چغندرقند/ جلد ۳۸/ شماره ۱/ ۱۴۰۱

بررسی عوامل مؤثر بر کارایی‌انرژی چغندرکاران ایران

Evaluation of the factors affecting the energy efficiency of sugar beet growers in Iran

یدالله بستان [۱]، حمید امیرنژاد[۲] و سمیه شیرزادی لسکوکلایه[۳]*

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۱۷ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۱۰

نوع مقاله: پژوهشی

DOI: 10.22092/jsb.2023.355913.1287

ی.ا. بستان، ح. امیرنژادو س. شیرزادی لسکوکلایه. ۱۴۰۱. بررسی عوامل مؤثر بر کارایی‌انرژی چغندرکاران ایران. **چغندرقند، ۳۸(۱): ۱۲۳- ۱۳۶.**

چکیده

چغندرقند ازجمله محصولاتی است که انرژی مکانیکی زیادی صرف کاشت، داشت و برداشت آن می‌شود. از این‌رو مطالعه حاضر، با هدف ارزیابی و مقایسه کارایی انرژی در مزارع چغندرقند ۱۲ استان در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۶ انجام گردید. برای این منظور از هشت مدل مختلف کارایی، در قالب روش تابع تولید مرزی تصادفی (SFA) استفاده شد. آمار و اطلاعات لازم از وزارت جهادکشاورزی، ترازنامه‌های انرژی ایران و مطالعات کتابخانه‌ای جمع‌آوری شد. درنهایت با لحاظ متغیرهای مختلف ازجمله نیروی‌کار، ماشین‌آلات، سم و کودشیمیایی، آب، بذر، کودحیوانی و متغیرمجازی سال، تابع کاب-داگلاس به‌عنوان تابع تولید برتر انتخاب شد. نتایج حاصل از روش پانل تصادفی مرزی نشان داد که متغیرهای ماشین‌آلات و سموم شیمیایی بیشترین اثر مثبت و معنادار را نسبت به دیگر متغیرها بر افزایش کارایی انرژی چغندرقند در استان‌های منتخب دارند. پس از تخمین تابع تولید، کارایی انرژی مزارع چغندرقند ۱۲ استان منتخب براساس هشت مدل مختلف، با یکدیگر مقایسه شدند که استان‌های آذربایجان‌غربی، سمنان و همدان دارای بیشترین کارایی (بالای ۸۹ درصد) بودند. میانگین کل ناکارایی انرژی ۱۱ ساله بالغ بر ۲۰ درصد برآورد شد. درنتیجه با بهبود کارآیی انرژی تولیدکنندگان چغندرقند امکان افزایش تولید، کاهش هزینه‌ها و ارتقاء رقابت‌پذیری صنعت چغندرقند و فرآورده‌های آن در ایران وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: پانل مرزی تصادفی، تابع تولید کاب‌داگلاس، کارایی ثابت و متغیر، مدیریت تولید، ناکارایی

۱ – دانشجوی دکترای اقتصاد کشاورزی گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری. ساری، ایران.

۲ – استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری. ساری، ایران.

۳- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری. ساری، ایران. *- نویسنده مسئول shirzady24@gmail.com

مقدمه

با توجه به تقاضای بالای انرژی در بخش کشاورزی و کمیابی منابع آن از یک‌سو و افزایش قیمت جهانی انرژی و حامل‌های آن و هشدارهای جهانی و توسعه پایدار از سوی دیگر، سیاست‌گذاران را بر آن داشته است تا استراتژی‌هایی را در خصوص مصرف بهینه انرژی در بخش کشاورزی اتخاذ نمایند (Najafi *et al*. 2020a). برای این منظور لازم است الگوی مصرف انرژی در این بخش اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد تا بهینه بودن مصرف آن تعیین شود. ازجمله معیارهایی که می‌توان بر اساس آن وضعیت مصرف یک نهاده را موردبررسی قرار داد، معیارهای کارایی و بهره‌وری هستند (Shakeri Bostan Abad *et al*. 2018). مفهوم کارایی در ارتباط تنگاتنگ با نسبت انرژی تولیدی به مصرفی در محدوده مزرعه می‌باشد (Wai and Hong 2021). بیشتربودن انرژی تولیدی از انرژی مصرفی نشان‌دهنده کارآمدبودن تولید و حالت عکس آن حاکی از عدم‌کارایی تولید می‌باشد (Mondani *et al*. 2013). کارایی بالای مصرف انرژی در کشاورزی به کاهش مشکلات زیست‌محیطی، جلوگیری از تخریب منابع‌طبیعی و توسعه کشاورزی پایدار به‌عنوان یک سیستم تولید اقتصادی کمک خواهد کرد (Engle and KrartI 2021). یکی از محصولات کشاورزی که به‌شدت انرژی محور می‌باشد، محصول چغندرقند است (Ebrahimipak and Mostashari 2012) که در آن بیشترین انرژی مکانیکی صرف کاشت، داشت و برداشت می‌شود (Mohammadi Mazrah *et al*. 2010) انرژی مورد نیاز برای برداشت این محصول از منابع مختلف تأمین می‌شود. ماشین و کارگر از منابع عمده تأمین‌کننده انرژی موردنیاز برای برداشت چغندرقند در ایران محسوب می‌شوند (Farid *et al*. 2013). هم‌چنین وجود خشکسالی در یک دهه گذشته و کمبود آب برای تولید چغندرقند در برخی استان‌های کشور (Najafi *et al*. 2020b)، اهمیت بررسی میزان مصرف نهاده‌های مختلف برای تولید این محصول را در استان‌های مختلف دوچندان می‌کند. بنابراین بررسی نوع و اندازه مصرف نهاده‌های دخیل در تولید محصول چغندرقند به‌عنوان یک محصول انرژی‌محور از سوی کشاورزان در قالب مباحث کارایی حائز اهمیت است.

در بین روش‌های مختلف پارامتریک و غیرپارامتریک که برای محاسبه بهره‌وری و کارایی در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرند، روش تابع تولید مرزی تصادفی (Stochastic Frontier Analysis, SFA) در یک دهه گذشته بسیار موردتوجه پژوهشگران حوزه‌های کارایی و بهره‌وری قرار گرفته است. در روش تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از سطح معینی از نهاده‌ها، بالاترین سطح ستانده به‌دست می‌آید. بنگاه‌هایی که به دنبال حداکثرکردن تولید خود هستند، سعی می‌کنند ترکیب داده‌ها و ستانده‌ها را در روند تولیدی خود به مرز مجموعه قابل استحصال نزدیک نمایند (Titus *et al*. 2021). پس اگر بر یک سری نقاط مفروض در یک صفحه، منحنی برازش شود و بزرگ‌ترین پسماند مثبت این مجموعه به‌مقدار عرض از مبدا منحنی برازش‌شده اضافه شود، منحنی مرزی به‌دست می‌آید که تمام نقاط مفروض زیر آن قرار گرفته‌اند(Van Nguyen *et al*. 2021). در الگوهای مرزی تصادفی علت تفاوت بین تولیدواقعی و تولیدمرزی، ناکارایی فنی و عامل تصادفی بیان می‌شود. یعنی اگر بنگاهی کم‌تر از مقدار مرزی تولید کند، بخشی از آن به‌دلیل ناکارایی فنی و بخش دیگری به‌دلیل عامل تصادفی خواهد بود و اگر بنگاهی بالاتر از تابع تولید مرزی عمل کند، دلیلی جز وجود عامل تصادفی نخواهد داشت (Octrina and Mariam 2021). برتری الگوهای مرزی تصادفی نسبت به الگوهای معمول اقتصادسنجی در این است که در برازش تابع، نقاط متوسط را در نظر نمی‌گیرد، بلکه نقاط سرحدی را لحاظ می‌کند. با توجه به برتری الگوهای مرزی تصادفی، در

