اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۱/شماره ۲/صفحه های ۱۷۲-۱۵۷

برآورد کارایی زیست‌محیطی نهاده–محور محصولات کشاورزی (مطالعه موردی: کارایی زیست‌محیطی تولید برنج)

مرتضی مولائی، نیما حصاری ،عذرا جوان‌بخت[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۵/۲۲

چکیده

اگرچه کاربرد از کودها و سموم شیمیایی در فرآیند تولید محصولات کشاورزی باعث افزایش عملکرد در واحد سطح محصولات می‌شود؛ اما آسیب‌ها و زیان‌های زیادی به منابع طبیعی و محیط‌زیست وارد می‌کند. در این تحقیق، در آغاز نهاده‌های کود و سموم شیمیایی به‌عنوان نهاده‌های مطلوب در فرآیند تولید در نظر گرفته شده که به افزایش عملکرد کمک می‌کنند. آنگاه، همان نهاده‌ها به عنوان نهاده‌های زیانبار فرض شده که به محیط زیست آسیب می‌رساند. داده‌های مورد نیاز با استفاده از تکمیل پرسشنامه از ۱۴۰ نفر از کشاورزان شالیکار در شهرستان بابلسر گردآوری شده است. به‌منظور برآورد کارایی فنی و زیست‌محیطی از روش تابع مرزی تصادفی استفاده شد. نتایج نشان می‌دهدکه میانگین کارایی فنی و زیست‌محیطی به‌ترتیب برابر با ۸۷ و ۷۷ درصد می‌باشد. ملاحظه می‌شود که کارایی زیست‌محیطی به مراتب کمتر از کارایی فنی می‌باشد. به‌عبارت دیگر، بایستی به‌منظور برآورد نزدیک به واقعیت کارایی تولید، زیانبار بودن نهاده های شیمیایی در فرآیند تولید لحاظ شود. بررسی عامل‌های موثر بر کارایی فنی و زیست محیطی نشان می‌دهد که تحصیلات بالاتر، شرکت در کلاس‌های ترویجی و یکپارچه‌سازی اراضی به طور معنی‌داری کارایی فنی و زیست محیطی را افزایش می دهد. توصیه می‌شود با آگاهی رساندن به کشاورزان از طریق شرکت دادن آنان در کلاس‌های ترویجی و نیز یکپارچه‌سازی اراضی به بالا رفتن کارایی در منطقه کمک شود. همچنین، در برآورد کارایی تولید، اثرگذاری‌های جانبی تولید در برآوردها وارد شود.

طبقه‌بندی JEL: Q01, Q50, D61

واژگان کلیدی: بابلسر، تابع تولید مرزی تصادفی، کارایی فنی، کارایی زیست‌محیطی، کودها و سموم شیمیایی

[1] به ترتیب استادیار(نویسنده مسئول)، دانشجوی کارشناسی ارشد و استادیار اقتصادکشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه

Email: Morteza.Molaei@Gmail.com

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

برنج غذای عمده‌ی حدود سه میلیارد از مردم در سراسر جهان است که به لحاظ مصرف پس از گندم مهم‌ترین غذای مردم ایران و جهان می‌باشد (فائو[1]، ۲۰۱۴). برنج یکی از مهم‌ترین گیاهان زراعی است که پس از گندم و پنبه بیشترین سطح زیرکشت را در ایران دارد. برپایه آمار سازمان خواروبار کشاورزی (فائو)، سطح زیر کشت این محصول در سال ۲۰۱۲ برابر با ۵۷۰ هزار هکتار بوده که در سال ۲۰۱۴ به ۵۹۰ هزار هکتار افزایش یافته است. همچنین ارزش ناخالص تولید این محصول در سال ۲۰۱۳ برپایه قیمت های ثابت سال ۲۰۰۶ و قیمت های جاری به ترتیب برابر با ۱۷۸۶/۰۷ و ۴۱۶۷/۵۷ میلیون دلار می‌باشد. میزان واردات و صادرات برنج در سال ۲۰۱۳ به‌ترتیب ۲/۱۸ و ۱/۳۱ میلیون تن و ارزش وارادات و صادرات در همان سال به‌ترتیب ۲/۷۷ میلیارد دلار و ۵۵۴ هزار دلار گزارش شده است (فائو، ۲۰۱۴).

استان‌های عمده‌ی تولید برنج در کشور، مازندران، گیلان، گلستان، فارس و خوزستان می‌باشند؛ اما استان‌های مازندران، گیلان و گلستان سهم عمده‌تری در تولید برنج در کشور دارند. استان مازندران با اینکه هر ساله دارای رتبه‌ی اول در میزان تولید برنج می‌باشد، اما سهم آن از کل تولید کشور در حال کاهش است. به‌طوری که از ۴۶/۰۹ درصد در سال زراعی ۸۸-۱۳۸۷ به ۳۸/۴۳ درصد در سال زراعی ۹۳-۱۳۹۲ کاهش یافته است؛ در صورتی که با وجود زمین‌های حاصل‌خیز، که بیشترین سازگاری را برای رشد برنج دارند، می‌توان با اجرای سیاست‌های مناسب به افزایش سهم تولیدی و همچنین افزایش کارایی دست یافت.

از زمان انقلاب سبز (دهه ۱۹۷۰)، کاربرد کودها و سموم شیمیایی در کشاورزی چندین برابر شده است. استفاده بی‌رویه از این نهاده‌ها به‌منظور پاسخگویی به نیازهای جمعیت افزایش‌یافته، باعث شده است که تولید مرزی محصولات غله‌ای به سمت بالا انتقال پیدا کند؛ که این امر منجر به پیامدهای زیانبار زیست‌محیطی زیادی شده است. سموم شیمیایی نقش مهمی را در تولید محصولات کشاورزی در کشورهای در حال توسعه بازی می‌کنند. این نهاده‌ها باعث شده‌اند که با هزینه‌ای کمتر، محصول بیشتری از هر هکتار از زمین‌های کشاورزی برداشت شود و همچنین بازده نهاده‌های نیروی کار و سرمایه افزایش یابد. برپایه آمار ارائه شده توسط فائو، کاربرد کودها (کود نیتروژنه، پتاس و فسفات) و سموم شیمیایی در دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۳[2] نوسان‌هایی داشته و

---

[1] FAO (Food and Agriculture Organization)

[2] آمار جدیدتر از سال ۲۰۱۳ در وبگاه فائو موجود نبود. به همین دلیل آمار تا سال ۲۰۱۳ گزارش و مورد استفاده قرار گرفته است.

Archive of SID

www.SID.ir

میانگین کاربرد آنها در دوره یادشده به‌ترتیب برابر با ۱۱۹۴۱۱۰ و ۱۲۷۵۱/۹۸ تن بوده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود مصرف کودها و سموم شیمیایی در دوره فوق الذکر افزایش یافته است (جدول ۱).

