

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 چغندر قند، 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: چغندر قند، کارایی فنی، عوامل مؤثر بر تولید، کرمانشاه، اسلام‌آباد غرب

۱ - اعضاء هیئت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه

۲ - دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه شهید چمران اهواز E-mail: Neamatiadel@yahoo.com

۳ - دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج

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.

چغندر قند 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 چغندر قند 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 از طریق 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 چغندر قند در نقاط مختلف وجود دارد. این اختلاف حتی در مزارع موجود در یک منطقه که از بافت خاک و شرایط آب و هوایی تقریباً 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 و نشان 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 چغندر قند 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 چغندر قند 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.

(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 مناطق ۷۸/۹، 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 چغندر قند 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 مسؤولین اجرایی ارائه نماید.

تایلر و همکاران (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 شامل ۶۱ پرسشنامه برای سال ۱۹۷۰، ۵۷ پرسشنامه برای سال ۱۹۷۴، ۱۴۳ پرسشنامه برای سال ۱۹۷۹ و ۱۳۵ 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 تامیل‌نادر نشان داد که ترویج اثر مثبت و معنی‌داری بر تولید دارد. پاربخ و شاه

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.

$$Y_{it} = F(X_{it}; B). e^{E_{it}} \quad (1)$$

در این رابطه Y_{it} میزان تولید واحد i ام در زمان t ، $F(\cdot)$ تابع تولید مناسب به طور مثال کاب داگلاس، X_{it} یک بردار $K \times 1$ از مقدار نهاده واحد i ام در سال t ، B یک بردار $K \times 1$ از پارامترهای نامعلوم و E_{it} جمله پسماند که از دو جزء مستقل از هم تشکیل شده است به طوری که:

$$E_{it} = V_{it} - U_{it} \quad (2)$$

جزء V_{it} 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 می‌گیرد 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.

$$EFF_{it} = \text{EXP}(-U_{it}) \quad (3)$$

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.

$$\lambda = -2[\text{Loglikelihood}(H_0) - \text{Loglikelihood}(H_1)]$$

(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 و ۶ در

میزان مصرفی کود ریزمغذی به کیلوگرم، X_9 : مقدار مصرف کود پتاس به کیلوگرم، D : متغیر مجازی 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.

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

که در آن :

$$E_i = \text{کارایی فنی واحدها}$$

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.

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

$$\sigma^2 = \sigma^2 u + \sigma^2 v \quad (5)$$

$$\gamma = \frac{\sigma^2 u}{\sigma^2} \quad (6)$$

در این تحقیق از بین فرم‌های مختلف تابع تولید، باتوجه به خصوصیات یک مدل برتر (ساده بودن مدل، سازگاری با منطق 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:

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \\ & \beta_4 \ln X_4 + \beta_5 \ln X_5 + \beta_6 \ln X_6 + \beta_7 \ln X_7 + \\ & \beta_8 \ln X_8 + \beta_9 \ln X_9 + \beta_{10} D + \beta_{11} \ln X_{10} + \\ & \beta_{12} \ln X_{11} \end{aligned} \quad (7)$$

که در آن:

\ln : لگاریتم طبیعی، Y : مقدار تولید چغندر قند بر حسب تن، X_1 : سطح زیر کشت چغندر قند، X_2 : میزان مصرف کود اوره، X_3 : میزان مصرف کود فسفات، X_4 : میزان بذر مصرفی به کیلوگرم، X_5 : تعداد نیروی کار مورد استفاده در مزرعه، X_6 : مقدار سم مصرفی به کیلوگرم، X_7 : تعداد دفعات آبیاری، X_8 :

کود فسفات 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 نهادها 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 می‌باشد (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 و اسلام 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

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 کارخانه قند 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 فسفات، 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 نهادهای فوق در ناحیه دو تولید قرار داشته و مصرف آنها منطقی بوده است. اما متغیرهای میزان مصرف کود اوره و کودهای 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 اسلام‌آباد 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 نهادهای فوق در ناحیه دو تولیدی قرار داشته و مصرف آن‌ها منطقی بوده است. اما متغیرهای میزان مصرف

تولید مرزی تصادفی شده‌اند. در تابع تولید مرزی در شهرستان کرمانشاه مقدار گاما برابر $0/85$ 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 $0/68$ بوده است، یعنی در این شهرستان ۶۸ درصد از اختلاف کارایی واحدها ناشی از عوامل مدیریتی و ۳۲ درصد 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 درصد بوده است (جدول ۴). اختلاف بین کمترین و بیشترین 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 چغندر کاران را $73/68$ 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 (کشاورزی که سال قبل در زمین مورد نظر، چغندر قند 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 و از نشریات ترویجی استفاده نموده‌اند بیشترین کارایی فنی را داشته‌اند. متغیرهای مورد بررسی در این شهرستان ۶۱ درصد از عوامل مؤثر بر کارایی فنی چغندر کاران 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 و عدم رعایت تناوب (کشاورزی که سال قبل در زمین مورد نظر، چغندر قند کشت کرده‌اند) کارایی فنی زارعین کاهش می‌یابد. متغیرهای آزمون خاک، زمان آخرین آبیاری و سطح سواد اثر مثبت و معنی‌داری 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،

- کلاس‌های ترویجی در زمان مناسب در خصوص موضوعات مختلف کاشت و داشت چغندر قند 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 کارایی فنی 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 و قدردانی را می‌نماید. هم چنین از آقایان علی اصغر عزیزی و خلیل روشنی تکنسین‌های پرتلاش بخش تحقیقات چغندر قند کرمانشاه که در گردآوری اطلاعات همکاری صمیمانه‌ای داشتند تشکر می‌گردد. توفیق همگی آنان را از خداوند متعال خواستار است.

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 و کمترین 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 در خصوص زمان رهایی، کشاورزان را آگاه نمایند.

جدول ۱- 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		پارامتر Parameters	متغیر Variable
t آماره T-test	ضرایب Coefficients	t آماره T-test	ضرایب Coefficients		
0.78	-26.12	-0.85	-0.88	B ₀	عدد ثابت 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	نیروی کار 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 ریز مغذی Microelement
-1.0	-1.75	0.703	0.017	B ₉	کود پتاس Potassium 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 معنی دار در سطح پنج و یک درصد

جدول ۲ - نتایج حاصل از آزمون فرض‌های مدل حداکثر درست‌نمایی
Table 2 Results tests of hypotheses by maximum likelihood

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

جدول ۳ - نتایج حاصل از تخمین تابع تولید مرزی تصادفی

Table 3 Results of estimated stochastic frontier production function

اسلام‌آبادغرب Islamabad garb		کرمانشاه Kermanshah		متغیر Parameters
آماره T-test	ضرایب Coefficients	آماره T-test	ضرایب Coefficients	
-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

جدول ۵ - 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		متغیر Parameters
آماره T-test	ضرایب Coefficients	آماره T-test	ضرایب Coefficients	
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 و یک درصد

References

منابع مورد استفاده

- زارع، ش. ۱۳۷۶. بررسی اقتصادی تولید و بازاریابی انگور در استان فارس. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.
- موسی نژاد، م. و قاسمی ع. ۱۳۷۷. بررسی مدیریت نهاده‌ها در تولید چغندر قند. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره (۲۴).
- نعمتی، ع. ۱۳۷۷. عوامل مؤثر بر کارایی اقتصادی گندم کاران 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 incorporating: 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 Philippine 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

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