مطالعه پیش‌رو از این روش استفاده می‌شود. در ادامه به بررسی خلاصه‌ای از مطالعات داخلی و خارجی در حوزه‌های کارایی و الگوهای مرزی تصادفی پرداخته می‌شود. نتایج استفاده از تابع مرزی تصادفی برای محاسبه کارایی فنی کشاورزان خرده‌پا در اتیوپی نشان داد که به‌دلیل خدمات ضعیف توسعه و شیوه‌های زراعی سنتی، میانگین کارایی فنی کشاورزان بسیار پایین است (۴۴/۳۳ درصد). در حالی‌که کشاورزان بزرگ کارآمدتر از کشاورزان خرده‌پا هستند (Zewdie *et al*. 2021). نتایج استفاده از تابع مرزی تصادفی نشان داد که به‌طور متوسط، کارایی مزارع نخل در مناطق سوماترای جنوبی، کالیمانتان مرکزی، سولاوسی غربی، بوتوم و لامپونگ، جامبی و بنگکلو به‌ترتیب ۰/۷۱، ۰/۷۰، ۰/۷۰، ۰/۶۲، ۰/۶۳ و ۰/۶۵ است. به‌عبارتی مزارع کوچک نخل دارای ناکارآمدی هستند (Sari *et al*. 2021). در مطالعه خود نشان دادند میانگین کارایی فنی تولید گندم در شهرستان ارومیه با استفاده از روش‌های تحلیل پوششی‌داده‌ها و تابع مرزی تصادفی به‌ترتیب ۷۵ و ۵۱ درصد است. درنتیجه بدون استفاده از نهاده‌های بیشتر و افزایش دادن هزینه‌ها، می‌توان مقدار محصول تولیدی را با توجه به دو روش مذکور به‌ترتیب به‌اندازه ۲۵ و ۴۹ درصد افزایش داد (Khodaverdizadeh *et al*. 2019). استفاده از داده‌های پانل ۲۲ کشور آفریقایی برای سال‌های ۱۹۸۸–۲۰۱۴ و رهیافت تابع تصادفی‌مرزی در خصوص بررسی بازده مؤثر و کارایی انرژی آفریقا نشان داد مشکل کارایی انرژی در آفریقا بیشتر ساختاری است. رشد اقتصادی، شهرنشینی و تراکم‌جمعیت، کارایی را افزایش می‌دهند اما قیمت‌ها، سرمایه-گذاری مستقیم خارجی، خدمات و تولیدات صنعتی آن را کاهش می‌دهد (Adom *et al*. 2018). در مطالعه‌ای متوسط کارایی فنی، اقتصادی و تخصیصی برای چغندرکاران بروجرد با روش تحلیل پوششی داده‌ها در حالت بازده ثابت نسبت به مقیاس به‌ترتیب برابر ۰/۸۳، ۰/۷۹ و ۰/۸۴ و در حالت بازده متغیر برابر ۰/۸۸، ۰/۷۸ و ۰/۸۳ محاسبه شد (Kavand and Sargazi *et al*. 2015). با استفاده از تجزیه و تحلیل مرزی‌تصادفی، کارایی انرژی و صرفه‌جویی انرژی در صنایع‌شیمیایی چین طی دوره‌ی ۲۰۰۵– ۲۰۱۱ بررسی شد. نتایج تحقیق نشان داد که قیمت انرژی در مقیاس سازمانی برای بهبود کارایی انرژی مناسب است. متوسط کارایی انرژی طی این دوره ۰/۶۹ بوده است (Lin and Houyin 2015).

علاوه‌بر مطالعات اشاره شده؛ ارسلان‌بد (Arsalanbod 2005)، شفیعی و همکاران (Shafie *et al*. 2007) و سیدان (Seyyedan 2006) به بررسی کارایی فنی چغندرکاران استان‌های همدان، آذربایجان غربی و شهرستان بردسیر با استفاده از داده‌های مقطعی و رهیافت تابع مرزی تصادفی پرداختند که تقریباً میانگین کارایی جوامع موردمطالعه بالای ۷۰ درصد دربازه مورد مطالعه بود. هم‌چنین بررسی کارایی انرژی محصول چغندرقند در استان اصفهان و شهرستان میاندوآب با استفاده از روش تجزیه و تحلیل انرژی ورودی– خروجی نشان داد که مزارع بزرگتر دارای راندمان مصرف انرژی و عملکرد اقتصادی بالاتری هستند (Zahedi *et al*. 2015; Gholami ghajelou *et al*. 2015).

بررسی مطالعات خارج از کشور و جستجو در پایگاه‌های علمی معتبر دنیا نشان می‌دهد که استفاده از روش تابع مرزی تصادفی با تکنیک‌های مختلف در زمینه‌های محاسبه کارایی محصولات کشاورزی و غیرکشاورزی در یک دهه گذشته افزایش یافته است. هم‌چنین اکثر مطالعات صورت گرفته در داخل کشور در زمینه برآورد کارایی انرژی چغندرکاران با استفاده از روش تجزیه و تحلیل انرژی ورودی– خروجی صورت گرفته است و تاکنون مطالعه‌ایی در زمینه برآورد کارایی انرژی چغندرکاران ایران به‌صورت چندساله و با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی با تکنیک‌های مختلف صورت نگرفته است. درنهایت با توجه به اهمیت نقش نهاده انرژی در تولید

چغندرقند به‌عنوان یک محصول استراتژیک در تأمین نیازهای انسان و دام و کاهش سطح زیرکشت و تولید چغندرقند در طی سال‌های اخیر (نجفی و همکاران Najafi *et al.* 2020b)، هدف اصلی از انجام این مطالعه بررسی کارایی انرژی چغندرکاران ایران با روش پانل مرزی تصادفی (با تکنیک‌های مختلف) و رتبه‌بندی و مقایسه استان‌های مختلف است.

مواد و روش‌ها

ساختار اساسی تابع تولید مرزی به‌صورت رابطه ۱ است (Battese and Coelli 1992).

$$Y=\beta x + v - u \qquad v\sim N(0,\sigma^2) \qquad (۱)$$

که در آن Y محصول بنگاه (معادل انرژی‌خروجی محصول چغندرقند)، x بردار نهاده‌ها (معادل انرژی ورودی نهاده‌های تولید چغندرقند)، β بردار پارامترها، u اثر ناکارایی و v جزء اخلال تصادفی خارج از کنترل است. اثر ناکارایی همواره غیرمنفی است، زیرا بنگاهی که بر روی مرز تولید قرار می‌گیرد ناکارایی ندارد و مقدار u برابر صفر است. بنگاهی که در درون مرز تولید قرار دارد ناکاراست و u مقادیر بزرگ‌تر از صفر خواهد داشت (Shahraki and Sardar Shahraki 2015). لذا انحراف نقاط مشاهده شده از تابع تولید مرزی به دو بخش v جزء اخلال و u جزء ناکارایی بستگی دارد که از نظر ماهیت متفاوت هستند. از این‌رو به این الگو، خطای ترکیبی گفته می‌شود (Kafaie and Khosravi 2016; Areal and Pede 2021). مدل‌های مرزی تصادفی در شکل و نوع توزیع متغیر u_i با یکدیگر تفاوت دارند این امر موجب تفاوت نوع توزیع u_i در اشکال مختلف می‌شود (Susaeta and Alavalapat 2021). توزیع v نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 در نظر گرفته شده اما نوع توزیع u با توجه به هدف مورد بررسی تعیین می‌شود. اولین سوال به تأثیر روند بر جز ناکارایی اختصاص دارد. اثر روند بر جزء ناکارایی به‌صورت رابطه ۲ تعریف می‌شود:

$$u_{it} = u_i \{EXP[-\eta (t-T)]\} \qquad t = 1, 2, \dots T \qquad (۲)$$

به‌طور متداول توزیع u به‌صورت نیمه‌نرمال یک دامنه تعمیم‌یافته $N(0,\sigma_v^2)$ در نظر گرفته می‌شود. η برداری از (*t*-*1*) پارامترهای مجهول است که باید برآورد گردد و t نشان‌دهنده سال می‌باشد. واریانس کل یعنی واریانس عبارت $(v_t - u_t)$ را می‌توان به دو جزء تفکیک کرد زیرا این دو متغیر از هم مستقل فرض می‌شوند و سهم واریانس u به‌صورت واریانس کل (γ) به‌صورت رابطه ۳ تعریف می‌شود:

$$\gamma = \frac{\sigma_U^2}{\sigma^2}, \sigma^2 = \sigma_U^2 + \sigma_V^2 \qquad \gamma = \frac{\sigma_U^2}{\sigma_U^2 + \sigma_V^2} \qquad (۳)$$

بنابراین ناکارایی تولید را به‌صورت فرض $H_0 : \gamma = 0$ می‌توان مورد آزمون قرار داد. اگر این فرض پذیرفته شود پس با توجه به‌عبارت

$$\gamma = \frac{\sigma_U^2}{\sigma^2}$$

واریانس u صفر است (در واقع تفاوتی با صفر ندارد) و نمی‌توان ناکارایی را علتی برای انحراف تولید از سطح بالقوه مرزی دانست (Adom *et al.* 2018). در این حالت بهترین برآورد تابع تولید با روش حداقل مربعات معمولی (Ordinary Least Squares OLS) حاصل می‌شود. اما اگر فرض صفر پذیرفته نشود به این معنی است که ناکارایی وجود دارد و تابع را می‌توان با روش حداکثر راستنمایی برآورد نمود (Arsalanbod 2005). به‌عبارت دیگر گاما بیان‌کننده ناکارایی است. درصد بالای آن نشان می‌دهد که ناکارایی به‌دلیل انحراف تولید ناشی‌از عدم به‌کارگیری مناسب نهاده‌ها و محصول است نه

عوامل غیرکنترلی و تصادفی (مانند عوامل جوی). گاما دامنه‌ای بین صفر تا یک دارد.

قبل از برآورد و محاسبه باید فرم تابع مرزی‌تصادفی مشخص شود. فرم اصلی توابع مورد استفاده در مطالعات اخیر در زمینه برآورد کارایی، توابع تولید کاب—داگلاس و ترانسلوگ می‌باشد. فرم تابع ترانسلوگ به‌صورت رابطه (۴) است:

(۴)

$$\text{Ln}(Y)= \beta_0+\beta_1 \ln(l_{it})+\beta_2 \ln(k_{it})+\beta_3 \ln(E_{it})+\beta_4 \ln(L_{it})\ln(k_{it})+\beta_5 \ln(L_{it})\ln(E_{it})+ \beta_6 \ln(E_{it})\ln(K_{it})+\beta_7 (\ln(l_{it}))^2+\beta_8(\ln(k_{it}))^2+\beta_9(\ln(E_{it}))^2+v_{it}-u_{it}$$

هچنین فرم کلی تابع کاب داگلاس به‌صورت رابطه (۵) است که همه متغیرها به‌صورت لگاریتمی و به همراه جزء اخلال تابع تصادفی مرزی وارد الگو می‌شوند.

(۵)

$$\text{Ln}(Y)= \beta_0+\beta_1 \ln(l_{it})+\beta_2 \ln(k_{it})+\beta_3 \ln(E_{it})+v_{it}-u_{it}$$

Ln(Y) در دو فرم بالا به‌عنوان لگاریتم متغیر وابسته بوده و معادل انرژی خروجی برای محصول چغندرقند در نظر گرفته شده است. $\ln(E_{it})$ ،$\ln(k_{it})$ و $\ln(l_{it})$ نیز لگاریتم نهاده‌های تولیدی هستند که معادل انرژی آنها (انرژی ورودی) در فرآیند تولید مدنظر است. برای شناخت فرم تابعی مناسب، فرضیه زیر (آزمون محدودیت خطی) آزمون می‌شود:

(۶)

$$H_0: \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$$

غیر از H_0 (هر سه ضریب به‌صورت همزمان صفر نیستند: H_1

در صورتی‌که فرضیه H_0 پذیرفته شود شکل تابع کاب–داگلاس است. در صورتی‌که این فرضیه (H_0) به نفع فرضیه رقیب (H_1) رد شود. فرم تابعی مناسب ترانسلوگ خواهد بود. به‌منظور آزمودن فرضیه از آماره نسبت درستنمایی تعمیم‌یافته استفاده می‌شود، آماره این آزمون، λ از رابطه (۷) تعیین می‌شود:

$$\lambda = -2[\log L(H_0)-\log L(H_1)= -2[\log\frac{L(H_0)}{L(H_1)}] \quad (۷)$$

مقادیر $L(H_1)$ و $L(H_0)$ مقادیر تابع درستنمایی تحت فرض H_1 و H_0 را نشان می‌دهند.

درنهایت با توجه به توضیحات و رابطه ارائه شده از سوی باتیس و کولی (Battese and Coelli 1992) می‌توان تابع تولید مرزی‌تصادفی را به‌صورت داده‌های پانل برآورد و میزان کارایی یا ناکارایی را محاسبه کرد. اثرات ناکارایی بنگاه، متغیری با توزیع نرمال منقطع است و قابلیت تغییر سیستماتیک آن در طول زمان مشاهده می‌شود. از خصوصیات این الگو آن است که با داده‌های تلفیقی نامتوازن نیز قابل برآورد است. به‌این دلیل که این الگو اثرات ناکارایی را به‌عنوان متغیر در طول زمان در نظر می‌گیرد، لذا تنها از داده‌های سری‌زمانی یا تلفیقی می‌توان استفاده کرد. به‌عبارت‌دیگر در هر دوره زمانی و در هر مقطع باید حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد.

برای مقایسه کارایی‌انرژی چغندرکاران با استفاده از روش پنل تصادفی مرزی لازم است محتوای انرژی نهاده‌ها و محتوای انرژی ستاده مشخص گردد. برای این منظور محتوای انرژی مربوط به محصولات نهایی‌شده به‌عنوان انرژی خروجی و محتوای انرژی موجود در نهاده‌های تولیدی به‌عنوان انرژی ورودی محاسبه گردید. برای تعیین انرژی خروجی چغندرقند میزان تولید در هر سال در ضریب به‌کار رفته در جدول (۱) ضرب شده و محتوای انرژی این بخش به‌دست آمد.

مجموع محتوای انرژی مربوط به نهاده‌های تولید به‌عنوان کل انرژی ورودی در نظر گرفته شده است. نهاده‌های در نظر گرفته شده در تحقیق حاضر شامل نیروی‌انسانی، ماشین‌آلات، کودهای شیمیایی، کودحیوانی، سموم‌شیمیایی، آب آبیاری و بذر بود. برای محاسبه کل انرژی ورودی محتوای انرژی مربوط به هریک از نهاده‌ها به‌طور جداگانه محاسبه شد.