جدول (۱) آماره توصیفی کاربرد کودها و سموم شیمیایی در دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۳

	کمینه	بیشینه	میانگین
سموم شیمیایی (تن)	۳۵۹۴	۲۰۱۱۴	۱۲۷۵۱/۹۸
کودهای شیمیایی (تن)	۴۷۰۷۷۳	۱۹۰۳۲۷۰	۱۱۹۴۱۱۰
سموم شیمیایی بر هزار هکتار (کیلوگرم)	۰/۴۳	۱/۶۵	۰/۹۷
کودهای شیمیایی در هزار هکتار (کیلوگرم)	۳۱/۳۶	۱۱۳/۹۶	۷۴/۴۴
سموم شیمیایی به ازای هر فرد (گرم)	۹۰/۷۷	۳۸۹/۲۸	۲۱۹/۰۳
کودهای شیمیایی به ازای هر فرد (کیلوگرم)	۶/۱۸	۲۶/۸۴	۱۶/۷۶

منبع: فائو (۲۰۱۴)

پیامدهای منفی کاربرد این نهاده‌ها در بخش کشاورزی روی سلامتی انسان، محیط‌زیست، کیفیت آب‌های زیرزمینی در گذشته مورد غفلت قرار گرفته است؛ که این امر دست‌یابی به توسعه‌ی پایدار بخش کشاورزی را با تهدید روبرو کرده است.

به مرور زمان و با افزایش آگاهی بشر از این زیان‌ها، تقاضا برای کاهش و کمینه کردن این پیامدهای منفی در فرآیند تولید افزایش یافته است. مانند هر فعالیت تولیدی دیگری، فعالیت کشاورزی نیز پیامدهای جانبی مثبت و منفی دارد. چالش دانشمندان این بخش کمینه کردن یا حذف این پیامدهای جانبی منفی برای دست‌یابی به محیط‌زیست پاک برای نسل‌های آینده در کنار افزایش بهره‌وری و کارایی با استفاده از فناوری‌های پیشرفته به‌منظور کاستن از آلاینده‌های زیست‌محیطی می‌باشد. کودها و سموم شیمیایی مهم‌ترین نهاده‌هایی هستند که منجر به آلودگی‌های زیست‌محیطی و آلوده شدن آب‌های زیرزمینی در بخش کشاورزی می‌شوند. این نهاده‌های شیمیایی می‌توانند دوباره طوری تخصیص یابند که پیامدهای زیست‌محیطی آنها در چارچوب فناوری تولید و منابع موجود کاهش یابد.

مرور منابع نشان می‌دهد در ارتباط با کارایی فنی محصولات مختلف بررسی‌های زیادی انجام شده است (شاکری و گرشاسبی، ۱۳۸۷؛ زراء نژاد و یوسفی حاجی آباد، ۱۳۸۸؛ رفعتی و همکاران، ۱۳۸۹؛ دشتی و همکاران، ۱۳۹۰؛ اسفندیاری و همکاران، ۱۳۹۱؛ بابایی و همکاران، ۱۳۹۱؛ شبان

Archive of SID

www.SID.ir

و همکاران، ۱۳۹۲؛ اشراقی و کاظمی، ۱۳۹۳؛ خیبری و همکاران، ۱۳۹۴؛ برازدیک[۱]، ۲۰۰۶؛ گنزالس گارسیا[۲]، ۲۰۰۷؛ گلان و موریتی[۳]، ۲۰۱۰؛ کومار[۴] و آرورا[۵]، ۲۰۱۲؛ عمر[۶]، ۲۰۱۴؛ هریکبالدی[۷] و همکاران، ۲۰۱۵). اما بررسی‌های کمی در ارتباط با برآورد کارایی زیست‌محیطی انجام شده است (دریجانی و همکاران، ۱۳۸۴؛ جعفرنیا و اسماعیلی، ۱۳۹۲؛ فتحی و همکاران، ۱۳۹۳؛ مولائی و ثانی، ۱۳۹۴؛ رینهارد[۸] و همکاران، ۲۰۰۰ ؛ شورتال[۹] و بارنز[۱۰]، ۲۰۱۳؛ دو و همکاران[۱۱]، ۲۰۱۵؛ تانگ و همکاران[۱۲]، ۲۰۱۶) که انتظار می‌رود نقش مهمی در کاهش آلاینده‌های زیست‌محیطی داشته باشد. در همه‌ی این بررسی‌ها کارایی زیست محیطی محصول محور[۱۳] برآورد شده است. با این توضیح که در فرآیند تولید در کنار محصول خوب، محصول یا محصولات بد (مانند نیتروژن، فسفر و یا سایر آلاینده‌ها) تولید شده و تاثیر آنها روی اندازه‌ی کارایی ارزیابی شده است. برپایه بررسی مطالعات گذشته، مطالعه‌ای در زمینه‌ی برآورد کارایی زیست‌محیطی تولید برنج در ایران انجام نشده است. هدف از این تحقیق، برآورد کارایی فنی و زیست‌محیطی نهاده محور[۱۴] (نهاده های بد از جمله کودها و سموم شیمیایی در کنار نهاده‌های خوب مانند آب و دیگر نهاده‌ها در برآورد کارایی مدنظر قرار گرفته‌اند) تولید برنج با استفاده از تابع مرزی تصادفی و عامل‌های موثر بر آنها برای برنج‌کاران شهرستان بابلسر در استان مازندران می‌باشد.

روش تحقیق

روش‌شناسی این بخش در دو مرحله توضیح داده شده خواهد شد: چارچوب نظری و مدل تجربی. چارچوب نظری در مورد روش عمومی اتخاذ شده برای برآورد کارایی فنی و زیست‌محیطی بحث می‌کند؛ در حالی که مدل تجربی جزییات مشخصات تابع تولید برای برآورد کارایی فنی و زیست-محیطی را توضیح می‌دهد.

