تحلیل اقتصادی مکانیزاسیون و کارائی فنی در مزارع چغندرقند
مطالعه موردی در استان فارس

Economic analysis of mechanization and technical efficiency in sugar beet farms: case study in Fars province

سیامک پیش‌بین[۱]،حمید محمدی*[۱] ،عبدالکریم اجرایی[۱] و، محمدحسن شیرزادی[۱]

تاریخ دریافت: ۸۶/۶/۱۲ ؛ تاریخ پذیرش: ۸۷/۱۱/۱۷

س. پیش‌بین، ح. محمدی، ع. اجرایی و م. ح. شیرازی. ۱۳۸۷. تحلیل اقتصادی مکانیزاسیون و کارائی فنی در مزارع چغندرقند مطالعه موردی در استان فارس. **مجله چغندرقند ۲٤(۲): ۱٤٦-۱۲۹**

چکیده

در این مطالعه استفاده از فن‌آوری ماشین‌های کشاورزی در معنای خاص مکانیزاسیون در مزارع چغندرقند در استان فارس، مورد بررسی اقتصادی قرار گرفت. آمار و اطلاعات موردنیاز با استفاده‌از روش نمونه‌گیری طبقه‌بندی شده دو مرحله‌ای از شهرستان‌های فسا، اقلید و داراب که دارای زمین‌های متعدد زیرکشت چغندرقند در استان فارس می‌باشند، در سال زراعی ۸۵-۱۳۸٤ جمع‌آوری گردید. از مجموع ۲۰۳ زارع مورد مطالعه ۱۱۳ کشاورز در گروه بیشتر مکانیزه (الف) و ۹۰ کشاورز در گروه کم‌تر مکانیزه (ب) قرار گرفتند. در این تحقیق بررسی تأثیر کاربرد فن‌آوری ماشین‌های کشاورزی در تولید، مقایسه میزان به‌کارگیری نهاده‌ها در واحد سطح، عملکرد و درآمد بین دو گروه فوق، مدنظر قرار گرفت. جهت بررسی روابط تولید از فرم تابع تولید کاب-داگلاس استفاده شد. اندازه‌گیری بهره‌وری متوسط و نهایی بین دو گروه فوق نیز انجام شد. نتایج حاصل نشان داد که بین میانگین عملکرد، هزینه عملیات ماشینی و ساعت آبیاری دو گروه مورد بررسی اختلاف معنی‌داری وجود دارد. کاربرد فن‌آوری ماشین‌های کشاورزی در مدل برآورد شده نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت در تولید و بهبود وضعیت تولیدی از سوی کشاورزان بیشتر مکانیزه بود. ضریب این متغیر در مدل برآورد شده برابر با ۰/۳۱۱ بود. به‌منظور تعیین کارایی فنی دو گروه موردنظر از تابع تولید مرزی تصادفی و روش حداکثر درست‌نمایی برای تخمین استفاده شد. براساس نتایج به‌دست آمده آزمون حداکثر درستنمایی برای گروه کم‌تر مکانیزه حاکی‌از پذیرفته‌شدن تمام فرض‌های مربوطه برای این گروه بوده و بنابراین مقایسه کارایی فنی برای آن امکان‌پذیر نبود. حداکثر و حداقل کارائی فنی برای کشاورزان گروه بیشتر مکانیزه به ترتیب ۹۹ و ۱۱ درصد و متوسط آن ۵۸/٤ درصد بود. این اختلاف زیاد نشان می‌دهد که می‌توان بدون تغییر عمده در فن‌آوری یا نهاده‌های این گروه با اعمال روش‌های ترویجی و مدیریتی مناسب این اختلاف را به حداقل رساند.

واژه‌های کلیدی: استان فارس، بهره وری، تابع تولید، چغندر قند، کارائی فنی، مکانیزاسیون

۱- استادیاران دانشگاه آزاد اسلامی واحد جهرم

*- نویسنده مسئول hamidmohammadi1378@gmail.com

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

چغندرقند یکی‌از محصولات صنعتی و استراتژیک کشور است. با توجه به افزایش جمعیت و نیاز به شکر، این محصول دارای اهمیت فوق‌العاده می‌باشد. افزایش ۷۲۵ درصدی واردات این کالا، توجه ویژه برنامه‌ریزان را در زمینه افزایش تولید چغندرقند به‌منظور کاهش واردات مورد تأکید قرار می‌دهد. معمولاً افزایش تولید محصولات کشاورزی از طریق توسعه عوامل تولید، تغییرات عمده فن‌آوری و یا بهبود کارایی فنی صورت می‌گیرد. لازم به ذکر است توسعه عوامل تولید و یا تغییر در فن‌آوری با محدودیت‌هایی روبه‌رو است و احتمالاً در وضعیت کنونی بهبود کارایی فنی گزینه مناسبی خواهد بود. یکی از مشکلات کنونی کشور، ضعف مدیریت و ناکارایی فنی واحدهای تولیدی است. از این رو توجه به مدیریت در جهت بهبود کارایی و افزایش تولید از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (سیدان ۱۳۸۴).

ازنظر سطح زیرکشت و تولید شهرستان اقلید با ۲۷۶۰۰۰ تن در ردیف اول استان قرار گرفته است به‌طوری که ۷۲ درصد از تولید و ۸۲ درصد از سطح زیرکشت دراستان فارس را به خود اختصاص داده است. در صورتی که دارای کم‌ترین عملکرد در واحد سطح(۲۳تن) می‌باشد (سازمان جهادکشاورزی ۱۳۸۴) و شهرستان‌های کازرون و مرودشت با ۴۰ تن در هکتار در مقام اول قرار دارند.

ازلحاظ سطح مکانیزاسیون مزارع چغندرقند استان به‌طور کلی می‌توان مزارع را در دو گروه بیشتر مکانیزه (الف) و کمتر مکانیزه (ب) تقسیم‌بندی نمود. این کار از طریق تقسیم بهره‌برداران براساس میزان سطح مکانیزاسیون و لحاظکردن شاخص مکانیزاسیون در تابع تولید انجام گردید.

درخصوص تحلیل اقتصادی و بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی، مطالعات متعددی در داخل و خارج کشور صورت گرفته است. محمدی و همکاران (۱۳۸۴) به بررسی عوامل و نهاده‌های تولید در مزارع چغندرقند شهرستان اقلید پرداختند. برای سنجش بهره‌وری نهاده‌ها از توابع تولید کاب- داگلاس و ترانسندنتال استفاده نمودند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که بهره‌برداران نهاده‌های نیروی کار و ماشین‌آلات و بذر را بیشتر از حد بهینه اقتصادی و کودشیمیایی را کمتراز حد بهینه استفاده می‌نمایند.