جدول ۱ هم‌ارزهای انرژی نهاده‌ها و ستاده‌ها

پارامتر	ارزش انرژی (مگاژول)	واحد سنجش	منبع
نیروی انسانی	۱/۹۵	ساعت	Zahedi *et al*.(2013)
ماشین‌آلات	۶۲/۷	ساعت	Jadidi *et al*.(2012)
سوخت	۵۰/۲۳	لیتر	Zahedi *et al*.(2013)
نیتروژن	۷۵/۴۶	کیلوگرم	Zahedi *et al*.(2013)
فسفات	۱۳/۰۷	کیلوگرم	Zahedi *et al*.(2013)
پتاسیم	۱۱/۱۵	کیلوگرم	Jadidi *et al*.(2012)
کود حیوانی	۰/۳	کیلوگرم	Demircan *et al*.(2006)
علف‌کش	۸۵	کیلوگرم	Pishgar-Komleh *et al*.(2012)
آفت‌کش	۱۹۹	کیلوگرم	Ozkan *et al*.(2004)
قارچ‌کش	۹۲	کیلوگرم	Ozkan *et al*.(2004)
آب آبیاری	۱/۰۲	مترمکعب	Jadidi *et al*.(2012)
بذر چغندرقند	۵۰	کیلوگرم	Haciseferogullari *et al*. (2003)
عملکرد چغندرقند	۱۶/۸	کیلوگرم	Erdal *et al*. (2007)
تولید چغندرقند	۵/۰۴	کیلوگرم	Zahedi *et al*.(2013)

انرژی مربوط به نیروی‌انسانی با این فرض که هر کارگر بخش کشاورزی در سال ۲۱۰ روز و در هر روز به‌طور متوسط هشت ساعت کار می‌کند و محتوای انرژی هر ساعت کار ۱/۹۵ مگاژول می‌باشد، محاسبه گردید. برای محاسبه محتوای انرژی مربوط به دیگر نهاده‌ها، مقدار مصرفی هر نهاده در هر سال در ضرایب به‌کار رفته در جدول (۱) ضرب شد. در نهایت با توجه به مباحث مطرح‌شده و انرژی معادل نهاده‌ها و ستانده در تولید محصول چغندرقند و همچنین میزان مصرف انرژی، معادل انرژی نهاده‌های مصرف شده برای تولید چغندر در استان‌های آذربایجان‌غربی، اصفهان، چهارمحال بختیاری، خراسان‌جنوبی، خراسان‌رضوی، خراسان‌شمالی، سمنان، فارس، قزوین، کرمانشاه، لرستان و همدان برای سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۶ محاسبه شد. هم‌چنین از متغیرهای مجازی سال (Dyear) برای سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ برای در نظر گرفتن تغییرات فنی و تأثیر متغیرهای غیرقابل مشاهده بر مقدار محصول در بازه زمانی مورد مطالعه استفاده شد.

جامعه موردمطالعه در پژوهش حاضر ۱۲ استان تولیدکننده عمده محصول چغندرقند بودند. برای درک کامل از میزان کارایی چغندرکاران در استان‌های مختلف از هشت تکنیک عمده در قالب تابع مرزی تصادفی استفاده شد. برای این منظور از مدل‌های اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی یا RGLS (Schmidt and Sickles 1984)، مدل Pitt and Lee 1981، مدل Battese and Coelli 1992، مدل اثرات ناکارایی (Battese and Coelli 1995)، مدل خطای ترکیب یا کارایی کاهشی (Battese and Coelli 1992)، مدل اثرات تصادفی صحیح (Green 2005) و مدل Kumbhakar (1990 در قالب پانل تصادفی مرزی برای دوره زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۶ استفاده شد. برخی از تکنیک‌های اشاره شده دارای کارایی ثابت (عدم‌وجود تغییر فنی) و برخی دارای کارایی متغیر (تغییر ساختار تکنولوژی) در طول زمان هستند. همچنین اطلاعات موردنیاز از وزارت جهادکشاورزی و ترازنامه‌های انرژی ایران استخراج شد و از نرم‌افزار استتا ۱۴ برای برآورد مدل‌ها استفاده شد.

نتایج و بحث

از آن‌جایی‌که مقدار λ در رابطه (۷)، ۲ به‌دست آمد و با توجه به این‌که آماره موردنظر دارای توزیع χ^2 با k-1 درجه آزادی (k تعداد قیدها) است، مقدار بحرانی حاصل از جدول توزیع χ^2 در سطح معنی‌دار پنج درصد، ۵/۹۹ است و از مقدار آماره محاسبه شده بیشتر است. بنابراین فرم تابعی کاب-داگلاس پذیرفته می‌شود. براساس جدول (۲)، شاخص گاما در

همه مدل‌ها به‌طور میانگین ۷۰ درصد به‌دست آمد که بیشترین آن مربوط به مدل باتسه و کوئلی (1992) با کارایی ثابت در زمان با شاخص ۰/۹۳ و کمترین آن مربوط به مدل اثرات تصادفی صحیح با کارایی متغیر در زمان با شاخص ۰/۲۶ است. شاخص گاما ۷۰ درصد نشان می‌دهد که تغییرات ستانده، ناشی از آثار عدم کارایی (u) چغندرکاران در استان‌های مختلف بوده و سهم مربوط به خطای تصادفی و عوامل‌خارجی (v) کم است. به‌عبارتی سهم خطاهایی که در کنترل کشاورزان نیستند از قبیل آب و هوا اندک است و عدم‌کارایی انرژی چغندرکاران در ایران بیشتر ناشی از انحراف تولید ناشی‌از عدم به‌کارگیری مناسب نهاده‌ها (عوامل مدیریتی) است. این نتیجه همسو با مطالعه نعمتی و همکاران (Neamati *et al*. 2004) است. در حالتی‌که گاما مقادیر غیرصفر به خود بگیرد، می‌توان کارایی انرژی را برای چغندرکاران استان‌های مختلف محاسبه کرد. به‌عبارت دیگر در این حالت اثرات عدم‌کارایی در مدل وجود دارد و اثرات آن تصادفی هستند. این موضوع نشان می‌دهد که متغیرهای لحاظ شده در تابع تولید به‌میزان قابل‌توجهی توانسته است عوامل مؤثر را کنترل و خطاهای تصادفی را کاهش دهد.

براساس جدول (۲)، تمامی مدل‌ها براساس آماره‌های ارائه شده در سطح مناسبی معنادار شدند. درنتیجه برازش رگرسیون به درستی انجام شد. از بین مدل‌های ارائه شده، مدل اثرات ناکارایی نسبت به دیگر مدل‌ها از نظر معناداری متغیرهای اصلی بیشترین معناداری را داشته است. اگر براساس این مدل متغیرها تفسیر شوند، لگاریتم متغیرهای کودحیوانی، بذر، ماشین‌آلات و سموم شیمیایی در سطح یک الی ۱۰ درصد معنادار شده و متغیرهای ماشین‌آلات و سموم شیمیایی دارای اثر مثبت و معنادار بر کارایی انرژی محصول چغندرقند در استان‌های عمده تولیدکننده این محصول هستند. همچنین متغیر بذر در مدل اثرات ناکارایی دارای علامت منفی و معنادار است در حالی‌که در دیگر مدل‌ها دارای اثر مثبت است اما اثر معناداری بر کارایی انرژی چغندرقند ندارد. علامت منفی و معنادار بذر مصرفی می‌تواند این‌گونه تفسیر شود که کشاورزان بیش از اندازه بذر مصرف می‌کنند که دلیل آن می‌تواند عدم‌استفاده از ماشین‌آلات مدرن بذرپاش باشد. هم‌چنین متغیر کودحیوانی فقط در مدل اثرات ناکارایی معنادار شده که نشان می‌دهد دارای اثر منفی بر کارایی انرژی چغندرقند است. باتوجه به این‌که ضریب متغیر کودحیوانی در همه مدل‌ها نزدیک به صفر و در مدل اثرات ناکارایی منفی بود، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش نهاده کودحیوانی به همراه نهاده‌های بذر، نیروی‌کار و آب تأثیر قابل توجه‌ای بر تولید ندارند و مقدار این عوامل در نزدیکی مرحله سوم منطقه اقتصادی تولید قرار دارند. علاوه‌بر معناداری و علامت ضرایب، ویژگی دیگری که باید در تحلیل نتایج به آن توجه کرد، اندازه هریک از ضرایب است. براین اساس ضریب ماشین‌آلات که نشان‌دهنده میزان اثرگذاری نهاده سرمایه بر تولید محصول چغندرقند در ایران است در هر هشت مدل در سطح پنج و ۱۰ درصد معنادار شده و همواره از ضریب بزرگتری برخوردار بوده است. از این رو مؤثرترین عامل در تولید چغندرقند در استان‌های منتخب ایران، عامل ماشین‌آلات یا همان سرمایه است. به‌طوری‌که با افزایش یک درصدی در این عامل، تولید به اندازه ۰/۳۶۰ درصد افزایش می‌یابد.

