کاربرد مدل ناپارامتریک تصادفی فراگیر داده‌ها (StoNED) در تعیین کارآیی فنی در مزارع استان مازندران

رضا اسفنجاری کناری[1*]، حمید محمدی[2]، سید احد محمودی[3]

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل

۲- استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل

۳- کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز

*Email: rezasfk@gmail.com

چکیده

در این تحقیق کارآیی فنی و عوامل مؤثر بر کارآیی فنی برنج‌کاران در استان مازندران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. برای تخمین کارآیی فنی از مدل ناپارامتریک تصادفی فراگیر داده‌ها (StoNED) استفاده شد. این مدل حاصل آمیختن مدل ناپارامتریک تحلیل فراگیر داده‌ها که دارای قیود یکنواختی و تقعر است با مدل پارامتریک مرزی تصادفی می‌باشد. برای انجام این تحقیق از اطلاعات ۲۳۵ کشاورز در سال ۱۳۹۰ که به صورت تصادفی مورد مصاحبه قرار گرفته‌اند، استفاده شد. مزارع نمونه بر حسب اندازه به سه گروه کوچک، متوسط و بزرگ تقسیم شد. نتایج نشان داد که متوسط کارآیی فنی بهره‌برداران مزارع کوچک ۶۷ درصد، برای بهره برداران مزارع متوسط ۸۹ درصد و در مزارع بزرگ ۷۸ درصد می‌باشد. افزون بر آن تنها متغیرهای تعداد سال‌های تجربه و مشکلات تولید از نظر آماری بر کارآیی فنی تولید برنج مؤثر است. به عبارت دیگر، افزایش تعداد سال‌های تجربه در تولید برنج تأثیر مثبت و معنی‌دار بر کارآیی فنی تولید داشته و کشاورزانی که در فرآیند تولید با مشکلات تولید مواجه بودند از نظر آماری کارآیی فنی کمتری نسبت به کشاورزانی که با مشکلات تولید مواجه نبودند، داشتند. این مطالعه همچنین، برنامه‌های که باعث ارتقای تجربه کشاورز می‌شود و برنامه‌هایی که باعث برطرف کردن فوری مشکل کشاورز می‌شود را پیشنهاد می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: مدل ناپارامتریک تصادفی فراگیر داده‌ها، کارآیی فنی، برنج

طبقه‌بندی JEL: Q40

مقدمه

رشد جمعیت در کشورهای در حال توسعه و نیازهای رو به تزاید این جمعیت در حال رشد، خصوصاً در زمینه تأمین مواد غذایی سبب توجه بیشتر به بخش کشاورزی شده است. نیاز غذایی جمعیت در حال رشد را می‌توان به دو طریق افزایش سطح زیرکشت و افزایش عملکرد در واحد سطح محصولات کشاورزی تأمین کرد. با توجه به محدودیت منابع تولید در بخش کشاورزی، تمام تلاش برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران این بخش به افزایش عملکرد در واحد سطح معطوف شده است (اسفنجاری کناری، ۱۳۹۰).

از میان محصولات کشاورزی، برنج یکی از غلات مهم مصرفی انسان به شمار می‌رود که منحصراً برای انسان کاشته می‌شود. ایران یکی از مهم‌ترین واردکنندگان این محصول در سطح جهان به حساب می‌آید. از دهه‌ی ۱۳۵۰ تاکنون، مصرف برنج در ایران رفته رفته عمومیت یافت و به عنوان کالایی ضروری، و در ردیف کالاهای اساسی جای گرفت (شاکری، ۱۳۸۷). در ایران بیش از ۶۰۰ هزار هکتار از اراضی کشاورزی در ۱۶ استان هر ساله به کشت انواع برنج اختصاص می‌یابد. طبق آمار، میزان برداشت شلتوک در این سطح، به بیش از سه میلیون تن شلتوک و حدود دو میلیون تن برنج سفید می‌رسد. این درحالی است که میزان مصرف برنج سالانه کشور حدود ۲/۶ تا سه میلیون تن برآورد می‌شود (فلسفی‌زاده و همکاران، ۱۳۸۹).