سیدان (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای به بررسی کارایی فنی کشاورزان چغندرقند کار در استان همدان پرداخت. وی با استفاده‌از تابع تولید کاب- داگلاس و تخمین سیستمی، تابع تولید مرزی و عدم کارایی را به‌طور همزمان برآورد نمود. نتیجه مطالعه نشان داد که می‌توان میزان تولید را بدون تغییر عمده در سطح فنآوری و منبع به‌کار رفته و تنها از طریق کاهش شکاف کارایی میان بهره‌برداران چغندرقند کار و کاراترین تولیدکننده افزایش داد.

قره باغیان (۱۳۷۳) در زمینه برآورد تابع تولید

Archive of SID

www.SID.ir

نیشکر در هفت تپه، مطالعه‌ای در دوره زمانی ۷۰- ۱۳۵۳ با استفاده‌از تابع تولید ترانسندنتال در دو بخش تولید نیشکر و شکر انجام داده است وی توصیه کرد که نباید نسبت کود نیتروژن به فسفر مصرفی از ۳/۴۶ و نیروی کار برای هر هکتار از ۰/۴۸ نفر و میزان آب مصرفی از ۵۴ هزار متر مکعب در هکتار فراتر رود.

موسی‌نژاد (۱۳۷۴) مطالعه‌ای در زمینه تولید چغندرقند در استان خراسان انجام داد. در این تحقیق از آمار سری زمانی ۷۱- ۱۳۵۴و تابع تولید متعالی ترانسندنتال استفاده شد. نتایج به‌دست آمده از محاسبات اقتصادسنجی نشان داد هنگامی‌که مصرف کود به بیش‌از ۲۹۴/۵ کیلوگرم در هکتار می‌رسد، تولید وارد مرحله سوم می‌شود. با توجه به مقادیر کشش و تولید نهایی، حداکثر مقدار مصرف بذر مولتی‌ژرم در هکتار، ۳۰/۱ کیلوگرم به‌دست آمد. محصول تا دمای ۲۷/۸ درجه سانتی‌گراد دارای تولید نهایی مثبت و در دمای بیشتر با تولید نهایی منفی مواجه خواهد شد.

چاندراسکاران و سریدهاران (Chandrasekaran and Sridharan. 1993) در مطالعه خود روند بهره‌وری در صنعت چغندرقند هند را مورد بررسی قرار داده‌اند. به منظور برآورد کشش‌های نهاده‌ای به پیشرفت فنی و بازدهی نسبت به مقیاس نیز از تابع تولید کاب- داگلاس به شکل خطی- لگاریتمی استفاده نموده‌اند. نتایج مطالعه نشان داد که بهره‌وری نیروی کار در صنعت چغندرقند بیش‌از بهره‌وری سرمایه افزایش یافته است و به رشد محصول و کارائی به‌دست آمده نسبت داده شده است. بهبود در بهره‌وری نیروی کار عمدتاً ناشی‌از نوسازی و تعدیل نیروی کار بوده است.

منصوری‌راد (۱۳۷۶) استفاده‌از فن‌آوری ماشینی را تدبیری در جهت افزایش عملکرد و کاهش میزان مصرف بذر و استفاده کاراتر از منابع و نهاده‌های محدود کشاورزی در امر تولید محصولات عنوان می‌نماید.

موسی‌نژاد (۱۳۷۴) بهره‌وری پائین سرمایه به‌دست آورده را بیشتر ناشی‌از عوامل مدیریتی دانسته و به اعتقاد وی عوامل سازمانی مانند مهارت مدیریتی، تعهد، روحیه و انگیزه نیروی کار سیستم‌ها و غیره در استفاده بهتر از سرمایه و نیروی کار کمک می‌نمایند

مظفری (۱۳۷۳) تأثیر ورود مکانیزاسیون بر اشتغال در کشاورزی پنجاب در کشور هندوستان را مورد مطالعه قرار داده است. وی در مطالعه خود به بررسی اثرات ورود تکنولوژی‌های کاراندوز و زمین اندوز بر میزان اشتغال و اثرات مکملی این تکنولوژی‌ها بر یکدیگر می‌پردازد. ورود تکنولوژی‌ها ماشین‌آلات به مزارع علاوه بر تأثیر مستقیم بر میزان تولیدات می‌توان اثرات مکملی بر استفاده بهینه‌از سموم و کودهای آلی نیز داشته باشد و از این طریق نیز بر افزایش تولید کمک نماید. نتایج مطالعه مظفری نشان داد که ورود مکانیزاسیون در کشاورزی پنجاب باعث کاهش کاربرد نیروی کار در مراحل تولید گردیده و تأثیر معنی‌داری بر اشتغال در واحد سطح داشته است.

Archive of SID

www.SID.ir

در این مطالعه سعی گردیده با بررسی اقتصادی استفاده‌از ماشین‌آلات در تولید چغندرقند، مقایسه بین گروه‌های کمتر مکانیزه و بیشتر مکانیزه صورت پذیرد. بررسی تأثیر ماشین‌آلات در تولید، مقایسه میزان به‌کارگیری نهاده‌ها و عوامل تولید در واحد سطح و مقایسه بهره‌وری و کارائی این دو گروه می‌تواند پاسخگوی بحث ورود و یا عدم ورود ماشین‌آلات و توجیه‌پذیری استفاده‌از تکنولوژی در تولید چغندرقند باشد. بر همین اساس اهداف زیر در این مطالعه مدنظر قرار گرفته است:

- تأثیر مکانیزاسیون بر میزان مصرف نهاده‌ها در واحد سطح
- تأثیر مکانیزاسیون بر عملکرد در واحد سطح
- محاسبه و مقایسه بهره‌وری در دو گروه مورد بررسی
- محاسبه و مقایسه کارائی فنی بهره‌برداران در دو گروه مورد بررسی

مواد و روش‌ها

به منظور برآورد تابع تولید ابتدا توابع تولید به فرم کاب داگلاس و متعالی منظور و با استفاده‌از نرم‌افزار SPSS برآورد شد. شکل کلی توابع فوق به صورت زیر است:

$$Y = A\prod_{i=1}^{n} Xi^{\beta i} e^{u_i} \qquad i = 1,...,n$$

$$Y = A\prod_{i=1}^{n} Xi^{\beta i} \exp\left[\sum_{i}^{n} \alpha_i X_i\right] i = 1,...,n$$

در توابع فوق، Y_i و X_i به ترتیب میزان تولید و نهاده‌های تولید را نشان می‌دهند. α_i و $\beta\iota$ پارامترهای تابع و Aفناوری تولید است. برای انتخاب تابع تولید مناسب از آزمون فیشر حداقل مربعات مقید استفاده شد که شکل کلی آن به‌صورت زیر است :

$$F = \frac{\frac{R_{ur}^2 - R_r^2}{M}}{\frac{1 - R_{ur}^2}{N - K}}$$

در رابطه فوق R_{ur}^2 و R_r^2 به ترتیب ضریب تعیین مدل غیرمقید، مقید، N، K و M به‌ترتیب تعداد مشاهدات و تعداد پارامترها در رگرسیون غیرمقید و تعداد متغیرهای اضافه‌شده به رگرسیون غیرمقید است. در آزمون فوق تابع تولید کاب- داگلاس به‌عنوان مدل مقید و دیگری غیرمقید در نظر گرفته شده است. نتایج آزمون فیشر در سطح ۵ درصد مشخص نمود که تابع تولید کاب- داگلاس ابزار مناسبتری برای تجزیه و تحلیل مطالعه فوق می‌باشد.

