

محاسبه کارایی فنی چغندرقدکاران خراسان رضوی با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها و تحلیل مرزی تصادفی

Determination of technical efficiency of sugar beet growers in Khorasan Razavi using data envelopment analysis (DEA) and stochastic frontier analysis (SFA)

جواد شهرکی^۱ و علی سردار شهرکی^{۲*}

تاریخ دریافت: ۹۴/۳/۴ : تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۰/۱۴

ج. شهرکی و ع. سردار شهرکی. ۱۳۹۴. محاسبه کارایی فنی چغندرقدکاران خراسان رضوی با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها و تحلیل مرزی تصادفی. چغندرقد، ۲۱۱-۲۲۴: (۲)۳۱

چکیده

چغندرقد یکی از مهم‌ترین محصولات زراعی در استان خراسان رضوی است، که نقش به‌سزایی در اقتصاد این منطقه دارد. لذا بررسی کارایی این محصول مهم به نظر می‌رسد. برای تحلیل اطلاعات از دو روش تحلیل پوششی داده‌ها و تحلیل مرزی تصادفی استفاده شد. داده‌های مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه در سه شهرستان چناران، نیشابور و قوچان از ۱۹۰ بهره‌بردار چغندرقد در سال زراعی ۹۱-۱۳۹۰ جمع‌آوری شد. نتایج مدل تحلیل مرزی تصادفی نشان داد که، کارایی فنی در شهرستان‌های چناران، نیشابور و قوچان به ترتیب ۶۵، ۶۸ و ۶۰ درصد می‌باشد. اما نتایج مدل تحلیل پوششی داده‌ها نشان داد، چناران بیشترین کارایی مقیاس را با مقدار ۷۶ درصد به خود اختصاص داده است و نتایج مشابه برای نیشابور و قوچان به ترتیب ۶۱ و ۵۸ درصد به دست آمد، لذا نتایج هر دو مدل حاکی از آن است که پتانسیل زیادی در جهت بهبود کارایی در منطقه مورد مطالعه وجود دارد. همچنین ۷۳ تا ۷۹ درصد از مزارع چغندرقد مورد بررسی در حالت بازده صعودی نسبت به مقیاس عمل کرده‌اند. لذا مصرف بیشتر نهاده‌ها جهت افزایش تولید و درآمد زارعین تصمیم مناسبی می‌باشد، تا از این راه افزایش تولید و در نتیجه بهبود کارایی حاصل شود.

واژه‌های کلیدی: تحلیل پوششی داده‌ها، تحلیل مرزی تصادفی، چغندرقد، کارایی

۱- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان- ایران

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان- ایران. *نویسنده مسئول a.shahraki65@pgs.usb.ac.ir

مقدمه

محدودیت عوامل تولید، پایه و اساس علم اقتصاد را تشکیل می‌دهد. در زمان‌های مختلف تحت هر شرایط همواره مقادیر محدودی از نهاده‌های تولید، اعم از انسانی و غیرانسانی در دسترس است. در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، با توجه به محدودیت منابع تولید مواد غذایی و نیازهای غذایی رو به رشد جوامع بشری، می‌توان با اندازه‌گیری کارایی بهره‌برداران کشاورزی، میزان شکاف میان بهترین تولیدکننده و دیگر تولیدکنندگان را در سطح یکسان فن‌آوری تعیین کرد. بنابراین، تعیین کارایی کشاورزان می‌تواند در تجزیه و تحلیل مجموعه سیاست‌های به کار رفته در زمینه کشاورزی بسیار سودمند باشد. به‌طور کلی با توجه به شناخت امکانات و محدودیت‌های موجود در بخش کشاورزی اقتصاد ایران، شاید بتوان گفت که مناسب‌ترین راه حل و راهکار برای افزایش تولید و درآمد کشاورزان از راه به‌کارگیری درست و مطلوب عوامل تولید موجود، بهبود کارایی فنی، یا همانا، به‌دست آوردن حداکثر تولید از مجموعه مشخصی از عوامل تولید باشد. کارایی عامل بسیار مهمی در رشد بهره‌وری عوامل تولید کشورها به‌خصوص کشورهای در حال توسعه به‌شمار می‌رود. این کشورها از یک طرف با کمبود منابع و فرصت‌های محدود جهت توسعه و پذیرش تکنولوژی برتر مواجهند و از طرف دیگر از تکنولوژی‌های موجود هم به‌طور کارا استفاده نمی‌کنند (Sardar Shahraki et al. 2012).

سطح کشت چغندرقد در سال زراعی ۸۸-۱۳۸۷ در کشور حدود ۵۶ هزار هکتار برآورد شده است. استان خراسان رضوی با ۳۵/۴۳ درصد بیشترین سطح را به خود اختصاص داده است. استان‌های آذربایجان غربی، فارس، کرمانشاه، سمنان و اردبیل به ترتیب با ۴۹/۲۹، ۱۰/۹۱، ۷/۹۱،

۳/۹۵ و ۳/۵۰ درصد اراضی کشت چغندرقد کل کشور رتبه‌های دوم تا ششم را به خود اختصاص داده‌اند (Statistics of agricultural Products 2010)، لذا ارزیابی وضعیت فعلی آن‌ها و لزوم توجه به مسائل کارایی جهت اقتصادی کردن این زراعت در استان خراسان رضوی، ضروری به نظر می‌رسد. در ارتباط با موضوع کارایی می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

سیدان (Sidan 2008) در بررسی کارایی فنی کشاورزان چغندرکار و عوامل مؤثر بر افت آن در استان همدان با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی به این نتیجه رسید که، متوسط کارایی فنی بهره‌برداران در شهرستان‌های همدان و ملایر به ترتیب ۷۳ و ۷۰ درصد می‌باشد.

نعمتی و همکاران (Nemati et al. 2006) در مطالعه خود، با عنوان مقایسه کارایی فنی چغندرکاران و عوامل مؤثر بر آن در استان‌های کرمانشاه، همدان و خراسان با استفاده از روش حداکثر راستنمایی، کارایی فنی چغندرکاران در استان‌های مذکور را به ترتیب ۸۲، ۷۷ و ۶۷ درصد بدست آوردند.

زارع (Zare 2005) به بررسی اقتصاد تولید و کارایی انگورکاران شهرستان کاشمر پرداخته است. وی متوسط این کارایی را ۶۱ درصد به دست آورد. همچنین نتایج مطالعه وی نشان داد که سطح زیر کشت، سواد، سابقه کشاورزی و تعداد افراد خانوار در کارایی فنی تأثیر دارند و بیش از ۷۸ درصد اختلاف تولید واحدها نیز ناشی از عوامل مدیریتی و بقیه مربوط به عوامل خارج از کنترل باغداران است.

