Archive of SID

عوامل مؤثر بر کارایی فنی چغندرکاران در استان کرمانشاه

Factors affecting technical efficiency the sugar beet producers in Kermanshah province

عادل نعمتی[۱]، جهانشاه بساطی[۱] , اسدا... زارعی[۲] و امیرحسین رستم پور[۳]

چکیده

به منظور بررسی عوامل مهم و مؤثر در تولید چغندرقند، با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای در استان کرمانشاه در مجموع ۱۰۰ کشاورز از شهرستان‌های کرمانشاه و اسلام‌آباد غرب انتخاب و اطلاعات لازم از طریق تکمیل پرسشنامه در سال زراعی ۱۳۸۰-۱۳۷۹ جمع‌آوری و مورد پردازش قرار گرفت. ارزیابی کارایی فنی چغندرکاران و عوامل مؤثر بر آن با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی به شکل کاب- داگلاس صورت گرفت. نتایج مطالعه نشان داد که متوسط کارایی فنی چغندرکاران در شهرستان کرمانشاه ۸۲ درصد و در شهرستان اسلام‌آباد غرب ۷۷ درصد می‌باشد. در این مطالعه تعداد قطعات، نوع کشت سال قبل، مصرف کود براساس آزمون خاک، زمان آخرین آبیاری (زمان رهایی)، روش کاشت محصول و مطالعه نشریات ترویجی بر کارایی فنی چغندرکاران مؤثر بودند.

واژه‌های کلیدی: چغندرقند، کارایی فنی، عوامل مؤثر بر تولید، کرمانشاه, اسلام آباد غرب

۱- اعضاء هیئت علمي مرکز تحقیقات کشاورزي و منابع طبیعي استان کرمانشاه
۲- دانشجوي کارشناسي ارشد دانشگاه شهید چمران اهواز E-mail: Neamatiadel@yahoo.com
۳- دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

خوداتکائی در زمینه محصولات کشاورزی همواره مورد توجه مدیران و برنامه‌ریزان بوده و نقش عمده‌ای در توسعه اقتصاد کشور دارد. اهمیت موضوع از نظر امنیت غذایی، ایجاد اشتغال، جلوگیری از خروج ارز و روابط آن با سایر بخش‌ها و سهمی که در تولید ناخالص ملی دارد، در خور ملاحظه است.

چغندرقند یکی از محصولات مهم صنعتی و کشاورزی است که با توجه به افزایش جمعیت کشور و نیاز به قند و شکر، در بین گیاهان زراعی از جایگاه خاصی برخوردار است. افزایش تولید چغندرقند به دو طریق امکان پذیر است، یکی افزایش سطح زیر کشت که به دلیل مشکل کم آبی بویژه در سال‌های اخیر به طور گسترده امکان پذیر نیست و راه دیگر افزایش تولید از طریق بالابردن عملکرد در واحد سطح است. به عبارت دیگر ازطریق افزایش بازدهی اراضی قابل کشت می‌توان به هدف افزایش تولید دست یافت. برای نیل به هدف افزایش بازده در واحد سطح, استفاده از تکنولوژی مدرن و مناسب در مجموعه هماهنگ ترکیب عوامل تولید و تخصیص مناسب نهاده‌ها در یک مدیریت کارآمد روش مناسب می‌باشد.

امروزه یکی از مشکلات، ضعف مدیریت و ناکارایی اقتصادی واحدهای تولیدی است. با توجه به مشکلات تغییر تکنولوژی در کوتاه مدت، توجه به عنصر مدیریت در جهت بهبود کارایی و افزایش تولید راه‌کار بسیار مناسبی است.

اختلاف زیادی بین عملکرد چغندرقند در نقاط مختلف وجود دارد. این اختلاف حتی در مزارع موجود در یک منطقه که از بافت خاک و شرایط آب و هوایی تقریبا" یکسانی برخوردار است، نیز دیده می‌شود. لذا یافتن عوامل مؤثر بر آنها و برنامه‌ریزی در جهت بهبود آن، نقش مهمی در افزایش بازده تولید دارد.

