مقایسه استانی کارایی فنی تولید گندم دیم در ایران

سید یحیی ابطحی*
استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه

محمدرضا اسلامی
استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات یزد

چکیده
بخش قابل توجهی از اراضی زیرکشت محصولات زراعی کشور به کشت گندم دیم اختصاص یافته است. اما مشاهده روند تولید و عملکرد این محصول در سال‌های مختلف بیان‌گر پایین بودن میزان تولید و سیر نزولی عملکرد آن می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد که تخصیص منابع در بخش کشاورزی نیازمند توجه ویژه سیاست‌گذاران به تفاوت کارایی مناطق مختلف کشور در کشت این محصول است. در این مطالعه کارایی فنی ۲۵ استان کشور در کشت گندم دیم به‌وسیله تابع تولید مرزی تصادفی و با استفاده از داده‌های سال‌های ۸۷-۱۳۸۳ مورد بررسی و برآورد قرار گرفته است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که کارایی کشت گندم دیم در ایران وابستگی بالایی به زمان دارد و میزان ناکارایی فنی در این خصوص در طول زمان رو به افزایش است. از طرف دیگر متوسط کارایی فنی مناطق کشور در کشت گندم دیم ۵۰ درصد برآورد شده است و اختلاف بین کارایی فنی مناطق کشور در کشت گندم دیم قابل توجه است.

واژه‌های کلیدی: کارایی فنی، تابع تولید مرزی تصادفی، گندم دیم.

* نویسنده مسوول مکاتبات، yahyaabtahi@yahoo.com

مقدمه

گندم در بین محصولات کشاورزی از بالاترین میزان تولید و سطح زیرکشت سالانه در ایران و جهان برخوردار است. در ایران سطح زیرکشت گندم طی سال ۱۳۸۷ بیش از ۶/۶ میلیون هکتار بوده است که ۴/۲ میلیون هکتار آن به گندم دیم مربوط می‌شود. همچنین میزان تولید گندم در این سال ۱۳/۴ میلیون تن بوده که در این میان گندم دیم بیش از ۳۴ درصد از کل تولید گندم را به خود اختصاص داده است. بنابراین گندم دیم در مقایسه با گندم آبی، از سطح زیرکشت بالاتر و میزان تولید پایین‌تری برخوردار است. از طرف دیگر، بررسی آمار مربوط به روند تولید و عملکرد گندم دیم، بیان‌گر نوسانات قابل توجه در عملکرد این محصول طی سال‌های مختلف است به گونه‌ای که به استثنای سال ۱۳۸۶، عملکرد این محصول از یک روند نزولی و در سال ۱۳۸۷ از بیشترین میزان کاهش برخوردار بوده است. بدیهی است دستیابی به میزان تولید مطلوب در زراعت گندم دیم در درجه اول نیازمند توجه به تفاوت مناطق کشور به لحاظ وضعیت آب و هوا و شرایط اقلیمی هر منطقه است و پس از آن توجه به میزان مصرف نهاده‌های مختلف در تولید، همچون مصرف کودهای شیمیایی می‌تواند منجر به جلوگیری از اتلاف منابع شده و موجبات رشد تولید را فراهم کند. بنابراین رشد تولید این محصول نیازمند توجه ویژه به قابلیت‌ها و عملکرد مناطق مختلف کشور در قالب کارایی فنی کشت این محصول در این مناطق است. علاوه بر این محاسبه و مقایسه مقادیر کارایی فنی استان‌های کشور در کشت این محصول می‌تواند به سیاست‌گذاران بخش کشاورزی در تخصیص بهینه منابع در کشت گندم بین استان‌های کشور کمک کند.