محمدی و بریم‌نژاد (Mohammadi and Barim 2006) کارایی‌های فنی، اقتصادی، تخصیصی و مقیاس تعاونی‌های تولید دشت قمرود استان قم را با استفاده از دو روش مرز تصادفی و تحلیل پوششی داده‌ها مورد مطالعه قرار

(ML) بررسی نمودند و بر اساس نتایج کارایی فنی بدست آمده پایین تر از کارایی مقیاس بود. به علاوه تولید در زیر بهینه تولیدی نسبت به عدم تولید در مقیاس بهینه دارای سهمی عمده در عدم کارایی کل نمونه مورد بررسی دارد. آنان پیشنهاد نمودند که با گسترش میزان تولید مزارع مذکور می‌توانند به سطح مقیاس بهینه اقتصادی دست‌یابند.

نیکات و آلمدرا (Necat and Alemdar 2005) کارایی فنی مزارع تنباکو در جنوب شرقی آتالیا را با هر دو روش تحلیل فراگیر داده‌ها و تحلیل مرزی تصادفی، بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که میانگین کارایی فنی ۵۴ درصد می‌باشد.

اوسبورن و ترولود (Osborne and Trueblood 2006) کارایی اقتصادی مزارع تعاونی غلات روسیه را برای دوره‌ی تغییرات ساختاری ۱۹۹۸-۱۹۹۳ با استفاده از دو روش پارامتریک و ناپارامتریک ارزیابی نموده‌اند. نتایج نشان داد که کارایی اقتصادی در طول دوره مذکور سیر نزولی داشته است و این روند بدلیل کاهش در کارایی فنی و تخصیصی بوده است.

توزر (Tozer 2010) کارایی گندم‌کاران در منطقه‌ی استرالیای غربی را با استفاده از اطلاعات سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۷ و با بکارگیری روش تحلیل مرزی تصادفی بررسی نموده است. نتایج نشان داد که عدم کارایی در تولید گندم منطقه، از ۱۸ درصد در سال ۲۰۰۴ به ۲۹ درصد در سال ۲۰۰۷ افزایش یافته است. از این‌رو برنامه‌های هدفمند دولت در جهت بهبود بهره‌وری موفق نبوده است.

سردار شهرکی و همکاران (2012) به بررسی کارایی فنی توأم با ریسک تولید انگورکاران در منطقه سیستان با استفاده از تکنیک مرزی تصادفی پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که کارایی در شهرستان‌های زابل، زهک و هیرمند با استفاده از روش

داده‌اند، نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که اعضای تعاونی دارای متوسط کارایی فنی بالاتری نسبت به افراد غیرعضو می‌باشند. شفیع و همکارانش (Shafiee et al. 2007) کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی چغندرکاران شهرستان بردسیر را با استفاده از توابع تولید و هزینه مرزی تصادفی به ترتیب ۸۱، ۶۹ و ۵۶ درصد محاسبه کردند.

صبحی و جام‌نیا (Sabouhi and Jamniya 2007) در تحقیقی کارایی مزارع موز سیستان و بلوچستان را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که میانگین کارایی‌های اقتصادی، تخصیصی، فنی خالص و مقیاس در واحدهای مورد مطالعه به ترتیب ۸۳/۴، ۹۵/۹، ۸۶/۹ و ۹۴/۹ درصد است.

سادات مؤذنی و کرباسی (Sadat Moazeni and Karbasi 2008) انواع کارایی شامل فنی، تخصیصی، اقتصادی، مدیریتی و کارایی مقیاس برای پسته‌کاران شهرستان زرنند که در دو دشت زرنند و سیریز تمرکز یافته‌اند، را با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها اندازه‌گیری کرده‌اند. نتایج نشان داد، که کارایی فنی در دشت‌های زرنند و سیریز به ترتیب، به‌طور متوسط حدود ۵۲ و ۶۲ درصد می‌باشد.

سردار شهرکی و همکاران (Sardar Shahraki et al. 2012) کارایی و بازده نسبت به مقیاس تولیدکنندگان انگور منطقه سیستان را با روش تحلیل پوششی داده‌ها در سه شهرستان زابل، زهک و هیرمند به ترتیب ۶۶، ۷۱ و ۶۸ درصد محاسبه و مقدار بازده نسبت به مقیاس در شهرستان‌های مورد مطالعه را به ترتیب ۱/۳۵، ۱/۱۸ و ۱/۳۴ به دست آوردند.

کاراجانیس و ساریز (Karagiannis and Sarris 2004) عدم کارایی مقیاس و فنی مزارع تنباکو را در یونان برای دوره ۱۹۹۱-۹۵ با استفاده از تکنیک پارامتریک مرز تصادفی و برآوردگر حداکثر درست‌نمایی (Maximum Likelihood

انتخاب کرد (نحوه انتخاب خوشه‌ها می‌تواند تصادفی ساده یا منظم باشد). در مرحله دوم، یا باید کلیه اعضای خوشه‌های منتخب را مورد بررسی و ارزیابی قرار داده، به عبارت دیگر کلیه اعضای خوشه به‌عنوان حجم نمونه مورد مطالعه در نظر گرفته شوند، به این شیوه نمونه‌گیری خوشه‌ای، نمونه‌گیری خوشه‌ای یک مرحله‌ای (Single stage cluster sampling) اطلاق می‌گردد، و یا از بین کلیه اعضای خوشه یا خوشه‌های انتخاب شده تعدادی از اعضا به شیوه تصادفی ساده یا منظم انتخاب گردد، به عبارت دیگر در این حالت در داخل خوشه‌ها نمونه‌گیری انجام می‌شود، که به این شیوه، نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای (Double/ two stage cluster sampling) می‌گویند. لذا با توجه به این مطالب، در این پژوهش، با توجه به عدم وجود فهرست کاملی از کشاورزان، وسعت جغرافیایی منطقه و صرف هزینه آماری، از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای استفاده گردیده است.

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه کشاورزان چغندر کار سال زراعی ۹۱-۱۳۹۰ در استان خراسان رضوی می‌باشند ($N=18400$)، که با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای، در مرحله اول شهرستان‌های چناران، نیشابور و قوچان به‌عنوان جامعه مورد مطالعه در استان انتخاب و در مرحله بعدی پرسشنامه‌های تنظیم شده به‌صورت کاملاً تصادفی در روستاهای موجود در شهرستان‌های منتخب، توزیع و اطلاعات لازم جمع‌آوری شد.