زارع (۱۳۷۶) با بررسی ۱۸۰ پرسشنامه، کارایی فنی، اقتصادی و تخصیصی باغداران باغ‌های آبی و دیم انگور در استان فارس را محاسبه کرده ونشان داد که کارایی فنی در باغ‌های آبی بیش از باغ‌های دیم است. در حالی که در باغ‌های آبی بیش از ۹۰ درصد و در باغ‌های دیم بیش از ۴۸ درصد عدم کارایی فنی مربوط به عوامل مدیریتی است. سواد، اندازه مزرعه، تعداد قطعات و درآمد از عوامل مؤثر بر کارایی فنی بوده‌اند.

موسی‌نژاد و قاسمی (۱۳۷۷) مدیریت نهاده‌ها در تولید چغندرقند در شهرستان اقلید را بررسی نموده و نشان دادند که میانگین کارایی فنی ۷۳/۶۸ درصد است و مهم‌ترین عامل مؤثر بر کارایی فنی، اندازه مزرعه چغندرقند می‌باشد.

نعمتی (۱۳۷۷) عوامل مؤثر بر کارایی اقتصادی گندم‌کاران دیم شهرستان کرمانشاه را مطالعه نموده و نتیجه گرفت که متوسط کارایی اقتصادی، تخصیصی و فنی به ترتیب برابر ۴۳/۵، ۵۲/۴ و ۶۶/۵ درصد است و متغیرهایی نظیر افزایش جمعیت خانواده و افزایش تعداد قطعات زمین باعث کاهش کارایی فنی می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

تایلر وهمکاران (Taylor et al. 1986) با بررسی اثر برنامه‌های اعطای وام با یارانه بر روی کارایی فنی و تخصیصی مزارع سنتی در برزیل نشان دادند که برنامه مذکور نه تنها هیچ اثری بر کارایی فنی نداشته بلکه به طور محسوسی بر کارایی تخصیصی اثر منفی داشته است.

داوسون و لینگارد (Dawson and Lingard 1989) با استفاده از اطلاعات مؤسسه تحقیقات بین‌المللی برنج (که شامل۶۱ پرسشنامه برای سال ۱۹۷۰، ۵۷ پرسشنامه برای سال ۱۹۷۴، ۱۴۳ پرسشنامه برای سال ۱۹۷۹ و۱۳۵ پرسشنامه برای سال ۱۹۸۲ بوده) نشان دادند که میانگین کارایی فنی برنج‌کاران فیلیپین برای سال‌های مورد مطالعه به ترتیب ۶۴، ۶۲ و ۶۰ و ۷۰ درصد بوده و علت این افزایش کارایی، آموزش زارعین و خدمات ترویجی می‌باشد.

داتا و جوشی (Data and Joshi 1992) جهت افزایش تولید محصولات کشاورزی دو گزینه افزایش کارایی و افزایش سطح زیر کشت از طریق اصلاح زمین‌های شور را مورد آزمون قرار داده و نشان دادند که افزایش تولید از طریق بهبود کارایی به طور معنی‌داری هزینه کمتری نسبت به اصلاح زمین‌های شور دارد.

دورای سامی (Duraisamy 1992) با بررسی اثر آموزش و ترویج بر تولید و کارایی تخصیصی برنج‌کاران تامیل‌نادو نشان داد که ترویج اثر مثبت و معنی‌داری بر تولید دارد. پاریخ و شاه (Parikh and Shah 1994) نشان دادند که میزان کارایی فنی به سطح اعتبارات، سواد، سن کشاورزان و اندازه قطعات زمین بستگی دارد.

براوو و ایونسون (Bravo and Evenson 1994) کارایی مزارع روستایی در شرق پاراگوئه را با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی برای محصولات پنبه و کاساوا به دست آورده و مشخص نمودند که امکان افزایش سود با تکنولوژی فعلی وجود دارد و بهبود کارایی را به عنوان یک راه حل به جای افزایش سطح زیر کشت مطرح کردند.

باتیس و همکاران (Battese et al. 1996) عدم کارایی فنی کشاورزان گندمکار در چهار منطقه از پاکستان طی سال‌های ۹۱-۱۹۸۶ را بررسی کردند. میانگین کارایی در این مناطق۷۸/۹، ۵۸،۵۷/۴ و ۷۷/۵ درصد بود و سن، تحصیلات و نسبت افراد ذکور خانواده بر کارایی اثر مثبت داشتند.

