



عوامل مؤثر بر افزایش عملکرد گندم آبی: مطالعه‌ی موردی استان ایلام

رویا اشراقی^۱، علیرضا پورسعید^۲، حامد چهارسوقی امین^۳ و فرشته اشراقی^۴

چکیده

افزایش تولید گندم از طریق توسعه‌ی سطح زیر کشت به دلیل محدودیت اراضی مستعد کشاورزی راه‌کاری مطمئن محسوب نمی‌شود. از این رو، یکی از مؤثرترین راه‌ها تلاش برای ارتقای عملکرد در واحد سطح است. بر این اساس، هدف از انجام این مطالعه تعیین کارایی فنی گندم‌کاران و شناسایی عوامل بازدارنده‌ی افزایش عملکرد گندم در استان ایلام است. تکنیک اقتصادی مورد استفاده در مطالعه، برآورد هم‌زمان توابع تولید مرزی تصادفی و ناکارایی گندم‌کاران می‌باشد. نتایج این مطالعه، حاکی از آن است که متوسط کارایی فنی گندم‌کاران مورد مطالعه ۷۸ درصد است. با افزایش تجربه‌ی زراع، ناکارایی فنی نمونه‌های مورد مطالعه کاهش یافته است و زارعان به صورت کارآمدتری از نهاده‌های تولیدی استفاده نموده‌اند. نتایج به دست آمده، از وجود رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار میان افزایش تجربه و افزایش کارایی فنی گندم‌کاران حکایت داشت. هم‌چنین، پراکندگی قطعات کشاورزی به عنوان یک عامل بازدارنده‌ی افزایش عملکرد تولید گندم آبی منطقه شناسایی شد.

واژگان کلیدی: ایلام، تابع تولید مرزی تصادفی، کارایی فنی، گندم.

۱- استادیار دانشکده کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد ایلام

۲- دانشجوی دوره دکتری رشته ترویج کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد ایلام

h_chaharsoughi@yahoo.com

۳- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد ایلام (نگارنده‌ی مسئول)

تاریخ دریافت: ۸۷/۱۱/۱۲

۴- دانش آموخته‌ی کارشناسی ارشد اقتصاد نظری دانشگاه اصفهان

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱/۳۰

مقدمه

اگر بخش کشاورزی بتواند غذای کافی و مورد نیاز کشور را با سرعتی متناسب با رشد جمعیت فراهم کند، منابع کمیاب تولید را می‌توان در جهت جذب فن‌آوری به کار برد و فرآیند توسعه را سرعت بخشید. در غیر این صورت، منابع تولید و به‌ویژه ارز، به فرض اجبار در تهیه و تدارک مواد غذایی صرف واردات مواد غذایی می‌شود و در نتیجه روند توسعه به‌کندی می‌گراید و توسعه نیافتگی مزمین استمرار می‌یابد. در این زمینه، افزایش تولید و تأمین گندم، به‌عنوان مهم‌ترین محصول بخش کشاورزی و غنی‌ترین منبع تأمین کالری و پروتئین، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (۲).

امروزه گندم از جمله حیاتی‌ترین کالاها در الگوی مصرفی بخش عمده‌ای از خانوارهای جهان به‌شمار می‌آید و به‌عنوان ابزار سیاسی در روابط بین‌الملل و حتی برای اعمال سلطه و فشار سیاسی بر کشورهای نیازمند جهان سوم به کار گرفته می‌شود. از این‌رو، بررسی راه‌کارهای صحیح افزایش تولید گندم ضروری است. افزایش تولید گندم از طریق توسعه‌ی سطح زیر کشت، به واسطه‌ی محدودیت‌های منابع تولید یک راه‌کار قابل اطمینان محسوب نمی‌شود، بلکه یکی از مؤثرترین راه‌ها، تلاش برای ارتقای میزان عملکرد در واحد سطح می‌باشد. بررسی مقایسه‌ای متوسط میزان عملکرد تولید گندم در کشور نسبت به متوسط عملکرد جهانی و هم‌چنین، مقایسه‌ی عملکرد تولید این محصول در کشورهایی با شرایطی مشابه با شرایط کشور ما، نشان‌گر