در زمینه تعیین کارآیی برنج‌کاران مطالعاتی در داخل و خارج کشور صورت گرفته است، که می‌توان به موارد زیر اشاره کرد. فلسفی‌زاده و همکاران (۱۳۸۹)، کارآیی برنج‌کاران ایران را با استفاده از روش حداکثر آنتروپی تعمیم یافته تخمین زد. نتایج نشان داد که مقادیر به دست آمده از روش حداکثر آنتروپی تعمیم‌یافته، علی‌رغم تفاوت ناچیز ظاهری، به علت قابلیت تخمین احتمالات داده‌های اولیه، به صورت رابطی بین دو روش مرز تصادفی و تحلیل پوششی داده‌ها عمل می‌کند. با کوچک‌تر شدن محدوده انتخابی برای جزء عدم کارایی پاسخ‌های روش حداکثر آنتروپی تعمیم‌یافته به تحلیل پوششی داده‌ها و بالعکس با بزرگ‌تر شدن این محدوده پاسخ‌ها به روش مرز تصادفی نزدیک‌تر می‌شوند. افزون بر آن کارایی هزینه‌ای برنج در اکثر استان‌های کشور پایین است و اتخاذ تصمیمات مدیریتی جهت بهینه‌سازی تولید محصول برنج در کشور ضروری است.

شاکری (۱۳۸۷)، کارآیی فنی ارقام مختلف برنج را در استان‌های منتخب را با استفاده از مدل تحلیل پوششی داده‌ها مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که کارایی فنی (VRS) در کشت این محصول نسبتاً بالا و معادل ۸۷ درصد است و در سه استان خوزستان، گیلان و مازندران تولید ارقام برنج دارای کارایی فنی یکسانی بوده است ولی در استان‌های فارس و گلستان مقدار کارایی فنی تولید برنج متفاوت است.

هاین (۲۰۱۱)، کارآیی فنی محصول برنج را در ویتنام با استفاده از روش مرزی تصادفی مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که میانگین کارآیی فنی برنج‌کاران ۸۶/۶ درصد می‌باشد و مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر کارآیی فنی کشاورزان متغیر تحصیلات و میزان آب آبیاری بود که تأثیر مثبت و معنی‌داری با کارآیی فنی داشتند. با توجه به این که برنج جزء محصولات استراتژیک منظور شده و همه ساله برای واردات آن مبالغ قابل توجهی ارز مصرف می‌شود، تحقیق حاضر در زمینه بررسی میزان کارایی فنی مزارع برنج استان مازندران می‌باشد تا زمینه برای تقویت کارایی برنج‌کاران و کاهش ناکارایی فنی در تولید برنج فراهم شود تا از این رهگذر بخشی از نیاز داخلی را کشاورزان داخل تأمین کنند.

مواد و روش‌ها

محاسبه کارایی از دیدگاه عملی مستلزم تخمین توابع مرزی تولید و یا هزینه است. برای این منظور تکنیک‌های مختلفی مطرح شده که بر حسب ویژگی آن‌ها به دو روش کلی و متمایز طبقه‌بندی شده‌اند. روش اول تحت عنوان روش ناپارامتری و روش دوم تحت عنوان روش پارامتری می‌باشد. روش اندازه‌گیری ناپارامتری مبتنی بر تکنیک برنامه‌ریزی ریاضی است و از آن جهت ناپارامتری نامیده می‌شود که برای محاسبه مرز تولید (هزینه) و اندازه‌گیری کارایی در چارچوب آن، الزامی به تخمین هیچ نوع تابع خاصی نیست. متداول‌ترین شیوه محاسباتی که در چارچوب روش مذکور مطرح می‌باشد، روش تحلیل فراگیر داده‌ها[1](DEA) است. این روش مبتنی بر یک سری بهینه‌سازی می‌باشد. بر خلاف روش نا پارامتری، روش پارامتری مستلزم مشخص بودن شکل تابع مرزی و فروض خاص در خصوص نحوه توزیع عدم کارایی در مدل می‌باشد. این تکنیک مبتنی بر روش‌های اقتصادسنجی، یک‌سری پارامترهای تخمینی و استنتاجات آماری است که برای برآورد توابع مرزی و اندازه‌گیری عدم کارایی (کارایی) به کار می‌رود. بارزترین مدل در این روش، تابع مرزی تصادفی[2](SFA) می‌باشد (حکیمی‌پور و هژبر کیانی، ۱۳۸۷). در این مدل سعی می‌شود در کنار سنجش میزان عدم کارایی تأثیر عوامل تصادفی نیز مد نظر قرار گیرد. مشخصه اصلی این مدل ترکیبی بودن جزء اخلال آن است که نشان می‌دهد بخشی از انحراف نقاط مشاهده شده از تابع مرزی ناشی از عدم کارایی و بخش دیگر ناشی از عوامل تصادفی است. ویژگی این مدل نسبت به مدل‌های معمول اقتصادسنجی در این است که در برازش تابع، نقاط متوسط را در نظر نمی‌گیرد بلکه نقاط مرزی یا سرحدی را مورد توجه قرار می‌دهد.