کارایی فنی کشت محصولات کشاورزی در مطالعات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. Singh در سال ۲۰۰۷ در مطالعه خود، کارایی فنی مزارع کشت گندم در هاریانا را با استفاده از روش مرزی تصادفی بررسی نموده است. نتایج مطالعه وی با استفاده از فرم کاب‌داگلاس تابع تولید و با به‌کارگیری مدل ناکارایی Battese و Coelli نشان‌دهنده درجه بالایی از ناکارایی فنی در کشت گندم و مربوط به عواملی که در کنترل کشاورزان قرار دارد، است. به گونه‌ای که با ارتقاء کارایی و بدون افزایش مقادیر نهاده‌ها تولید مزارع هاریانا تا سطح ۲۷ درصد قابل افزایش است (Singh, 2007).

مطالعه Goyal و Suhag در سال ۲۰۰۴ نیز سطح ناکارایی فنی گندم‌کاران هند را با روش تولید مرزی تصادفی و با استفاده از داده‌های پنل نامتوازن[1] طی سال‌های ۹۹-۱۹۹۶ برآورد نموده‌اند. در این مطالعه عوامل تولید به‌کار رفته جهت برآورد تابع تولید، داده‌های کود، سم، نیروی کار، هزینه‌های آبیاری و بذر است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی گندم‌کاران طی سال‌های مطالعه کاهش یافته و تولید واقعی با ارتقای میزان کارایی تا سطح ۱۰ درصد قابل افزایش است (Goyal & Suhag, 2003).

Kamruzzaman و Islam در سال ۲۰۰۸ کارایی فنی و عوامل موثر بر ناکارایی کشت گندم در برخی از نواحی بنگلادش را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این مطالعه با استفاده از داده‌های سال ۲۰۰۴ و

[1] Unbalanced Panel Data

به‌کارگیری تابع تولید مرزی تصادفی کاب‌داگلاس نشان می‌دهد که محدوده کارایی فنی نواحی در کشت گندم از ۴۰ تا ۹۹ درصد تغییر می‌کند و میزان کارایی فنی به‌طور متوسط ۷۰/۳۳ درصد می‌باشد (Kamruzzaman & Islam, 2008). Erfan و Hossein در سال ۲۰۰۵ نیز در مطالعه خود، کارایی فنی خالص و ناخالص تولید گندم در بنگلادش را با استفاده از فرم‌های تابعی و با متغیرهای کمکی مختلف مورد بررسی و برآورد قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه بیان‌گر تأثیر قابل توجه عوامل محیطی در میزان کارایی کشاورزان است (Erfan & Hossein, 2005). مطالعه Munir و همکارانش نیز میانگین کارایی فنی گندم‌کاران پاکستان را با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی کاب‌داگلاس ۶۸ درصد برآورد نموده و نشان می‌دهند ناکارایی فنی گندم‌کاران با اندازه زمین رابطه معکوس دارد (Munir *et al*., 2002).

شجری و همکاران در سال ۱۳۸۱ در مطالعه خود، کارایی فنی گندم‌کاران تحت پوشش تعاونی‌ها را با کارایی فنی سایر گندم‌کاران در استان فارس مورد مقایسه قرار می‌دهند تا تاثیر تعاونی‌ها را در میزان کارایی گندم‌کاران معین سازند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که میانگین کارایی گندم‌کاران در این استان ۷۰ درصد بوده است و عضویت کشاورزان در تعاونی‌های تولید کشاورزی بر کارایی آنها موثر نمی‌باشد (شجری و همکاران، ۱۳۸۱). شیروانیان و محمدزاده نیز در مطالعه‌ای در سال ۱۳۸۴ با استفاده از اطلاعات ۷۳ کشاورز شهرستان داراب و با برآورد تابع تولید مرزی تصادفی و تابع هزینه، میزان کارایی فنی و اقتصادی گندم‌کاران را مورد برآورد قرار داده‌اند.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که میانگین کارایی‌های فنی و اقتصادی گندم‌کاران به‌ترتیب ۷۳/۱۷ و ۲۵/۹۴ درصد بوده است و مقدار کل زمین زارعین و مالکیت منبع آب آبیاری تاثیر منفی و مالکیت ماشین‌آلات و ادوات کشاورزی تاثیر مثبت بر کارایی فنی گندم‌کاران داشته است (شیروانیان و محمدزاده، ۱۳۸۴). همچنین زراءنژاد و یوسفی در مطالعه خود، کارایی فنی استان‌های مختلف در تولید گندم را طی سال‌های ۸۳- ۱۳۷۸ محاسبه نموده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از رهیافت پارامتریک نشان می‌دهد که میانگین کارایی تولید گندم در ایران در دوره مورد بررسی، ۵۷ درصد بوده است. در این رهیافت استان‌های گیلان و بوشهر با میانگین کارایی فنی ۸۱ و ۲۶ درصد، به‌ترتیب بالاترین و پایین‌ترین میزان کارایی فنی را دارا بوده‌اند (زراءنژاد و یوسفی، ۱۳۸۸). همچنین در مطالعه بریم‌نژاد و محتشمی در سال ۱۳۸۸ الگوی کارایی فنی در تولید گندم در طی سال‌های ۸۴-۱۳۸۱ در ۸۷ شهرستان از استان‌های اصفهان، تهران، فارس، خراسان رضوی، کرمان و قم به روش تحلیل مرزی تصادفی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی در شهرستان‌های مورد بررسی ۸۸ درصد بوده است که از ۵۹ درصد تا ۹۷ درصد نوسان داشته است و استان‌های اصفهان و کرمان به‌ترتیب از بیشترین و کمترین میزان کارایی برخوردار بوده‌اند (بریم‌نژاد و محتشمی، ۱۳۸۸).