در استان کرمانشاه, متوسط عملکرد چغندرقند ۳۰ تن در هکتار با عیار ۱۶ درصد می باشد. کشاورزانی در این استان وجود دارند که با مصرف میزان نهاده مشابه سایر زارعین, عملکرد بالای ۶۰ تن در هکتار را دارند و این امر به کارایی بالای این زارعین بر می‌گردد. تحقیق حاضر در صدد است تا با تخمین کارایی فنی و بررسی عوامل مؤثر بر آن, راه حل‌های منطقی و عملی و رهنمودهای لازم جهت کمک به برنامه ریزان و مسؤلین اجرایی ارائه نماید.

www.SID.ir

Archive of SID

مواد و روش‌ها

در این تحقیق از داده‌های مقطعی استفاده و اطلاعات مربوط به سال زراعی ۸۰-۱۳۷۹ از زارعین منتخب استان کرمانشاه جمع‌آوری شده است. با توجه به محدودیت منابع و امکانات با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای در استان کرمانشاه ۱۰۰ کشاورز از شهرستان‌های کرمانشاه و اسلام‌آباد غرب انتخاب و اطلاعات لازم از طریق تکمیل پرسشنامه جمع‌آوری و مورد پردازش قرار گرفت. برای اندازه‌گیری کارایی فنی از تابع تولید مرزی تصادفی با روش حداکثر درست نمایی (تابع تولید مرزی تصادفی که توسط باتیس و کوئلی Battese and Coelli 1993 پیشنهاد گردیده) استفاده شد. این مدل از بسط مدل ارائه شده به وسیله ایگنر و همکاران (Aigner et al. 1977) بدست آمده است که شکل کلی آن به صورت زیر است.

$$Yit = F(X_{it} ; B).\ e^{Eit} \qquad (۱)$$

در این رابطه Yit میزان تولید واحد i ام در زمان t، $F(\ )$ تابع تولید مناسب به طور مثال کاب داگلاس، X_{it} یک بردار $K\times1$ از مقدار نهاده واحد iام در سال t، B یک بردار $K\times1$ از پارامترهای نامعلوم و E_{it} جمله پسماند که از دو جزء مستقل از هم تشکیل شده است به طوری که:

$$E_{it} = V_{it} - U_{it} \qquad (۲)$$

V_{it} جزء متقارنی است که تغییرات تصادفی تولید ناشی از تأثیر عوامل خارج از کنترل زارع مانند اقلیم و بیماری‌ها را در بر می‌گیرد. این جزء دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 است.

U_{it} نیز مربوط به کارایی فنی واحدها است که دارای توزیع نرمال یک دامنه است. برای واحدهایی که مقدار تولید آن‌ها بر روی تابع تولید مرزی قرار می‌گیرد، U_i برابر با صفر است اما برای واحدهایی که تولید آنها زیر منحنی تولید مرزی قرار می گیرد U_i بزرگ‌تر از صفر است. لذا U_i بیان‌گر مازاد تولید مرزی از تولید واقعی در سطح معین از مصرف نهاده است. در نهایت کارایی فنی از طریق رابطه زیر بدست می‌آید.

$$EFF_{it} = EXP\ (-\ U_{it}) \qquad (۳)$$

به دلیل تقریبی بودن انحراف معیار ضرایب آزمون t، این آزمون اطمینان بخش نیست لذا جهت آزمون معنی‌دار بودن تابع تولید مرزی و انتخاب مدل مناسب از آزمون نسبت حداکثر درست نمایی تعمیم یافته، استفاده می‌شود.

$$\lambda = -2[\ Logliklihood\ (H_0) - Logliklihood\ (H_1)] \qquad (۴)$$

در این رابطه λ نسبت حداکثر درستنمایی تعمیم یافته، H_0 فرضیه صفر بودن ضرایب و H_1 فرضیه مخالف آن است. λ دارای توزیع کای دو (χ_2) است. لذا مقایسه مقدار آن با مقدار جدول معنی‌دار بودن ضرایب را نشان خواهد داد. مهم‌ترین آزمون مربوط به آزمون گاما می‌باشد. با توجه به روابط ۵ و۶ در

www.SID.ir

Archive of SID

صورتی که گاما برابر صفر باشد U_{it} وجود نداشته و تابع تولید مرزی قابل مشاهده نیست، لذا روش OLS (Ordinary least square) بر روش تابع تولید مرزی تصادفی ترجیح داده می‌شود.