1- Date Envelopment Analysis (DEA)
2- Stochastic Frontier Analysis (SFA)

هدف این مطالعه به‌کارگیری روش ناپارامتریک تصادفی فراگیر داده‌ها[1](StoNED) است که ویژگی‌های هر دو روش ناپارامتریک تحلیل فراگیر داده‌ها و پارامتریک مرز تصادفی را دارد. در واقع در این روش مرز ناپارامتریک و جزء خطای ترکیبی تصادفی می‌توانند به‌طور هم‌زمان به دست آیند. مزیت این روش این است که فرض وجود فرم تابعی خاص را برای تابع تولید در روش پارامتریک مرز تصادفی حذف کرده و فرم تابعی انعطاف پذیر با ویژگی‌های تقعر، یکنواختی و همگنی را معرفی می‌کند. هم‌چنین، در این روش جزء خطای تصادفی در داده‌ها در نظر گرفته می‌شود. در تحلیل فراگیر داده‌ها تعداد کمی از بنگاه‌های کارا روی مرز تولید اثر می‌گذارند ولی در روش ناپارامتریک تصادفی فراگیر داده‌ها همه مشاهده‌ها در شکل گیری مرز تصادفی اثرگذارند. در روش پارامتریک تصادفی فراگیر داده-ها بیشتر ابزارهای رگرسیون پارامتریک از قبیل برازش‌های آماری و تست‌های آماری در روش ناپارامتریک تصادفی به کار گرفته می‌شود. در واقع مزیت این روش در این است که بدون معرفی ابزار و مفاهیم جدید، اصول و مفاهیم روش‌های SFA و DEA را حفظ کرده و با ترکیب این دو روش ایرادهای وارده بر آن‌ها را رفع می‌کند (کازمنن، ۲۰۰۶).

در روش (*StoNED*) تکنیک رگرسیون ناپارامتریک جایگزین رگرسیون حداقل مربعات معمولی که به عنوان حداقل مربعات ناپارامتریک مقعر[2] (CNLS) معرفی شده است، می‌شود (کازمنن، ۲۰۰۶). روش *CNLS* یک روش ناپارامتریک برای تخمین تابع تولید است که به شکل مدل برنامه‌ریزی درجه دو فرموله می‌شود که در روابط (۱) نشان داده شد.

همان‌طور که در رابطه ۱ ملاحظه می‌شود، فن آوری تولید با استفاده از تابع تولید کلاسیک $y= f(x)$ به‌دست آمده که محدوده امکانات تولید را نشان می‌دهد. در اینجا ابتدا فرض شده است که تابع f ، تابعی صعودی یکنواخت و مقعر است و فرم تابعی خاصی برای f در نظر گرفته نمی‌شود. x_i برداری از نهاده‌های $(x_1, x_2, ..., x_n)$ برای واحد تولیدی i ام می‌باشد و مقادیر محصول y و نهاده‌ها x_i به شکل لگاریتمی می‌باشند.