متغیرهای مجازی سال در همه مدل‌ها برای دوره‌های پایانی مثبت و معنادار و در دوره‌های ابتدایی غیرمعنادار شده‌اند. لذا می‌توان این نتیجه را گرفت که سطح تکنولوژی نسبت به دوره‌های ابتدایی مطالعه بهبود یافته است. با توجه به این‌که تابع کاب–داگلاس بازدهی نسبت به مقیاس برابر مجموع مقادیر کشش‌های تولید (ضرایب نهاده‌های تابع تولید) می‌باشد (Mehrara and Abdi 2013; Amini *et al*. 2021). با بررسی نتایج تخمین‌ها، قابل مشاهده است که در همه روش‌ها، مجموع ضرایب کوچکتر از واحد است که نشان از وجود بازده کاهشی نسبت به مقیاس در سیستم تولید چغندرقند استان‌های منتخب ایران است.

جدول ۲ تخمین پانل تصادفی مرزی با استفاده از مدل‌هایی با کارایی انرژی ثابت و متغیر

مدل / متغیر	اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴) (با اثرات ثابت)	اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴) (با اثرات تصادفی)	پیت و لی (۱۹۸۱)	باتسه و کوئلی (۱۹۸۸)	اثرات تصادفی صحیح	کارایی کاهشی	اثرات ناکارایی	کامباکار (۱۹۹۰)
ضریب ثابت	۱۱/۰۹*	۱۰/۹۲*	۱۱/۳۰*	۱۱/۳۸*	۱۱/۰۲*	۱۱/۲۸*	۱۰/۵۱*	۱۱/۱۸*
	(۱/۰۸)	(۱/۰۶)	(۰/۹۹۸)	(۰/۹۹۶)	(۰/۹۸۳)	(۰/۹۷۷)	(۱/۲۲)	(۱/۰۱)
لگاریتم کودشیمیایی	۰/۰۴۶	۰/۰۵۰	۰/۰۴۵	۰/۰۴۳	۰/۰۴۰	۰/۰۳۸	۰/۰۶۶	۰/۰۴۷
	(۰/۰۵۵)	(۰/۰۵۴)	(۰/۰۵۱)	(۰/۰۵۱)	(۰/۰۵۰)	(۰/۰۵۰)	(۰/۰۶۶)	(۰/۰۵۱)
لگاریتم کودحیوانی	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۰۹	−۰/۰۰۴***	−۰/۰۰۱
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)
لگاریتم بذر	−۰/۰۳۳***	−۰/۰۴۱***	۰/۰۴۷***	−۰/۰۴۹***	−۰/۰۴۷***	−۰/۰۵۰***	−۰/۱۰۳*	−۰/۰۴۴***
	(۰/۰۳۳)	(۰/۰۳۲)	(۰/۰۲۹)	(۰/۰۲۹)	(۰/۰۳۰)	(۰/۰۲۹)	(۰/۰۳۵)	(۰/۰۳۰)
لگاریتم نیروی کار	−۰/۰۳۳	−۰/۰۳۵	−۰/۰۲۸	−۰/۰۲۶	−۰/۰۲۷	−۰/۰۲۶	−۰/۰۲۱	−۰/۰۲۷
	(۰/۰۵۶)	(۰/۰۵۵)	(۰/۰۵۱)	(۰/۰۵۱)	(۰/۰۵۲)	(۰/۰۵۰)	(۰/۰۷۶)	(۰/۰۵۱)
لگاریتم ماشین‌آلات	۰/۲۶۶***	۰/۲۹۹***	۰/۲۸۰***	۰/۲۶۲***	۰/۳۱۰**	۰/۳۰۱**	۰/۳۶۰***	۰/۲۸۸***
	(۰/۱۶۴)	(۰/۱۵۸)	(۰/۱۴۵)	(۰/۱۴۶)	(۰/۱۵۱)	(۰/۱۴۵)	(۰/۱۸۳)	(۰/۱۴۶)
لگاریتم سموم شیمیایی	۰/۰۹۸*	۰/۱۰۳*	۰/۱۰۶*	۰/۱۰۶*	۰/۱۰۳*	۰/۱۰۷*	۰/۱۴۲*	۰/۱۰۳*
	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۳۰)	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۲۹)	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۳۹)	(۰/۰۲۹)
لگاریتم آب	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰۱
	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۰۴)
دامی ۱۳۸۷	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۱۰
	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)
دامی ۱۳۸۸	−۰/۰۴	−۰/۰۵	−۰/۰۵	−۰/۰۵	−۰/۵۹	−۰/۰۷	−۰/۰۹	−۰/۰۱
	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۰۸)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)
دامی ۱۳۸۹	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۱۲
	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۰۸)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)
دامی ۱۳۹۰	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۱۲
	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۱۱)	(۰/۱۰)
دامی ۱۳۹۱	۰/۲۵*	۰/۲۴*	۰/۲۴*	۰/۲۴*	۰/۲۶*	۰/۱۹**	۰/۲۰***	۰/۲۸*
	(۰/۰۹)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۹)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)
دامی ۱۳۹۲	۰/۱۹**	۰/۱۷***	۰/۱۷**	۰/۱۸**	۰/۱۷**	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۲۲***
	(۰/۰۹)	(۰/۰۹)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۹)	(۰/۱۲)	(۰/۱۱)
دامی ۱۳۹۳	۰/۲۴**	۰/۲۴**	۰/۲۳*	۰/۲۳**	۰/۲۲**	۰/۱۶***	۰/۲۳***	۰/۲۸**
	(۰/۱۰)	(۰/۰۹)	(۰/۰۹)	(۰/۰۹)	(۰/۰۹)	(۰/۱۰)	(۰/۱۲)	(۰/۱۱)
دامی ۱۳۹۴	۰/۱۴***	۰/۱۲***	۰/۱۲***	۰/۱۳***	۰/۱۲	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۱۷***
	(۰/۰۹)	(۰/۰۹)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۱۰)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)
دامی ۱۳۹۵	۰/۱۴***	۰/۱۳***	۰/۱۲***	۰/۱۲***	۰/۱۴***	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۱۷***
	(۰/۰۹)	(۰/۰۹)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۱۰)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)
دامی ۱۳۹۶	۰/۲۸*	۰/۲۶*	۰/۲۶*	۰/۲۶*	۰/۲۶*	۰/۱۸***	۰/۱۵***	۰/۳۱*
	(۰/۰۹)	(۰/۰۹)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۰۸)	(۰/۱۰)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)
(γ gamma)	۰/۵۶	۰/۶۲	۰/۷۴	۰/۹۳	۰/۲۶	۰/۸۷	۰/۸۲	۰/۷۵
Log likelihood	-	-	۱۹/۰۸	۱۹/۳۴	۱۷/۴۷	۲۰/۵۲	−۱۰/۸۶	۱۹/۲۵
Wald chi2(17)	-	-	۷۵/۱۲	۷۵/۶۸	۷۶/۰۳	۶۲/۱۵	۸۷/۶۸	۷۲/۱۴
Prob > chi2	-	-	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

***، ** و * به‌ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰، پنج و یک درصد را نشان می‌دهند. اعداد داخل پرانتز نیز بیان‌گر مقادیر انحراف معیار می‌باشند.