اهداف تحقیق

هدف از این مطالعه، تعیین جایگاه مناطق مختلف کشور در زمینه کارایی کشت محصول گندم دیم و بررسی نحوه تغییر آثار ناکارایی فنی کشت این محصول طی زمان است.

روش پژوهش

محاسبه کارایی با استفاده از مدل مرزی تصادفی

در مطالعه حاضر، روش تابع تولید مرزی تصادفی برای اندازه‌گیری کارایی فنی کشت گندم دیم در استان‌های کشور به‌کار گرفته شد. تابع تولید مرزی تصادفی به‌عنوان حداکثر تولید ممکن یا تولید بالقوه‌ای که بنگاه قادر است با سطح مشخصی از نهاده‌ها و تکنولوژی به آن دست یابد، تعریف می‌شود. بنابراین چنین تابعی قادر است میزان ناکارایی فنی تولید بنگاه‌هایی که با استفاده از نهاده‌های مشخص به ارایه یک ستانده خاصی اقدام می‌کنند، اندازه‌گیری کند (Battese & Coelli, 1992).

در روش مدل‌های مرزی تصادفی، تابع تولید مرزی با استفاده از داده‌های آماری و با به‌کارگیری روش‌های اقتصادسنجی مورد برآورد قرار می‌گیرد و این برآورد مستلزم در نظر گرفتن شکل تابعی مشخص و فرض توزیع مشخصی برای داده‌ها می‌باشد. بنابراین چنین روشی قادر است تا تعریف مشخصی از کارایی بر پایه تئوری‌های اقتصادی را معرفی کند و با تئوری‌های اقتصاد تولید مبنی بر ارتباط کاملاً مشخص بین نهاده‌ها و ستانده‌ها در قالب یک تکنولوژی مشخص کاملاً منطبق است. از این‌رو امروزه روش مدل‌های مرزی تصادفی به دلایلی همچون سازگاری آنها با مبانی نظری تولید، تطبیق‌پذیری و تخمین ساده‌تر، از کاربرد گسترده‌ای در ادبیات اقتصاد کشاورزی و بررسی‌های مربوط به کارایی بنگاه‌های صنعتی برخوردار شده است.