[1]- Stochastic Nonparametric Envelopment of Data (StoNED)
[2]- Concave Nonparametric Least Squares

$$\min \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i^2$$

$$s.t.$$

$$y_i = \alpha_i + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i + \hat{\varepsilon}_i \qquad \forall_i = 1,...,n$$

$$y_h \leq \alpha_i + \sum_{i=1}^{n} \beta_i x_i + \hat{\varepsilon}_i \qquad \forall_{h,i} = 1,...,n$$

$$\beta_i \geq 0 \qquad \forall_i = 1,...,n$$

$$\hat{\varepsilon}_i \leq 0$$

[رابطه ۱]

رگرسیون CNLS، n شیب مختلف را برای تابع تولید نامعین تخمین می‌زند که بر خلاف روش حداقل مربعات معمولی، عرض از مبداء و ضرایب شیب برای هر یک از واحدهای تولیدی متفاوت است. در واقع n تابع تولید مختلف با شیب‌های مختلف وجود دارد. ضرایب شیب‌ها β_i تولید نهایی نهاده را نشان می‌دهند. محدودیت دوم در مدل بالا، ویژگی تقعر در تابع تولید را با استفاده از محدودیت نابرابری افریت نشان می‌دهد (افریت، ۱۹۷۲). در این مدل فرض بر این است که ناکارآیی فنی توزیع نیمه نرمال، ناهمبسته و غیر منفی دارد و جزء اخلال سفید دارای توزیع $v_i \approx N(0,\sigma_{v_i}^2)$ می‌باشد. در روش ناپارامتریک تصادفی، همانند حداقل مربعات اصلاح شده[1] (MOLS) در روش پارامتریک مرز تصادفی، با استفاده از گشتاورهای نوع دوم و سوم[2]، واریانس ناکارآیی و جزء اخلال تصادفی تخمین زده می‌شود (کازمنن، ۲۰۰۶).

به‌طور کلی روش ناپارامتریک تصادفی شامل سه مرحله است:

مرحله اول: تخمین حداقل مربعات جزء خطا $\hat{\varepsilon} = (\hat{\varepsilon}_1,...,\hat{\varepsilon}_n)$

مرحله دوم: تخمین واریانس پارامترهای σ_v^2 و σ_u^2 با استفاده از گشتاورهای دوم و سوم.

مرحله سوم: تخمین جزء ناکارآیی بر مبنای توزیع شرطی آن.

پس از تخمین جزء خطای ترکیبی که شامل جزء ناکارآیی است، از گشتاورهای دوم و سوم برای توزیع جزء اخلال استفاده می‌شود (کازمنن، ۲۰۰۶).

[1]- Modified Ordinary Least Squares (MOLS)

[2]- Second and third moment

$$m_2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (\hat{\varepsilon}_i - \hat{E}(\varepsilon_i))^2}{n}$$

[رابطه ۲]

$$m_3 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (\hat{\varepsilon}_i - \hat{E}(\varepsilon_i))^3}{n}$$

[رابطه ۳]

این گشتاورها تخمین زننده‌های سازگاری از آماره های حقیقی μ_2 و μ_3 می‌باشند که وابسته به واریانس جزء ناکارآیی و جزء خطای تصادفی هستند (کازمنن، ۲۰۰۶).

$$\mu_2 = \left(\frac{\pi - 2}{\pi}\right)\sigma_u^2 + \sigma_v^2$$

[رابطه ۴]

$$\mu_3 = \left(\sqrt{\frac{2}{\pi}}\right)\left(1 - \frac{4}{\pi}\right)\sigma_u^3$$

[رابطه ۵]

واریانس σ_v^2 و σ_u^2 با به‌کارگیری گشتاورهای دوم و سوم تخمین زده می‌شود. این بر مبنای چولگی[1] توزیع جزء خطای ترکیبی[2] می‌باشد، که ناشی از جزء ناکارایی است. بنابراین، گشتاور سوم بایستی منفی باشد. اگر چولگی توزیع جزء خطا در مدل CNLS در مسیر نادرستی باشد، گشتاور سوم مثبت خواهد شد و تخمین حداکثر راست‌نمایی برای جزء ناکارآیی برابر صفر خواهد شد ($\hat{u} = 0$). زمانی که چولگی توزیع خیلی بزرگ است σ_u^2 بدست آمده از رابطه ۵ بر مبنای رابطه ۳ بزرگ‌تر از m_3 می‌باشد و بنابراین، σ_v^2 منفی خواهد شد. در این حالت واریانس جزء اخلال سفید را برابر صفر ($\hat{\sigma}_v = 0$) و همه واریانس، به جزء ناکارایی نسبت داده می‌شود (کازمنن، ۲۰۰۶). جاندرو و همکاران نشان دادند که توزیع شرطی ناکارآیی u_i به ازای $\hat{\varepsilon}_i$ معلوم، یک توزیع نرمال ناقص با میانگین رابطه (۶) و واریانس رابطه (۷) می‌باشد.