به‌منظور بررسی روابط تولید و ارائه تحلیلی اقتصادی از دو گروه کشاورزان بیشتر و کمتر مکانیزه تابع تولید مورد استفاده در این مطالعه به فرم زیر تعیین شد:

$$Y = A\prod_{i=1}^{n} Xi^{\beta i} e^{u_i} \qquad i = 1,...,8$$

Y: میزان تولید چغندرقند وX1 تا X8 به ترتیب نهاده‌های بذر. کوداوره، کودفسفاته، سم، دوره آبیاری، هزینه ماشین‌آلات، نیروی کار و سطح زیرکشت می‌باشد. ازجمله ویژگی‌های مهم این تابع آن است که همگن از درجه $\sum n\beta_i$ است و هم‌چنین هریک از ضرایب، کشش

Archive of SID

www.SID.ir

جزیی تولید هر نهاده را نشان می‌دهد.

بهره‌وری به‌صورت استفاده مؤثر از هریک از منابع و امکانات برای دستیابی به اهداف خاص تعریف می‌گردد. بالابودن نسبت ستانده به نهاده در واقع بهره‌وری بالا و استفاده بهینه‌تر از نهاده موردنظر را نشان می‌دهد. بنابراین بهره‌وری در کشاورزی یکی از مسائل اصلی که با توجه به کمبود منابع در کشاورزی مطرح می‌گردد.

بهره‌وری نهاده‌های تولید را می‌توان از طریق حل مسائل برنامه‌ریزی خطی و هم‌چنین تحلیل تابع تولید محاسبه نمود. بهره‌وری نهایی عبارت است از مقدار ستاده‌ای که آخرین واحد عامل ورودی (داده) به ستانده کل اضافه می‌کند و بهره‌وری متوسط عبارت است از میزان ستانده به‌ازای واحد داده یا به عبارت دیگر این‌که هر واحد داده به‌طور متوسط چقدر به تولید (ستانده) اضافه می‌کند.

برای اندازه‌گیری بهره‌وری از روش متداول AP (بهره‌وری متوسط) استفاده شد. فرمول AP به صورت زیر است.

$$AP_{x_i} = \frac{Q}{x_i}$$

در این فرمول Q ستانده کل و Xi معرف هریک از نهاده‌هاست

برای تعیین کارایی فنی می‌توان از دو روش زیر کمک گرفت.

الف- روش مرزی قطعی (معین)

مدل مرزی قطعی به طور کلی به‌صورت زیر نشان داده می‌شود

$$y_j = F(x_j, B)\exp(u_j) \qquad j=1,2,\ldots,n$$

در این رابطه y_j نماینده سطح تولید مزرعه jام، Fx_j تابع موردنظر بردار نهاده‌های مزرعه jام، بردار پارامترهای مجهول و متغیر تصادفی نشان دهنده عدم کارایی تکنیکی در مزرعه jام می‌باشد

روش مرزی پارامتریک معین

داوسون(Dawson 1985)

فرم تابعی کاب داگلاس برای تخمین تابع تولید مرزی در نظر گرفت که به‌صورت زیر می‌باشد:

$$y_j = F(x_i, B)e^{u_i} \qquad i= 1, 2, 3...n$$

پارامترهای مدل فوق با استفاده‌از روش برنامه‌ریزی خطی برآورد شدند.

در این مدل y_iبیان‌گر سطح تولید واحد تولیدی jام، x_i بردار نهاده‌های واحد تولیدی iام و u_i دلالت بر ناکارایی فنی در تولید دارد. این روش دارای معایبی است ازجمله این که پارامترهای به دست آمده خاصیت آماری ندارند.

روش مرزی آماری معین

تابع تولید در این روش به صورت زیر می‌باشد:

$$y_i = F(x_i)e^{-u_j} \qquad i=1,2,...n$$

Archive of SID

www.SID.ir

براساس این روش تابع تولید را می توان ابتدا با استفاده از روش حداقل مربعات معمول برآورد نمود و سپس آن را به اندازه جمله پسماند به طرف بالا انتقال داد.

وانک و همکاران (Wang et al. 1996) اظهار داشتند که پارامترهای این مدل را از روش حداقل مربعات معمولی تصحیح شده نیز می‌توان تخمین زد. در این روش تمام اختلافات تولید واقعی از تولید مرزی به عوامل مدیریتی منسوب می‌شود. از مزیت‌های این مدل آن است که پارامترهای به‌دست آمده دارای خاصیت آماری می‌باشند.

ب- روش مرزی تصادفی

تابع تولید مرزی‌تصادفی را که با اضافه نمودن (خطای سیستماتیک) v_i (به‌خطای غیرمنفی) u_i حاصل می‌شد، به صورت زیر ارائه شد:

$$\ln(y_i) = F(x_i, B) + v_i - u_i \qquad i=1,2,...n$$

پارامترهای مدل مذکور با استفاده از روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شوند. تفاوت روش مرزی با روش‌هایی‌که تاکنون بیان شد در این است که در این روش جمله پسماند به دو بخش تفکیک می شود. v_i جزء متقارنی است که نماینده تغییرات تصادفی تولید ناشی از عوامل خارج از کنترل مدیرمی‌باشد. u_i مربوط به عدم کارایی فنی واحد تولیدی می باشد که این جزء عوامل مدیریتی را نیزشامل می‌شود.

اجزای مربوط به واریانس جمله خطای تابع تولید مرزی را می‌توان به صورت زیر نشان‌داد:

$$\sigma^2 = \sigma_u{}^2 + \sigma_v{}^2$$

باتیس و ریگر (Battese and Rieger 1990) برای تعیین کارایی فنی پارامتر γ را معرفی نمودند:

$$\gamma = \sigma_u{}^2 \ / \ \sigma^2 = \sigma_u{}^2 \ / \ \sigma_u{}^2 + \sigma_v{}^2$$

در این رابطه γ بین صفر و یک واقع می‌شود. اگر $\gamma = 0$ آنگاه تمام تغییرات و اختلافات میان واحدهای تولیدی مربوط به عوامل‌غیرمدیریتی بوده و تخمین کارایی فنی‌غیرممکن است. در صورتی که بخشی از جمله پسماند مربوط به عوامل مدیریتی باشد، روش حداکثر راستنمایی قابل کاربرد برای محاسبه کارایی فنی می‌باشد.