پس از تخمین پانل تصادفی مرزی، با استفاده از تمامی تکنیک‌های اشاره شده در بخش روش تحقیق، کارایی انرژی چغندرکاران ۱۲ استان ایران محاسبه شد. با توجه به حجم مقاله، فقط در جدول ۳ میانگین ۱۱ساله کارایی انرژی چغندرکاران ۱۲ استان ایران با استفاده از هشت تکنیک تابع مرزی تصادفی مشخص شده است و تمامی تکنیک‌ها جداگانه برای ۱۲ استان ارائه نشده است.

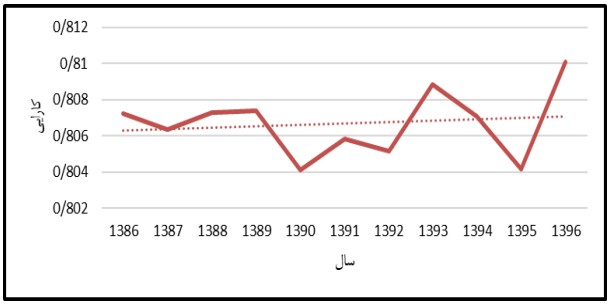
جدول ۳ کارایی چغندرکاران ۱۲ استان ایران براساس میانگین ۱۱ ساله

مدل / استان	اثرات تصادفی صحیح	باتسه و کوئلی (۱۹۸۸)	پیت و لی (۱۹۸۱)	اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴) (با اثرات ثابت)	اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴) (با اثرات تصادفی)	کارایی کاهشی	کامباکار (۱۹۹۰)	اثرات ناکارایی	میانگین روش‌های مختلف
آذربایجان‌غربی	۰/۹۲	۰/۹۶	۰/۹۵	۱	۱	۰/۹۶	۰/۹۵	۰/۸۳	۰/۹۴
اصفهان	۰/۹۲	۰/۹۰	۰/۸۸	۰/۸۵	۰/۸۸	۰/۹۲	۰/۸۸	۰/۸۲	۰/۸۸
چهارمحال‌وبختیاری	۰/۹۱	۰/۶۶	۰/۹۵	۰/۶۳	۰/۶۵	۰/۷۱	۰/۶۴	۰/۶۲	۰/۶۸
خراسان‌جنوبی	۰/۸۹	۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۴۵	۰/۴۸	۰/۵۵	۰/۴۷	۰/۵۴	۰/۵۴
خراسان‌رضوی	۰/۹۲	۰/۸۷	۰/۸۴	۰/۸۱	۰/۸۳	۰/۸۸	۰/۸۴	۰/۷۸	۰/۸۴
خراسان‌شمالی	۰/۸۹	۰/۶۱	۰/۶۰	۰/۵۷	۰/۶۰	۰/۶۶	۰/۵۹	۰/۶۰	۰/۶۴
سمنان	۰/۸۹	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۸۲	۰/۹۲
فارس	۰/۹۱	۰/۷۳	۰/۷۱	۰/۶۹	۰/۷۱	۰/۷۶	۰/۷۱	۰/۶۶	۰/۷۳
قزوین	۰/۹۰	۰/۹۰	۰/۸۷	۰/۸۶	۰/۸۶	۰/۹۰	۰/۸۷	۰/۷۲	۰/۸۶
کرمانشاه	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۸۸	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۹۲	۰/۸۸	۰/۷۶	۰/۸۷
لرستان	۰/۹۰	۰/۸۰	۰/۷۸	۰/۷۶	۰/۷۸	۰/۸۲	۰/۷۸	۰/۷۲	۰/۷۹
همدان	۰/۹۰	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۷۹	۰/۸۹
میانگین کشور	۰/۹۰	۰/۸۰	۰/۷۹	۰/۷۷	۰/۷۹	۰/۸۳	۰/۷۸	۰/۷۲	–

بنابر جدول ۳، به‌طورکلی براساس تکنیک‌های مختلف و میانگین دوره زمانی ۱۱ساله، به‌ترتیب استان‌های آذربایجان‌غربی، سمنان و همدان دارای بیشترین کارایی انرژی و استان‌های خراسان‌جنوبی، خراسان‌شمالی و چهارمحال بختیاری دارای کمترین کارایی انرژی در بین ۱۲ استان عمده تولیدکننده چغندرقند بودند. هم‌چنین استان آذربایجان‌غربی براساس همه تکنیک‌ها دارای بیشترین کارایی انرژی است و در روش‌های اثرات ثابت (Schmidt and Sickles 1984) و اثرات تصادفی (Schmidt and Sickles 1984) دارای کارایی انرژی کامل بود. هم‌چنین چغندرکاران خراسان‌جنوبی نیز براساس هشت تکنیک استفاده شده، دارای کمترین کارایی انرژی در ۱۱ سال گذشته هستند. بالاترین میانگین کارایی انرژی مربوط به مدل اثرات تصادفی صحیح و کارایی کاهشی به‌ترتیب ۹۰ و ۸۳ درصد است و کمترین مقدار نیز مربوط به مدل اثرات ناکارایی با کارایی انرژی ۷۲ درصد می‌باشد. براین اساس میانگین‌کل کارایی انرژی چغندرکاران ۱۲ استان منتخب کشور (میانگین کشوری) در بازه ۷۲ الی ۹۰ درصد قرار دارد.

در شکل ۱ میانگین کارایی انرژی‌کل چغندرکاران ایران در بازه زمانی مورد مطالعه مشخص شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، چغندرکاران ایران تا سال ۱۳۸۹ تقریباً روند ثابت کارایی انرژی را که در حدود ۰/۸۰۷ بوده را حفظ کردند. اما با شروع دهه ۹۰، چغندرکاران ایران روند ثابت کارایی در دهه ۸۰ را نتوانستند حفظ کنند و دارای نوساناتی در این زمینه شدند. به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ به کمترین مقدار خود یعنی ۰/۸۰۴ نزول کردند. اما روند کلی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۶ نشان از روند تقریباً صعودی کارایی انرژی چغندرکاران را می‌دهد. اما این افزایش کارایی بسیار ناچیز است. درنهایت متوسط کارایی انرژی چغندرکاران ایران در بازه موردمطالعه معادل ۸۰ درصد به‌دست آمد. همان‌طورکه در بخش قبلی اشاره شد، این عدم‌کارایی چغندرکاران در ایران می‌تواند به‌دلیل انحراف تولید ناشی از عدم‌به‌کارگیری مناسب عوامل مدیریتی در سال‌های مختلف باشد. هم‌چنین شرایط نامناسب اقتصادی و شدت تحریم‌های اقتصادی در سال‌های مختلف باعث نوسان در قیمت نهاده‌های موردنیاز برای تولید محصول چغندرقند شده و درنتیجه باعث عدم‌بهره‌گیری صحیح از نهاده‌ها از سوی

چغندرکاران شده است که می‌تواند از دلایل نوسان در کارایی انرژی چغندرکاران ایران باشد.