عملکرد نسبتاً پایین تولید گندم در کشور است. مناسب‌ترین گزینه برای دستیابی به افزایش تولید، ارتقای سطح کارایی است که بدین منظور بایستی عوامل بازدارنده شناسایی و با طراحی و اجرای سیاست‌های بهینه رفع شوند. از این‌رو هدف از انجام این مطالعه، تعیین کارایی فنی گندم کاران و شناسایی عوامل بازدارنده‌ی افزایش عملکرد گندم در استان ایلام است.

مواد و روش‌ها

در زمینه‌ی کارایی، نظرات گوناگونی وجود دارد و یکی از مهم‌ترین این نظریه‌ها مربوط به فارل (۱۲) است. فارل در مقاله‌ای تحت عنوان «اندازه‌گیری کارایی تولید» بیان می‌کند: «وقتی از کارایی یک واحد تولیدی صحبت می‌کنیم، منظور این است که واحد تولیدی موفق شده است از نهاده‌های موجود حداکثر محصول را به‌دست آورد». وی کارایی را به‌صورت زیر تفکیک نموده است:

۱- کارایی فنی^۱: عبارت است از توانایی یک واحد تولیدی در به‌دست آوردن حداکثر محصول ممکن با توجه به نهاده‌های موجود.

۲- کارایی تخصیصی^۲: عبارت است از تخصیص بهینه‌ی منابع موجود در جهت حصول حداکثر منفعت.

۳- کارایی اقتصادی^۳: عبارت است از توانایی یک واحد تولیدی برای کسب حداکثر منفعت با توجه به قیمت محصول و نهاده‌های تولیدی که از

۱- technical efficiency

۲- allocative efficiency

۳- economic efficiency

غیرمنتظره‌ای مانند بدی آب و هوا، حمله‌ی آفات و امراض و خراب شدن یک دستگاه و نیز مسایلی همچون خطا در اندازه‌گیری متغیرها و خطای تصحیح مدل که در مدل‌های مرزی معین به حساب ناکارایی فنی واحد تولیدی گذاشته می‌شود از اثرات مربوط به ناکارایی فنی تفکیک می‌شود. فرم کلی مدل مرزی تصادفی بدین صورت است (۱۳):

$$Y_i = f(x_i, \beta) \exp(\varepsilon_i) \quad i=1,2,\dots,N \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق Y_i نشان‌گر میزان تولید مزرعه λ_m و $f(x_i, \beta)$ فرم تابعی مناسب از بردار نهاده‌های X واحد تولید λ_m و پارامترهای ناشناخته β تابع تولید مرزی است. N نیز تعداد نمونه‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. ε_i جمله‌ی اخلال تابع تولید مرزی است و متشکل از دو جزو مستقل می‌باشد (به‌همین دلیل این مدل‌ها، مدل‌های خطای مرکب^۴ نیز نامیده می‌شوند) و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\varepsilon_i = v_i + u_i \quad -2$$

v_i جمله‌ی خطای متقارن متأثر از عوامل تصادفی خارج از کنترل واحد تولیدی λ_m می‌باشد. این جزء دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 است. u_i نیز جزء خطای مربوط به ناکارایی فنی (عوامل تحت کنترل زارع) است. این جزء خطای یک‌طرفه تنها مقادیر غیرمنفی را شامل می‌شود به عبارتی، u مربوط به واحدهای تولیدی است که دقیقاً بر روی تابع تولید مرزی

حاصل‌ضرب کارایی فنی در کارایی تخصیصی به‌دست می‌آید.