$$\sigma^2 = \sigma^2 u + \sigma^2 v \qquad (۵)$$

$$\gamma = \frac{\sigma^2 u}{\sigma^2} \qquad (۶)$$

در این تحقیق از بین فرم‌های مختلف تابع تولید، باتوجه به خصوصیات یک مدل برتر (ساده بودن مدل، سازگاری بامنطق فیزیکی و اقتصادی، خوبی برازش، قدرت تعمیم‌دهی و پیش‌نگری و تخمین منحصر به فرد پارامترها)، تابع تولید کاب- داگلاس انتخاب شد. فرم کلی تابع تولید مورد استفاده در این تحقیق به شرح زیر است:

$$LnYi = \beta_0+\beta_1 LnX_1+ \beta_2 LnX_2+ \beta_3 LnX_3+ \beta_4 LnX_4+ \beta_5 LnX_5+ \beta_6 LnX_6+ \beta_7 LnX_7+ \beta_8 LnX_8+ \beta_9 LnX_9+ \beta_{10} D+ \beta_{11} LnX_{10}+ \beta_{12} LnX_{11} \qquad (۷)$$

که در آن:

Ln : لگاریتم طبیعی، Y: مقدار تولید چغندرقند بر حسب تن، X_1 : سطح زیر کشت چغندرقند، X_2 : میزان مصرف کود اوره، X_3 : میزان مصرف کود فسفات، X_4 : میزان بذر مصرفی به کیلوگرم، X_5 : تعداد نیروی‌کار مورد استفاده در مزرعه، X_6 : مقدار سم مصرفی به کیلوگرم، X_7 : تعداد دفعات آبیاری، X_8 : میزان مصرفی کود ریزمغذی به کیلوگرم، X_9 : مقدار مصرف کود پتاس به کیلوگرم، D : متغیرمجازی شخم در پائیز، X_{10} : تعداد کولتیواتور، X_{11} : میزان مصرف کود حیوانی.

برای تشخیص همبستگی از آزمون d دوربین- واتسون استفاده شد.

در بحث تولید سه ناحیه تولیدی وجود دارد که حدود آن بر اساس کشش‌های تولید مشخص می‌گردد. در ناحیه یک و دو تولیدی کشش تولید مثبت و در ناحیه سه تولید کشش تولید منفی است و از نظر اقتصادی مصرف نهاده در این ناحیه به صرفه نمی‌باشد. در تابع تولید کاب- داگلاس ضرایب همان کشش تولید می‌باشند. برای بررسی عوامل مؤثر بر کارایی فنی چغندرکاران با استفاده از مدل رگرسیون زیر عوامل اقتصادی – اجتماعی مؤثر بر کارایی فنی واحدها سنجیده شده است.

$$E_i=C+ \Sigma b_i X_i +D$$

که در آن :

E_i= کارایی فنی واحدها

X_i= متغیرهای اقتصادی – اجتماعی که شامل تعداد قطعات زمین زیر کشت چغندر قند، کشت سال قبل، مصرف کود بر اساس آزمون خاک، روش کشت و مطالعه نشریات ترویجی و D متغیر زمان آخرین آبیاری (زمان رهایی) D=0 رهایی دهه اول مهر و D=1 رهایی نیمه دوم آبان بوده است.

www.SID.ir

Archive of SID

با بدست آمدن مدل نهایی (مدلی که کلیه عوامل از لحاظ آماری معنی‌دار باشند) تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از نرم‌افزار Front 4.1 تخمین و کارایی فنی محاسبه گردید.

نتایج و بحث

در استان کرمانشاه به دلیل وجود دو کارخانه‌قند اسلام‌آبادغرب و بیستون، مطالعه در این دو حوزه به طور جداگانه انجام شده است.