شکل ۱ میانگین کارایی انرژی چغندرکاران ایران در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۶

نتیجه‌گیری

بررسی کارایی‌انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی همواره دارای جایگاه ویژه‌ای بوده است. از این‌رو مطالعات بسیاری درخصوص بررسی کارایی‌انرژی در بخش‌ها و زیربخش‌های مختلف اقتصادی در دو دهه گذشته در دنیا انجام شده که نشان از اهمیت فراوان کارایی انرژی مصرف‌شده در تولید محصولات مختلف می‌باشد. با توجه به کاهش سطح زیرکشت چغندرقند در ایران در یک دهه گذشته و اهمیت افزایش عملکرد در سطح و اهمیت این محصول استراتژیک در تأمین امنیت‌غذایی برای انسان و دام و همچنین امنیت‌شغلی کشاورزان مناطق مختلف، مطالعه حاضر به بررسی کارایی‌انرژی در تولید محصول چغندرقند ایران و عوامل مؤثر بر آن با استفاده از روش پانل تصادفی مرزی پرداخته است.

نتایج حاصل از مدل‌های مختلف نشان داد با وجود این‌که مدل‌ها، متوسط کارایی‌انرژی متفاوتی را برای استان‌ها نشان دادند اما رتبه کارایی‌انرژی چغندرکاران استان‌های ایران به جز در مدل اثرات تصادفی صحیح در همه مدل‌ها یکسان است. استان‌های آذربایجان‌غربی، سمنان و همدان دارای بیشترین کارایی انرژی (بالای ۸۹ درصد) و استان‌های خراسان جنوبی، خراسان‌شمالی و چهارمحال بختیاری دارای کمترین کارایی‌انرژی (زیر ۷۰ درصد) در بین ۱۲ استان کشور بودند. نتایج مدل‌ها نشان داده که تفاوت در کارایی انرژی چغندرکاران استان‌های مختلف، ناشی‌از عوامل مدیریتی در تولید محصول چغندرقند استان‌های مورد نظر است. متوسط کل کارایی‌انرژی چغندرکاران ایران در بازه مورد مطالعه بالغبر ۸۰ درصد به‌دست آمد. این عدد نشان می‌دهد که مقدار ناکارایی چغندرکاران ایران در حدود ۲۰ درصد است. که عدد قابل توجه‌ای است. درنتیجه چغندرکاران ایران می‌توانند با افزایش کارایی‌انرژی از طریق افزایش دانش فنی و بهبود مدیریت مزرعه در تولید محصول چغندرقند و اصلاح مصرف نهاده‌های تولید به همان سطح از تولید قبلی برسند. در بین ۱۲ استان منتخب، استان‌های لرستان، فارس، خراسان‌شمالی، خراسان‌جنوبی و چهارمحال بختیاری دارای کارایی انرژی کمتر از متوسط کشور بودند. از این‌رو استان‌های مذکور در جهت افزایش کارایی انرژی کشاورزان چغندرکار می‌توانند با کمک بخش ترویج و آموزش کشاورزی و با بهره‌گیری از تجربیات و پیشنهادهای چغندرکاران نمونه استان‌های پیش‌رو در زمینه کارایی انرژی، اختلاف خود بین کاراترین کشاورز و سایر بهره‌برداران را در داخل و خارج استان به حداقل برسانند. براساس اطلاعات ۱۱ ساله و با توجه به نتایج متغیرها در مدل‌های مورداستفاده، متغیرهای لگاریتم کودحیوانی، بذرمصرفی، نیروی‌کار و آب دارای علامت منفی هستند. از این‌رو می‌توان با اصلاح و تعدیل میزان استفاده از این نهاده‌ها، امکان بهبود کارایی‌انرژی چغندرقند و افزایش تولید بدون افزایش در استفاده از نهاده‌های مذکور به‌ویژه در استان‌هایی با کارایی‌انرژی کم انتظار داشت. همچنین مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر افزایش کارایی‌انرژی چغندرقند برای ۱۲ استان منتخب، عامل ماشین‌آلات و سموم شیمیایی است. لذا توجه به این دو متغیر مهم در جهت حفظ و

افزایش کارایی‌انرژی حائز اهمیت است. با توجه به اثرگذاری مثبت عامل تکنولوژی در دوره‌های پایانی مطالعه می‌توان نتیجه گرفت که عامل اثرگذار بر افزایش نسبی کارایی‌انرژی، متغیر ماشین‌آلات یا همان سرمایه می‌باشد. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که با بهبود کارآیی تولیدکنندگان چغندرقند امکان افزایش تولید، کاهش هزینه‌ها و ارتقاء رقابت‌پذیری صنعت چغندرقند و فرآورده‌های آن در ایران وجود دارد. این امر می‌تواند کمک زیادی به خودکفایی و رقابت‌پذیری در بازار جهانی نماید. هم‌چنین نتایج مطالعه حاضر مشخص می‌کند که از نظر کارایی مصرف نهاده‌ها و تولید اختلاف زیادی بین استان‌های مختلف در تولید محصول چغندرقند وجود دارد. از این‌رو انجام مطالعات جامع‌تر در خصوص دلایل این اختلاف پیشنهاد می‌شود. هم‌چنین پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده به بررسی عوامل مؤثر بر ناکارایی‌انرژی دیگر محصولات کشاورزی ایران با استفاده از مدل‌های مختلف در قالب تابع تولید مرزی تصادفی و داده‌های پانل پرداخته شود.

منابع مورد استفاده: References:

Adom PK, Amakye K, Abrokwa KK, Quaidoo C. Estimate of transient and persistent energy efficiency in Africa: A stochastic frontier approach. Energy Conversion and Management. 2018; 166: 556-568. **doi:10.1016/j.enconman.2018.04.038.**

Amini M, Fatahiardakani A, Bostan Y, Neshat A. The effect of guaranteed purchase policy of wheat crop on the economic value of groundwater resources (Case study: Malayer city). 8th National Conference on Water Resources Management of Iran, Ferdowsi University of Mashhad. 2021. [In Persian]

Areal FJ, Pede VO. Modeling Spatial Interaction in Stochastic Frontier Analysis. Frontiers in Sustainable Food Systems. 2021. 5. **doi:10.3389/fsufs.2021.673039.**

Arsalanbod M. Efficiency of sugar beet producers in West Azerbaijan province. Journal of Agriculture. 2005; 8(1): 13-20. [In Persian]

Battese GE, Coelli TJ. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. Journal of productivity analysis. 1992; 3(1): 153-169. **doi:10.1007/BF00158774.**

Demircan V, Ekinci K, Keener HM, Akbolat D, Ekinci C. Energy and economic analysis of sweet cherry production in Turkey: A case study from Isparta province. Energy Conversion and Management. 2006; 47(13-14): 1761-1769. **doi:10.1016/j.enconman.2005.10.003.**

Ebrahimipak NA, Mostashari M. Evaluation of irrigation water management and boron fertilizer to increase water use efficiency of sugar beet. Water and Irrigation Management. 2012; 2(2): 53-67. **doi:10.22059/jwim.2013.30340.** [In Persian]

Engler N, Krarti M. Review of energy efficiency in controlled environment agriculture. Renewable and Sustainable Energy Reviews. 2021; 141(1): 110786. **doi:10.1016/j.rser.2021.110786.**

Erdal G, Esengün K, Erdal H, Gündüz O. Energy use and economical analysis of sugar beet production in Tokat province of Turkey. Energy. 2007; 32(1): 35-41. **doi:10.1016/j.energy.2006.01.007.**

