸۳ بدست آمده است و می توان با اعمال مدیریت صحیح سطح کارایی واحد های تولیدی این شرکت را به میزان ۱۷ درصد افزایش داد. و از این راه سطح تولید را بدون افزایش مصرف نهاده ارتقاء داد. با توجه به ضریب بالای ۰/۷۳ اندازه زمین در تابع تولید پیشنهاد می شود با به هم پیوستن مزارع کوچک و یا پیوستن مزارع کوچک به مزارع بزرگتر مجاور، مزارع بزرگتری تشکیل گردد. پیشنهاد می شود نسبت کاشت رقم ها در مزارع با در نظر گرفتن عوامل تاثیر گذار مورد بازبینی قرار گیرد تا در صورت امکان قسمتی از کاشت رقم سی پی ۵۷ به رقم های جایگزین اختصاص یابد و یا اینکه با اصلاح نژاد، رقم جدیدی جایگزین این رقم شود تا ضمن دارا بودن خصوصیات این رقم از جمله زودرس بودن، ویژه گی های خوب رقم های جایگزین را نیز داشته باشد. با توجه به معنی دار بودن ضریب ماشین در مدل پیشنهاد میشود ظرفیت مکانیزاسیون افزایش یابد از این رو یک درصد مصرف توان بیشتر سبب افزایش ۰/۳۲ درصدی در سطح تولید با فرض ثابت بودن سایر نهاده ها خواهد شد



منابع و مأخذ

۱. دورانیش، آ. کهنسال، م. شاهنوشی، ف. ن. و حسین زاده، م. ۱۳۹۱. بررسی کارایی فنی تولیدکنندگان زرشک در استان خراسان جنوبی. مجله اقتصاد کشاورزی. دوره ۶(۲). ۱۰۱-۱۲۰.
۲. صبحی، م. مجرد، ع. ۱۳۸۸. بررسی کارایی پنبه کاران استان خراسان با استفاده از رهیافت پارامتریک. تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران (علوم کشاورزی ایران). دوره ۴۰(۲). ۲۷-۳۵.
۳. کرباسی، ع. اوحدی، ن. ۱۳۹۰. برآورد اقتصادی تعاونی های تولید کشاورزی مطالعه موردی شهرستان سیرجان. نشریه تعاون. دوره ۲۲(۶).
۴. محمدی، ح. ۱۳۹۱. کاربرد روش تحلیل پوششی دادها در بررسی تولید محصولات گلخانه ای خیار استان فارس. نشریه اقتصاد کشاورزی. دوره ۶(۱). ۲۰۵-۲۲.

5. D. A. Babalola, O. L. Y. Ajani, O. T. Omonona, O. A. Oni, and Y. A. Awoyinka. 2009. Technical Efficiency Differential In Industrial Sugarcane Production: The Case Of Jigawa State, Nigeria. Journal of Life & physical Sciences. Vol. 3(1), pp. 59-69.
6. D. Aigner, C. A. Lovell, and P. Schmidt, 1977. Formulation and estimation of stochastic 7. frontier production function models. Journal of Econometrics. Vol. 6, pp. 21-37.
7. J. L. Johnson, H. O. Zapata, and E. M. Heagler. 1995. Technical Efficiency in Louisiana Sugar Cane Processing. Journal of Agribusiness. Agricultural Economics Association of Georgia. Vol 13(2), pp 85-98.
8. Msuya and Elibariki. 2005. Estimation of Technical Efficiency in Tanzanian Sugarcane Production: A Case Study of Mtibwa Sugar Estate Outgrowers Scheme. MPRA Paper University Library of Munich, Germany. No. 3747.



نهمین کنگره ملی مهندسی ماشین‌های کشاورزی

(مکانیک بیوسیستم) و مکانیزاسیون

پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

۲ و ۳ اردیبهشت ۱۳۹۴ - کرج



Estimate the Technical Efficiency of Sugarcane, with Emphasis on Variety and Parametric Approach Case Study: Mianab Agroindustrial

Abstract

Sugarcane is one of the most important industrial plant that Nearly 120 thousand hectares of irrigated land has been allocated to the province of Khuzestan in Iran. This study was to estimate the technical efficiency of sugarcane production in Mianab agroindustrial , with emphasis on varieties and power consumption with the parametric approach, during the years 2010 and 2011. Data collected from 87 sugar cane fields were investigated. Stochastic frontier analysis approach and maximum likelihood method were used for estimation of technical efficiency. The results showed the average of technical efficiency was 0/83% and the elasticity coefficients of field size, substitution of CP48 variety instead of CP57, substitution of CP69 variety instead of CP57, machin and water were significant and positive and their figures were 0/73, 0/42, 0/41, 0/32 and 0/21 respectively. The results showed that more horsepower consumption in farm operations causes increasing of production level. so one percent increase of machin usage causes of 0/32 percent increase in production level assuming constant of other resources .

JEL Classification : Q10, C67

Keywords: sugarcane, production function, technical efficiency, machin