تاکنون روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری کارایی فنی توسط اقتصاددانان معرفی شده است. در اکثر مطالعات مربوط به کارایی و مخصوصاً کارایی فنی از روش مرزی استفاده می‌شود. استفاده از توابع مرزی در محاسبات مربوط به کارایی فنی با پیشنهاد فارل (۱۲) مبنی بر استفاده از برآورد توابع تولید بنگاه‌های اقتصادی کاملاً کارآی هر صنعت آغاز شد و در مطالعات بعدی مورد استقبال قرار گرفت. در این تکنیک ابتدا توابع مرزی (تولید، هزینه یا سود) برآورد شده، سپس با مقایسه‌ی وضعیت موجود بنگاه‌های اقتصادی با مرز به‌دست آمده، کارایی محاسبه می‌شود. مدل‌های مرزی را می‌توان در دو دسته مجزای مدل‌های مرزی معین^۱ و مدل‌های مرزی تصادفی^۲ مورد بررسی قرار داد. مدل‌های مرزی معین مدلهایی هستند که در آن‌ها اثر عوامل تصادفی مؤثر بر تولید، از اثرات مربوط به ناکارایی تفکیک نمی‌گردند و کلیه‌ی انحرافات از مرز تولید به کارایی فنی نسبت داده می‌شود (۱۳).

مدل‌های مرزی تصادفی به‌طور همزمان توسط اگنر^۳ و همکاران (۱۹۷۷)، میوسن وان دن بروک (۱۷) و باتیس و کورا (۶) ارائه شد. این مدل‌ها با الهام از این ایده که ممکن است انحراف واحدهای تولیدی از مرز حداکثر تولید کاملاً متأثر از عوامل تحت کنترل بنگاه تولید نباشد، عنوان شدند. لذا در مدل‌های مرزی تصادفی، اثرات پیشامدهای

۱- deterministic

۲- stochastic

۳- Aigner

۴- Composed Error Model

درصد کاراً عمل می‌نمایند، با سایر کشاورزان چیست.

به عقیده پاربخ و شاه (۱۸) تغییرات کارآیی فنی تحت تأثیر یکسری عوامل اقتصادی-اجتماعی است، بنابراین می‌توان رابطه‌ی زیر را در نظر گرفت:

$$u_i = f(\delta z_i) + \varepsilon_i \quad -۴$$

در این رابطه، u_i مربوط به ناکارایی فنی بوده و تابعی از پارامترهای δ و متغیرهای مستقل z می‌باشد، ε_i هم جمله‌ی خطای مدل است که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ است. متغیرهای z می‌توانند شامل مهارت‌های مدیریتی، سن، سطح تحصیلات، تجربه، تعداد افراد خانوار یا تعداد نیروی کار خانوادگی، اشتغال خارج از مزرعه، گرفتن اعتبارات دولتی، نسبت نیروی کار زن به کل نیروی کار، خصوصیات جغرافیایی و زمین شناختی واحد تولیدی، فاصله تا محل عرضه یا تقاضا و غیره باشد. لذا در این مطالعه، با توجه به ویژگی نمونه‌ها و شناختی که از وضعیت زارعی منطقه وجود دارد، مدل زیر انتخاب می‌گردد:

$$U_i = \sigma_0 + \delta_1 Z_{1i} + \delta_2 Z_{2i} + \delta_3 Z_{3i} + \delta_4 Z_{4i} + \delta_5 Z_{5i} \quad -۵$$

که در آن u_i ناکارایی فنی برآورد شده تولیدکننده‌ی i ام، Z_1 تجربه‌ی زارع، Z_2 میزان تحصیلات زارع، Z_3 دارا بودن شغل دیگر، Z_4 شرکت در کلاس‌های آموزشی-ترویجی، Z_5 میزان پراکندگی اراضی، δ تا δ_4 پارامترهای مجهول مدل ناکارایی فنی می‌باشند که باید برآورد شوند.