Pitt و Lee در سال ۱۹۸۱ نسخه‌ای از مدل‌های مرزی تصادفی را که با داده‌های تلفیقی قابل برآورد باشد به‌صورت زیر ارایه نموده‌اند (Pitt & Lee, 1981):

$$Y_{it} = \exp(\beta X_{it} + V_{it} - U_{it}) \quad i = 1,2,...,N \;\; t = 1,2,...,T \qquad (۱)$$

که در آن Y_{it} به تولید بنگاه i در زمان t اشاره دارد. X_{it} بردار مقادیر نهاده‌ها و سایر متغیرهای توضیحی بنگاه i در زمان t را نشان می‌دهد. β بردار پارامترهای مجهول است که باید برآورد شود. V_{it} خطاهای تصادفی مستقل هستند که فرض شده دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس مجهول σ_v^2 هستند. U_{it} متغیرهای تصادفی غیرقابل مشاهده و غیرمنفی هستند که با عدم کارایی فنی تولید مرتبط می‌باشند.

مدل‌های مختلف مرزی تصادفی در مورد شکل و نوع توزیع متغیر U_i که ناکارایی فنی نامیده می‌شود با یکدیگر اختلاف دارند. مدلی که در مطالعه حاضر برای برآورد اثرات ناکارایی[1] در نظر گرفته شده است،

[1] Inefficiency Effects

تصریح ساده‌ای از اثرات ناکارایی متغیر با زمان است که به‌وسیله باتیز و کویلی ارایه شده است. این مدل جزو U_{it} را به‌صورت زیر تعریف می‌کند (Battese & Coelli, 1992):

$$U_{it} = u_i \exp[-\eta(t-T)] \qquad (۲)$$

در مدل بالا فرض می‌شود که جزء ناکارایی فنی U_i دارای توزیع نیمه نرمال[1] یا توزیع نرمال کوتاه[2] است. η پارامتر مجهولی است که باید برآورد شود و تعیین می‌کند که آیا اثرات ناکارایی با زمان تغییر می‌کند یا خیر. همچنین این مدل فرض می‌کند که جزء ناکارایی فنی برای بنگاه‌های نمونه در سال‌های ابتدایی، تابع تصاعدی جبری از جزء ناکارایی فنی این بنگاه‌ها در آخرین سال داده‌ها می‌باشد (برای مثال اگر t=1,2,…,T باشد در زمان T برای بنگاه i ، $u_{it} = u_i$ خواهد بود).

با استفاده از جملات خطای معرفی شده در مدل مرزی تصادفی (۱)، کل تغییر در تولید از مرز تولید برآورد شده که معرف ناکارایی فنی است، به‌وسیله $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^{\ 2}$ تعریف می‌شود و این $\gamma = \frac{\sigma_u^{\ 2}}{\sigma_s^2}$ پارامتر واریانس، بین صفر و یک قرار دارد. با وجود یک توزیع نیمه نرمال مثبت، معنی‌دار بودن نسبت γ در یک صنعت خاص، بیان‌گر آن است که کارایی فنی آن صنعت در توضیح کل تغییرات ستانده تولید شده نقش بااهمیتی ایفا می‌کند. بنابراین برای مدل (۱) با مشخصات فرض شده جزء ناکارایی فنی u_i، می‌توان فرض وجود نشانه‌های ناکارایی را به‌صورت $H_o : \gamma = ۰$ مورد آزمون قرار داد.

آزمون یک طرفه نسبت درست‌نمایی تعمیم یافته (LRT)[3]

آزمون نسبت درست‌نمایی متکی بر این نکته است که اگر فرض کنیم محدودیت‌های مفروض برای پارامترها (مثلاً $\eta = ۰$) صحیح باشد، آنگاه مقدار تابع درست‌نمایی که به کمک تخمین‌های مقید به‌دست آمده بسیار نزدیک به مقداری خواهد بود که حاصل تخمین‌های آزاد است (درخشان، ۱۳۸۶).