نتایج نشان داد که متغیرهای سطح زیر کشت، میزان مصرف کود فسفاته، میزان بذر مصرفی، نیروی کار، میزان سم مصرفی، تعداد دفعات آبیاری در شهرستان کرمانشاه بر تولید اثر معنی‌داری داشته و با علامت مثبت در تابع وارد شده‌اند (جدول ۱). یعنی مصرف نهاده‌های فوق در ناحیه دو تولید قرار داشته ومصرف آنها منطقی بوده است. اما متغیرهای میزان مصرف کود اوره وکودهای ریزمغذی با علامت منفی وارد تابع شده و بر تولید اثر منفی و معنی‌داری داشته است. یعنی مصرف این دو نهاده بیش از حد بوده و مصرف آن‌ها در ناحیه سه تولید قرار داشته است. اما در شهرستان اسلام آباد غرب متغیرهای سطح زیر کشت، میزان مصرف کود اوره، میزان بذر مصرفی و میزان مصرف کودهای ریزمغذی بر تولید اثر معنی‌داری داشته و با علامت مثبت در تابع وارد شده‌اند. یعنی مصرف نهاده‌های فوق در ناحیه دو تولیدی قرار داشته ومصرف آن‌ها منطقی بوده است. اما متغیرهای میزان مصرف کود فسفاته و نیروی کار با علامت منفی وارد تابع شده و بر تولید اثر منفی و معنی‌داری داشته است، یعنی مصرف این دو نهاده بیش از حد بوده و مصرف آنها در ناحیه سه تولید قرار داشته است. ضرایب همان کشش‌های تولید می‌باشند علامت منفی آن‌ها نشان می‌دهد که زارعین از این نهاده‌ها بیش از حد بهینه مصرف می‌کنند و در ناحیه سه تولیدی قرار دارند و این منطبق بر قانون بازده نزولی در اقتصاد و قانون میچرلیخ در زراعت می باشد (جدول ۱).

جهت انتخاب مدل مناسب بایستی آزمون‌هایی صورت گیرد که یکی از آن‌ها آزمون $\gamma = \mu = 0$ می‌باشد. با توجه به اطلاعات موجود در جدول ۲، در هر دو شهرستان کرمانشاه و اسلام آباد فرضیه $\gamma = \mu = 0$ که بر اساس آن تابع تولید OLS بر تابع تولید مرزی ارجحیت دارد، رد شده ولی فرضیه $\mu = 0$ پذیرفته شده است. مناسب‌ترین مدل، مدلی است که در آن فرضیه $\mu = 0$ مورد قبول واقع گردد. چون در هر دو شهرستان کرمانشاه و اسلام آباد غرب فرضیه$\gamma = \mu = 0$ رد شده است بنابراین می‌توان کارایی فنی چغندرکاران را اندازه‌گیری نمود (جدول ۲).

با توجه به این که تابع تولید مرزی بر تابع تولید معمولی یا OLS ارجحیت دارد بنابراین در هر دو شهرستان کرمانشاه واسلام آباد غرب تابع تولید مرزی تصادفی تخمین زده شد و بر اساس آن کارایی فنی واحدهای مورد مطالعه اندازه‌گیری گردید (جدول ۳). در هر دو شهرستان متغیرهای تابع تولید معمولی وارد تابع

www.SID.ir

Archive of SID

تولید مرزی تصادفی شده‌اند. در تابع تولید مرزی در شهرستان کرمانشاه مقدار گاما برابر ۰/۸۵ بوده است، یعنی در شهرستان کرمانشاه ۸۵ درصد از اختلاف کارایی واحدها ناشی از عوامل مدیریتی و ۱۵ درصد مربوط به عوامل تصادفی است. در حالی که در شهرستان اسلام آباد غرب مقدار گاما برابر ۰/۶۸ بوده است، یعنی در این شهرستان ۶۸ درصد از اختلاف کارایی واحدها ناشی از عوامل مدیریتی و۳۲ در صد مربوط به عوامل تصادفی است (جدول ۳). بنابراین با اعمال روش‌های صحیح مدیریت در مصرف نهاده‌ها می‌توان کارایی فنی واحدها را افزایش داد.

