

برآورد کارایی زیست محیطی نهاده-محور محصولات کشاورزی (مطالعه موردی: کارایی زیست محیطی تولید برنج)

مرتضی مولائی، نیما حصاری، عذرا جوان بخت^۱

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 می شود؛ اما آسیبها و زیانهای زیادی به منابع طبیعی و محیط زیست وارد می کند. در این تحقیق، در آغاز نهادههای کود و سموم شیمیایی به عنوان نهادههای مطلوب در فرآیند تولید در نظر گرفته شده که به افزایش عملکرد کمک می کنند. آنگاه، همان نهادهها به عنوان نهادههای زیانبار فرض شده که به محیط زیست آسیب می رساند. دادههای مورد نیاز با استفاده از تکمیل پرسشنامه از ۱۴۰ نفر از کشاورزان شالیکار در شهرستان بابلسر گردآوری شده است. به منظور برآورد کارایی فنی و زیست محیطی از روش تابع مرزی تصادفی استفاده شد. نتایج نشان می دهد که میانگین کارایی فنی و زیست محیطی به ترتیب برابر با ۸۷ و ۷۷ درصد می باشد. ملاحظه می شود که کارایی زیست محیطی به مراتب کمتر از کارایی فنی می باشد. به عبارت دیگر، بایستی به منظور برآورد نزدیک به واقعیت کارایی تولید، زیانبار بودن نهاده های شیمیایی در فرآیند تولید لحاظ شود. بررسی عوامل موثر بر کارایی فنی و زیست محیطی نشان می دهد که تحصیلات بالاتر، شرکت در کلاس های ترویجی و یکپارچه سازی اراضی به طور معنی داری کارایی فنی و زیست محیطی را افزایش می دهد. توصیه می شود با آگاهی رساندن به کشاورزان از طریق شرکت دادن آنان در کلاس های ترویجی و نیز یکپارچه سازی اراضی به بالا رفتن کارایی در منطقه کمک شود. همچنین، در برآورد کارایی تولید، اثرگذاری های جانبی تولید در برآوردها وارد شود.

طبقه بندی JEL: Q01, Q50, D61

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

^۱ به ترتیب استادیار (نویسنده مسئول)، دانشجوی کارشناسی ارشد و استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی،

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^۱، 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 قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۶ و قیمت‌های جاری به ترتیب برابر با ۱۷۸۶/۰۷ و ۴۱۶۷/۵۷ میلیون دلار می‌باشد. میزان واردات و صادرات برنج در سال ۲۰۱۳ به ترتیب ۲/۱۸ و ۱/۳۱ میلیون تن و ارزش واردات و صادرات در همان سال به ترتیب 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. به طوری 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 حاصل خیز، 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 به منظور پاسخگویی به نیازهای جمعیت افزایش یافته، 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 نوسان‌هایی داشته و

^۱ FAO (Food and Agriculture Organization)

^۲ آمار جدیدتر از سال ۲۰۱۳ در وبگاه فائو موجود نبود. به همین دلیل آمار تا سال ۲۰۱۳ گزارش و مورد استفاده قرار گرفته است.

برآورد کارایی زیست محیطی...۱۵۹

میانگین کاربرد آنها در دوره یادشده به ترتیب برابر با ۱۱۹۴۱۱۰ و ۱۲۷۵۱/۹۸ تن بوده است. همان طور که ملاحظه می شود 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

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

منبع: فائو (۲۰۱۴)

پیامدهای منفی کاربرد این نهاده‌ها در بخش کشاورزی روی سلامتی انسان، محیط زیست، 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 محیط زیست پاک برای نسل‌های آینده در کنار افزایش بهره‌وری و کارایی با استفاده از فناوری‌های پیشرفته به منظور کاستن از آلاینده‌های زیست محیطی می‌باشد. کودها و سموم شیمیایی مهم‌ترین نهاده‌هایی هستند که منجر به آلودگی‌های زیست محیطی و آلوده شدن آب‌های زیرزمینی در بخش کشاورزی می‌شوند. این نهاده‌های شیمیایی می‌توانند دوباره طوری تخصیص یابند که پیامدهای زیست محیطی 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