بدین منظور با توجه به جامعه آماری مورد مطالعه، ۱۹۰ نمونه با استفاده از فرمول کوکران انتخاب شد و با اعمال نسبت کشاورزان هر منطقه به کل آمار کشاورزان در سه شهرستان، ۱۱۰ نمونه مربوط به شهرستان چناران، ۵۰ نمونه مربوط به شهرستان نیشابور و ۳۰ نمونه مربوط به شهرستان قوچان تخصیص یافت و

مذکور ۸۳، ۷۷ و ۸۰ درصد و همچنین نهاده آب ریسک-کاهنده در هر سه شهرستان به‌دست آمد.

مطالعات انجام شده مشخص می‌نماید که پرداختن به موضوع کارایی و بررسی آن در سال‌های اخیر نیز مورد توجه بسیاری از محققین و پژوهشگران بوده است و با توجه به این که مناسب‌ترین راه حل برای افزایش تولید و درآمد کشاورزان در کوتاه مدت، بهبود کارایی می‌باشد؛ لذا در این پژوهش به بررسی کارایی چغندر کاران خراسان رضوی و امکان افزایش تولید و در نتیجه درآمد آنان که درصد زیادی از سطح زیرکشت چغندر قند در کشور را به خود اختصاص دادند، پرداخته شده است و بررسی حاضر به دنبال پاسخگویی به سوالات زیر می‌باشد: آیا واحدهای زراعی تولید چغندر قند در خراسان رضوی کارایی مقیاس و کارایی فنی مناسبی داشته‌اند؟ چه عوامل و فاکتورهایی از بهره‌برداران و مزارع آن‌ها (خصوصیات اجتماعی- اقتصادی) بر میزان کارایی فنی تاثیرگذار می‌باشد؟

مواد و روش‌ها

نمونه‌گیری خوشه‌ای، زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد که با تشکیل مجموعه‌هایی از افراد، به‌توان خوشه‌هایی تشکیل داد و فهرست خوشه‌ها را به سهولت به دست آورد و همچنین برای مناطق وسیع جغرافیایی که به‌دست آوردن فهرست کاملی از اجزای آن غیرممکن است، به‌کار می‌رود. در نمونه‌گیری خوشه‌ای واحد اندازه‌گیری فرد نیست، بلکه گروهی از افراد هستند که به صورت طبیعی شکل گرفته و گروه خود را تشکیل داده‌اند. در این روش جامعه مورد مطالعه به بخش‌هایی تقسیم می‌شود، سپس به روش تصادفی ساده یا منظم از آن نمونه‌گیری می‌شود. در نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای، ابتدا باید از بین خوشه‌های تشکیل‌دهنده جامعه یا جمعیت مورد بررسی تعدادی خوشه را

است که آنرا به فرم ساده خطی تبدیل که با لگاریتم‌گیری از این توابع چنین امری صورت پیدا می‌کند (Debertin 1998). برای بدست آوردن کارایی با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها از نرم افزار $Deap_{2.1}$ استفاده گردید. با توجه به مطالعات انجام شده می‌توان مدل تولید مرزی تصادفی برای مزارع کشاورزی را به صورت رابطه ۲ تعریف کرد (Tan et al. 2010؛ Khan et al. 2010).

$$Y_{it} = f(X_{it}, \alpha) \exp(\varepsilon_{it}) \quad (2)$$

در رابطه ۲، Y_{it} محصول مزرعه نام در زمان t ، x_{it} بردار $(1 \times k)$ از نهاده‌های تولید و دیگر متغیرهای توضیحی، α برداری $(k \times 1)$ از پارامترهای ناشناخته‌ای که باید تخمین زده شود، N تعداد مشاهدات و t تعداد دوره‌های مورد بررسی است. هم‌چنین ε_{it} جمله‌ی خطای مرکب است که، طبق رابطه ۳ تعریف می‌شود:

$$\varepsilon_i = g(X_i; \beta) V_i - h(X_i; \delta) U_i \quad (3)$$

در رابطه ۳ جزء $g(X_i; \beta) V_i$ ریسک تابع و جزء $h(X_i; \delta) U_i$ نشانگر عدم کارایی تابع می‌باشد. β و δ پارامترهای برداری هستند. V_i جزء مستقل و مقارنی است که، تغییرات تصادفی تولید ناشی از تأثیر عوامل خارج از کنترل زارع مانند آب و هوا، عملکرد ماشین‌آلات، آفات و بیماریها را در بر می‌گیرد (Sardar Shahraki et al. 2012).

U_{it} جزئی است که، نشان‌دهنده متغیر غیرمنفی تصادفی و مربوط به عدم کارایی و نماینده مسائلی است که، عدم کارایی در تولید از قبیل مهارت‌ها، تلاش یا عدم تلاش کشاورزان و دیگر محدودیت‌های فنی را در بر می‌گیرد. برای واحدهایی که مقدار تولید آن‌ها روی تابع تولید مرزی قرار می‌گیرد، U_{it} برابر صفر است اما برای واحدهایی که تولید آن‌ها زیر منحنی تولید مرزی قرار دارد U_{it} بزرگتر از صفر است. در نهایت کارایی فنی از رابطه (۴) به دست می‌آید (Aigner et al. 1977):

$$EF_{it} = \exp(-U_{it}) \quad (4)$$

از طریق مصاحبه، با کشاورزان به تکمیل پرسشنامه اقدام گردید. فرمول کوکران جهت تکمیل تعداد نمونه در رابطه ۱ نشان داده شده است:

$$n = \frac{z^2 pq}{d^2 \left(1 + \frac{1}{N} \left(\frac{Z^2 Pq}{d^2} - 1 \right) \right)} \quad (1)$$

در این رابطه:

N = حجم جامعه آماری؛

n = حجم نمونه؛

Z = مقدار متغیر نرمال واحد استاندارد، که در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۱/۹۶ می‌باشد؛

P = مقدار نسبت صفت موجود در جامعه است که اگر در اختیار نباشد، می‌توان آن را ۰/۵ در نظر گرفت؛

q = درصد افرادی که فاقد آن صفت در جامعه هستند که برابر ۰/۵ می‌باشد $(q=1-p)$ ؛

d = مقدار اشتباه مجاز که مقدار آن برابر ۰/۰۷ منظور شده است.