در شهرستان کرمانشاه حداقل کارایی فنی ۲۳ درصد و حداکثر کارایی فنی ۹۹ درصد بود، یعنی اختلاف بین کمترین و بیشترین کارایی فنی ۷۶ درصد بود. میانگین کارایی فنی در این شهرستان ۸۲ درصد بوده است. در شهرستان اسلام آباد غرب نیز حداقل کارایی فنی ۳۱ درصد و حداکثر کارایی فنی ۹۹ درصد بود، یعنی اختلاف بین کمترین و بیشترین کارایی فنی ۶۸ درصد بود. میانگین کارایی فنی در این شهرستان ۷۷ در صد بوده است (جدول ۴). اختلاف بین کمترین وبیشترین کارایی فنی بیان‌گر آن است که می‌توان با اعمال مدیریت صحیح نهاده‌ها بدون تغییر در سطح تکنولوژی موجود، وضعیت کارایی واحدها را بهبود بخشید. موسی نژاد و قاسمی (۱۳۷۷) در مطالعات خود نیز میانگین کارایی فنی چغندرکاران را ۷۳/۶۸ درصد تخمین زده‌اند.

نتایج عوامل مؤثر بر کارایی فنی واحدها در شهرستان کرمانشاه نشان داد (جدول ۵) که متغیرهای تعداد قطعات و کشت سال قبل اثر منفی و معنی‌داری بر کارایی فنی داشته‌اند، یعنی با افزایش تعداد قطعات کشت و عدم رعایت تناوب (کشاورزانی که سال قبل در زمین مورد نظر، چغندرقند کشت کرده‌اند) کارایی فنی زارعین کاهش می‌یابد. در همین شهرستان متغیرهای آزمون خاک، زمان آخرین آبیاری، روش کشت و شرکت در کلاس‌های ترویجی اثر مثبت و معنی‌داری بر کارایی فنی داشته‌اند، یعنی کشاورزانی که کود مصرفی آن‌ها براساس آزمون خاک بوده، آبیاری را تا پایان دوره داشت ادامه داده، کاشت آن‌ها به صورت ردیفی بوده واز نشریات ترویجی استفاده نموده‌اند بیشترین کارایی فنی را داشته‌اند. متغیرهای مورد بررسی در این شهرستان ۶۱ درصد از عوامل مؤثر بر کارایی فنی چغندرکاران را توجیه می‌نماید (جدول ۵). همچنین در شهرستان اسلام آباد غرب متغیرهای تعداد قطعات و کشت سال قبل اثر منفی و معنی‌داری بر کارایی فنی داشته‌اند، یعنی با افزایش تعداد قطعات کشت وعدم رعایت تناوب (کشاورزانی که سال قبل در زمین مورد نظر، چغندرقند کشت کرده‌اند) کارایی فنی زارعین کاهش می‌یابد. متغیرهای آزمون خاک، زمان آخرین آبیاری و سطح سواد اثر مثبت ومعنی‌داری بر کارایی فنی داشته‌اند، یعنی کشاورزانی که کود مصرفی آن‌ها بر اساس آزمون خاک بوده، آبیاری را تا پایان دوره داشت ادامه داده و تحصیلات بالاتری داشته‌اند،

www.SID.ir

Archive of SID

بیشترین کارایی فنی را داشته‌اند. در مطالعات انجام شده توسط محققین دیگر عواملی نظیر اندازه مزرعه، آموزش کشاورزان، تحصیلات و تعداد قطعات بر کارایی اثر مثبت داشته است متغیرهای مورد بررسی در این شهرستان ۶۸ درصد از عوامل مؤثر بر کارایی فنی چغندرکاران را توجیه می‌نماید (جدول ۵).

با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهادات زیر ارائه می‌گردد.

– با توجه به اختلاف زیاد بین بیشترین وکمترین کارایی فنی می‌توان در سطح تکنولوژی موجود و تنها با اجرای عوامل مدیریتی و استفاده بهینه از عوامل تولید، کارایی فنی کشاورزان را افزایش داد.

– با تقویت عواملی که بر کارایی فنی اثر مثبت داشته‌اند می‌توان زمینه افزایش تولید را فراهم آورد.

– با توجه به اثر معنی‌دار زمان آخرین آبیاری (زمان رهایی) بر کارایی پیشنهاد می‌شود، کارشناسان ترویج با برگزاری کلاس‌های ترویجی درخصوص زمان رهایی، کشاورزان را آگاه نمایند.

– کلاس‌های ترویجی در زمان مناسب درخصوص موضوعات مختلف کاشت و داشت چغندرقند در مزارع کشاورزان تشکیل شود.