فعالیت می‌نمایند و صفر و u_i مربوط به واحدهای تولیدی است که زیر تابع تولید مرزی فعالیت می‌نمایند و مثبت است. بنابراین، u_i بیانگر تفاضل تولید واقعی واحدهای تولیدی i ام از حداکثر تولید ممکن در سطح معین از مصرف نهاده‌ها و فن‌آوری می‌باشد (۱۶). با توجه به فرض‌های مربوط به توزیع‌های آماری u_i می‌توان کارآیی فنی هر یک از واحدهای تولیدی را از طریق محاسبه‌ی امید ریاضی u_i به شرط ε_i به صورت زیر به دست آورد (۱۴):

$$TE = \exp[E(u_i / \varepsilon_i)] \quad -۳$$

در مطالعات بسیاری با استفاده از برآورد مدل‌های مرزی تصادفی کارآیی فنی واحدهای کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته است از جمله مطالعه‌ی یائو و لیا (۲۲)، زو و جفری (۲۱) در چین، شارما و همکاران (۱۹) در هاوایی، و وانگ (۲۰) در پنسیلوانیا. در ایران نیز تاکنون مطالعات نسبتاً زیادی در مورد محصولات گوناگون بخش کشاورزی به‌ویژه تولید گندم با استفاده از این روش انجام شده است از جمله مطالعات نجفی و شجری (۳) و بریم نژاد و محتشمی (۱). در این مطالعات نیز به منظور بررسی کارآیی فنی گندم‌کاران استان ایلام تابع تولید مرزی تصادفی برآورد شده است.

نکته‌ی حایز اهمیت در مسئله‌ی کارآیی فنی این است که در شرایط یکسان دسترسی به نهاده‌ها و فن‌آوری تولید، دلیل اختلاف میان میزان عملکرد تولید زارعی که از نظر فنی ۱۰۰

۷- تابع ترانسلوگ:

$$\ln Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln X_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} (\ln X_i)(\ln X_j)$$

متغیرهای اصلی برآورد توابع عبارتند از Y_i میزان تولید گندم مزرعه i م در هکتار بر حسب کیلوگرم، X_{1i} میزان مصرف نیروی ماشین آلات در هر هکتار مزرعه i م بر حسب ساعت، X_{2i} میزان مصرف نیروی کار در هر هکتار مزرعه i م بر حسب نفر-روز، X_{3i} میزان مصرف کود شیمیایی در هر هکتار مزرعه i م بر حسب کیلوگرم، X_{4i} میزان مصرف سم در هر هکتار مزرعه i م بر حسب لیتر، X_{5i} تعداد دور آبیاری انجام شده در مزرعه i م، \ln علامت لگاریتم طبیعی و β ها پارامترهای نامعلوم مدل هستند که باید برآورد شوند.

جهت انتخاب مدل مناسب از آزمون نسبت حداکثر درست نمایی تعمیم یافته استفاده می شود:

-۸

$$\lambda = 2[\text{Loglikelihood}(H_0) - \text{Loglikelihood}(H_1)]$$

در این رابطه λ نسبت حداکثر درست نمایی تعمیم یافته، H_0 فرضیه صفر بودن ضرایب و H_1 فرضیه مخالف آن است. λ نیز دارای توزیع کای دو است.

از آنجا که واریانس متغیرهای مختلف در میان کشاورزان گندم کار آبی از جنبه های مختلف در کل استان ایلام ناچیز بوده و با توجه به محدودیت های پژوهش، از روش نمونه گیری تصادفی طبقه ای استفاده شده است و حجم

تحلیل اثر ویژگی های یاد شده بر کارآیی فنی یکی از بحث های قابل توجه در مطالعات کارآیی فنی می باشد. باتیس و کولی (۱۰) با مد نظر قراردادن دو نکته، پیشنهاد نمودند که برآورد کلیه پارامترهای تابع مرزی تصادفی و ناکارآیی همزمان انجام گیرد. این دو نکته عبارت هستند از آن که در روش یاد شده در مرحله اول فرض می شود که u_i یک جزء خطای دارای توزیع مستقل از متغیرهای دیگر است و در مرحله دوم به صورت تابعی خطی از متغیرهای توضیحی در نظر گرفته می شود. در اینجا تناقضی پیش می آید و همچنین ممکن است متغیرهای Z دارای اثر مستقیم بر عملکرد باشند. در این مطالعه نیز جهت محاسبه کارآیی فنی از روش ارایه شده توسط باتیس و کولی (۹) استفاده شده است.