کارایی در این پژوهش از دو روش تحلیل مرزی تصادفی و تحلیل پوششی داده‌ها مورد برآورد قرار گرفته است. جهت برآورد کارایی تحت مدل تحلیل مرزی تصادفی، ابتدا برای تخمین کارایی فنی شکل تابعی مناسب انتخاب شد. سپس کارایی‌های مذکور توسط نرم افزار Frontier $_{4.1}$ بر اساس تابع انتخاب شده برآورد گردید. در این راستا، ابتدا آزمون مربوط به انتخاب شکل بهینه‌ی تابع تولید برای سه شهرستان مورد مطالعه، انجام و سپس بر اساس تابع مرزی حاصل از آن به اندازه‌گیری کارایی فنی چغندرکاران پرداخته شده است. هم‌چنین طبق آزمون فرضیات مدل مرزی تصادفی، سه نوع تابع کابداگلاس، ترانسندنتال (متعالی) و ترانسلوگ (متعالی لگاریتمی) که ویژگی‌های نئوکلاسیک را به خوبی دارا هستند، توسط نرم‌افزار Eviews برآورد می‌گردد. برای تخمین ضرایب این توابع لازم

را نشان می‌دهد. مقدار θ میزان کارایی فنی مزرعه i ام را نشان می‌دهد که، کمتر یا مساوی با یک می‌باشد. $\theta=1$ نمایانگر مزرعه با کارایی فنی کامل است (Schmidt and Lovell 1979). فرض مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس تنها زمانی مناسب است که، همه مزارع در مقیاس بهینه عمل نمایند، اما عواملی همچون رقابت ناقص، محدودیت منابع مالی و غیره باعث می‌شوند که یک مزرعه نتواند در مقیاس بهینه عمل کند. بنابراین بانکر و همکاران (1984) مدل CRS را جهت اندازه‌گیری بازده کارایی فنی با استفاده از مدل CRS زمانی که همه مزارع در مقیاس بهینه عمل نمی‌کنند، به دلیل کارایی مقیاس با اشکال مواجه می‌باشند و کارایی فنی به دست آمده از این طریق خالص نبوده و با کارایی مقیاس همراه است. لذا برای تفکیک کارایی فنی از کارایی مقیاس از مدل VRS جهت اندازه‌گیری کارایی فنی خالص استفاده می‌شود. مدل VRS با اضافه کردن قید $\sum \lambda_i = 1$ به مدل CRS، بازده متغیر نسبت به مقیاس (VRS) بسط دادند (Cooper et al. 2000).

$$\begin{aligned} & \min_{\theta, \lambda} \theta \\ & \text{s.t.} \quad -y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & \quad \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\ & \quad \sum \lambda_i = 1 \\ & \quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (۸)$$

در این رابطه $\sum \lambda_i = 1$ بردار $N \times 1$ از عدد یک می‌باشد. اگر بین مقادیر کارایی فنی مزرعه‌ایی از دو روش CRS و VRS اختلاف وجود داشته باشد، نشان‌دهنده این است که عدم کارایی مقیاس وجود دارد و مقدار عدم کارایی مقیاس اختلاف بین کارایی فنی از دو روش CRS و VRS می‌باشد (Coelli et al. 2000). لذا

کارایی مقیاس از رابطه ۹ به دست می‌آید:

$$SE = \frac{TE_{CRS}}{TR_{VRS}} \quad (۹)$$

که TE_{CRS} : کارایی فنی به دست آمده از مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس.

بر اساس رابطه ۴، کارایی فنی کشاورز i ام (TE_i) عبارتست از نسبت تولید متوسط برای کشاورز i ام به شرط وجود مقادیر نهاده‌ها (X_i)، و اثر عدم کارایی فنی نهاده‌ها (U_i)، به تولید متوسط، اگر عدم کارایی فنی صفر باشد رابطه ۵ را خواهیم داشت:

$$TE_i = \frac{E(Y_i | X_i, U_i)}{E(Y_i | X_i, U_i = 0)} = 1 - TI_i \quad (۵)$$

که TI_i عدم کارایی فنی می‌باشد و به عنوان محصول بالقوه‌ی از دست رفته تعریف می‌شود (رابطه ۶):

$$TI_i = \frac{U_i \cdot g(X_i, \beta)}{E(Y_i | X_i, U_i = 0)} = \frac{U_i \cdot g(X_i, \beta)}{f(X_i; \alpha)} \quad (۶)$$

اگر پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی معلوم و مشخص باشند، آنگاه بهترین معیار برای پیش بینی U_i امید شرطی TE_i خواهد بود که، در مقادیر تحقق یافته‌ی متغیر تصادفی $E_i = V_i - U_i$ معین شده است (Villano et al. 2005).

روش تحلیل پوششی داده‌ها، از داده‌های نهاده و محصول هر واحد تولیدی برای ساخت یک مرز تولید ناپارامتریک استفاده می‌نماید، در چنین حالتی تمامی واحدهای مشاهده شده در بالا یا زیر مرز پوششی قرار می‌گیرند. سطح پوششی داده‌ها می‌تواند بازده ثابت به مقیاس یا بازده متغیر نسبت به مقیاس را داشته باشد (Sardar Shahraki et al. 2012). مدل بازده ثابت نسبت به مقیاس یک مدل نهاده‌گرا می‌باشد که، توسط چارنز و همکاران (1978) پیشنهاد گردید. الگوی CRS به صورت رابطه ۷ بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} & \min_{\theta, \lambda} \theta \\ & \text{s.t.} \quad -y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & \quad \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\ & \quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (۷)$$

در این رابطه θ یک عدد است، λ بردار $N \times 1$ مقدار ثابت، x_i بردار ستونی نهاده‌ها برای مزرعه i ام، y_i بردار ستونی ستاده‌ها برای مزرعه i ام، X ماتریس $K \times N$ نهاده‌ها، Y ماتریس $M \times N$ ستاده‌ها، K تعداد نهاده‌ها، M تعداد ستاده‌ها و N تعداد مزرعه‌ها

کود حیوانی و کود شیمیایی به عنوان متغیرهای توضیحی و خصوصیات اجتماعی و اقتصادی از جمله سن، تحصیلات، تجربه، اندازه خانوار، فعالیت غیر از چغندر قند کاری، تعداد قطعات زمین، شرکت در کلاس‌های ترویج به عنوان متغیرهای عدم کارایی در مدل مرز تصادفی منظور شده است. در جدول (۱) خلاصه اطلاعات مربوط به نهاده‌های تولیدی در سه شهرستان مورد مطالعه ارائه شده است. نتایج مدل تحلیل مرزی تصادفی بر اساس آزمون F نشان می‌دهد که برای هر سه شهرستان چناران، نیشابور و قوچان تابع ترانسندنتال بهترین شکل می‌باشد. در جدول (۱) نتایج آزمون فرضیات در خصوص مدل‌های تخمین کارایی فنی و عوامل مؤثر بر آن برای هر سه شهرستان نشان داده شده است.

TE_{VRS}: کارایی فنی به دست آمده از مدل بازده متغیر نسبت به مقیاس.