نتایج و بحث

اجرای مکانیزاسیون (عملیات ماشینی) هزینه بر بوده و مصرف هزینه در این بخش باید توجیه‌کننده تولید باشد. افزایش درآمد بازای اجرای مکانیزاسیون دلیل قانع‌کننده خواهد بود. برای نشان دادن آن که احتمالاً رابطه معنی‌داری بین هزینه عملیات ماشینی با سطح درآمد کشاورزان وجود دارد، سه سطح درآمدی کم‌تر از ۲۵۰۰، بین ۲۵۰۰ تا ۴۰۰۰ و بالاتر از ۴۰۰۰ هزار ریال براساس تحقیقات محلی و پرسشنامه‌ای با هماهنگی

Archive of SID

www.SID.ir

مراکز کشاورزی شهرستان‌های فسا و اقلید و داراب و معرفی کشاورزان منطقه مدنظر قرار گرفته و رابطهٔ فوق بررسی گردید که نتایج در جدول شماره ۱ نشان داده شده است.

جدول۱ هزینه عملیات ماشینی در ارتباط با درآمد کشاورزان

میانگین هزینه عملیات ماشینی(هزار ریال)	تعداد	درصد	درآمد (هزار ریال)
۷۳۵/۱۴۲	۳۳	۲۵/۴	<۲۵۰۰
۷۲۴/۴۴۱	۶۸	۵۲/۳	۲۵۰۰-۴۰۰۰
۸۹۱/۵۸۰	۲۹	۲۲/۳	>۴۰۰۰
	۱۳۰	۱۰۰	جمع
F = ۴/۸۲ *			

** معنی‌دار در سطح احتمال ۵ درصد

نتایج جدول شماره ۱ نشان می‌دهد که تفاوت معنی‌داری در سطح احتمال پنج درصد در میانگین هزینه عملیات ماشینی صورت پذیرفته توسط کشاورزان برای گروه‌های درآمدی موردنظر وجود داشته است. هم‌چنین محاسبه ضرایب همبستگی نشان داد که با افزایش هزینه عملیات ماشینی، درآمد کشاورزان نیز افزایش داشته است. به عبارت دیگر کشاورزانی که درآمد بیشتری داشته‌اند میزان هزینه انجام پذیرفته از سوی آن‌ها در عملیات کشاورزی نیز بیشتر بوده است. بررسی میانگین‌های میزان مصرف از نهاده‌های تولید در دو گروه بیشتر مکانیزه (گروه الف) و کمتر مکانیزه (گروه ب) و تعیین میزان اختلاف در مصرف نهاده‌ها برای این دو گروه و وجود یا عدم وجود اختلاف معنی‌دار در میانگین نهاده‌های مصرفی در جدول شماره ۲ نشان داده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۲ مقایسه میانگین گروه‌ها از نظر متغیرهای مورد مطالعه در گروه (الف) و (ب)

متغیرها	گروه الف	گروه ب	اختلاف دو گروه	ارزش t
عملکرد(تن در هکتار)	۴۰ /۱۴	۳۰/۵۸	۱۰/۵۶	۱/۶۵**
درآمد (ریال)	۳۹۵۵۸۱۰/۲۸	۳۶۵۲۲۳۸/۱۵	۳۰۳۵۷۲/۱۳	۱/۲۳
بذر مصرفی (کیلوگرم در هکتار)	۲۶/۸	۳۵/۰۸	-۸/۲۸	۰/۹۸
سطح زیرکشت (هکتار)	۳/۷۱۲	۳/۰۶۲	۰/۶۵	۰/۸۸
هزینه عملیات ماشینی	۹۸۵۸۵۰	۷۶۶۱۵۸	۲۱۹۶۹۲	۱/۸۷**
کوداوره(کیلوگرم)	۲۹۶/۱۴	۲۷۳/۱۵	۲۲/۹۹	۱/۰۶
کود فسفاته(کیلوگرم)	۲۳۷/۲۲	۲۴۲/۱۵	-۴/۹۳	۰/۹۶
سم مصرفی(لیتر)	۶/۰۴۱	۵/۱۸۲	۰/۸۵۹	۱/۳۲
نیروی کار	۶۳/۶۸	۵۹/۸۴	۳/۸۴	۸۱
زمان آبیاری(ساعت)	۱۶۳/۷۴	۲۱۱/۲۱	-۴۷/۴۷	۱/۷۴ **
دوره آبیاری(روز)	۷/۵۴	۷/۱۱۳	۰/۴۲	۰/۷۲
دارایی(هزار ریال)	۱۴۸۷۳۴	۱۲۷۴۵۴	۲۱۲۸۰	۰/۹۲

**معنی دار در سطح احتمال پنج درصد

نتایج جدول نشان می‌دهد که عملکرد در گروه بیشتر مکانیزه بالاتر از گروه کمتر مکانیزه می‌باشد، این شاخص نشان‌دهندهٔ مناسب‌تر بودن وضعیت تولید در گروه بیشتر مکانیزه بوده که می‌تواند از عوامل ورود تکنولوژی ماشینی در تولید باشد. در مقایسه کلی دو گروه (الف) و (ب) در جدول ملاحظه می‌گردد که در میانگین عملکرد در هکتار، هزینه عملیات ماشینی و ساعت آبیاری در بین دو گروه (الف) و (ب) اختلاف معنی‌داری در سطح احتمال پنج درصد وجود داشته در حالی که در سایر شاخص‌های مورد مقایسه، دو گروه تفاوت معنی‌دار آماری نداشتند. میزان بذر مصرفی در گروه کمتر مکانیزه در هر هکتار بیشتر از گروه بیشتر مکانیزه بوده اما این تفاوت اختلاف معنی‌داری را نشان نداد.

گروه (ب) مصرف کود فسفاته و ساعت آبیاری در هکتار بیشتری از گروه (الف) داشت. مصرف کود فسفاته در گروه (ب) به میزان ۴/۹۳ کیلوگرم در هر هکتار بیشتر بوده است. در عین حال آماره τ در رابطه با میانگین مصرف کود فسفاته ۰/۹۶ بوده است که تفاوت معنی‌داری در میانگین مصرفی دو گروه وجود نداشت. اما در مورد میزان

Archive of SID

www.SID.ir

ساعت آبیاری دو گروه تفاوت معنی‌داری در سطح احتمال پنج درصد وجود داشت. ساعت آبیاری در گروه بیشتر مکانیزه ۱۶۳/۷۴ ساعت با میزان مصرف آب کمتر بوده که این مقدار برای گروه کمتر مکانیزه ۲۱۱/۲۱ ساعت با میزان مصرف آب بیشتر می‌باشد.

تفاوت موجود بین هزینه مکانیزاسیون در دو گروه (الف) و (ب)، ۲۱۹/۶۹۰ هزارریال بود که این اختلاف در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار بود.

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد میزان بذر مصرفی برای گروه (الف) دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار و در سطح ۱۰درصد بر تولید بود. متغیرهای کود فسفاته مصرفی از سوی کشاورزان و نیروی کار مورد استفاده نیز در تابع تولید تخمین زده شده دارای اثر معنی‌دار در سطح احتمال ده درصد بودند. نهادهٔ کود فسفاته اثر مثبت بر تولید نشان داد، در حالی که ضریب متغیر نیروی کار حاکی از اثرات منفی این نهاده بر تولید بود.