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 زیست‌محیطی محصول محور^{۱۳} برآورد شده است. با این توضیح که در فرآیند تولید در کنار محصول خوب، محصول 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} (نهاده‌های 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 جزئیات مشخصات تابع تولید برای برآورد کارایی فنی و زیست‌محیطی 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

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 نافرسانجه‌ای 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:

$$y_i = F(x_i, \beta) e^{\varepsilon_i} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

به طوری که y_i ستانده مزرعه‌ی i ام، 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 به صورت زیر نوشته می‌شوند:

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \quad (2)$$

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 $(0, \sigma_v^2)$ 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 i ام را نشان می‌دهد. فراسنجه‌های واریانس مدل بصورت زیر اندازه‌گیری می‌شوند:

$$\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2; \quad \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_s^2} \quad \text{and} \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (3)$$

^۱ Aigner et. al.

^۲ Meeusen

^۳ Van den Broeck

^۴ Composed Error

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^{-v_i} در دو طرف معادله‌ی (۳) و جایگزینی β ها با برآوردهای بیشینه راستنمایی، عملکرد مرزی تصادفی تولید بصورت زیر در خواهد آمد:

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

که در آن، y_i^* ستانده‌ی مشاهده شده در مزرعه‌ی نام است که با استفاده از اختلال‌های آماری تصادفی (v_i) تعدیل شده است (براوو یورتا و ریگر^۱، ۱۹۹۱). β^{\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 به وسیله جزء خطای یک‌طرفه ($u_i \geq 0$) اندازه‌گیری می‌شود. یعنی:

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

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 به دست آمده است. با فرض مشخص بودن فناوری، سطوح مشاهده‌ها ستانده و نهاده‌های معمولی، شاخص کارایی زیست‌محیطی می‌تواند به صورت 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 ترنکوپیست 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 سایه‌ای‌شان 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 به عنوان

^۱ Bravo-Ureta and Rieger

^۲ Pittman

برآورد کارایی زیست محیطی...۱۶۳

محصولاتی از فرآیند تولید) را به دست می‌آورند (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 به صورت زیر نوشته شود (رینهارد و همکاران، ۱۹۹۹):

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

که در آن $F(X, \Phi Z)$ 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 به کارگیری روش بیشینه راستنمایی است که در رابطه‌ی (۱) شرح داده شده است. برای به دست 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:

$$\ln(EE) = \ln \Phi Z - \ln Z = \ln \left(\frac{\Phi Z}{Z} \right) = \ln \Phi \quad (۷)$$

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

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:

$$\begin{aligned} \ln Y = & \beta_0 + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \beta_4 \ln X_4 + \beta_5 \ln X_5 + \beta_6 \ln Z \\ & + 0.5(\beta_{11}(\ln X_1)^2 + \beta_{22}(\ln X_2)^2 + \beta_{33}(\ln X_3)^2 + \beta_{44}(\ln X_4)^2 + \beta_{55}(\ln X_5)^2 + \beta_{66}(\ln Z)^2) \\ & + \beta_{12} \ln X_1 \ln X_2 + \beta_{13} \ln X_1 \ln X_3 + \beta_{14} \ln X_1 \ln X_4 + \beta_{15} \ln X_1 \ln X_5 + \beta_{16} \ln X_1 \ln Z \\ & + \beta_{23} \ln X_2 \ln X_3 + \beta_{24} \ln X_2 \ln X_4 + \beta_{25} \ln X_2 \ln X_5 + \beta_{26} \ln X_2 \ln Z + \beta_{34} \ln X_3 \ln X_4 \\ & + \beta_{35} \ln X_3 \ln X_5 + \beta_{36} \ln X_3 \ln Z + \beta_{45} \ln X_4 \ln X_5 + \beta_{46} \ln X_4 \ln Z + \beta_{56} \ln X_5 \ln Z + (v - u) \end{aligned} \quad (۸)$$