---

1 Brazdik
2 Gonzales Garcia
3 Gelan and Muriithi
4 Kumar
5 Arora
6 Omar
7 Heriqbaldi
8 Reinhard
9 Shortall
10 Barnes
11 Du et. al.
12 Tang et. al.
13 Output Oriented Environmental Efficiency
14 Input Oriented Environmental Efficiency

Archive of SID

www.SID.ir

چارچوب نظری

برای اندازه گیری کارایی فنی دو روش اصلی (با شماری زیربخش برای هر کدام) وجود دارد. این دو روش شامل تابع مرزی تصادفی (رویکرد فراسنجه‌ای یا پارامتری) و تحلیل پوششی داده‌ها (رویکرد نافراسنجه‌ای یا غیرپارامتری) می‌باشند. این دو روش دارای طیف گسترده‌ای از نقاط قوت و ضعف هستند که هر کدام می‌توانند روی انتخاب روش با توجه به کاربرد و محدودیت‌ها تاثیر بگذارند. بنابر نتایج بررسی‌های انجام شده توسط آیگنر و همکاران[۱] (۱۹۷۷)، میوسن[۲] و ون‌دن‌بروئک[۳] (۱۹۷۷) و بسیاری از بررسی‌های اخیر انجام شده، تابع مرزی تصادفی تولید به صورت زیر بیان شده است:

$$y_i = F(x_i, \beta) e^{\varepsilon_i} \qquad i = 1, 2, \ldots, N \qquad (۱)$$

به طوری که y_i ستانده مزرعه‌ی iام، x_i بردار نهاده‌ها، β بردار فراسنجه‌ها و ε_i جزء خطای مدل می‌باشد. تابع مرزی تصادفی همچنین نام مدل خطای مرکب[۴] نیز نامیده می‌شود، به این خاطر که فرض می‌شود جزء خطای ε_i از دو قسمت تشکیل شده است: جزء خطای تصادفی و جزء ناکارایی فنی که به‌صورت زیر نوشته می‌شوند:

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \qquad (۲)$$

که در آن v_i خطای تصادفی با توزیع نرمال دو طرفه متقارن است که نشان‌دهنده‌ی پیامدهای احتمالی بیرون از کنترل کشاورز (به‌عنوان مثال شرایط نامساعد آب و هوایی و بلایای طبیعی)، خطاهای اندازه‌گیری و دیگر اختلال‌های آماری می‌باشد. فرض می‌شود v_i بصورت مستقل و یکسان توزیع شده و دارای توزیع نرمال $N\left(0, \sigma_v^2\right)$ می‌باشد. بنابراین v اجازه می‌دهد تا مرز در سراسر کشتزارها و یا در طول زمان برای همان مزرعه تغییر کند؛ در نتیجه تصادفی است. u_i جزء یک‌طرفه‌ی کارایی است $(u_i \geq 0)$، که کارایی فنی کشتزار iام را نشان می‌دهد. فراسنجه‌های واریانس مدل بصورت زیر اندازه‌گیری می‌شوند:

$$\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 ; \ \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_s^2} \ \ and \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \qquad (۳)$$

---

[۱] Aigner et. al.

[۲] Meeusen

[۳] Van den Broeck

[۴] Composed Error

Archive of SID

www.SID.ir

ف γ باید بین صفر و یک قرار داشته باشد. برآورد بیشینه راستنمایی رابطه‌ی (۲) شرایط سازگاری را برای فراسنجه‌های β، γ و σ_s^2 فراهم می‌کند. از این رو رابطه‌ی (۱) و (۲) برآوردها را برای v_i و u_i پس از جایگزینی ε_i، σ_s^2 و γ با برآوردکننده‌هایشان میسر می‌سازد. با ضرب e^{-vi} در دو طرف معادله‌ی (۳) و جایگزینی βها با برآوردهای بیشینه راستنمایی، عملکرد مرزی تصادفی تولید بصورت زیر در خواهد آمد:

$$y_i^* = F\left(x_i, \beta^{\otimes}\right)e^{-u_i} = y_i e^{-v_i} \qquad (۴)$$

که در آن، y_i^* ستانده‌ی مشاهده شده در مزرعه‌ی iام است که با استفاده از اختلال‌های آماری تصادفی (v_i) تعدیل شده است (براوو یورتا و ریگر[۱]، ۱۹۹۱). $\beta^{\otimes}$ بردار فراسنجه‌های برآورد شده با روش بیشینه راستنمایی است. دیگر متغیرها نیز پیشتر تعریف شده‌اند. کارایی فنی (TE) مرتبط با تابع تولید مرز تصادفی به‌وسیله جزء خطای یک‌طرفه ($u_i \geq 0$) اندازه‌گیری می‌شود. یعنی:

$$TE = e^{-u_i} = \left[\frac{y_i}{F\left(x_i, \beta^{\otimes}\right)e^{v_i}}\right] \qquad (۵)$$

شاخص کارایی فنی در رابطه‌ی (۵) را می‌توان به صورت نسبت ستاده مشاهده شده به بیشینه ستانده‌ی ممکن تعریف کرد؛ که با استفاده از روش مرز تصادفی سنتی به‌دست آمده است.

با فرض مشخص بودن فناوری، سطوح مشاهده‌ها ستانده و نهاده‌های معمولی، شاخص کارایی زیست‌محیطی می‌تواند به‌صورت نسبت کمترین نهاده ممکن به میزان نهاده استفاده شده از نهاده‌ی زیانبار زیست‌محیطی تعریف شود (رینهارد و همکاران، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۰).

پیتمن[۲] (۱۹۸۱) نخستین کسی بود که اثرگذاری‌های زیست‌محیطی را به عنوان ستانده‌ی نامطلوب در برآورد تغییرپذیری‌های بهره‌وری با استفاده از شاخص ترنکویست در نظر گرفت. با این حال که ستانده‌های نامطلوب نمی‌توانند در بازارها قیمت‌گذاری شوند (زیرا بازاری این محصولات وجود ندارد)، از این رو مدل‌سازی ستانده‌های نامطلوب تنها هنگامی ممکن است که آنها بتوانند به وسیله‌ی قیمت‌های سایه ای‌شان ارزشگذاری شوند. به همین جهت همه بررسی‌ها انجام شده، عوارض زیست‌محیطی را در بردار ستانده قرار می‌دادند و آن‌گاه اندازه‌ی کارایی فنی و گاهی تغییر بهره‌وری و کارایی زیست‌محیطی (با ترکیب یک یا چند اثر زیست‌محیطی به‌عنوان

---

[۱] Bravo-Ureta and Rieger

[۲] Pittman

Archive of SID

www.SID.ir

محصولاتی از فرآیند تولید) را به‌دست می‌آوردند (رینهارد و همکاران، ۱۹۹۹). اگرچه، پیتمن (۱۹۸۱) نخستین کسی بود آلودگی را به عنوان نهاده در تابع تولید وارد کرد (او عوارض زیست-محیطی را به جای یک ستانده‌ی نامطلوب، به عنوان یک نهاده‌ی قراردادی در نظر گرفت که این روش بررسی او را نسبت به بررسی‌های گذشته متمایز و برجسته ساخت.)، اما پس از آن، این روش به وسیله‌ی هینز و همکاران[۱] (۱۹۹۳)، هینز و همکاران (۱۹۹۴)، هتماکی[۲] (۱۹۹۶)، رینهارد و همکاران (۱۹۹۹)، رینهارد و همکاران (۲۰۰۲)، ژانگ و خو[۳] (۲۰۰۵) و وو[۴] (۲۰۰۷) مورد بازبینی و تصحیح قرار گرفت. در این تحقیق، نهاده‌های سم و کود به عنوان نهاده‌های زیانبار زیست‌محیطی در تولید برنج در نظر گرفته شده و نیز کارایی فنی و زیست‌محیطی جداگانه برآورد شده‌اند. نمایش ریاضی کارایی زیست‌محیطی می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود (رینهارد و همکاران، ۱۹۹۹):

$$EE = \min\left\{\Phi : F\left(X, \Phi Z\right) \geq Y\right\} \leq 1 \qquad (۶)$$