جدول۳ تابع تولید برای کشاورزان بیشتر مکانیزه

متغیر	سطح معنی‌دار	β	SEB	آماره t
بذر (کیلوگرم)	۰/۰۶۲۸	۰/۱۳۴	۰/۰۷۲	۱/۸۶**
سطح زیرکشت (هکتار)	۰/۰۲۶۴	-۳/۵۶	-۰/۱۴۶	۲/۴۳**
کوداوره(کیلوگرم)	۰/۲۱۰۸	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۳۳	۱/۲۰۱
کود فسفاته(کیلوگرم)	۰/۰۸۳۴	۰/۳۱	۰/۱۸۱	۱/۷۱۳*
χ_5 دور آبیاری	۰/۰۲۱۸	۰/۵۷۸	۰/۲۶۳	۲/۱۹۱**
هزینه عملیات ماشینی (هزارریال)	۰/۰۱۷۳	۰/۳۷۱	۰/۱۵۳	۲/۴۱۸**
سم (لیتر)	۰/۴۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۱۳۶	۰/۸۸۱
نیروی کار (روز-نفر)	۰/۰۷۱۹	-۰/۲۰۸	۰/۱۱۶	۱/۷۸*
ضریب ثابت	۰/۰۰۰۵	۲/۲۲	۰/۶۰۱	۳/۶۹۸**
DW = ۱/۹۶	F = ۷۸/۳۲***		R^2 = ۰/۹۰۳	
n = ۶۲			$\overline{R}^2$ = ۰/۸۹۴	

*، ** و *** معنی دار در سطح احتمال ده، پنج و یک درصد

Archive of SID

www.SID.ir

بنا به نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت که ورود تکنولوژی ماشینی در تولید اثرات مثبت داشته و باعث بهبود وضعیت تولید گردیده است.

ضریب تبیین به‌دست آمده برای مدل ۰/۹۰۳ برآورد گردیده که نشان‌دهندهٔ مناسب بودن متغیرهای در نظر گرفته شده برای مدل می‌باشد. در واقع می‌توان گفت که ۹۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته یا عملکرد محصول توسط متغیرهای به‌کار برده شده در مدل برآورد شده توضیح داده شده است.

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که متغیرهای کود اوره، کود فسفاته، دور آبیاری، ماشین آلات و سطح زیرکشت تأثیر معنی‌دار در سطوح آماری مورد نظر (یک، پنج و ده درصد) بر تولید را نشان می‌دهد. متغیرهای کود اوره، کودفسفاته، دور آبیاری و ماشین‌آلات دارای تأثیر معنی‌دار در سطح احتمال ده درصد بر تولید بودند. کوداوره مصرفی کشاورزان کمتر مکانیزه دارای علامت منفی در تابع تولید بوده است و مصرف بیشتر این نهاده اثرات منفی بر تولید نشان داده است.

جدول٤ تابع تولید برای کشاورزان کمتر مکانیزه

متغیر	سطح معنی دار	β	SEB	آماره t
بذر (کیلوگرم)	۰/۱۷۴	۰/۲۴	۰/۱۶۹	۱/۴۱۸
سطح زیرکشت (هکتار)	۰/۰۱۷۶	-۰/۳۰۷	-۰/۱۲۸	۲/۴۰۴**
کوداوره(کیلوگرم)	۰/۰۹۱۲	-۰/۰۲۹	۰/۰۱۷۳	۱/۶۷*
کود فسفاته(کیلوگرم)	۰/۰۸۷۱	۰/۲۴	۰/۱۴۲	۱/۶۹*
دوره آبیاری	۰/۰۵۸۴	۰/۵۲۱	۰/۲۷۴	۱/۹*
هزینه عملیات ماشینی	۰/۰۹۶۴	۰/۲۷۴	۰/۱۶۲	۱/۶۹*
سم (لیتر)	۰/۱۹۸	-۰/۰۰۹۱	-۰/۰۰۶۷	۱/۳۶
نیروی کار	۰/۳۱۲	-۰/۰۸۵	۰/۰۸۳	۱/۰۲
ضریب ثابت	۰/۰۰۴	۱/۷۲۵	۰/۵۷۸	۲/۹۸***
DW = ۱/۸۶	F = ۷۳/۴۴***		R^2 = ۰/۹۰۰۲	
n = ۶۸			$\overline{R}^2$ = ۰/۸۸۷	

*، ** و *** معنی داری در سطح ده ، پنج و یک درصد

متغیرهای کودفسفاته مصرفی این گروه از کشاورزان، دور آبیاری و هزین/ه عملیات ماشینی صرف شده برای تولید اثرات مثبت بر تولید را نشان دادند. ضرائب برآورد شده برای این نهاده‌ها در مدل تخمین زده شده به ترتیب

Archive of SID

www.SID.ir

۰/۲۴، ۰/۵۲۱ و ۰/۲۷۴ بوده است. در واقع می‌توان گفت که در این گروه از کشاورزان با وجود این که تنها ماشین‌آلات در مرحله تهیه زمین صرف شده است اثرات مثبت بر تولید نشان داده و باعث افزایش میزان محصول کشاورزان گردیده است در واقع کشاورزان دارای زمین‌های کوچکتر از وضعیت تولیدی مناسبتری برخوردار بوده‌اند.

تابع تولید مرکب از کل کشاورزان شامل هر دو گروه بیشتر مکانیزه و کمتر مکانیزه در تولید محصول چغندرقند نیز تخمین زده شد. متغیر در نظر گرفته شده برای تابع تولید کل همانند توابع تخمین زده شده در مورد هریک از گروه‌های کشاورزان بیشتر و کم‌تر مکانیزه بود ولی در تابع تولید کل متغیر مجازی Δ که نشان‌دهنده اختلاف دو گروه از نظر سطح استفاده از خدمات ماشینی می‌باشد وارد گردید. واردکردن این متغیر برای نشان دادن اثرات موجود در ورود تکنولوژی مکانیزاسیون در مراحل دیگر تولید به جز تهیه زمین بوده تا از این طریق وجود اختلاف یا عدم اختلاف معنی‌دار در گروه‌های الف و ب در استفاده از ماشین‌آلات کشاورزی در تولید چغندرقند مشخص گردد. نتایج مربوط به تابع تولید مرکب برای کل نمونه مورد مطالعه در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول۵ تابع تولید برای کل کشاورزان