Farid M. Ghatreh Samani S, Rostami S. An assessment of energy consumption for sugar beet production systemin Iran: a case study in chaharmahal va bahktiyari province. Journal of Researches in Mechanics of Agricultural Machinery. 2013; 1(1): 20-35. [In Persian]

Gholami ghajelou J, Ghanbarian D, Maleki A, Torki Harchegani M. Energy use efficiency and economic analysis of sugar beet fields in Miandoab city, West Azerbaijan province. Journal of Sugar Beet. 2015; 31(1): 122-109. **doi:10.22092/JSB.2015.101955.** [In Persian]

Haciseferogullar H, Acaroglu M, Gezer I. Determination of the energy balance of the sugar beet plant. Energy Sources. 2003; 25(1): 15-22. **doi:10.1080/00908310290142073.**

Jadidi MR, Sabouhi Sabouni M, Homayounifar M, Mohammadi A. Assessment of energy use pattern for tomato production in Iran: A case study from the Marand region. Research in Agricultural Engineering. 2012; 58(2): 50-56. **doi:10.17221/32/2010-RAE.**

Kafaie M, khosravi A. Energy efficiency in Iran’s provincial with Stochastic frontier production function method. Quarterly Energy Economics Review. 2016; 12 (50): 101-128. [In Persian]

Kavand H, Sargazi A. Determination of efficiency types of Borujerd sugar beet growers using data envelopment analysis (DEA). Journal of Sugar Beet. 2015; 31(2): 209-201. **doi:10.22092/JSB.2016.102285.** [In Persian]

Khodaverdizadeh M, Mohammadi M, Miri D. Estimation of Technical Efficiency of Wheat Production with Emphasis on Sustainable Agriculture in Urmia County. Journal of Agricultural Science and Sustainable Production. 2019; 29(4): 233-245. [In Persian]

Lin B, Houyin L. A stochastic frontier analysis of energy efficiency of China's chemical industry, Journal of Cleaner Production. 2015; 87: 235–244. **doi:10.1016/j.jclepro.2014.08.104.**

Mehrara M, Abdi R. Evaluating the technical efficiency of the Iranian banking industry and determining the factors affecting it (Stocastic Frontier Analysis approach). Journal of Economic Sciences. 2013; 8(8): 83-105. **doi:10.22084/aes.2018.14331.2510**. [In Persian]

Mohammadi H, mehry M. An Analysis of Improving Energy Use with Data Envelopment Analysis in Horticultural Products in Yazd Province: Case Study Pistahio. Quarterly Energy Economics Review. 2015; 11(46):113-134. [In Persian]

Mohammadi Mazrah H, Nazazadeh S, Amir shaghayeghi F, Nikanfar R. Estimating the amount of energy required in different methods of tillage, planting and holding sugar beet. Research project of Agricultural Research, Education and Extension Organization (Design code: R-1058151). 2010. [In Persian]

Mondani F, Riahinia S, Asgharipour MR. Assessment of energy flow in sugarbeet (*beta vulgaris*) and potato (*solanum tubrosum*) production systems in razavi Khorasan province. Journal of Agroecology. 2013; 3(1): 69-82. [In Persian]

Najafi P, Fehresti Sani M, Bostan Y, Fatahi Ardakani A. Estimation of Iran’s sugar import demand function (ARDL approach). Journal of Sugar Beet. 2020a; 35(2): 207-216. **doi:10.22092/JSB.2020.127496.1226**. [In Persian]

Najafi P, Fehresti-Sani M, Nazari M, Neshat A. Efficiency Estimation and Ranking of Iranian Sugar Beet Producers. Agricultural Economics and Development. 2020b; 28(3): 125-145. **doi:10.30490/aead.2020.252671.0**. [In Persian]

Neamati A, Basati J, Zareii A, Rostampour A. Factors affecting technical efficiency the sugar beet producers in Kermanshah province. Journal of Sugar Beet. 2004. 19(2): 161-173. **doi:10.22092/JSB.2004.8211.** [In Persian]

Octrina F, Mariam AGS. Islamic Bank Efficiency in Indonesia: Stochastic Frontier Analysis. The Journal of Asian Finance, Economics, and Business. 2021. 8(1): 751-758.

Ozkan B, Akcaoz H, Karadeniz F. Energy requirement and economic analysis of citrus production in Turkey. Energy Conversion and Management. 2004; 45(11-12): 1821-1830. **doi:10.1016/j.enconman.2003.10.002.**

Pishgar-Komleh SH, Ghahderijani M, Sefeedpari P. Energy consumption and CO_2 emissions analysis of potato production based on different farm size levels in Iran. Journal of Cleaner production. 2012; 33: 183-191. **doi:10.1016/j.jclepro.2012.04.008.**

Sari DW, Hidayat FN, Abdul I. Efficiency of Land Use in Smallholder Palm Oil Plantations in Indonesia: A Stochastic Frontier Approach. Forest and Society. 2021; 5(1):75-89. **doi:10.24259/fs.v5i1.10912.**

Seyyedan S. Investigation of technical efficiency of sugar beet producers and factors affecting it's decrease 'A case study in Hamedan province'. Journal of Sugar Beet. 2006; 21(2): 137-150. **doi:10.22092/JSB.2006.8204.** [In Persian]

Shafie L, Javaheri M, Pourjopary Z. Investigation on technical, allocative and economic efficiency of sugar beet producers in Bardsir city. Journal of Sugar Beet. 2007; 22(2): 121-109. **doi:10.22092/JSB.2007.1689**. [In Persian]

Shahraki J, sardar shahraki A. Determination of technical efficiency of sugar beet growers in Khorasan Razavi using data envelopment analysis (DEA) and stochastic frontier analysis (SFA). Journal of Sugar Beet. 2015; 31(2): 224-211. **doi:10.22092/JSB.2016.103658.** [In Persian]

Shakeri Bostan Abad R, Salimodlu E, Rafiee H. Determination of sugar beet production pattern provinces based on efficiency and productivity criteria. Journal of Sugar Beet. 2018; 34(1): 111-119. **doi:10.22092/jsb.2018.109848.1151.** [In Persian]

Susaeta A, Alavalapati J. Forest Ownership, Management, and Water Production in Longleaf Pine Forests: A Stochastic Frontier Analysis. Forest Science. 2021; 67(2): 145-155. **doi:10.1093/forsci/fxaa048.**

Titus MA, Vamosiu A, Buenaflor SH, Lukszo CM. Persistent Cost Efficiency at Public Community Colleges in the US: A Stochastic Frontier Analysis. Research in higher education. 2021; 62(8): 1168-1197. **doi:10.1007/s11162-021-09634-y.**

Van Nguyen Q, Pascoe S, Coglan L, Nghiem S. The sensitivity of efficiency scores to input and other choices in stochastic frontier analysis: an empirical investigation. Journal of Productivity Analysis. 2021; 55(1): 31-40. **doi:10.1007/s11123-020-00592-8.**

Wai KZ, Hong S. Measuring the efficiency and determinants of rice production in Myanmar: a translog stochastic frontier approach. Korean Journal of Agricultural Science. 2021; 48(1): 59-71. **doi:10.7744/kjoas.20200100.**

Zahedi M, Eshghizadeh HR, Mondani F. Energy Efficiency and Productivity in Potato and Sugar Beet Production Systems in Isfahan Province. Journal of Crop Production and Processing. 2015; 5(17): 181-191. **doi:10.18869/acadpub.jcpp.5.17.181.** [In Persian]

Zewdie MC, Moretti M, Tenessa DB, Ayele ZA, Nyssen J, Tsegaye EA, Van Passel S. Agricultural Technical Efficiency of Smallholder Farmers in Ethiopia: A Stochastic Frontier Approach. Land. 2021; 10(3):246. 1-17. **doi:10.3390/land10030246.**