اما یکی از مسایل مهم در برآورد کارآیی، شکل تابعی است که به عنوان رابطه ریاضی میان متغیرها مورد استفاده قرار می گیرد. لذا، به منظور انتخاب شکل تابعی مناسب برای محاسبه کارآیی فنی گندم کاران، توابع تولید متوسط کاب - داگلاس و ترانسلوگ برآورد شده و با استفاده از آماره های اقتصادسنجی مناسب ترین شکل تابع انتخاب می گردد. رابطه کلی این توابع به صورت زیر است:

۶- تابع کاب داگلاس:

$$\ln Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln X_i$$

ضریب متغیر توضیحی سطح تحصیلات زارع در مدل ناکارایی نیز منفی و معنی‌دار برآورد شده است. بنابراین، با بالا رفتن سطح تحصیلات تولیدکنندگان، ناکارایی فنی کاهش یافته و کارایی فنی آنها بهبود می‌یابد. این نتیجه با نتایج حاصل از مطالعات پارلیخ و شاه (۱۸) در مزارع پاکستان، کورکالووا و جنسن (۱۵) در مورد تولید کنندگان غلات اوکراین و هم‌چنین مطالعه‌ی زو و جفری (۲۱) در شالیزارهای چین، عبداللهی و ابرلین (۴) در مزارع نیکاراگوئه سازگار است. ولی این نتیجه با نتایج مطالعاتی نظیر مطالعه‌ی براوو - یورتا و ریگر (۱۰) و هم‌چنین مطالعه‌ی آمارا و همکاران (۵) در مزارع سیبزمینی کانادا که وجود رابطه‌ی معنی‌دار میان سطح تحصیلات و ناکارایی فنی گزارش نکردند، سازگار نمی‌باشد.

در مدل یاد شده، ضریب متغیر توضیحی داشتن شغل غیر کشاورزی زارع حاکی از عدم وجود یک رابطه‌ی منفی معنی‌دار میان این متغیر و کارایی فنی تولید گندم زارع است. پارلیخ و شاه (۱۸) نیز در مطالعه‌ای که بر روی کارایی فنی مزارع پاکستان انجام دادند، رابطه‌ی معنی‌داری میان این متغیر و کارایی فنی تولید کنندگان نیافتند، ولی عبداللهی و ابرلین (۴) در مطالعه‌ی خود وجود رابطه‌ی منفی معنی‌دار را میان شغل جنبی غیر کشاورزی و کارایی فنی زارع گزارش نمودند.

دیگر متغیر توضیحی مدل، متغیر تعداد دوره‌های آموزشی - ترویجی می‌باشد که زارع در آنها شرکت نموده است. ضریب این متغیر در مدل ناکارایی منفی و معنی‌دار برآورد شده است. بنابراین، تشکیل چنین دوره‌های آموزشی و

نمونه با توجه به فرمول کوکران معادل با ۱۶۰ می‌باشد.

نتایج و بحث

نتیجه‌ی حاصل از محاسبه‌ی آماره نسبت حداکثر درست نمایی تعمیم یافته در جدول ۱ ارائه شده است. با توجه به نتایج حاصل از محاسبه‌ی آماره‌ی حداکثر درست نمایی در مقایسه‌ی دو شکل کاب-داگلاس و ترانسلوگ، تابع ترانسلوگ به‌عنوان شکل مناسب‌تر انتخاب شد. بنابراین، با قبول فرض مناسب‌تر بودن تابع تولید ترانسلوگ، تحلیل کارایی فنی بر روی این فرم تابعی صورت گرفت.

نتایج حاصل از برآورد توابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ و مدل ناکارایی به‌طور هم‌زمان و به روش حداکثر درست نمایی با استفاده از بسته‌ی نرم افزاری ۴.۱ FRO.NTIER برآورد و در جدول ۲ ارائه شده است.