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:

$$\begin{aligned} \ln Y = & \beta_0 + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \beta_4 \ln X_4 + \beta_5 \ln X_5 + \beta_6 \ln \Phi Z \\ & + 0.5(\beta_{11}(\ln X_1)^2 + \beta_{22}(\ln X_2)^2 + \beta_{33}(\ln X_3)^2 + \beta_{44}(\ln X_4)^2 + \beta_{55}(\ln X_5)^2 + \beta_{66}(\ln \Phi Z)^2) \\ & + \beta_{12} \ln X_1 \ln X_2 + \beta_{13} \ln X_1 \ln X_3 + \beta_{14} \ln X_1 \ln X_4 + \beta_{15} \ln X_1 \ln X_5 + \beta_{16} \ln X_1 \ln \Phi Z \\ & + \beta_{23} \ln X_2 \ln X_3 + \beta_{24} \ln X_2 \ln X_4 + \beta_{25} \ln X_2 \ln X_5 + \beta_{26} \ln X_2 \ln \Phi Z + \beta_{34} \ln X_3 \ln X_4 \\ & + \beta_{35} \ln X_3 \ln X_5 + \beta_{36} \ln X_3 \ln \Phi Z + \beta_{45} \ln X_4 \ln X_5 + \beta_{46} \ln X_4 \ln \Phi Z + \beta_{56} \ln X_5 \ln \Phi Z + (v - u) \end{aligned} \quad (۹)$$

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

^۱ Stochastic Distance Function

بر آورد کارایی زیست محیطی... ۱۶۵

$$0.5\beta_{66}[\text{Ln}\Phi Z - \text{Ln}Z]^2 + \quad (10)$$

$$[\beta_6 + \beta_{16}\text{Ln}X_1 + \beta_{26}\text{Ln}X_2 + \beta_{36}\text{Ln}X_3 + \beta_{46}\text{Ln}X_4 + \beta_{56}\text{Ln}X_5 + \beta_{66}\text{Ln}Z][\text{Ln}\Phi Z - \text{Ln}Z] + u = 0$$

با به کارگیری نتیجه‌ی رابطه‌ی (۷) در رابطه‌ی (۱۰)، رابطه به صورت زیر در خواهد آمد:

$$0.5\beta_{44}[\text{Ln}EE]^2 + \quad (11)$$

$$[\beta_6 + \beta_{16}\text{Ln}X_1 + \beta_{26}\text{Ln}X_2 + \beta_{36}\text{Ln}X_3 + \beta_{46}\text{Ln}X_4 + \beta_{56}\text{Ln}X_5 + \beta_{66}\text{Ln}Z][\text{Ln}EE] + u$$

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

$$\text{Ln}EE = [-(\beta_6 + \beta_{16}\text{Ln}X_1 + \beta_{26}\text{Ln}X_2 + \beta_{36}\text{Ln}X_3 + \beta_{46}\text{Ln}X_4 + \beta_{56}\text{Ln}X_5 + \beta_{66}\text{Ln}Z) + \quad (12)$$

$$\{(\beta_6 + \beta_{16}\text{Ln}X_1 + \beta_{26}\text{Ln}X_2 + \beta_{36}\text{Ln}X_3 + \beta_{46}\text{Ln}X_4 + \beta_{56}\text{Ln}X_5 + \beta_{66}\text{Ln}Z)^2 - 2\beta_{66}U_i\}^{0.5}] / \beta_{66}$$

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

$$EE = \exp(\text{Ln} EE) = \Phi = \left(\frac{\Phi Z}{Z}\right) \quad (13)$$

همان‌طور که پیشتر گفته شد Φ شاخص کارایی زیست محیطی می‌باشد. در بررسی دو نهاد

زیانبار زیست محیطی (سم و کود)، LnEE به صورت زیر تغییر خواهد کرد:

$$\text{Ln} EE = [-(\beta_5 + \beta_6 + \beta_{15}\text{Ln} x_1 + \beta_{25}\text{Ln} x_2 + \beta_{35}\text{Ln} x_3 + \beta_{45}\text{Ln} x_4 + \beta_{55}\text{Ln} x_5 \quad (14)$$