با وجود کارایی مقیاس از مدل‌های فوق نمی‌توان پی برد که، بنگاه مورد نظر دارای بازده نسبت به مقیاس ثابت، افزایش و یا کاهش می‌باشد. این مشکل با حل مدل غیرافزایشی نسبت به مقیاس برطرف می‌شود. مدل NIRS با اصلاح مدل VRS از طریق جانشین کردن محدودیت $N\lambda \leq 1$ با $N\lambda = 1$ در رابطه (۸) بدست می‌آید (Bjurek et al. 1990).

$$\begin{aligned} & \text{MIN}_{\theta, \lambda} \theta \\ & \text{s.t.} \quad -y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & \quad \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\ & \quad N\lambda \leq 1 \\ & \quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

نتایج و بحث

با توجه به شرایط منطقه عوامل سطح زیرکشت، نیروی کارگر اجاره‌ای، نیروی کارگر خانوادگی، تعداد دفعات آبیاری،

جدول ۱ نتایج آزمون‌های نسبت حداکثر درست‌نمایی توابع تولید مرزی در مناطق مورد بررسی

چناران				
تصمیم	مقادیر بحرانی*	درجه آزادی	نسبت درست‌نمایی (λ)	فرضیه صفر
رد	۲۰/۱۲	۱۰	۵۷/۶	$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_7 = 0$
رد	۷/۱۰	۳	۴۳/۵۴	$\gamma = 0$
رد	۲۰/۰۵	۱۳	۲۵/۲۲	$\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_7 = 0$
نیشابور				
تصمیم	مقادیر بحرانی	درجه آزادی	نسبت درست‌نمایی (λ)	فرضیه صفر
رد	۲۰/۱۲	۱۰	۴۳/۲۲	$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_7 = 0$
رد	۷/۱۰	۳	۱۵/۲۱	$\gamma = 0$
رد	۲۰/۰۵	۱۳	۲۸/۹۹	$\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_7 = 0$
قوچان				
تصمیم	مقادیر بحرانی	درجه آزادی	نسبت درست‌نمایی (λ)	فرضیه صفر
رد	۲۰/۱۲	۱۱	۲۹/۶۴	$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_7 = 0$
رد	۷/۱۰	۳	۲۹/۲۰	$\gamma = 0$
رد	۲۰/۰۵	۱۳	۲۷/۰۱	$\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_7 = 0$

*- مقادیر بحرانی آزمون حداکثر درست‌نمایی تعیین‌یافته در سطح پنج درصد می‌باشد که از جدول کده و پالم (۱۹۸۶) به دست آمده‌اند.

نمی‌باشد. به عبارت دیگر واحدهای زراعی مورد مطالعه بر روی مرز کاراً قرار گرفته و برای برآورد و تخمین مدل‌های کارایی

فرضیه اول و دوم بر این دلالت دارد که، در مدل‌های تخمین کارایی فنی اثرات عدم کارایی وجود نداشته و تصادفی

$$\beta_1 \ln(X_1) + \beta_2 \ln(X_2) + \dots + \beta_6 \ln(x_6) + \beta_7 X_1 + \beta_8 X_2 + \dots + \beta_{12} X_6 + \ln Y_i = \beta_0 \quad (11)$$

در این رابطه، i شماره مزرعه، $\ln Y_i$ لگاریتم تولید محصول چغندر در هکتار مزرعه i ام، X_i نهاده‌های استفاده شده در تولید چغندر که شامل زمین (X_1) بر حسب هکتار، نیروی کارگر اجاره‌ایی (X_2) بر حسب روز-نفر، تعداد دفعات آبیاری (X_4)، کود حیوانی (X_3) بر حسب نفر-روز، تعداد دفعات آبیاری (X_4)، کود حیوانی (X_5) بر حسب کیلوگرم و کود شیمیایی (X_6) بر حسب کیلوگرم می‌باشد و عوامل مؤثر بر عدم کارایی که همان متغیرهای اجتماعی-اقتصادی می‌باشد عبارتند از: سن (Z_1)، تحصیلات (Z_2)، تجربه (Z_3)، اندازه خانوار (Z_4)، فعالیت غیر از چغندرکاری (Z_5) که اگر فقط به فعالیت چغندرکاری اشتغال داشته باشد، عدد صفر و در غیر این صورت عدد یک وارد می‌شود، تعداد قطعات زمین (Z_6)، شرکت در کلاس‌های ترویجی (Z_7) که، در صورت عدم شرکت عدد صفر و در غیر این صورت عدد یک وارد می‌شود.

فنی روش OLS نسبت به روش ML مناسب‌تر است. با توجه به نتایج به دست آمده فرضیه صفر مذکور در هر سه شهرستان رد شده و اثرات عدم کارایی وجود دارد و روش ML برای برآورد مدل‌های تخمین کارایی مزارع مورد مطالعه بهتر و مناسب‌تر است. فرضیه سوم بیان‌گر این است که در مدل اثرات عدم کارایی متغیرهای مورد بررسی از قبیل سن کشاورز، تحصیلات، تجربه، اندازه خانوار، شرکت در کلاس‌های ترویجی، فعالیت غیر از چغندرکاری، تعداد قطعات زمین بر سطوح کارایی فنی واحدهای زراعی مورد مطالعه اثرگذار نیستند (Sardar Shahraki et al. 2012).

نتایج برآورد همزمان تابع تولید مرزی و عوامل مؤثر بر عدم کارایی فنی

پس از برآورد و تصریح مدل و انتخاب توابع تولید مناسب به برآورد همزمان تابع تولید مرزی تصادفی و مدل عدم کارایی فنی به روش حداکثر درست‌نمایی (MLE)، پرداخته می‌شود. تولید مرزی، با توجه به نهاده‌های معرفی شده، توسط رابطه ۱۱ تخمین می‌شود:

جدول ۲ نتایج برآورد مدل تولید مرزی تصادفی همزمان با مدل عدم کارایی به روش MLE

متغیر	چناران		نیشابور		قوچان	
	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t
C	۴۰/۳۳***	۴۶/۶۴	۳۳/۰۱*	۸/۵	۲۵/۲۳***	۱۵/۲۴
LnX ₁	۹/۲۱***	۱۴/۷۸	۲/۲۵**	۱۲/۱	۱/۲۶**	۲/۱۶
LnX ₂	-۱/۳۳	-۰/۴۵	-۲/۶۴*	-۲/۵۶	-۱۳/۰۹*	-۱/۹۳
LnX ₃	-۷/۲۳***	-۱۴/۸	۰/۱۵	۱/۵۸	۰/۲۴	۰/۶۵
LnX ₄	۳/۰۱***	۶/۹۹	-۰/۱۱	-۱/۱۲	-۰/۳۱	-۰/۷۵
LnX ₅	-۶/۹۶***	-۱۰/۹۹	-۰/۴۶*	-۲/۶۲	-۰/۳۶*	-۱/۹۲
LnX ₆	۴/۲۳	۰/۴۵	۰/۹۷**	۲/۲۵	۰/۷۸	۱/۶۴
X ₁	۰/۱۵	۱/۷۸	-۱/۹۶*	-۱۰/۳۰	-۱/۱۷	-۱/۶۴
X ₂	-۰/۲۵	-۰/۳۹	۰/۱۴	۱/۹۰	۰/۰۰۹	۱/۴۶
X ₃	۰/۲۶*	۱/۹۶	۰/۱۸	۱/۹۷	۰/۰۰۸	۰/۱۲
X ₄	۰/۷۹*	۵/۷۸	۰/۱۱**	۳/۲۵	۰/۱۶	۱/۲۰
X ₅	-۰/۴۴**	۵/۹۶	۰/۹۷**	۱/۱۳	۰/۰۰۷	۱/۵۹
X ₆	-۱/۱۷**	-۳/۵۶	۰/۲۵	۱/۴۶	-۰/۱۷	-۰/۴۶

*** و ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

افزایش تولید بدون افزایش در استفاده از نهاده‌ها وجود دارد. به طور کلی، برای شهرستان چناران با توجه به سطح معنی دار شدن ضرایب متغیرهای مدل مرزی تصادفی نهاده‌های سطح زیرکشت، تعداد دفعات آبیاری و در شهرستان نیشابور و قوچان سطح زیر کشت، مهم‌ترین عوامل مؤثر و مثبت بر افزایش تولید چغندر بوده است.

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که، در شهرستان چناران ضرایب متغیرهای نیروی کار خانوادگی و کود حیوانی دارای علامت منفی بوده و در شهرستان‌های نیشابور و قوچان نیز ضرایب متغیر نیروی کار اجاره‌ای و کود حیوانی منفی می‌باشد و تأثیر منفی بر تولید چغندر داشته است. بنابراین با تعدیل میزان استفاده از نهاده‌های مذکور، امکان بهبود کارایی فنی چغندر و

جدول ۳ مدل اثرات عدم کارایی فنی در مناطق مورد بررسی

قوچان		نیشابور		چناران		متغیر
ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	
۰/۴۳	۰/۸۷	۰/۹۱	۳/۰۸	-۰/۱۰	-۰/۳۱	C
-۰/۲۲	-۰/۵۵	-۰/۰۰۶	۰/۰۳	-۰/۳۲***	-۴/۴۵	Z ₁
-۰/۱۲	-۰/۹۱	-۰/۰۶	-۰/۶۴	-۰/۴۵	-۰/۸۷	Z ₂
۰/۰۲۳*	۱/۹۸	۰/۰۹۷**	۶/۶	۰/۹۷***	۳/۹	Z ₃
-۰/۰۱	-۱/۳۴	-۰/۰۷***	-۴/۶۷	-۰/۰۸***	-۵/۸۲	Z ₄
۰/۱۱	۱/۵۴	۰/۱۲*	۵/۶۵	-۰/۱۰	-۰/۲۱	Z ₅
-۰/۱۵	-۰/۴۵	۰/۴۶	۲/۲۳	-۰/۰۴***	-۲/۷۸	Z ₆
-۰/۱۹	-۰/۸۲	۰/۶۶	۰/۵۷	-۰/۰۹	-۰/۵۹	Z ₇
۰/۱۲***	۶/۰۷	۰/۰۵***	۴/۰۹	۰/۰۸***	۷/۴۴	σ^2
۰/۴۸***	۱۶۴	۰/۷۸***	۳۰۵	۰/۹۸***	۵۱۲	γ
۲۴/۲۶		۶۷/۳		۱۸۷/۸		Loglikelihood
۰/۹۶		۰/۹۸		۰/۸۸		R ²

*** و ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

برقرار می‌باشد. به بیان دیگر با افزایش سن، کارایی فنی چغندرکاران در شهرستان چناران افزایش یافته است، در واقع کشاورزان مسن‌تر دارای تجربه بیشتری بوده و در نتیجه در تولید کارآتر عمل می‌کنند.

ضریب منفی متغیر تعداد قطعات زمین در شهرستان چناران نشان می‌دهد که، با افزایش تعداد قطعات، کارایی فنی افزایش می‌یابد. لذا در واحد کمتر از نهاده‌ها کمتر استفاده شده و مدیریت در واحدهای کوچکتر بهتر اعمال خواهد شد.

ضریب مثبت متغیر فعالیت غیر از چغندرکاری در شهرستان نیشابور نشان می‌دهد که، کسانی که شغل غیر از

در جدول (۳) نتایج مربوط به جمله خطا که عدم کارایی، جزیی از آن می‌باشد، ارائه شده است. تخمین پارامترهای σ^2 و γ به‌طور معناداری متفاوت از صفر هستند، و این نشان دهنده‌ی این است که عدم کارایی به‌طور معناداری تحت تأثیر تولید و تغییرات عملکرد مزارع چغندر در سه شهرستان مورد مطالعه می‌باشد. نتایج مدل اثرات عدم کارایی نشان می‌دهد، ضریب تأثیر سن بر عدم کارایی در شهرستان چناران معنادار و منفی است در حالی که، بر عدم کارایی شهرستان‌های نیشابور و قوچان هیچ‌گونه اثر معنادار آماری ندارد. بنابراین این ضریب نشان می‌دهد میان سن و عدم کارایی فنی چغندرکاران شهرستان چناران رابطه‌ی عکس

چغندرکاری داشته‌اند از کارایی فنی کمتری برخوردار بوده‌اند و این مطلب رابطه‌ی مستقیم، بین این متغیر و عدم کارایی را اثبات می‌کند. این تأیید بر این مطلب است که کسانی که فقط مشغول

به شغل چغندرکاری هستند، تمرکز و زمان بیشتری را صرف این فعالیت کرده و از کارایی فنی بیشتری برخوردار هستند.