متغیر	سطح معنی دار	β	SEB	آماره t
بذر (کیلوگرم)	۰/۰۶۷۱	۰/۱۸	۰/۰۹۹	۱/۸۱۲*
سطح زیرکشت (هکتار)	۰/۰۱۷۱	-۰/۳۲۶	-۰/۱۳۷	۲/۳۷۴**
کوداوره(کیلوگرم)	۰/۰۹۸۱	-۰/۰۲۱	-۰/۰۱۲۶	۱/۶۶*
کود فسفاته(کیلوگرم)	۰/۰۸۱۴	۰/۲۶	۰/۱۵۱۵	۱/۷۱۶*
دور آبیاری	۰/۰۵۲۴	۰/۵۸۱	۰/۳۰۲	۱/۹۲*
هزینه عملیات ماشینی	۰/۰۹۳۲	۰/۳۱۱	۰/۱۸۱	۱/۷۲*
سم (لیتر)	۰/۳۶۴	-۰/۰۰۵۹	-۰/۰۰۶۸	۰/۸۷۱
نیروی کار	۰/۱۹۶	-۰/۱۰۸	-۰/۰۸۳۴	۱/۲۹۴
D	۰/۲۹۸	۰/۰۳۴	۰/۰۳۲	۱/۰۶
ضریب ثابت	۰/۰۲۶۱	۱/۰۴	۰/۴۶۹	۲/۲۱۴**
n = ۱۳۰		F = ۴۴/۵۵***		R^2 = ۰/۸۴۵
DW = ۲/۱۷				$\bar{R}^2$ = ۰/۸۲۶

* ، ** و *** معنی دار در سطح احتمال ده، پنج و یک درصد

نتایج جدول نشان می‌دهد که متغیرهای بذر، سطح زیرکشت، کوداوره، کودفسفاته، دور آبیاری و هزینه عملیات ماشینی در تابع تولید مرکب برآورد شده دارای اثرات معنی‌دار بر تولید چغندرقند بوده‌اند. متغیرهای بذر،

Archive of SID

www.SID.ir

کودفسفاته و دور آبیاری اثرات مثبت و معنی‌داری در سطح ده درصد بر تولید نشان دادند. در واقع افزایش مصرف این نهاده، باعث بالا رفتن عملکرد کشاورزان گردیده است. ضرائب این متغیرها در مدل به ترتیب ۰/۱۸، ۰/۲۶ و ۰/۵۸۱ بوده که بیشترین تأثیر مثبت در بین این متغیرها مربوط به دور آبیاری می‌باشد.

نتایج حاصل از مقایسه بهره‌وری متوسط گروه‌های (الف) و (ب) نمایان‌گر وجود اختلاف معنی‌دار در بهره‌وری متوسط مصرف سم، نیروی کار، ساعات آبیاری و هزینه عملیات ماشینی می‌باشد. مقایسه میانگین دو گروه نشان‌دهندهٔ بالاتر بودن هزینه عملیات ماشینی در گروه الف به نسبت گروه ب بوده است. به طوری‌که میزان میانگین هزینه عملیات ماشینی ۹۸۵/۸۵۰ هزارریال برای گروه الف و ۷۶۶/۱۵۸ هزارریال برای گروه (ب) می‌باشد. بالاتر بودن هزینه انجام شده از سوی گروه بیشتر مکانیزه در عملیات ماشینی به تنهائی نمی‌تواند دلیل بر بالا بودن بهره‌وری این گروه نسبت به گروه کمتر مکانیزه باشد. در صورتی که نتایج نشان می‌دهد با در نظر گرفتن هزینه عملیات ماشینی صورت پذیرفته از سوی هر دو گروه در تولید محصول، بهره‌وری گروه ب بالاتر از گروه الف بوده است. به عبارت دیگر گروه کمتر مکانیزه دارای بهره‌وری بالاتری در هزینه عملیات ماشینی به نسبت گروه الف بود هر چند که میزان هزینه عملیات ماشینی در این گروه پایین‌تر می‌باشد. علت این امر می‌تواند عدم به‌کارگیری اصول صحیح و مناسب با توجه به نیازهای موجود مزارع در تولید چغندرقند از سوی کشاورزان بیشتر مکانیزه باشد.

زیرا که گروه بیشتر مکانیزه تنها کاربرد ماشین‌آلات در مراحل کاشت و داشت را بیشتر از گروه کمتر مکانیزه انجام داده است. ولی به‌کارگیری ماشین‌آلات با توجه به بهره‌وری محاسباتی نشان می‌دهد که فاقد اصول آموزش و کاربرد صحیح مکانیزاسیون در تولید و نحوه و زمان به‌کارگیری ماشین‌آلات برای افزایش عملکرد بوده است.

جدول٦ مقایسه بهره‌وری متوسط نهاده‌ها در گروه‌های (الف) و (ب)

بهره وری	گروه الف	گروه ب	اختلاف دو گروه
بذر (کیلوگرم)	۳۳/۷۹	۲۸/۶۵	۵/۱۴
کوداوره(کیلوگرم)	۱۴/۶۸	۱۴/۱۲	۰/۵۶
کود فسفاته(کیلوگرم)	۱۸/۱۴	۱۵/۸۱	۲/۳۳
سم (لیتر)	۶۹۸/۳۱	۷۴۲/۲۴	-۴۳/۹۳**
نیروی کار	۶۶/۴۷	۶۲/۱۸	۴/۲۹*
دور آبیاری	۵۸۹/۰۷	۵۱۴/۴۷	۷۴/۶
زمان آبیاری	۲۸/۲۹	۱۸/۱۲	۱۰/۱۷**
هزینه عملیات ماشینی	۵/۲۱۹	۵/۸۱۴	-۰/۵۹۵*

* و ** : معنی‌دار در سطح احتمال ده و پنج درصد

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج مقایسه بهره‌وری نهائی برای گروه‌های الف و ب در جدول شماره ۷ درج شده است.

جدول۷ مقایسه بهره‌وری نهائی گروه‌های الف و ب

بهره وری	گروه ب	گروه الف	اختلاف دو گروه
کود فسفاته(کیلوگرم)	۳/۷۹	۵/۶۲	۱/۸۳ *
دور آبیاری	۲۶۸/۰۳	۳۴۰/۴۸	۷۲/۴۵ **
هزینه عملیات ماشینی	۱/۶۹۳	۱/۹۳۶	۰/۳۶۳

* و ** : معنی‌دار در سطح احتمال ده و پنج درصد

همان‌طوری‌که در این جدول مشاهده می‌گردد بهره‌وری نهائی گروه (الف) در تمامی نهاده‌های موردنظر در مقایسه با گروه (ب) بیشتر می‌باشد. این اختلاف در ارتباط با کودفسفاته و دور آبیاری از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد، اما از نظر بهره‌وری نهائی در ارتباط با هزینه عملیات ماشینی اختلاف معنی‌داری بین دو گروه مشاهده نمی‌شود. بهره‌وری بالاتر گروه الف می‌تواند ناشی‌از بهبود کیفیت تولید در ارتباط با استفاده‌از تکنولوژی ماشین‌آلات و هم‌چنین رابطه مکملی این تکنولوژی در ارتباط با نحوه و میزان استفاده از سایر نهاده‌ها باشد. اما برای هر دو گروه لزوم بازنگری در مصرف نهاده‌های تولید برای ارتقای سطح کمی و کیفی مصرف نهاده‌ها در تولید و بهبود عملکرد الزامی می‌باشد.