$$+ \beta_{16}\text{Ln} x_1 + \beta_{26}\text{Ln} x_2 + \beta_{36}\text{Ln} x_3 + \beta_{46}\text{Ln} x_4 + \beta_{66}\text{Ln} x_6 + \beta_{56}\text{Ln} x_5 + \beta_{36}\text{Ln} x_6)$$

$$+ \{(\beta_5 + \beta_6 + \beta_{15}\text{Ln} x_1 + \beta_{25}\text{Ln} x_2 + \beta_{35}\text{Ln} x_3 + \beta_{45}\text{Ln} x_4 + \beta_{55}\text{Ln} x_5$$

$$+ \beta_{16}\text{Ln} x_1 + \beta_{26}\text{Ln} x_2 + \beta_{36}\text{Ln} x_3 + \beta_{46}\text{Ln} x_4 + \beta_{66}\text{Ln} x_6 + \beta_{56}\text{Ln} x_5 + \beta_{36}\text{Ln} x_6)^2 -$$

$$4(0.5\beta_{55} + 0.5\beta_{66} + \beta_{56})u_i\}^{0.5}] / (\beta_{55} + \beta_{66} + 2\beta_{56})$$

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:

$$n = \frac{Nz^2 pq}{Nd^2 + z^2 pq} \quad (15)$$

در رابطه‌ی بالا، n شمار نمونه‌ی مورد نیاز، Z طول نقطه متناظر با احتمال تجمعی $(1-\alpha)$ توزیع نرمال استاندارد که α سطح معنی‌داری می‌باشد؛ که در این تحقیق ۰/۰۵ فرض شده است. p

نسبتی از جمعیت دارای صفت معین و $q=1-p$ نسبتی از جمعیت بدون صفت معین است. میزان p و q نیز $0/5$ فرض شده است. d میزان اشتباه مجاز (خطا) اندازه‌گیری می‌باشد؛ که می‌تواند عددی بین $0/01$ تا $0/1$ را بگیرد که در این تحقیق $0/08$ فرض شده است. با توجه به آنچه بیان شد شمار نمونه از رابطه‌ی بالا، 140 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 $16/42$ می‌باشد؛ که از توزیع یک سویه گزارش شده توسط کوده و پالم^۱ (1986) پیروی می‌کند. آماره‌ی بحرانی این توزیع در سطح معنی‌داری پنج درصد برابر با $2/71$ است. چون آماره نسبت درست‌نمایی بزرگتر از آماره بحرانی می‌باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم نبود ناکارایی رد می‌شود. به عبارت دیگر، ناکارایی 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

^۱ Kodde and Palm

برآورد کارایی زیست محیطی...۱۶۷

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

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

منبع: یافته‌های تحقیق (* و ** 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 ۷۰-۹۰ درصد است. قابل توجه است که کارایی فنی هیچ کدام از شالیزارها در دامنه

۵۰-۰ درصد قرار ندارد.

بیشترین و کمترین کارایی زیست محیطی 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 زیست محیطی شالیزارها ۷۷ درصد به دست آمد. بر پایه آن می‌توان استدلال کرد که با فناوری‌های موجود، امکان افزایش ۲۳ درصدی در محصول با لحاظ کاربرد کودها و سموم شیمیایی به عنوان نهاده‌های زیانبار زیست محیطی وجود دارد.

جدول (۳) شمار و درصد کارایی زیست محیطی شالیزارهای شهرستان بابلسر

دامنه کارایی	کارایی زیست محیطی		کارایی فنی	
	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 ۹۰-۱۰۰ درصدی قرار گرفته‌اند.