جدول ۴ درصد توزیع فراوانی چغندرکاران در سطوح مختلف کارایی فنی با استفاده از مدل تحلیل مرزی تصادفی (SFA)

سطح کارایی فنی	چناران	نیشابور	قوچان
۶۰-۵۰	۴/۰۸	۶/۱۶	۵/۰۴
۷۰-۶۰	۲۴/۸۸	۲۸/۸	۳۰/۰۲
۸۰-۷۰	۲۴/۹۱	۲۵/۸	۱۸/۱۴
۹۰-۸۰	۱۸/۹۷	۱۶/۰۱	۲۰/۱
۹۵-۹۰	۱۷/۱۶	۱۵/۲۳	۱۸/۷
بزرگتر از ۹۵	۱۰	۸	۸
میانگین کارایی فنی	۰/۶۵	۰/۶۸	۰/۶۰
انحراف معیار	۰/۱۴	۰/۱۰	۰/۱۶
حداقل	۰/۴۹	۰/۵۱	۰/۵۲
حداکثر	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۶

طبق نتایج جدول (۴) با بررسی وضعیت مقادیر کمینه، بیشینه و میانگین کارایی فنی در هر سه شهرستان چناران، نیشابور و قوچان میانگین کارایی فنی به ترتیب ۰/۶۵، ۰/۶۸ و ۰/۶۰ درصد بدست آمد، لذا از طریق کاهش اختلاف کارایی بین کارآترین بهره‌بردار و سایر بهره‌برداران می‌توان به‌طور متوسط کارایی فنی چغندرکاران در شهرستان‌های چناران، نیشابور و

قوچان را به ترتیب ۳۴، ۳۰ و ۳۶ درصد بهبود بخشید. بنابراین می‌توان بدون تغییر عمده در سطح فناوری و منابع به کار رفته و صرفاً از طریق افزایش کارایی فنی کشاورزان، تولید را به مقدار زیادی افزایش داد. در جدول (۵) نتایج میزان انواع کارایی مقیاس را در سه شهرستان چناران، نیشابور و قوچان نشان می‌دهد.

جدول ۵ نتایج میزان انواع کارایی مقیاس نمونه‌ها در مناطق مورد بررسی

چناران	میانگین	انحراف	کمینه	بیشینه
کارایی فنی با بازده ثابت نسبت به مقیاس (CRS)	۰/۵۶	۰/۲۸	۰/۰۲	۱
کارایی فنی با بازده متغیر نسبت به مقیاس (VRS)	۰/۶۸	۰/۲۵	۰/۱۶	۱
کارایی مقیاس (Scale)	۰/۷۶	۰/۲۸	۰/۰۳	۱
نیشابور				
کارایی فنی با بازده ثابت نسبت به مقیاس (CRS)	۰/۶۱	۰/۲۹	۰/۰۳	۱
کارایی فنی با بازده متغیر نسبت به مقیاس (VRS)	۰/۷۱	۰/۲۴	۰/۲۳	۱
کارایی مقیاس (Scale)	۰/۶۱	۰/۲۶	۰/۰۳	۱
قوچان				
کارایی فنی با بازده ثابت نسبت به مقیاس (CRS)	۰/۷۱	۰/۲۹	۰/۰۹	۱
کارایی فنی با بازده متغیر نسبت به مقیاس (VRS)	۰/۸۳	۰/۲۶	۰/۲۵	۱
کارایی مقیاس (Scale)	۰/۵۸	۰/۲۶	۰/۲۲	۱

آمده است. لذا با حذف عدم کارایی مقیاس، کارایی فنی مزارع در شهرستان چناران می‌تواند از ۰/۵۶ به ۰/۶۸، برای شهرستان نیشابور از ۰/۶۱ به ۰/۷۱ و برای شهرستان قوچان می‌تواند از ۰/۷۱ به ۰/۸۳ افزایش یابد. حذف عدم کارایی مقیاس، به این صورت می‌تواند مورد توجه قرار گیرد که، واحدهایی که دارای بازده نزولی نسبت به مقیاس هستند، از افزودن نهاده‌های تولید به فرآیند تولید اجتناب کرده و واحدهایی که بازده نسبت به مقیاس افزایشی دارند، می‌توانند با اضافه کردن نهاده‌ها، تولید را افزایش و از این راه باعث بهبود و افزایش کارایی مقیاس شوند. در جدول (۶) نتایج بازده نسبت به مقیاس مزارع چغندر مورد مطالعه نشان داده شده است.

با توجه به نتایج جدول (۵) ملاحظه می‌شود، مزارع نمونه از لحاظ کارایی فنی مقیاس در شهرستان چناران پتانسیل کاهش ۴۴ درصد در مقدار نهاده‌ها را دارد. این عدد برای شهرستان‌های نیشابور و قوچان به ترتیب ۳۹ و ۲۹ درصد می‌باشد که، نشان دهنده این است که در هر سه شهرستان می‌توانند نهاده‌های مورد استفاده را بدون کاهش در تولید محصول تا حد زیادی کاهش دهند. همچنین عدم کارایی فنی خالص مورد بررسی در شهرستان چناران ۳۲ درصد و عدم کارایی مقیاس ۲۴ درصد به دست آمده است. این نتیجه برای شهرستان نیشابور در مورد عدم کارایی فنی خالص ۲۹ درصد و عدم کارایی مقیاس نیز ۳۹ درصد به دست آمده است. ارقام مشابه برای شهرستان قوچان برای عدم کارایی فنی خالص ۱۷ درصد و عدم کارایی مقیاس ۴۲ درصد به دست

جدول ۶ نتایج بازده نسبت به مقیاس نمونه‌ها بر حسب درصد در مناطق مورد بررسی

انواع بازده نسبت به مقیاس	چناران	نیشابور	قوچان
بازده ثابت نسبت به مقیاس	۱۱/۸۰	۱۷/۵	۱۶/۶۶
بازده نزولی نسبت به مقیاس	۹/۰۴	۸/۷۵	۷/۱۵
بازده صعودی نسبت به مقیاس	۷۹/۱۶	۷۳/۷۵	۷۶/۱۹

کاهش یابد. منطق اقتصادی این کار این است که در حالت بازده فزاینده نسبت به مقیاس، نسبت افزایش در محصول، بیشتر از افزایش در نهاده‌هاست و با فرض ثابت بودن قیمت تمامی عوامل تولید، این امر باعث حرکت بر روی منحنی هزینه متوسط خواهد شد؛ یعنی پس از تعدیل تمامی نهاده‌ها، هزینه واحد تولید می‌تواند به وسیله افزایش اندازه واحد تولیدی کاهش یابد. دو عامل تخصص و تقسیم کار و نیز عوامل تکنولوژیکی، به تولیدکنندگان این امکان را می‌دهد که از بسط مقیاس تولید، هزینه واحد تولید را کاهش دهند. بنابراین، افزایش و گسترش سطح تولید با توجیه اقتصادی همراه است. بنابراین واحدهایی که در شرایط بازده

با توجه به جدول (۶) ملاحظه می‌شود که در شهرستان چناران حدود ۷۹ درصد، در شهرستان نیشابور حدود ۷۳ درصد و در شهرستان قوچان حدود ۷۶ درصد از مزارع در حالت بازده نسبت به مقیاس صعودی عمل می‌کنند. همچنین در شهرستان‌های چناران، نیشابور و قوچان به ترتیب حدود ۹، ۸ و ۷ درصد از مزارع در حالت بازده نسبت به مقیاس نزولی عمل کرده‌اند. بنابراین مزارعی که در شرایط بازده فزاینده نسبت به مقیاس (IRS) فعالیت می‌کنند، باید سطح تولید خود را افزایش دهند. به عبارتی دیگر، پس از تعدیل بهینه تمامی نهاده‌ها، هزینه متوسط هر واحد تولید می‌تواند به وسیله افزایش اندازه بنگاه

کاهنده نسبت به مقیاس (DRS) فعالیت می‌کنند، برای بهبود وضعیت خود باید سطح فعالیت خود را کاهش دهند. در جدول (۷) توزیع فراوانی کارایی مقیاس چغندرقدکاران نشان داده شده است.