که در آن $F\left(X, \Phi Z\right)$ تابع مرز تولیدی جدید است و در حالی که X و Z به ترتیب مقادیر مثبت بردار نهاده معمولی و نهاده‌ی زیانبار زیست‌محیطی هستند ($(X, Z) \in R_+$) و $Y \in R_+$ میزان عملکرد برآورد شده با به‌کارگیری روش بیشینه راستنمایی است که در رابطه‌ی (۱) شرح داده شده است. برای به‌دست آوردن شاخص کارایی زیست‌محیطی، تابع مرزی تولید جدید برابر (۷)، می‌تواند با جایگزین کردن بردار نهاده‌ی زیانبار زیست‌محیطی Z با ΦZ و قرار دادن $u_i = 0$ بسط داده شود. کارایی زیست‌محیطی به صورت $EE = \frac{\Phi Z}{Z}$ محاسبه شود (رینهارد و همکاران، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۲). با لگاریتم‌گیری از دوطرف، این رابطه می‌تواند با جزییات بیشتر به صورت زیر نوشته شود:

$$Ln\left(EE\right) = Ln\ \Phi Z - Ln\ Z = Ln\left(\frac{\Phi Z}{Z}\right) = Ln\ \Phi \qquad (۷)$$

که در آن $Ln\ (EE)$ لگاریتم کارایی زیست‌محیطی بوده و برابر است با لگاریتم تابع مرزی جدید با فرض $u_i = 0$ منهای تابع مرزی اصلی زمانی که $u_i \neq 0$.

---

[۱] Haynes et. al.

[۲] Hetemiiki

[۳] Zhang and Xue

[۴] Wu

Archive of SID

www.SID.ir

مدل تجربی

در این تحقیق تنها یک ستانده (برنج) وجود دارد. بنابراین با توجه به نتیجه بررسی وو (۲۰۰۷)، برای به دست آوردن کارایی زیست‌محیطی به جای برآورد تابع فاصله تصادفی[۱]، تابع مرزی تصادفی برآورد خواهد شد. برای به کمینه کردن ضریب خطای مدل، از تابع مرزی تصادفی ترانسلوگ استفاده خواهد شد؛ با این فرض که X_6 یک نهاده‌ی زیانبار زیست‌محیطی می‌باشد. بدین ترتیب تابع تولید مرزی ترانسلوگ به صورت زیر در خواهد آمد:

$$\begin{aligned} LnY &= \beta_0 + \beta_1 LnX_1 + \beta_2 LnX_2 + \beta_3 LnX_3 + \beta_4 LnX_4 + \beta_5 LnX_5 + \beta_6 LnZ \\ &+0.5\left(\beta_{11}(LnX_1)^2 + \beta_{22}(LnX_2)^2 + \beta_{33}(LnX_3)^2 + \beta_{44}(LnX_4)^2 + \beta_{55}(LnX_5)^2 + \beta_{66}(LnZ)^2\right) \\ &+\beta_{12} LnX_1 LnX_2 + \beta_{13} LnX_1 LnX_3 + \beta_{14} LnX_1 LnX_4 + \beta_{15} LnX_1 LnX_5 + \beta_{16} LnX_1 LnZ \\ &+\beta_{23} LnX_2 LnX_3 + \beta_{24} LnX_2 LnX_4 + \beta_{25} LnX_2 LnX_5 + \beta_{26} LnX_2 LnZ + \beta_{34} LnX_3 LnX_4 \\ &+\beta_{35} LnX_3 LnX_5 + \beta_{36} LnX_3 LnZ + \beta_{45} LnX_4 LnX_5 + \beta_{46} LnX_4 LnZ + \beta_{56} LnX_5 LnZ + (v-u) \end{aligned} \quad (۸)$$

که در آن Y عملکرد محصول در هر هکتار، X_1 شمار نیروی کار، X_2 میزان بذر مصرفی، X_3 هزینه‌ی ماشین‌ها و ادوات، X_4 هزینه‌ی آب مصرفی، X_5 میزان سم مصرفی و Z میزان کود شیمیایی استفاده شده می‌باشد؛ که به‌عنوان متغیر زیست‌محیطی زیانبار به‌شمار می‌آید. رابطه‌ی (۸) می‌تواند با نرم‌افزار Frontier 4.1 برآورد شود. تابع مرزی تصادفی جدید که در چارچوب تجربی بحث شد، با جایگزینی Z با ΦZ در رابطه‌ی (۸) می‌تواند به‌دست آید. که در این صورت روش ناکارایی فنی هر کشاورز صفر خواهد شد ($u_i = 0$). لازم به یادآوری است که Φ شاخص کارایی زیست‌محیطی می‌باشد. از این رو تابع ترانسلوگ جدید می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\begin{aligned} LnY &= \beta_0 + \beta_1 LnX_1 + \beta_2 LnX_2 + \beta_3 LnX_3 + \beta_4 LnX_4 + \beta_5 LnX_5 + \beta_6 Ln\Phi Z \\ &+0.5\left(\beta_{11}(LnX_1)^2 + \beta_{22}(LnX_2)^2 + \beta_{33}(LnX_3)^2 + \beta_{44}(LnX_4)^2 + \beta_{55}(LnX_5)^2 + \beta_{66}(Ln\Phi Z)^2\right) \\ &+\beta_{12} LnX_1 LnX_2 + \beta_{13} LnX_1 LnX_3 + \beta_{14} LnX_1 LnX_4 + \beta_{15} LnX_1 LnX_5 + \beta_{16} LnX_1 Ln\Phi Z \\ &+\beta_{23} LnX_2 LnX_3 + \beta_{24} LnX_2 LnX_4 + \beta_{25} LnX_2 LnX_5 + \beta_{26} LnX_2 Ln\Phi Z + \beta_{34} LnX_3 LnX_4 \\ &+\beta_{35} LnX_3 LnX_5 + \beta_{36} LnX_3 Ln\Phi Z + \beta_{45} LnX_4 LnX_5 + \beta_{46} LnX_4 Ln\Phi Z + \beta_{56} LnX_5 Ln\Phi Z + (v-u) \end{aligned} \quad (۹)$$

با کم کردن رابطه‌ی (۸) از رابطه‌ی (۹) و با به‌کارگیری ریاضیات می‌توان نوشت:

---

[۱] Stochastic Distance Function

Archive of SID

www.SID.ir

$$0.5\beta_{66}[Ln\Phi Z - LnZ]^2 + [\beta_6 + \beta_{16}LnX_1 + \beta_{26}LnX_2 + \beta_{36}LnX_3 + \beta_{46}LnX_4 + \beta_{56}LnX_5 + \beta_{66}LnZ][Ln\Phi Z - LnZ] + u = 0 \quad (۱۰)$$

با به‌کارگیری نتیجه‌ی رابطه‌ی (۷) در رابطه‌ی (۱۰)، رابطه به‌صورت زیر در خواهد آمد:

$$0.5\beta_{44}[LnEE]^2 + [\beta_6 + \beta_{16}LnX_1 + \beta_{26}LnX_2 + \beta_{36}LnX_3 + \beta_{46}LnX_4 + \beta_{56}LnX_5 + \beta_{66}LnZ][LnEE] + u \quad (۱۱)$$

اکنون رابطه‌ی (۱۱) می‌تواند برای LnEE با استفاده فرمول معادله‌ی درجه دوم حل شود که در زیر آمده است:

$$LnEE = [-(\beta_6 + \beta_{16}LnX_1 + \beta_{26}LnX_2 + \beta_{36}LnX_3 + \beta_{46}LnX_4 + \beta_{56}LnX_5 + \beta_{66}LnZ) + \{(\beta_6 + \beta_{16}LnX_1 + \beta_{26}LnX_2 + \beta_{36}LnX_3 + \beta_{46}LnX_4 + \beta_{56}LnX_5 + \beta_{66}LnZ)^2 - 2\beta_{66}U_i\}^{0.5}] / \beta_{66} \quad (۱۲)$$

کارایی زیست‌محیطی (EE) می‌تواند با استفاده از رابطه‌ی (۱۲) بدست آید:

$$EE = \exp(Ln\ EE) = \Phi = (\frac{\Phi Z}{Z}) \quad (۱۳)$$

همان‌طور که پیشتر گفته شد Φ شاخص کارایی زیست‌محیطی می‌باشد. در بررسی دو نهاده زیانبار زیست‌محیطی (سم و کود)، LnEE به‌صورت زیر تغییر خواهد کرد:

$$\begin{aligned} Ln\ EE\ =\ & [-(\beta_5 + \beta_6 + \beta_{15}Ln\ x_1 + \beta_{25}Ln\ x_2 + \beta_{35}Ln\ x_3 + \beta_{45}Ln\ x_4 + \beta_{55}Ln\ x_5 \\ & + \beta_{16}Ln\ x_1 + \beta_{26}Ln\ x_2 + \beta_{36}Ln\ x_3 + \beta_{46}Ln\ x_4 + \beta_{66}Ln\ x_6 + \beta_{56}Ln\ x_5 + \beta_{56}Ln\ x_6) \\ & + \{(\beta_5 + \beta_6 + \beta_{15}Ln\ x_1 + \beta_{25}Ln\ x_2 + \beta_{35}Ln\ x_3 + \beta_{45}Ln\ x_4 + \beta_{55}Ln\ x_5 \\ & + \beta_{16}Ln\ x_1 + \beta_{26}Ln\ x_2 + \beta_{36}Ln\ x_3 + \beta_{46}Ln\ x_4 + \beta_{66}Ln\ x_6 + \beta_{56}Ln\ x_5 + \beta_{56}Ln\ x_6)^2 - \\ & 4\ (0.5\beta_{55} + 0.5\beta_{66} + \beta_{56})u_i\}^{0.5}] / (\beta_{55} + \beta_{66} + 2\beta_{56}) \end{aligned} \quad (۱۴)$$

فرآیند گردآوری داده‌ها

برای گردآوری داده‌های مورد نیاز، لازم است پس از مشخص شدن حجم جامعه، شمار نمونه تعیین و با استفاده از یکی از روش‌های نمونه‌گیری استاندارد، داده‌های مورد نیاز گردآوری شود. جامعه مورد بررسی، شالیکاران شهرستان بابلسر می‌باشند. بر پایه آمار جهاد کشاورزی شهرستان، حدود ۱۰۰۰۰ شالیکار در همه‌ی روستاهای بابلسر در حال فعالیت می‌باشند. برای تعیین حجم نمونه از رابطه‌ی کوکران (۱۵) استفاده شده است:

$$n = \frac{Nz^2pq}{Nd^2 + z^2pq} \quad (۱۵)$$

در رابطه‌ی بالا، n شمار نمونه‌ی مورد نیاز، z طول نقطه متناظر با احتمال تجمعی (α-۱) توزیع نرمال استاندارد که α سطح معنی‌داری می‌باشد؛ که در این تحقیق ۰/۰۵ فرض شده است. p

Archive of SID

www.SID.ir

نسبتی از جمعیت دارای صفت معین و q=1-p نسبتی از جمعیت بدون صفت معین است. میزان p و q نیز ۰/۵ فرض شده است. d میزان اشتباه مجاز (خطا) اندازه‌گیری می‌باشد؛ که می‌تواند عددی بین ۰/۰۱ تا ۰/۱ را بگیرد که در این تحقیق ۰/۰۸ فرض شده است. با توجه به آنچه بیان شد شمار نمونه از رابطه‌ی بالا، ۱۴۰ نمونه به‌دست آمد. پس از تعیین حجم نمونه و اطلاعات موجود شالیکاران، با استفاده از روش نمونه‌گیری روش نمونه‌گیری خوشه‌ای اقدام به نمونه‌گیری و گردآوری داده‌ها شد.

نتایج

نتایج برآورد بیشینه درستنمایی برای تابع تولید ترانسلوگ در جدول (۲) آورده شده است؛ که می‌تواند برای آزمون اینکه ناکارایی فنی در تولید برنج وجود ندارد، مورد استفاده قرار بگیرد. لازم به یادآوری است که آماره نسبت درست‌نمایی این برآورد برابر با ۱۶/۴۲ می‌باشد؛ که از توزیع یک سویه گزارش شده توسط کوده و پالم[1] (۱۹۸۶) پیروی می‌کند. آماره‌ی بحرانی این توزیع در سطح معنی‌داری پنج درصد برابر با ۲/۷۱ است. چون آماره نسبت درستنمایی بزرگتر از آماره بحرانی می‌باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم نبود ناکارایی رد می‌شود. به‌عبارت دیگر، نارکارایی در تولید برنج وجود دارد و بایستی برآورد شود. نتایج تابع تولید مرزی برآورد شده در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول(۲) ضریب‌های برآورد شده تابع تولید مرزی تصادفی به شکل ترانسلوگ با استفاده از روش بیشینه درست‌نمایی