$$\mu_* = -\hat{\varepsilon}_i \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$$

[رابطه ۶]

[1]- skewness
[2]- Compound disturbance

$$\sigma_*^2 = \sigma_v^2 \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$$

[رابطه ۷]

میانگین شرطی u_i نیز به صورت رابطه (۸) بدست می‌آید.

$$E\left(u_i \middle| \hat{\varepsilon}_i\right) = \mu_* + \sigma_* \left[\frac{\phi(-\mu_*/\sigma_*)}{1-\Phi(-\mu_*/\sigma_*)}\right]$$

[رابطه ۸]

که در این رابطه ϕ تابع چگالی نرمال استاندارد[1] و Φ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد[2] می‌باشد. پس از تخمین میانگین شرطی جزء ناکارآیی، برای محاسبه کارآیی فنی از رابطه (۹) استفاده می‌شود (بتیس و کوئلی، ۱۹۹۵).

$$EFF_i = E\left(y_i^* \middle| u_i, x_i\right) \Big/ E\left(y_i^* \middle| u_i = 0, x_i\right)$$

[رابطه ۹]

در رگرسیون CNLS، محدودیت عرض از مبداء بیانگر بازده نسبت به مقیاس است که به صورت زیر تعریف می‌شود.

۱. بازده صعودی نسبت به مقیاس: $\alpha_i \prec 0 \qquad \forall_i = 1,\ldots,n$

۲. بازده نزولی نسبت به مقیاس: $\alpha_i = 0 \qquad \forall_i = 1,\ldots,n$

۳. بازده ثابت نسبت به مقیاس: $\alpha_i \succ 0 \qquad \forall_i = 1,\ldots,n$

متغیرهای موجود در مدل شامل y_i می‌باشد که نشان‌دهنده میزان شلتوک تولیدی بر حسب کیلوگرم برای واحد i ام، x_{i1} میزان سطح زیرکشت بر حسب هکتار، x_{i2} میزان مصرف کود بر حسب کیلوگرم، x_{i2} میزان مصرف نهاده سم بر حسب هزار ریال، x_{i2} میزان مصرف نهاده بذر بر حسب کیلوگرم، x_{i2} میزان مصرف نیروی کار بر حسب نفر روز کار، x_{i2} هزینه مربوط به ماشین‌آلات بر حسب هزار ریال و x_{i2} شاخص دیویژیای مربوط به سایر هزینه‌ها بر حسب هزار ریال می‌باشد. برای انجام این تحقیق از اطلاعات ۲۳۵ کشاورز در سال ۱۳۹۰ که به صورت تصادفی مورد مصاحبه قرار گرفته‌اند، استفاده شده است.

[1]- Standard normal density function

[2]- Standard normal cumulative distribution function

نتایج و بحث

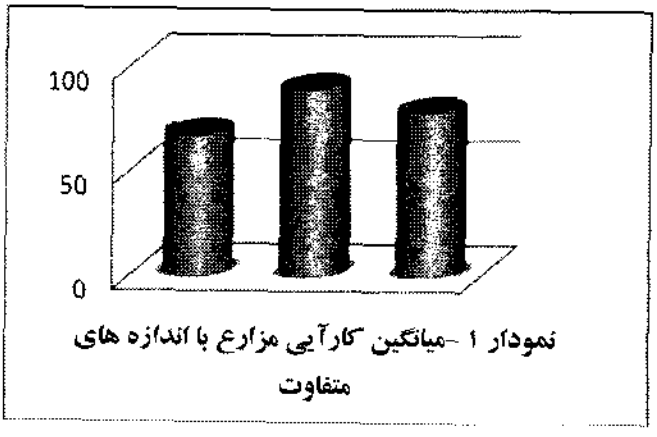
نتایج حاصل از برآورد کارآیی با استفاده از روش ناپارامتریک تصادفی فراگیر داده‌ها در جدول ۱ آورده شد. نتایج جدول نشان می‌دهد که متوسط کارآیی فنی بهره برداران مزارع کوچک تولید برنج ۶۷ درصد، بهره‌برداران مزارع متوسط ۸۹ درصد و بهره‌برداران مزارع بزرگ ۷۸ درصد می‌باشد. متوسط کارآیی کل بهره‌برداران نیز ۷۹ درصد است.