نکته‌ی قابل توجه در جدول ۲ علایم مربوط به ضرایب متغیرهای توضیحی مدل ناکارایی می‌باشد. ضریب متغیر توضیحی تجربه‌ی زارع، معنی‌دار برآورد شده است. بدین ترتیب می‌توان اظهار نمود با افزایش تجربه‌ی زارع، ناکارایی فنی نمونه‌های مورد مطالعه کاهش یافته و زارعان به‌صورت کارآتری از نهاده‌های تولید استفاده نموده‌اند. نتیجه‌ی به‌دست آمده که حاکی از وجود یک رابطه‌ی مثبت معنی‌دار میان افزایش تجربه و افزایش کارایی فنی تولید گندم است، با یافته‌های مطالعات آمارا و همکاران (۵) در مزارع سیب زمینی کشور کانادا (کوبک)، شارما و همکاران (۱۹) در تولید خوک تایلند سازگار می‌باشد.

کشش تولید هر یک از نهاده‌های ماشین آلات کشاورزی، نیروی کار، کود شیمیایی، سم و آب، یعنی درصد تغییرات میزان عملکرد تولید در اثر یک درصد تغییر در مصرف هر یک از نهاده‌های تولیدی با در نظر گرفتن میانگین مقادیر نهاده‌های مورد استفاده در نمونه‌های مورد مطالعه محاسبه و نتایج به دست آمده در جدول ۳ گزارش شده است.

شرکت تولیدکنندگان در این کلاس‌ها می‌تواند گامی در جهت بهبود کارایی فنی تولید باشد. این نتیجه با نتیجه مطالعه‌ی پاربخ و شاه (۱۸) در مزارع هندوستان سازگار می‌باشد. متوسط کارایی فنی گندم کاران منطقه ۷۸ درصد و دامنه‌ی تغییرات آن از حداقل ۱۱ درصد تا حداکثر ۹۵ درصد است.

جدول ۱- آزمون λ جهت انتخاب شکل تابع تولید گندم در استان ایلام

تصمیم	مقدار بحرانی (۰.۵٪)	λ محاسباتی	فرضیه
عدم پذیرش	۲۵	۲۷/۹۷	$H_0 : \beta_{ij} = 0$

جدول ۲- برآورد توابع حداکثر درست‌نمایی، تابع تولید ترانسلوگ مرزی تصادفی و تابع ناکارایی گندم‌کاران استان ایلام در سال ۸۵-۱۳۸۴

متغیر	پارامتر	ضریب	آزمون t
عرض از مبدأ	β_0	۸/۱۲	۴/۵۱
لگاریتم نیروی ماشین آلات مصرف شده	β_1	۱/۵۳	۱/۶۸
لگاریتم نیروی کار مصرف شده	β_2	۱/۹۸	۱/۰۳
لگاریتم کود شیمیایی مصرف شده	β_3	۱/۶۵	۱/۱۰
لگاریتم سم مصرف شده	β_4	۲/۳	۲/۴۰
لگاریتم دور آبیاری انجام شده	β_5	۱/۷	۱/۷۱
توان دوم لگاریتم نیروی ماشین آلات مصرف شده	β_{11}	-۱/۲۹	-۱/۸۳
توان دوم لگاریتم نیروی کار مصرف شده	β_{22}	-۱/۸۱	-۲/۱۳
توان دوم لگاریتم کود شیمیایی مصرف شده	β_{33}	۱/۲۱	۱/۵۱
توان دوم لگاریتم سم مصرف شده	β_{44}	۱/۴۱	۱/۹۵
توان دوم لگاریتم تعداد دور آبیاری انجام شده	β_{55}	۱/۲۶	۴/۵۰
اثر متقابل لگاریتم‌های نیروی ماشین آلات و نیروی کار مصرف شده	β_{12}	۱/۱۸	۱/۱۳
اثر متقابل لگاریتم‌های نیروی ماشین آلات و کود مصرف شده	β_{13}	۱/۹۹	۱/۹۰
اثر متقابل لگاریتم‌های نیروی ماشین آلات و سم مصرف شده	β_{14}	۱/۱۳	۱/۷۲
اثر متقابل لگاریتم‌های نیروی ماشین آلات مصرف شده و دور آبیاری انجام شده	β_{23}	-۱/۲	-۱/۲۵
اثر متقابل لگاریتم‌های نیروی کار و کود مصرفی	β_{24}	۱/۵۳	۲/۳۰
اثر متقابل لگاریتم‌های نیروی کار و سم مصرفی	β_{25}	۱/۱۲	۱/۱۶
اثر متقابل لگاریتم‌های نیروی کار مصرف شده و دور آبیاری انجام شده	β_{25}	۱/۲۹	۱/۰۷
اثر متقابل لگاریتم‌های کود شیمیایی و سم مصرفی	β_{34}	۱/۹۳	۱/۰۲
اثر متقابل لگاریتم‌های کود شیمیایی و دور آبیاری	β_{35}	۱/۲۸	۱/۰۸
اثر متقابل لگاریتم‌های سم و دور آبیاری	β_{45}	-۱/۶۵	-۳/۶۷