به منظور برآورد کارائی فنی گروه‌های بیشتر مکانیزه و کمتر مکانیزه از تابع تولید مرزی تصادفی و روش حداکثر درستنمائی برای تخمین استفاده گردید. برهمین اساس سه فرض بدون محدودیت، $\mu = ۰$ و $\mu = \gamma = ۰$ در مورد اجزاء جمله اخلال مورد آزمون قرار گرفت و براساس نتایج به‌دست آمده از آزمون فرضیات مدل مناسب و کارائی فنی کشاورزان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. پذیرفته شدن $\mu = ۰$ نمایان‌گر آن است که کارائی فنی بهره‌برداران دارای توزیع نرمال یک دامنه (دامنه مثبت) است. در حالی که اگر فرض $\mu = \gamma = ۰$ قبول شود، نشان‌دهندهٔ برتری روش حداقل مربعات معمولی بر روش حداکثر درستنمائی می‌باشد. به عبارت دیگر با پذیرش این فرض، تمام تغییرات تولید محصول و اختلاف بین بهره‌برداران مربوط به عواملی است که از کنترل بهره‌بردار خارج است.

کارائی فنی کشاورزان کمتر مکانیزه

آزمون حداکثر درستنمائی برای تخمین مناسب‌ترین مدل تابع تولید مرزی تصادفی برای

Archive of SID

www.SID.ir

کشاورزان گروه کمتر مکانیزه حاکی از پذیرفته شدن تمام فرض‌های مربوطه برای این گروه می‌باشد. نتایج مربوط به آزمون حداکثر درستنمائی در گروه کمتر مکانیزه پذیرفتن فرضیه $\mu = \gamma = ۰$ را نشان می‌دهد. بنابراین با پذیرش این فرض ارجحیت تخمین مدل به روش حداکثر درستنمائی برای تخمین تابع تولید مرزی تصادفی کشاورزان کمتر مکانیزه در مقابل روش حداقل مربعات معمولی را نمی‌توان پذیرفت. در واقع پذیرش فرض فوق مزیت روش حداقل مربعات معمولی بر روش حداکثر درستنمائی را نشان می‌دهد. در نتیجه تمام تغییرات تولید محصول و اختلاف بین بهره‌برداران مربوط به عوامل غیرقابل کنترل و تصادفی است. بنابراین مقایسه کارائی فنی برای این گروه امکان‌پذیر نمی‌باشد. جدول ۸ نتایج مربوط به فرضیه آزمون حداکثر درستنمائی برای انتخاب مدل مناسب و رد فرض ارجحیت مدل حداکثر درستنمائی بر مدل حداقل مربعات معمولی در گروه کمتر مکانیزه را نشان می‌دهد.

جدول۸ آزمون نسبت حداکثر درستنمائی برای انتخاب مدل مناسب در گروه کمتر مکانیزه

نتیجه آزمون	کای دو محاسباتی	کای دو جدول	فرضیات
پذیرش	۲/۹۸	۳/۸۴	$\mu = ۰$
پذیرش	۳/۴۳	۵/۹۹	$\mu = \gamma = ۰$

کارائی فنی کشاورزان بیشتر مکانیزه

برای گروه بیشتر مکانیزه نیز اقدام به بررسی آزمون نسبت حداکثر درستنمائی برای انتخاب تابع تولید مرزی تصادفی مناسب گردید. نتایج مربوط به این آزمون نشان داد که در مورد گروه بیشتر مکانیزه فرضیه $\mu = ۰$ پذیرفته می‌شود. در واقع می‌توان گفت که کارائی فنی بهره‌برداران دارای توزیع نرمال یک دامنه (دامنه مثبت) است. اما فرضیه $\mu = \gamma = ۰$ در این گروه از کشاورزان رد شد. بدین معنی می‌توان گفت که روش حداکثر درستنمائی در تخمین تابع تولیدی مرزی تصادفی بر روش حداقل مربعات ارجحیت دارد. هم‌چنین می‌توان تفاوت‌های مربوط به تولید محصول را به عوامل تحت کنترل زارع نسبت داد و در نتیجه مقایسه کارائی فنی برای بهره‌برداران را می‌توان انجام داد. (جدول ۹ و ۱۰)

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۹ پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی گروه الف

متغیرها	T	ضریب
β0	۲/۴۸**	−۱/۹۸
β1	۱/۵۶	۰/۱۴۹
β2	۱/۰۸	۰/۰۳۲
β3	۱/۸۱*	۰/۳۴۱
β4	۰/۹۲	۰/۰۱۴
β5	۲/۷۳***	۰/۶۱۴
β6	۱/۹۱۲*	−۰/۱۵۸
β7	۲/۱۲ **	۰/۳۴۱
β8	۲/۰۸**	۰/۲۹۸
σ2	−	۰/۲۲۱
γ	−	۰/۷۱۲
log likelihood	−	−۲۲/۱۴

*، ** و *** معنی‌دار در سطح احتمال ده، پنج و یک درصد

جدول۱۰ آزمون فرض‌های مدل حداکثر درستنمائی برای کشاورزان بیشتر مکانیزه

نتیجه آزمون	کای دو محاسباتی	کای دو جدول	فرضیات
پذیرش	۲/۱	۳/۸۴	$\mu = ۰$
عدم پذیرش	۷/۱۲	۵/۹۹	$\mu = \gamma = ۰$

نتایج مربوط به کارائی فنی محاسباتی کشاورزان در جدول ۱۱ نشان داده است. براساس نتایج به‌دست آمده حداکثر و حداقل کارائی فنی برای کشاورزان گروه بیشتر مکانیزه به ترتیب ۹۹ و ۱۱ درصد و متوسط آن ۵۸/۴ درصد می‌باشد. اختلاف زیاد بین حداکثر و حداقل کارائی فنی (۸۸ درصد) نشان می‌دهد که می‌توان بدون تغییر عمده در تکنولوژی یا نهاده‌های این گروه با اعمال روش‌های ترویجی و مدیریتی مناسب این اختلاف را کاهش داد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۱۱ توزیع فراوانی کشاورزان در سطوح مختلف کارائی فنی

کارائی فنی	فراوانی	درصد	میانگین کارائی فنی
کمتر از۲۰ درصد	۴	۶/۴	۱۵/۶
۲۰ تا ۴۰ درصد	۱۰	۱۶/۱	۲۹/۴
۴۱ تا ۶۰ درصد	۲۱	۳۳/۹	۵۳/۷
۶۱ تا ۸۰ درصد	۱۵	۲۴/۲	۷۱/۴
بیش از ۸۰ درصد	۱۲	۱۹/۴	۸۸/۷

بررسی عوامل مؤثر بر کارائی فنی در جدول ۱۲ نشان داده شده است. از روش آنالیز واریانس اختلاف معنی‌دار بین گروه‌های در نظر گرفته شده برای مدل اقتصادی و مدیریتی با کارائی فنی استفاده گردید.