جدول ۱- نتایج حاصل از برآورد کارآیی با استفاده از روش ناپارامتریک تصادفی پوششی داده‌ها

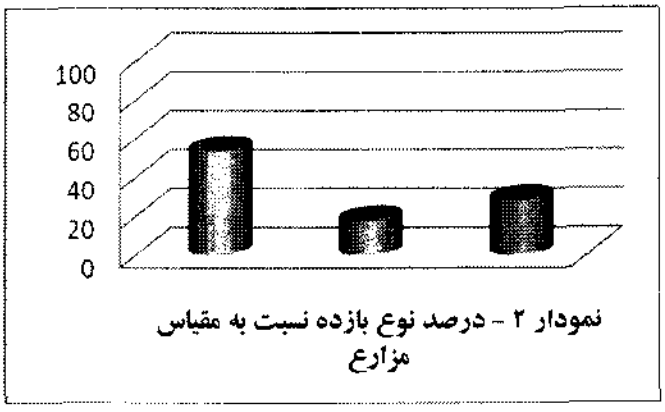
اندازه مزرعه	میانگین کارآیی فنی	تعداد مزرعه	درصد	بیشینه	کمینه
کوچک	۶۷	۱۶۹	۷۱/۹	۱	۰/۴۲
متوسط	۸۹	۵۱	۲۱/۷	۱	۰/۳۴
بزرگ	۷۸	۱۵	۶/۴	۱	۰/۴۸
کل	۷۹	۲۳۵	۱۰۰	۱	۰/۳۴

مأخذ یافته‌های تحقیق

بر اساس یافته‌ها، میانگین کارآیی فنی کشاورزان برای مزارع متوسط بیشتر از میانگین کارآیی مزارع کوچک است (نمودار ۱).



نمودار ۱ -میانگین کارآیی مزارع با اندازه های متفاوت



نمودار ۲ - درصد نوع بازده نسبت به مقیاس مزارع

با توجه به جدول ۲ و نمودار ۱، ۵۳/۶ درصد از مزارع (۱۲۶ مزرعه) صرف‌نظر از اندازه مزرعه، دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس بودند. بازده ثابت نسبت به مقیاس برای این مزارع بیانگر آن است که اگر کشاورزان تمام نهاده‌های خود را دو برابر کنند، مقدار تولید محصول برنج نیز دو برابر خواهد شد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود ۱۷/۹ درصد از مزارع (۴۲ مزرعه) دارای بازدهی نزولی نسبت به مقیاس می‌باشند یعنی با افزایش دو برابر تمام نهاده‌ها در این مزارع، میزان تولید محصول برنج کمتر از دو برابر افزایش خواهد یافت. همچنین ۲۸/۵ درصد از مزارع (۶۷ مزرعه) دارای بازدهی صعودی نسبت به مقیاس بودند یعنی با افزایش دو برابری تمام نهاده‌های مورد استفاده، میزان تولید محصول برنج به بیش از دو برابر افزایش خواهد یافت. با توجه به مفاهیم کارآیی فنی، افزایش مقیاس تولید در این مزارع موجب افزایش کارآیی فنی خواهد شد. نمودار ۲ درصد تعداد مزارع تحت مطالعه که دارای بازده ثابت، نزولی و یا صعودی نسبت به مقیاس بوده‌اند را نشان می‌دهد. هم‌چنین، نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که ۴۶/۴ درصد از کشاورزان در مقیاس بهینه تولید قرار ندارند.

جدول ۲- بازده نسبت به مقیاس مزارع تولید برنج

بازده نسبت به مقیاس	تعداد مزارع	درصد	میانگین کارآیی
بازده ثابت نسبت به مقیاس	۱۲۶	۵۳/۶	۸۳
بازده نزولی نسبت به مقیاس	۴۲	۱۷/۸	۷۸
بازده صعودی نسبت به مقیاس	۶۷	۲۸/۵	۷۴
کل	۲۳۵	۱۰۰	۷۹

مأخذ یافته‌های تحقیق

نتایج مربوط به عوامل مؤثر بر کارایی در جدول ۳ آورده شد، متغیرهای تعداد سال‌های تجربه و مشکلات تولید تأثیر معنی‌دار بر کارآیی فنی کشاورزان دارد. با این توضیح که متغیر تجربه در سطح احتمال پنج درصد و متغیر مشکلات تولید در سطح یک درصد تأثیر منفی بر کارآیی فنی کشاورزان دارد.