متغیر	ضریب	آماره t	انحراف معیار
لگاریتم بذر	-۷/۱۱ ***	-۴/۵۶	۱/۵۵
لگاریتم کود شیمیایی	۸/۵۷ ***	۴/۰۹	۲/۰۹
لگاریتم سموم شیمیایی	۱/۱۷	۱/۰۴	۱/۲۱
لگاریتم نیروی کار	۸/۰۱ ***	۸/۰۴	۰/۹۹
لگاریتم ماشین‌ها و ادوات	- ۱/۱۸	-۱/۵۱	۰/۷۸
لگاریتم آب	- ۹/۰۸	-۱/۰۱	۰/۸۹
توان دوم لگاریتم بذر	-۱/۰۷ ***	-۳/۳۹	۰/۳۱

[1] Kodde and Palm

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول(۲) ضریب‌های برآورد شده تابع تولید مرزی تصادفی به شکل ترانسلوگ با استفاده از روش بیشینه درست‌نمایی

توان دوم لگاریتم کود شیمیایی	- ۰/۴۳	-۱/۱۵	۰/۳۷
توان دوم لگاریتم سم شیمیایی	۰/۲۳ ***	۳/۴۳	۰/۰۶
توان دوم لگاریتم نیروی کار	- ۰/۳۱	-۱/۰۸	۰/۲۸
توان دوم لگاریتم ماشین‌آلات	-۰/۳۶ *	-۱/۶۷	۰/۲۱
توان دوم لگاریتم آب	۰/۱۰	۰/۴۲	۰/۲۳
لگاریتم بذر در لگاریتم کود شیمیایی	۰/۵۹***	۲/۷۴	۰/۲۱
لگاریتم بذر در لگاریتم سم شیمیایی	۰/۱۶*	۱/۷۰	۰/۰۹
لگاریتم بذر در لگاریتم نیروی کار	۰/۳۵	۱/۲۱	۰/۲۹
لگاریتم بذر در لگاریتم ماشین‌ها و ادوات	۰/۷۰*	۲/۲۷	۰/۳۰
لگاریتم بذر در لگاریتم آب	-۰/۳۳	-۱/۳۹	۰/۲۳
لگاریتم کود شیمیایی در لگاریتم سم شیمیایی	-۰/۵۵ ***	-۴/۵۱	۰/۱۲
لگاریتم کود شیمیایی در لگاریتم نیروی کار	۱/۰۵***	۳/۸۲	۰/۲۷
لگاریتم کودشیمیایی در لگاریتم ماشین‌ها و ادوات	-۰/۷۶ **	-۲/۳۱	۰/۳۳
لگاریتم کود شیمیایی در لگاریتم آب	۰/۰۴	۰/۱۹	۰/۲۲
لگاریتم سم در لگاریتم نیروی کار	۰/۱۶	۱/۲۶	۰/۱۳
لگاریتم سم در لگاریتم ماشین‌ها و ادوات	-۰/۰۱	-۰/۱۱	۰/۱۲
لگاریتم سم در لگاریتم آب	۰/۰۷	۰/۷۷	۰/۰۹
لگاریتم نیروی کار در لگاریتم ماشین‌ها و ادوات	-۰/۳۵	-۱/۳۳	۰/۲۶
لگاریتم نیروی کار در لگاریتم آب	-۰/۸۲ ***	-۲/۹۸	۰/۲۷
لگاریتم ماشین‌آلات در لگاریتم آب	۰/۷۸***	۳/۷۶	۰/۲۰
عرض از مبدا	۴۶/۲۸***	۴۶/۴۷	۰/۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

ضریب‌های تابع تولید مرزی برآورد شده برای محاسبه کارایی فنی و زیست‌محیطی مورد استفاده قرار گرفت. این محاسبات با استفاده از رابطه‌های (۵) و (۱۴) انجام شد؛ که نتایج این محاسبات در جدول (۳) گزارش شده است.

بنابر نتایج مندرج در جدول (۳)، میانگین کارایی فنی شالیزارها برابر با ۸۷ درصد به‌دست آمد. کارایی فنی ۳۹ درصد از شالیزارها بیشتر از ۹۰ درصد بوده و کارایی فنی ۵۶/۰۲ درصد شالیزارها نیز در دامنه ۹۰-۷۰ درصد است. قابل توجه است که کارایی فنی هیچ کدام از شالیزارها در دامنه

Archive of SID

www.SID.ir

۵۰-۰ درصد قرار ندارد.

بیشترین و کمترین کارایی زیست‌محیطی به ترتیب ۱۰۰ درصد و ۲۵ درصد به دست آمده است که بیانگر شکاف بسیار زیاد ۷۵ درصدی میان کارایی زیست محیطی نمونه‌ها می‌باشد. همچنین میانگین کارایی زیست‌محیطی شالیزارها ۷۷ درصد به‌دست آمد. بر پایه آن می‌توان استدلال کرد که با فناوری‌های موجود، امکان افزایش ۲۳ درصدی در محصول با لحاظ کاربرد کودها و سموم شیمیایی به‌عنوان نهاده‌های زیانبار زیست‌محیطی وجود دارد.

جدول (۳) شمار و درصد کارایی زیست‌محیطی شالیزارهای شهرستان بابلسر

	کارایی زیست محیطی		کارایی فنی	
دامنه کارایی	شمار	درصد	شمار	درصد
۰-۵۰	۸	۵/۷۱	۰	۰
۵۰-۷۰	۳۶	۲۵/۷۱	۶	۴/۲۵
۷۰-۹۰	۶۳	۴۵	۷۹	۵۶/۰۲
۹۰-۱۰۰	۳۳	۲۳/۵۷	۵۵	۳۹

منبع: یافته‌های تحقیق

بر پایه جدول (۳) بیشترین شمار کارایی زیست محیطی در منطقه مورد بررسی در بازه‌ی ۹۰-۷۰ درصدی می‌باشد؛ که شامل ۴۵ درصد از کل نمونه مورد بررسی است. بنابر نتایج، ۵/۷۱ درصد از نمونه‌ها دارای کارایی ۵۰-۰ درصدی هستند و همچنین ۲۳/۵۷ درصد از نمونه‌ها در بازه‌ی کارایی ۱۰۰-۹۰ درصدی قرار گرفته‌اند.