در حالت کلی اگر فرض کنیم θ مجموعه پارامترهایی است که در مدل ما وجود دارد و $L(\theta)$ تابع درست‌نمایی است، هر فرضیه‌ای که در مورد پارامترها مطرح می‌کنیم در واقع به‌منزله قیدی است که باید مدل را مقید به آن تخمین زد. بر اساس معیار آزمون نسبت درست‌نمایی، باید مقدار حداکثر تابع درست‌نمایی را دو بار محاسبه کرد. بدین ترتیب که یک‌بار مقدار حداکثر این تابع را با توجه به محدودیت‌های مفروض بین پارامترها و بار دیگر بدون توجه به این محدودیت‌ها به‌دست آورد. حال λرا به شرح زیر تعریف می کنیم:

$$\lambda = \frac{\text{حداکثر } L(\theta) \text{ با توجه به محدودیت‌ها}}{\text{حداکثر } L(\theta) \text{ بدون توجه به محدودیت‌ها}}$$

[1] Half Normal Distribution
[2] Truncated Normal Distribution
[3] One Sided Generalized Likelihood Ratio Test

با جایگزینی مقادیر حداکثر $L(\theta)$ بر حسب مجموع مربعات پس‌ماند در مدل‌های مقید و غیرمقید آماره λ به‌صورت زیر در می‌آید:

$$\lambda = -2\left\{\ln\frac{L(H_o)}{L(H_1)}\right\} = -2\{\ln L(H_o) - \ln L(H_1)\} \qquad (۳)$$

در رابطه بالا $L(Ho)$ و $L(H_1)$ به‌ترتیب مقادیر تابع درست‌نمایی تحت فروض صفر (مدل مقید) و جانشین (مدل غیرمقید) هستند. اگر فرض H_o درست باشد، آن‌گاه λ به‌طور مجانبی همانند یک متغیر تصادفی با توزیع χ^2 و با درجات آزادی برابر با تعداد قیود توزیع می‌شود.

معرفی مدل مرزی تصادفی و متغیرهای مورد نظر

در استفاده از روش مرزی تصادفی و برآورد جزء ناکارایی فنی نیاز است که فرم خاصی از تابع تولید در نظر گرفته شود. در مطالعات تجربی عموماً دو تابع تولید ترانسلوگ و کاب‌داگلاس (که فرم خاصی از تابع ترانسلوگ به‌شمار می‌رود) مورد استفاده قرار می‌گیرد. در تحقیق حاضر نیز سعی شده است تا از طریق آزمون نسبت درست‌نمایی تعمیم‌یافته از میان دو تابع یاد شده، تابع مناسب برای برآورد جزء ناکارایی فنی انتخاب شود. اما از آنجا که در محاسبه آماره نسبت درست‌نمایی (λ) و سپس انتخاب تابع مناسب به برآورد هر دو تابع با استفاده از داده‌های تحقیق نیاز می‌باشد، لذا شکل توابع ترانسلوگ و کاب‌داگلاس برای برآورد به‌ترتیب به‌صورت روابط زیر در نظر گرفته شده‌اند:

$$\ln Y_{it} = \beta_\circ + \sum_{j=1}^{5}\beta_j X_{jit} + \sum_{j\geq}^{5}\sum_{K=1}^{5}\beta_{jk} X_{jit} X_{kit} + V_{it} - U_{it} \qquad (۴)$$

$$\ln Y_{it} = \beta_\circ + \sum_{j=1}^{5}\beta_j X_{jit} + V_{it} - U_{it} \qquad (۵)$$

در توابع فوق اندیس‌های i و t به‌ترتیب به استان‌ها و زمان اشاره دارد و Y بیان‌گر تولید گندم دیم (بر حسب تن) می‌باشد. X_1 لگاریتم میزان بذر به‌کار رفته است. X_2 لگاریتم میزان سم به‌کار رفته می‌باشد. X_3 لگاریتم میزان کود شیمیایی به‌کار رفته است. X4 لگاریتم تعداد نفر روز کار است. X_5 معرف لگاریتم میزان سطح زیرکشت گندم دیم هر استان می‌باشد.