جدول۱۲ تجزیه واریانس عوامل مؤثر بر کارائی فنی

متغیر	سطح متغیر	میانگین کارائی فنی
تجربه کشاورزی:	۲۰>	۴۹/۶
مقدار F : *۴/۶	۴۰ ≤تا≤ ۲۰	۶۳/۲
	۴۰ <	۵۵/۷
سواد:	بی سواد	۴۷/۱۲
مقدار F : ** ۶/۲۸	راهنمایی تا کمتر از دیپلم	۵۳/۱۶
	دیپلم و بالاتر	۶۹/۱۴
تعداد افراد خانوار:	۶ >	۶۰/۱۴
مقدار F : ** ۲/۰۸	۱۰ > تا ≤ ۶	۵۷/۰۲
	۱۰ <	۵۴/۱۴
کلاسهای ترویجی:	بله	۷۰/۱۴
tمقدار : **۲/۴۸	خیر	۵۲/۱۶
مالکیت مزرعه:	اجاره	۵۰/۱۹
tمقدار : *۱/۸۲	ملکی	۶۱/۱۸
درآمد خارج از مزرعه:	دارد	۵۳/۴
مقدار t : ۱/۴۲	ندارد	۵۹/۶۸

* و ** معنی دار در سطح احتمال ده و پنج درصد

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج جدول ۱۲ نشان می‌دهد که در گروه‌های تجربه کشاورزی کمترین میانگین کارائی فنی با ۴۹/۶ درصد مربوط به گروه زیر ۲۰ سال و بیشترین مقدار مربوط به گروه بین ۲۰ تا ۴۰ سال با ۶۳/۲ درصد می‌باشد. براساس جدول فوق تأثیر افزایش میزان سواد، کاهش تعداد خانوار، حضور در کلاس‌های ترویجی و مالکیت مزرعه براساس آزمون‌های t و F در بین گروه‌های موردنظر مشهود است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در گروه بیشتر مکانیزه با توجه به تأثیر مثبت میزان بذر مصرفی و کودفسفاته در افزایش میزان عملکرد، افزایش مصرف آن‌ها و کاهش نیروی کار و در گروه کمتر مکانیزه، کاهش مصرف کوداوره و افزایش میزان کودفسفاته و دور آبیاری و عملیات ماشینی توصیه میگردد.

بالاتر بودن هزینه عملیات ماشینی در گروه الف به نسبت گروه ب نمی‌تواند دلیل بر بالابودن بهره‌وری این گروه نسبت به گروه کمتر مکانیزه باشد. نتایج نشان دادند که بهره‌وری هزینه عملیات ماشینی صورت پذیرفته گروه ب بالاتر از گروه الف بوده است. علت این امر می‌تواند عدم به‌کارگیری اصول صحیح و مناسب استفاده از ماشین با توجه به اقلیم، فن‌آوری مناسب و نیازهای موجود مزارع در تولید چغندرقند از سوی کشاورزان بیشتر مکانیزه باشد.

گروه بیشتر مکانیزه تنها کاربرد ماشین‌آلات در مراحل کاشت و داشت را بیشتر از گروه کمتر مکانیزه انجام دادند. ولی بهره‌وری محاسباتی نشان می‌دهد که عملیات موردنظر فاقد اصول آموزش و کاربرد صحیح مکانیزاسیون در تولید و نحوه و زمان به‌کارگیری ماشین‌آلات برای افزایش عملکرد بوده است.

پیشنهاد می‌شود. باتوجه به پایین بودن بهره‌وری در هزینه عملیات ماشینی در گروه بیشتر مکانیزه که می‌تواند ناشی‌از عدم به‌کارگیری صحیح و مناسب از ماشین باشد با تدوین اولویت‌های آموزشی و انجام دروه‌های آموزشی تکمیلی، سرویس و نگه‌داری و اپراتوری میزان بهره‌وری این نهاده را به نحو مطلوبی افزایش داد.

ترویج و ترغیب استفاده صحیح و اصولی‌از فن‌آوری ماشینی مناسب منطقه، سبب بهبود وضعیت تولید در دو گروه خواهد شد. بخصوص در زمینه ماشین‌های کاشت و داشت که صحت عملکرد و افزایش راندمان آن‌ها تأثیر بسزایی در میزان عملکرد تولید دارد.

در خصوص کارایی فنی در گروه بیشتر مکانیزه با توجه به اختلاف زیاد بین حداقل و حداکثر کارایی می‌توان بدون تغییر عمده در نهاده‌های این گروه با به‌کار بستن روش‌های مدیریتی مناسب این اختلاف را کاهش داد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع مورد استفاده : References:

سازمان جهادکشاورزی استان فارس. ۱۳۸۴.آمار نامه سازمان جهادکشاورزی استان فارس

سیدان، س. م. ۱۳۸۴.بررسی کارایی فنی کشاورزی چغند کار و عوامل مؤثر بر افت: مطالعه موردی دراستان همدان. مجله چغندرقند .۲۱(۲):۱۵۰-۱۳۷.

قره باغیان، م.۱۳۷۳. برآورد تابع تولید نیشکر و شکر در واحد کشت و صنعت نیشکر هفت تپه. مجله اقتصاد,شماره ۱۲.ص ۳۵-۲۲.

مظفری، س. ۱۳۷۳. تأثیرات مکانیزاسیون تولید و اشتغال در کشاورزی: بررسی موردی در کشاورزی پنجاب. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال دوم، شماره ۷. ص ۱۰۶ تا ۱۳۶.

محمدی، ح. موسوی، ن. کفیل‌زاده، ف و رحیمی، م.۱۳۸۴. بهره‌وری عوامل و نهاده‌های تولید در مزارع چغندرقند اقلید. مجله چغندرقند۲۱ (۱):۴۱-۲۱

منصوری‌راد، د. ۱۳۷۶. تراکتورها و ماشین‌های کشاورزی. جلد اول. چاپ ششم. انتشارات دانشگاه بوعلی سینا همدان. همدان.

موسی‌نژاد، م. ۱۳۷۴. تولید چغندرقند در استان خراسان و تخمین اقتصادسنجی آن. اقتصاد کشاورزی و توسعه شماره ۲۰. ص۴۵-۳۵.

Battese GE, Rieger L (1990) Alternative production frontier methodologies and dairy farm efficiency. Agricultural Economics. 41: 215-226

Chandrasekaran M, Sridharan B (1993) “Productivity trends in industry in India”. Indian Economic Journal 4-2. 61-70

Dawson PJ (1985) Measuring technical efficiency from production function: Some further estimates. Journal of Agricultural Economics, 36(1):31-41

Wang J, Walies EJ, Cramer GL (1996) A shadow price frontier measurement of profit efficiency in Chinese agriculture. American Journal of Agricultural Economics, (78):146-156.

Archive of SID

www.SID.ir