جدول (۴) عامل‌های موثر بر کارایی زیست‌محیطی

متغیر	کارایی زیست محیطی		کارایی فنی	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
سن کشاورز (سال)	-۰/۰۰۳۴۶	-۲/۲۱**	-۰/۰۰۳۳۴	-۳/۸۱***
تحصیلات کشاورزی	۰/۰۵۷۵۴	۵/۸۵***	۰/۰۲۵۸۰	۴/۶۹***
تجربه کشاورزی (سال)	۰/۰۰۱۱۵	۰/۷۸	۰/۰۰۲۶۸	۳/۲۶***
درآمد غیر کشاورزی	۰/۰۰۰۴۸	۰/۳۹	-۰/۰۰۰۷۹	-۱/۱۷
شرکت در کلاس ترویجی	۰/۰۸۵۳۶	۳/۱۲***	۰/۰۵۱۸۴	۳/۳۹***
یکپارچه‌سازی اراضی	۰/۰۵۳۹۹	۲/۱۳**	۰/۰۴۹۸۵	۳/۵۱***
عرض از مبدا	۰/۷۰۷۱۸	۸/۰۷***	۰/۸۸۴۹۹	۱۸/۰۸***

منبع: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، عامل سن به طور معنی‌داری تاثیر منفی روی کارایی زیست‌محیطی داشته است و عامل تجربه نیز بر خلاف تاثیرگذاری روی کارایی فنی،

Archive of SID

www.SID.ir

نتوانسته است تاثیر معنی‌داری روی کارایی زیست‌محیطی بگذارد. از ترکیب این دو می‌توان نتیجه گرفت که کشاورزان پیرتر که اغلب تجربه کشاورزی بالاتری نیز دارند، توجه کافی به مسائل زیست‌محیطی ندارند و در مقابل عامل تحصیلات توانسته است تاثیر معنی‌دار مثبت و خوبی روی کارایی زیست‌محیطی بگذارد که نشان می‌دهد افراد با تحصیلات بالاتر توجه بیشتری به مسائل زیست‌محیطی دارند و در کاربرد سم و کود دقت بیشتری می‌کنند. همچنین شرکت در کلاس‌های ترویجی بیشترین تاثیر مثبت را روی کارایی زیست‌محیطی داشته و توانسته است حدود ۰/۰۸ به کارایی زیست‌محیطی شالیزارها برنج بیفزاید که نشان از تاثیر مثبت این کلاس‌ها دارد. عامل یکپارچه‌سازی نیز تاثیر مثبت و معنی‌داری روی کارایی زیست‌محیطی داشته است و توانسته است کارایی را حدود ۰/۰۵ افزایش دهد و دلیل آن می‌تواند استفاده‌ی بهینه‌تر کشاورزان از نهاده‌های سم و کود در شالیزارهای یکپارچه شده باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق تلاش شد تا میزان کارایی فنی و زیست‌محیطی تولیدکنندگان برنج در شهرستان بابلسر و همچنین تاثیر طرح یکپارچه‌سازی اراضی روی کارایی فنی شالیکاری بررسی و ارزیابی شود. داده‌ها با استفاده از پرسشنامه از ۱۴۰ واحد زراعی گردآوری شود. میانگین کارایی فنی برآورد شده با استفاده از تابع مرزی تصادفی به شکل تابعی ترانسلوگ، برابر با ۸۷ درصد و کمینه و بیشینه میزان کارایی به ترتیب ۶۲ و۱۰۰ درصد به‌دست آمد؛ که نشان از شکاف کارایی ۳۸ درصدی بین شالیزارها دارد. کارایی زیست‌محیطی برآورد شده نشان داد که میانگین کارایی زیست‌محیطی شالیزارها برابر با ۷۷ درصد بوده و کمینه و بیشینه آن ۲۵ و ۱۰۰ درصد می‌باشد. همچنین حدود ۷۶ درصد از شالیزارها کارایی زیست‌محیطی زیر ۹۰ درصد داشته‌اند که نشان از توجه کم شالیکاران به مسائل زیست‌محیطی و استفاده‌ی نابهینه از نهاده‌های سم و کود دارد.

بنابر نتایج به‌دست آمده از این تحقیق ضرورت دارد برنامه‌ریزی در راستای استفاده بهتر از ظرفیت‌های موجود به منظور افزایش تولید به عنوان راه‌حل اولیه مدنظر قرار گیرد. همچنین تاکید براین است با برگزاری دوره‌های آموزشی و ترویجی در زمینه‌ی کاربرد درست و بهینه‌ی نهاده‌های تولید، اعمال سیاست‌های حمایتی در زمینه‌ی بازار نهاده و فروش محصول به کاهش هدر رفت عامل‌های تولید و ارتقای سطح دانش مدیران و عامل‌های دخیل در تولید برنج کمک شود.

Archive of SID

www.SID.ir

مقایسه نتایج کارایی فنی با کارایی زیست‌محیطی نشان از کم‌توجهی کشاورزان به کاربرد نهاده‌های آلاینده‌ی محیط‌زیست دارد. لذا لازم است در کنار آموزش کشاورزان به استفاده بهینه از نهاده‌های شیمیایی، دولت با اتخاذ سیاست‌های حمایتی، شالیکاران را به سمت کشت و تولید ارگانیک این محصول سوق دهد، تا هم درآمد آنان تامین شود و هم محصول سالم‌تری به دست مصرف‌کنندگان برسد. همچنین با توجه به تاثیر مثبت یکپارچه‌سازی اراضی روی کارایی فنی و زیست‌محیطی تاکید می‌شود در مناطق دیگر کشور نیز یکپارچه‌سازی اراضی به منظور استفاده بهینه از ظرفیت‌های موجود و افزایش کارایی تولید برنج صورت بگیرد.

منابع

اسفندیاری، م.، شهرکی، ج. و کرباسی، ع. ۱۳۹۱. بررسی کارایی و اندازه‌ی بهینه‌ی نهاده‌ها در تولید برنج؛ مطالعه‌ی موردی: شالی‌کاران بخش کامفیروز استان فارس. مجله اقتصاد کشاورزی، جلد۶، شماره۳: ۲۱-۱.

اشراقی، ف. و کاظمی، ف. ۱۳۹۳. ارزیابی کارایی اقتصادی و فنی گاوداری‌های شیری شهرستان گرگان. مجله پژوهش در نشخوارکنندگان، دوره۲، شماره۱: ۲۱۲-۱۹۵.

بابایی، م.، پاک‌نژاد، ح.، مردانی، م. و سالارپور، م. ۱۳۹۱. بررسی کارایی محصولات زراعی شهرستان جهرم با استفاده از تحلیل پوششی داده‌های بازه‌ای (IDEA). مجله تحقیق در عملیات و کاربردهای آن، ۱۰(۴): ۵۳-۴۳.

جعفرنیا، م.، اسماعیلی، ع. ۱۳۹۲. به کارگیری اثرات زیست‌محیطی در تحلیل کارایی فنی: مطالعه موردی پروار‌بندی شهرستان شیراز. مجله تحقیقات اقتصادکشاورزی، شماره ۲: ۱۶۴-۱۵۱.

خیبری، س.، بهروز، ا. و شهیدی، ص. ۱۳۹۴. مقایسه کارایی زمین‌های کشاورزی در دو حالت سنتی و بعد از اجرای طرح یکپارچه‌سازی اراضی با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها. هشتمین کنفرانس بین المللی انجمن ایرانی تحقیق در عملیات، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد.