جدول (۴) عامل‌های موثر بر کارایی زیست محیطی

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	۲/۲۶***
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 ** 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 زیست محیطی داشته است و عامل تجربه نیز بر خلاف تاثیرگذاری روی کارایی فنی،

برآورد کارایی زیست محیطی...۱۶۹

نتوانسته است تاثیر معنی داری روی کارایی زیست محیطی بگذارد. از ترکیب این دو می توان نتیجه گرفت که کشاورزان پیرتر که اغلب تجربه کشاورزی بالاتری نیز دارند، توجه کافی به مسائل زیست محیطی ندارند و در مقابل عامل تحصیلات توانسته است تاثیر معنی دار مثبت و خوبی روی کارایی زیست محیطی بگذارد که نشان می دهد افراد با تحصیلات بالاتر توجه بیشتری به مسائل زیست محیطی دارند و در کاربرد سم و کود دقت بیشتری می کنند. همچنین شرکت در کلاس های ترویجی بیشترین تاثیر مثبت را روی کارایی زیست محیطی داشته و توانسته است حدود ۰/۰۸ به کارایی زیست محیطی شالیزارها برنج بیفزاید که نشان از تاثیر مثبت این کلاس ها دارد. عامل یکپارچه سازی نیز تاثیر مثبت و معنی داری روی کارایی زیست محیطی داشته است و توانسته است کارایی را حدود ۰/۰۵ افزایش دهد و دلیل آن می تواند استفاده ی بهینه تر کشاورزان از نهاده های سم و کود در شالیزارهای یکپارچه شده باشد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

در این تحقیق تلاش شد تا میزان کارایی فنی و زیست محیطی تولیدکنندگان برنج در شهرستان بابلسر و همچنین تاثیر طرح یکپارچه سازی اراضی روی کارایی فنی شالیکاری بررسی و ارزیابی شود. داده ها 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 و ۱۰۰ درصد به دست آمد؛ که نشان از شکاف کارایی ۳۸ درصدی بین شالیزارها دارد. کارایی زیست محیطی برآورد شده نشان داد که میانگین کارایی زیست محیطی شالیزارها برابر با ۷۷ درصد بوده و کمینه و بیشینه آن ۲۵ و ۱۰۰ درصد می باشد. همچنین حدود ۷۶ درصد از شالیزارها کارایی زیست محیطی زیر ۹۰ درصد داشته اند که نشان از توجه کم شالیکاران به مسائل زیست محیطی و استفاده ی ناپهینه از نهاده های سم و کود دارد. بنابر نتایج به دست آمده از این تحقیق ضرورت دارد برنامه ریزی در راستای استفاده بهتر از ظرفیت های موجود به منظور افزایش تولید به عنوان راه حل اولیه مدنظر قرار گیرد. همچنین تاکید بر این است با برگزاری دوره های آموزشی و ترویجی در زمینه ی کاربرد درست و بهینه ی نهاده های تولید، اعمال سیاست های حمایتی در زمینه ی بازار نهاد و فروش محصول به کاهش هدر رفت عامل های تولید و ارتقای سطح دانش مدیران و عامل های دخیل در تولید برنج کمک شود.

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، جلد ۶، شماره ۳: ۲۱-۱.
- اشراقی، ف. و کاظمی، ف. ۱۳۹۳. ارزیابی کارایی اقتصادی و فنی گاوداری‌های شیری شهرستان گرگان. مجله پژوهش در نشخوارکنندگان، دوره ۲، شماره ۱: 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 اقتصاد کشاورزی، 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 بین‌المللی انجمن ایرانی تحقیق در عملیات، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد.
- دریجانی، ع.، شرزهی، غ.، یزدانی، س.، پیکانی، غ. و صدرالاشرفی، م. ۱۳۸۴. برآورد کارایی زیست‌محیطی با استفاده از تحلیل مرز تصادفی. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۴۵: ۵۱-۱۱۳.
- دشتی، ق.، یآوری، 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، جلد ۴، (۴): ۱۹۸-۱۷۳.

برآورد کارایی زیست محیطی... ۱۷۱

- 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.
- شاگری، 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 عادل، 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.
- Heriqbalidi, 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.

- Hetemiiki, L. 1996. Essays on the Impact of Pollution Control on a Firm: A Distance Function 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. *Biomedica and Environmental Sciences*, 18(1):21-30.