جدول ۳ نتایج عوامل مؤثر بر کارآیی

متغیر	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
عرض از مبداء	۰/۳۵۳	۴/۵۰۱	۱۴/۵۶***	۰/۰۰۰
سن	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۹۸	۰/۳۱۹
تحصیلات	۰/۰۱۱	۰/۰۰۷	۱/۴۳	۰/۱۵۷
تجربه	۰/۲۱	۰/۱۰۶	۱/۹۸**	۰/۰۴۸
اندازه زمین	۰/۰۰۱	۸/۱۹۶	۱/۲۲	۰/۰۷۸
شرکت در کلاس‌های ترویجی	۰/۰۹۸	۰/۱۱۱	۰/۸۸	۰/۳۸۱
مشکلات تولید	-۰/۳۲۴	۰/۰۶۵	-۴/۹۶***	۰/۰۰۰
*** و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح یک و پنج درصد				R^2 = ۰/۶۴

مأخذ یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق کارآیی فنی و عوامل مؤثر بر کارآیی فنی برنج‌کاران در استان مازندران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. برای تخمین کارآیی فنی از مدل ناپارامتریک تصادفی فراگیر داده‌ها (StoNED) استفاده شد. این مدل حاصل تلفیق مدل ناپارامتریک تحلیل فراگیر داده‌ها که دارای قیود یکنواختی و تقعر است با مدل پارامتریک مرزی تصادفی می‌باشد. نتایج تخمین کارآیی نشان داد که متوسط کارآیی فنی بهره‌برداران مزارع کوچک حدود ۶۷ درصد، برای بهره برداران مزارع متوسط ۸۹ درصد و در مزارع بزرگ ۷۸ درصد می‌باشد. ۵۳/۶ درصد از مزارع دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، ۱۷/۹ درصد از مزارع دارای بازدهی نزولی نسبت به مقیاس و ۲۸/۵ درصد از مزارع دارای بازدهی صعودی نسبت به مقیاس بودند. همچنین نتایج نشان داد که متغیر تعداد سال‌های تجربه و متغیر مشکلات تولید از نظر آماری بر کارآیی فنی تولید برنج مؤثر است. به عبارت دیگر، افزایش تعداد سال‌های تجربه در تولید برنج تأثیر مثبت و معنی‌دار بر کارآیی فنی تولید داشت و کشاورزانی که در فرآیند تولید با مشکلات تولید مواجه بودند از نظر آماری کارآیی فنی کمتری نسبت به کشاورزانی که با مشکلات تولید مواجه نبودند، داشتند. از اینرو مطالعه حاضر برنامه‌هایی که باعث ارتقاء تجربه کشاورز و برنامه‌هایی که باعث برطرف کردن فوری مشکل کشاورز می‌شود، را پیشنهاد می‌دهد. افزون بر آن،

نتایج نشان داد که تعداد قابل‌توجهی از کشاورزان مورد مطالعه (۶۴ درصد) در مقیاس بهینه تولید، عمل نمی‌کنند. بنابراین، توصیه می‌شود با استفاده صحیح از نهاده‌های تولید، به سمت مقیاس بهینه حرکت کنند. افزون بر آن، مزارع متوسط دارای کارایی فنی بالاتری در مقایسه با مزارع کوچک و بزرگ می‌باشند اما این مسئله ممکن است در مورد کارایی تخصیصی و اقتصادی صادق نباشد به دلیل بالاتر بودن قدرت چانه‌زنی در خرید نهاده‌ها و پایین‌تر بودن هزینه‌های بازاریابی در مزارع بزرگ‌تر، از این‌رو پیشنهاد می‌گردد تحقیقات گسترده‌تری در این زمینه صورت پذیرد که نیاز به اطلاعات بیشتری در زمینه قیمت‌ها دارد.