دریجانی، ع. ، شرزه‌ای، غ.، یزدانی، س.، پیکانی، غ. و صدرالاشرافی، م. ۱۳۸۴. برآورد کارایی زیست محیطی با استفاده از تحلیل مرز تصادفی. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۴۵:۵۱-۱۱۳.

دشتی، ق.، یاوری، س.، پیش‌بهار، ا. و حیاتی، ب. ۱۳۹۰. عوامل موثر بر کارایی فنی واحدهای مرغداری شهرستان سنقر و کلیایی. نشریه پژوهش‌های علوم دامی، جلد ۲۱، (۳): ۸۳.

رفعتی، م.، آذرین‌فر، ی.، کلایی، ع. و زاد، م. ۱۳۸۹. تعیین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی پنبه‌کاران استان تهران (مطالعه‌ی موردی شهرستان ورامین). مجله اقتصاد کشاورزی، جلد۴، (۴): ۱۹۸-۱۷۳.

Archive of SID

www.SID.ir

زراءنژاد، م. و یوسفی حاجی‌آباد، ر. ۱۳۸۸. ارزیابی کارایی فنی تولید گندم در ایران با استفاده از دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک. پژوهش‌های اقتصادی، سال ۹، (۲): ۱۷۲-۱۴۵.

شاکری، ع. و گرشاسبی، ع. ۱۳۸۷. برآورد کارایی فنی برنج در استان‌های منتخب ایران. پژوهش‌نامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی و علوم اقتصادی، جلد ۸، (۳):۹۶-۸۱.

شبان، م.، محمودی، ا. و شوکت‌فدایی، م. ۱۳۹۲. بررسی کارایی فنی، بازاریابی و ساختار بازار زعفران ایران. نشریه علمی-پژوهشی زراعت و فناوری زعفران، دوره ۱، (۲): ۱۰۱-۸۵.

فتحی، بهرام.، مهدوی عادلی، م. و فطرس، م. ۱۳۹۳. اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی انرژی در کشورهای در حال توسعه منتخب با استفاده از مدل‌های ناپارامتریک ایستا و پویا. فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ۱۱، (۴۶): ۸۷-۶۱.

مولائی، م. و ثانی، ف. ۱۳۹۴. برآورد کارایی زیست‌محیطی بخش کشاورزی. نشریه دانش کشاورزی و تولید پایدار، جلد ۲۵، (۲): ۱۰۱-۹۱.

Aigner, D. J., Lovell, C. A. K., and Schmidt P. 1977. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics, 6: 21-37.*

Brazdik, F. 2006. Non-parametric analysis of technical efficiency, Factors affecting efficiency of west Java rice farms. *Working Paper Series (286), (ISSN 1211-3298).*

Du, L., Hanley, A., Wei, C. 2015. Marginal Abatement Costs of Carbon Dioxide Emissions in China: A Parametric Analysis. *Environmental and Resource Economics, 61:191–216.*

Food and Agriculture Organization (FAO). 2014 <www.fao.org>.

Gelan, A., and Muriithi, B. 2010. Measuring and explaining technical efficiency of dairy farms: A Case Study of Smallholder Farms in East Africa. Conference paper, The 3rd Conference of African Association of Agricultural Economists Africa and the Global Food and Financial Crises, Cape Town, South Africa.

Gonzales Garcia, I. 2007. Land consolidation in Spain: the land registry perspective. Effective and Sustainable land management- *A permanent challenge for each society, Munich, Germany, May 24-25.*

Haynes, K. E., Ratick, S. and Cummings-Saxton, J. 1994. Toward a Pollution Abatement Monitoring Policy: Measurements, Model Mechanics, and Data Requirements. *The Environmental Professional, 16: 292-303.*

Haynes, K. E., Ratick, S., Bowen, W. M. and Cummings-Saxton J. 1993. Environmental Decision Models: U.S. Experience and a New Approach to Pollution Management. *Environment International, 19(3):261-275.*

Heriqbaldi, U., Purwono, R., Haryanto, T. and Primanthi, M.R. 2015. An analysis of technical efficiency of rice production in indonesia. *Asian social science, 11(3): 91-102.*

Archive of SID

www.SID.ir

Hetemiiki, L. 1996. Essays on the Impact of Pollution Control on a Firm: A Distance Fimction Approach. Finnish Forest Research Institute. Helsinki, Finland. (Research Papers 609) .

Kodde, D. A. and Palm, F. C. 1986. Wald Criteria for Jointly Testing Equality and *Inequality Restrictions. Econometrica, 54(5):1243-1248.*

Kumar, S. and Arora, N. 2012. Evaluation of Technical efficiency in Indian sugar Industry: An Application of full cumulative data envelopment analysis. *Eurasian journal of Business and Economics, 5(9):55-78.*

Meeusen, W. and van den Broeck, J. 1977. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production with Composed Error. *International Economic Review 18: 435-444.*

Omar, M.A.E. 2014. Technical and Economic Efficiency for broiler farms in Egypt. Application of data envelopment analysis (DEA). *Journal of Global Veterinaria, 12(15):588-593.*

Pittman, R.W. 1981. Issues in Pollution Control: Interplant Cost Differences and *Economies of Scale. Journal of Land Economics, 57: 1-17.*

Reinhard S., Lovell C.A.K. and Thijssen G. 2000. Environmental Efficiency with Multiple Environmentally Detrimental Variables; Estimated with SFA and DEA. *European Journal of Operational Research, 121(2): 287-303.*

Reinhard S., Lovell C.A.K. and Thijssen G. 2002. Analysis of Environmental Efficiency Variation. *American Journal of Agricultural Economics, 84(4):1054-1065.*

Reinhard S., Lovell, K. and Thijssen, G. 1999. Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms. *American Journal of Agricultural Economics, 81(February): 44-60.*

Shortall O.K. and Barnes A.P. 2013. Greenhouse gas emissions and the technical efficiency of farmers. *Ecological Indicators, 29:478-488.*

Kai Tanga k., Chengzhu G. and Dong W. 2016. Reduction Potential, Shadow Prices, and Pollution Costs of Agricultural Pollutants in China. *Science of the Total Environment, (541): 42–50.*

Wu Y. 2007. Analysis of Environmental Efficiency in China's Regional Economies. Paper prepared for presentation at the 6th International Conference (Is China's Development Sustainable?) on the Chinese Economy. Universite d'Auvergne, CNRS, France, 18-19 October.

Zhang T. and Xue B.D. 2005. Environmental Efficiency Analysis of China's Vegetable Production. Biomedicai and *Environmental Sciences, 18(1):21-30.*

Archive of SID

www.SID.ir