ادامه‌ی جدول ۲- برآورد توابع حداکثر درست‌نمایی، تابع تولید ترانسلوگ مرزی تصادفی و تابع ناکارایی گندم‌کاران استان ایلام در سال ۸۵-۱۳۸۴

مدل ناکارایی			
۱/۷۷۵	۱/۳۸۰	δ_0	عرض از مبدأ
-۵/۳۸	-۱/۴	δ_1	تجربه
-۲/۶۲	-۱/۱۸	δ_2	تحصیلات
-۳/۰۷	-۱/۸۶	δ_3	شرکت در دوره‌های آموزش کشاورزی
-۳/۴۳	-۱/۵۵	δ_4	دارا بودن شغل دیگر
۳	۱/۷۴	δ_5	پراکندگی قطعات
	۱۰۲/۱۵		لگاریتم درست‌نمایی (Log-likelihood)

جدول ۳- مقادیر عددی کشش‌های تولیدی نهاده‌های مصرفی تولید گندم

کشش تولید (درصد)	نهاده
۰/۴۹۱	آب
۰/۳۳۵	نیروی ماشین آلات
۰/۲۸۴	کود شیمیایی
۰/۰۶۶	نیروی کار
۰/۰۳۸	سم

کلیه‌ی نهاده‌های یاد شده باعث ۱/۲۱۴ درصد افزایش در مقدار تولید خواهد شد.

از آنجا که متوسط کارایی فنی با دام‌کاران منطقه ۷۸ درصد برآورد شده است، بدین ترتیب در صورت استفاده‌ی کارآ از نهاده‌های مصرفی، گندم‌کاران قادر خواهند بود میانگین عملکرد تولید با دام را به میزان ۲۲ درصد افزایش دهند. بنابراین ظرفیت قابل توجهی جهت افزایش تولید از راه بهبود مدیریت وجود دارد.

با توجه به مقادیر کشش‌های تولیدی نهاده‌ها، یک درصد افزایش در مصرف نهاده‌های نیروی ماشین آلات کشاورزی، نیروی کار، کود شیمیایی، سم و آب مقدار تولید گندم را به طور متوسط به ترتیب ۰/۳۳۵، ۰/۰۶۶، ۰/۲۸۴، ۰/۰۳۸ و ۰/۴۹۱ درصد افزایش خواهد داد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود بیشترین کشش تولیدی مربوط به نهاده‌ی آب است. کشش کل تولید که حاصل جمع مقادیر کشش نهاده‌های تولید است، معادل ۱/۲۱۴ به دست آمد. بدین ترتیب یک درصد افزایش در مصرف