با توجه به عدم رابطه معنی‌دار بین شرکت در دوره‌های آموزشی و کارایی کشاورزان به‌نظر می‌رسد که این دوره‌ها در جهت رفع نیاز کشاورزان نبوده و نیازسنجی پیش از تشکیل این کلاس‌ها در جهت تطابق بین محتوای آموزش این دوره‌ها و نیازهای آموزشی کشاورزان ضروری به‌نظر می‌رسد. با توجه به اینکه بسیاری از مزارع فاصله قابل‌توجهی تا مرز کارا دارند، بنابراین، این امر نقطه امیدبخشی برای سیاست‌گذاران بخش کشاورزی است که با بهبود تکنیک‌های تولید بتوانند با استفاده از منابع فعلی، سطح تولید را ارتقاء بخشند.

برخی از منابع مورد استفاده

۱- اسفنجاری کناری ر. ۱۳۹۰. بررسی اقتصادی واحدهای صنعتی پرورش مرغ تخم‌گذار در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شیراز. ایران. شیراز.

۲- اصفهانی ج. و خزاعی ج. ۱۳۸۹. بررسی عوامل مؤثر بر کارایی مرغداران استان خراسان جنوبی. تحقیقات اقتصاد کشاورزی، ۴: ۱۸۰-۱۶۵.

۳- حکیمی‌پور، ن. و ک. هژبر کیانی. ۱۳۸۷. تحلیل مقایسه‌ای کارایی بخش صنایع بزرگ استان‌های ایران: با استفاده از روش تابع مرزی تصادفی. مجله دانش و توسعه، ۲۴: ۱۳۸-۱۸۷.

۴- زیبایی، م. و م. جعفری ثانی. ۱۳۸۷. تعیین کارایی فنی و نسبت شکاف تکنولوژی در واحدهای تولید شیر در ایران، مطالعه موردی: استان‌های آذربایجان شرقی، اصفهان، تهران، خراسان، فارس و یزد (کاربرد روش فرامرزی). علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ۱۲(۴۳): ۳۲۴-۳۱۵.

۵- زیبایی، م. و م. محمودزاده. ۱۳۸۹. تحلیل بهره‌وری کل عوامل تولید واحدهای پرورش ماهیان سردآبی در استان فارس: کاربرد روش تحلیل فراگیر داده‌ها. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۸(۷۲): ۴۳-۷۳.

۶- فطرس م. و سلگی م. ۱۳۸۵. تحلیل کارایی و سوددهی واحدهای پرورش جوجه گوشتی استان همدان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۰(۳۸): ۶۵-۴۷.

۷- مهرابی بشرآبادی، ح. ۱۳۸۷. بررسی رابطه بین نسبت شکاف تکنولوژی و اندازه مزرعه در گندم‌کاران استان کرمان، اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، ۲۲(۱): ۱۰۵-۱۱۶.

8- Battese, G. E. and T. Coelli. 1995. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. Emprical Economics, 20: 325-332.

9- Battese, G.E., Rao, D.S.P. and O'Donnell, C. 2004. A metafrontier production function for estimation of technical efficiencies and technology Gaps for Firms Operating Under Different Technologies. *Journal of Productiviity Analysis, 21: 91–103.*

10- Kuosmanen, T. 2008. Representation theorem for convex nonparametric leastsquares. The Econometrics Journal, 11(2):308-325.

11- Kuosmanen, T. 2012. Web site: StoNED Stochastic Nonparametric Envelopment of Data. Available online at: http://www.nomepre.net/index.php/computations.

12- Kuosmanen, T. and Kortelainen, M. 2010. Stochastic non-smooth envelopment of data: semi-parametric frontier estimation subject to shape constraints. Journal of Productivity Analysis, 1-18.

13- Mehrabi Boshrabadi, H. Renato Villano and Euan Fleming. 2007. Production Relations and Technical Inefficiency in Pistachio Farming Systems in Kerman Province of Iran . Forests, Trees and Livelihoods. 17:2: pp 141- 156.

14- Mehrabi Boshrabadi, H. Renato Villano and Euan Fleming. 2006. Technical Efficiency and Environmental-Technological Gaps in Wheat Production in Kerman Province of Iran: A Meta-Frontier Analysis. Available online at: http://www.une.edu.au/ economics/publications/gsare/arewp06_6.pdf.