– جهت استفاده بهینه از عوامل تولید، بازدیدهای مداومی برای زارعین از ایستگاه‌های تحقیقاتی برگزار شود.

– با توجه به این که مصرف نهاده براساس آزمون خاک اثر معنی‌داری بر کارایی‌فنی دارد پیشنهاد می‌شود که براساس نتایج آزمون خاک نهاده به زارعین تخصیص داده شود.

تشکر و قدردانی

بدین وسیله از آقای مهندس کیومرث صیادیان که در اجرای این طرح مساعدت‌های بیدریغی نمودند کمال سپاس وقدردانی را می نماید. هم چنین از آقایان علی اصغر عزیزی و خلیل روشنی تکنسین‌های پرتلاش بخش تحقیقات چغندرقند کرمانشاه که در گردآوری اطلاعات همکاری صمیمانه‌ای داشتند تشکر می‌گردد. توفیق همگی آنان را از خداوند متعال خواستار است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۱- نتایج حاصل از تخمین تابع تولید به روش حداقل مربعات

Table 1 Results of estimated production function by OLS method

اسلام آبادغرب Islamabad garb		کرمانشاه Kermanshah			
آمارهt T-test	ضرایب Cofficients	آمارهt T-test	ضرایب Cofficients	پارامتر Parameters	متغیر Variable
0.78	-26.12	-0.85	-0.88	B_0	عددثابت Fix
2.14**	16.71	2.39**	0.54	B_1	سطح زیر کشت Cultivated area
1.88*	2.95	-1.35*	-0.20	B_2	کود اوره Nitrogen fertilizer
-1.68*	-3.62	6.45**	0.011	B_3	کود فسفات Phosphorus fertilizer
2.34**	2.39	1.92*	0.38	B_4	بذر مصرفی Seed /ha
-0.063	-0.013	1.67*	0.39	B_5	نیروی‌کار Worker
0.82	0.013	1.32*	0.15	B_6	سم مصرفی Pesticide
0.73	2.077	2.72**	0.76	B_7	دفعات آبیاری Irrigation
1.13*	0.083	-1.02*	-0.019	B_8	کود ریزمغذی Microelement
-1.0	-1.75	0.703	0.017	B_9	کود پتاس Potasium fertilizer
R^2 =82 %	D.w=1.97 LR=0.102	R^2 =85 %	D.w=1.99 LR=0.24		

* , ** Significant at the 5 and 1 % level

* و ** به ترتیب معنی‌دار در سطح پنج ویک درصد

جدول ۲ - نتایج حاصل از آزمون فرض‌های مدل حداکثر درستنمایی

Table 2 Results tests of hypotheses by maximum likelihood

شهرستان(نواحی) Region	شماره آزمون No. Test	فرضیه Hypothesis	γ محاسباتی Calculated γ	کای مربع ۰/۹۵ $\chi2_{0.95}$	نتیجه آزمون Test results
کرمانشاه Kermanshah	1	$\gamma=\mu=0$	24.2	3.84	رد می‌شود Rejected
	2	$\mu=0$	0.22	5.99	پذیرفته می‌شود Accepted
اسلام‌آبادغرب Islamabad garb	1	$\gamma=\mu=0$	10.48	3.84	رد می‌شود Rejected
	2	$\mu=0$	0.54	5.99	پذیرفته می‌شود Accepted

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳ - نتایج حاصل از تخمین تابع تولید مرزی تصادفی

Table 3 Results of estimated stochastic frontier production function

اسلام‌آبادغرب Islamabad garb		کرمانشاه Kermanshah		
آماره t T-test	ضرایب Coefficients	آماره t T-test	ضرایب Coefficients	متغیر Parameters
-0.78	26.12	-0.85	-0.88	β_0
2.14	16.71	2.39	0.54	β_1
1.88	2.95	1.35	-0.20	β_2
-1.68	-3.62	0.65	0.11	β_3
2.34	2.39	1.92	0.38	β_4
-0.063	-0.013	1.67	0.39	β_5
0.84	1.39	1.32	0.15	β_6
0.73	2.07	1.72	0.79	β_7
1.13	0.083	-1.24	-0.19	β_8
-1.003	-5.79	0.70	0.17	β_9
-	0.602	-	0.51	σ^2
-	0.68	-	0.85	γ
-	179	-	–60.02	Loglikelihood