منابع مورد استفاده

- ۱- بریم نژاد، و. و ت. محتشمی. ۱۳۸۸. مطالعه کارایی فنی تولید گندم در ایران. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی. شماره ۱. ۴۵ صفحه.
- ۲- هژبر کیانی، ک. و ن. حاجی احمد. ۱۳۸۱. برآورد توابع تقاضای نهاده‌های تولید و عرضه گندم آبی و دیم در کشاورزی ایران. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۳۹. ۴۱ صفحه.
- ۳- نجفی، ب. و ش. شجری. ۱۳۷۶. کارایی گندم کاران و عوامل مؤثر بر آن: مطالعه موردی استان فارس. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره ۱. ۳۶ صفحه.
- 4- Abdulahi, A. and R. Eberlin. 2001. Technical efficiency during economic reform in Nicaragua: evidence from farm household survey data. *Economic Systems*. 25: 113-125.
- 5- Amara, N., N. Traore, R. Landry and R. Romain. 1999. Technical efficiency and farmers attitudes toward technological innovation: the case of the potato farmers in Quebec. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 47: 31-43.
- 6- Battese, G.E. and G.S. Corra. 1977. Estimation of a production frontier model: with application to pastoral zone Eastern Australia, *Journal of Agricultural Economics*. 21: 69-179.
- 7- Battese, G.E. 1992. Frontier production function and technical efficiency: A survey of empirical applications in agricultural economics. *Agricultural Economics*. 7: 185-208.
- 8- Battese, G.E., S.J. Malik and M.A. Gill. 1995. An investigation of technical inefficiencies of production of wheat farmers in four districts of Pakistan. *Journal of Agricultural Economics*. 47: 37-49.
- 9- Battese, G.E., and T.J. Coelli, 1995. Research developments in frontier estimation and efficiency measurement. *Australian Journal of Agricultural Economics*. 39: 219-225.
- 10- Bravo - Ureta, B.E. and L. Rieger. 1991. Dairy farm efficiency measurement using stochastic frontier and neoclassical duality. *American Journal of Agricultural Economics*. 73: 421-428.
- 11- Coelli, T.J. 1996. A guide to frontier version 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. CEPA Working Papers, Department of Econometrics, University of New England Australia.
- 12- Farrel, M.T.J. 1957. The measurement of production efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*. 120: 253-281.
- 13- Green, W.H. 1993. Frontier production functions. Stern School of Business, New York Univer Sity. Press.
- 14- Jondrow, J., C.A.K Lovell, I.S. Materov and P. Schmidt. 1998. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production. *Function Model. Journal of Econometrics*. 19: 233-238.

- 15- Kurkalova, L.A. and H. Jensen. 1998. Technical efficiency of grain producer in Ukraine. Paper Presented at the 1998 American Agricultural Economics Association Annual Meeting in Salt Lake City, UT.
- 16- Maddala, G.S. 1993. Limited dependent and qualitative variables in econometric. Monographs Cambridge: Cambridge University Press.
- 17- Meeusen, W. and J. Von Den Broeck. 1977. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*. 18: 435-444.
- 18- Parikh, A. and K. Shah. 1994. Measurement of technical efficiency in the north-west frontier province of Pakistan. *Journal of Agricultural Economics*. 45: 132-138.
- 19- Sharma, K.R., P. Leung and H.M. Zalesk. 1999. Technical, allocate and economic efficiencies in swine production in Hawaii: A comparison of parametric and nonparametric approaches. *Agricultural Economics*: 20: 23-35.
- 20- Wang, Q. 2001. A technical efficiency analysis of Pennsylvania dairy farms. Prepared For 2001 AAEA – CAEA; Annual Meeting, Chicago, Illinois.
- 21- Xu, X. and S.R. Jeffrey. 1998. Efficiency and technical progress in traditional and modern agriculture: evidence from rice production in China. *Agricultural Economics*. 18: 157-165.
- 22- Yao, S. and L. Lia. 1998. Determinants of grain production and technical efficiency in China. *Agricultural Economics*. 49: 171-184.

Archive SID