جدول ۷ درصد توزیع فراوانی چغندرقدکاران در سطح مختلف کارایی مقیاس در مناطق مورد بررسی

سطح کارایی مقیاس	چناران	نیشابور	قوچان
کمتر از ۳۰	۱۳/۸۹	۷/۵	۹/۵۲
۳۰-۴۰	۹/۰۳	۱۰	۹/۵۲
۴۰-۵۰	۷/۶۴	۳/۷۵	۱۱/۹
۵۰-۶۰	۶/۹۴	۶/۲۵	۷/۱۴
۶۰-۷۰	۱۳/۱۹	۱۵	۴/۷۶
۷۰-۸۰	۷/۶۴	۱۳/۷۵	۱۶/۶۷
۸۰-۹۰	۱۱/۸۱	۱۲/۵	۹/۵۲
۹۰-۱۰۰	۲۹/۸۶	۳۱/۲۵	۳۰/۹۵

طبق جدول (۷) ملاحظه می‌شود که، بیشترین درصد چغندرقدکاران در فاصله کارایی ۹۰-۱۰۰ درصد قرار گرفته‌اند. در شهرستان چناران کمترین تعداد چغندرقدکاران در فاصله ۶۰-۷۰ درصد قرار دارند، ارقام مشابه برای شهرستان قوچان بین ۷۰-۶۰ درصد می‌باشد.

References:

منابع مورد استفاده:

- Bjurek HL, Hjalmarsson L, Forsund FR. Deterministic parametric and nonparametric estimation in service production. *Journal of Econometrics*. 1990; 46 (2): 213-227.
- Coelli T, Rao o, Battese E. An introduction to efficiency and productivity analysis. Kluwer Academic Publisher U.S.A. 2002; 6(1): 132-140.
- Cooper W, Seiford LM, Tone K. Data envelopment analysis: a comprehensive text with models. Applications, Reference and DEA-Solver. 2000; 45(3): 354-367.
- Debertin D, Agricultural production economics, Institute of Economic Research, Tarbiat Modarres University, first edition. 1998; 250-243.
- Greene WH. A gamma-distributed stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*. 1990; 46 (5): 141-163.
- Karagiannis G, Sarris A. Measuring and Explaining Scale Efficiency With The Parametric Approach: The Case Of Greek Tobacco Growers. *Agricultural Economics*. 2004; 33 (2): 441-451.
- Latruffe L, Balcombe K, Davidova S, Zawalinska. Technical and scale efficiency of crop and livestock farms in Poland: Does specialization matter. *Journal of Agricultural Economics*. 2005; 32 (3): 281-296.

- Mohammadi H, barimnezhad V. Performance of technical, economic, a locative and scale in production cooperatives using stochastic frontier and data envelopment analysis: a case study in Qom plain. Proceedings of the Fifth Biennial Conference of Agricultural Economics. 2006. 2 (5): 34-56. (In Persian, abstract in English)
- Necat m. Alemdar T. Technical Efficiency Analysis of Tobacco Farming in Southeastern Anatolia. Department of Agricultural Economics of Çukurova, University Turkey. 2005; 3(4): 34-36.
- Nemati A, Sidan S.M, Zare Sh. Technical Comparison of sugar beet and its influencing factors In Kermanshah, Hamedan & Khorasan. Fifth Biennial Conference of Agricultural Economics Zahedan. 2006. (In Persian)
- Osborne S. Trueblood M. An Examination of Economic Efficiency of Russian Crop Production in The Reform Period. Journal of Agricultural Economics. 2006; 34 (1): 25-38.
- Sabouhi M, jamniya A. Determine the efficiency of banana plantations in the province of sistan and Baluchistan. Journal of Agricultural Economics. 2007. 2(2): 135-146 (In Persian, abstract in English).
- Sadat moazeni S, Karbasi A. Measurement of performance using data envelopment analysis: case study city of Zarand pistachio growers. Agricultural and Development Economics. 2008. 16(61): 51-54 (In Persian, abstract in English).
- Sardar Shahraki A, Dahmardeh N, Karbasi A.R. Calculating efficiency and returns to scale grape producers the Sistan region by using Data envelopment analysis method's. Journal of Operations Research and Its Applications. 2013; 34: 77-90 (In Persian, abstract in English).
- Sardar Shahraki A, Dahmardeh N, Karbasi AR. Determining technical efficiency with risk for grape gardens in sistan area by usingstochastic frontieranalysis. International Journal of Agriculture: Research and Review. 2012; 2(s): 1037-1044.
- Schmidt P, Knox Lovell CA. Estimating technical and a locative inefficiency relative to stochastic production and cost frontiers. Journal of Economics. 1979; 9 (2): 343-366.
- Shafiee L, Javaheri MA, Poorjoupary Z. Technical efficiency, allocative and economic sugar beet city Bardsir. Journal of Sugar Beet. 2007; 22(2): 109-121 (In Persian, abstract in English).
- Sidan SM. Examine the technical efficiency of Sugar Beet Growers and the factors effecting its decline The Case of Hamedan Province. Journal of Sugar Beet. 2008. 21(2): 137-150 (In Persian, abstract in English).
- Statistics of agricultural production 2009-2010, Bureau of Statistics and Information Technology Ministry of Agriculture., Tehran, Ministry of Agriculture, Planning and Economic Affairs.

Tozer p. Measuring the efficiency of wheat production of western Australian growers. Paper presented to the 54th annual meeting of the Australian Agricultural and Resource Economics Society, Adelaide, SA. Australia. 2010; 2 (4): 23-45.

Villano V, Fleming E. Technical Inefficiency and Production Risk in Rice Farming: Evidence from Central Luzon Philippines. Asian Economic journal; 2006; 20 (1): 29-46.

Zare sh. Economy and efficiency of production Grape Growers Khorasan (case study city of Kashmar). Agricultural Economics and Development. Productivity and Efficiency Supplement. 2005. 5(2): 325-279 (In Persian, abstract in English)