* و ** به ترتیب معنی‌دار در سطح پنج و یک درصد * , ** Significant at the 5 and 1 % level

جدول ۴- توزیع فراوانی کارایی فنی واحدها

Table 4 Frequency distribution of technical efficiency

اسلام‌آبادغرب Islamabad garb		کرمانشاه Kermanshah		حدود کارایی فنی Technical efficiency
درصد Percent	تعداد Number	درصد Percent	تعداد Number	درصد %
0	0	1.7	1	20-30
0	0	1.7	1	30-40
5	2	3.3	2	40-50
10	4	1.7	1	50-60
10	4	8.3	5	60-70
17.5	7	21.7	13	70-80
32.5	13	23.2	14	80-90
25	10	38.3	23	90-100
77	-	82	-	میانگین Mean
31	-	23	-	حداقل Low level
99	-	99	-	حداکثر High level

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۵ – عوامل مؤثر بر کارایی فنی چغندر کاران شهرستان کرمانشاه و اسلام‌آبادغرب

Table 5 Factors affecting the technical efficiency of sugar beet growers in Kermanshah and Islamabad region

اسلام‌آبادغرب Islamabad garb		کرمانشاه Kermanshah		
آماره t T-test	ضرایب Coefficients	آماره t T-test	ضرایب Coefficients	متغیر Parameters
9.1	0.76	5.94	0.474	ثابت Fixed
-3.36**	-0.077	-2.03*	-0.022	تعدادقطعه No.piece
-2.4*	-0.036	-2.36*	-0.053	کشت سال قبل Rotation
2.59*	0.109	5.05**	0.18	آزمون خاک Soil test
2.029*	0.051	2.95**	4.51	زمان آخرین آبیاری Last irrigation
-	-	4.93**	0.11	روش کشت Sowing method
-	-	2.101*	0.079	مطالعه نشریات ترویجی Study extention issues
1.2*	0.014	-	-	سطح سواد Education
R^2 =68 %		R^2=61 %		

* , ** Significant at the 5 and 1 % level

* و ** به ترتیب معنی‌دار در سطح پنج ویک درصد

www.SID.ir

Archive of SID

منابع مورد استفاده References

زارع، ش. ۱۳۷۶ . بررسی اقتصادی تولید و بازاریابی انگور در استان فارس. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

موسی نژاد، م. و قاسمی ع. ۱۳۷۷. بررسی مدیریت نهاده‌ها در تولید چغندرقند. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره (۲۴).

نعمتی، ع. ۱۳۷۷. عوامل مؤثر بر کارایی اقتصادی گندم‌کاران دیم کرمانشاه. گزارش نهایی مرکز تحقیقات کشاورزی کرمانشاه.

Aigner DJ, Lovell CAK, Schmidt P (1977) Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6: 21-37

Battese GE, Coelli TJ (1993) A. Stochastic frontier production function in corporating: A model for technical inefficiency effects. Working papers in Econometrics , University of New England, Armidale

Battese GE, Malik SJ, Gill MA (1996) An investigation of technical inefficiencies of production of wheat farmers in four districts of Pakistan.*Journal of Agricultural Economics*, 47:37-49

Bravo-Ureta BE, Evenson RE (1994) Efficiency in agricultural production: the case of peasant farmers in Eastern Paraguay. *Agricultural Economics*, 10:27-37

Data KK, Joshi PK (1992) Economic efficiencies and land augmentation to increase agricultural production: A comparative analysis for investment priorities. *Indian Journal of Agricultural Economics*, 47:468-476

Dawson PJ, Lingard J (1989) Measuring farm efficiency over time on Philipine rice farms . *Journal of Agricultural Economics* , 40:168-177

Duraisamy,P. 1992. Effect of education and extention contacts on agricultural production. *Indian Journal of Agricultural Economics*, 47:205-214.

Parikh, Shah K (1994) Measurement of technical efficiency in the North-West frontier province of Pakistan. *Journal of Agricultural Economics* ,45:132-138

www.SID.ir

Archive of SID

Taylor TG, Drummond HE, Gomes AT (1986) Agricultural credit programes and production efficiency:An analysis of traditional farming in Southeastern Minas Gerais, Brazil. *American Journal of Agricultural Economics*,68:110-119

www.SID.ir