U_{it} و V_{it} نیز متغیرهایی هستند که به‌ترتیب نشان‌دهنده جزء ناکارایی فنی و جزء اخلال معمولی می‌باشند. به‌گونه‌ای که $v_i \sim N(0,\sigma_v^2)$ و u_i از یک توزیع نیمه نرمال یا یک توزیع نرمال کوتاه پیروی می‌کند. با تصریح ارایه شده برای توابع تولید مرزی تصادفی، کارایی فنی بنگاه i در زمان t به‌وسیله رابطه زیر بیان می‌شود:

$$TE_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{it}^*} = \frac{\exp(X_{it}\beta + V_{it} - U_{it})}{\exp(X_{it}\beta + V_{it})} = \exp(-u_{it})$$

در مطالعه حاضر جهت برآورد تابع مرزی تصادفی استان‌های کشور در کشت گندم دیم از آمار متغیرهای تولید، بذر، سم، کود شیمیایی، نیروی کار و سطح زیرکشت گندم دیم در ۲۵ استان طی سال‌های ۸۷-۱۳۸۳ بهره گرفته شده است.

یافته‌ها

به‌منظور انتخاب تابع تولید مناسب از میان دو تابع کاب‌داگلاس و ترانسلوگ، این توابع با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی برآورد شده‌اند. با برآورد ضرایب توابع تولید اکنون می‌توان این فرض را که تابع کاب‌داگلاس می‌تواند اثرات عدم‌کارایی را به خوبی نشان دهد، مورد آزمون قرار داد. برای این منظور کافی است در تابع تولید (۴) فرض $H_0 : \beta_{jk} = 0$ را آزمون کنیم. نتیجه این آزمون در جدول شماره ۱ آورده شده است. نتایج حاصل از برآورد توابع تولید نشان می‌دهد که مقدار درست‌نمایی توابع تولید کاب‌داگلاس و ترانسلوگ به‌ترتیب برابر با ۵۸/۰۷- و۵۸/۸۲- برآورد شده است، لذا آماره نسبت درست‌نمایی تعمیم‌یافته λ به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\lambda = -2\{\ln L(H_o) - \ln L(H_1)\} = -1/5$$

از آنجا که آماره λ دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد قیود است فرض $H_0 : \beta_{jk} = 0$ با توجه به مقدار بحرانی ارایه شده توسط جدول شماره ۱، $c.v = \chi^2(\circ,\circ 5,15) = 24/99$ رد نمی‌شود. به‌عبارت دیگر تابع کاب‌داگلاس برای نشان دادن اثرات عدم کارایی مناسب‌تر است.

جدول ۱- آزمون فرض پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از آماره نسبت درست‌نمایی تعمیم‌یافته

تصمیم	مقدار بحرانی	λ	مقدار درست‌نمایی	فرض صفر
عدم رد H_0	۲۴/۹۹	-۱/۵	-۵۸/۰۲	$H_0 : \beta_{ij} = 0$
رد H_0	۳/۸۴	۲۴/۱	-۷۰/۱۲	$H_0 : \eta = 0$
رد H_0	۳/۸۴	۶/۶۴	-۶۱/۳۹	$H_0 : \mu = 0$
رد H_0	۵/۹۹	۲۴/۱	-۷۰/۱۲	$H_0 : \eta = \mu = 0$
رد H_0	۷/۸۲	۲۴/۱	-۷۰/۱۲	$H_0 : \gamma = 0$

ماخذ: محاسبات تحقیق

برآورد به‌روش حداقل مربعات معمولی

نتایج برآورد تابع تولید کاب‌داگلاس در رابطه (۱) به روش حداقل مربعات معمولی که بیان‌گر عملکرد متوسط استان‌های کشور در کشت گندم دیم است، در جدول شماره ۲ آورده شده است. برآوردهای به‌دست آمده از روش OLS به‌عنوان مقادیر اولیه در برآورد تابع تولید مرزی تصادفی به روش حداکثر درست‌نمایی به‌کار می‌روند. نتایج جدول شماره ۲ بیان‌گر برآورد مثبت ضریب متغیر σ^2 در این جدول است که نشان

می‌دهد تولید مشاهده شده از تولید مرزی متفاوت است و این تفاوت به دلیل عواملی است که در حیطه کنترل کشاورزان قرار دارد. از طرف دیگر مطابق با نتایج جدول شماره ۱، رد فرض $H_0 : \gamma = 0$ نیز نشان می‌دهد که به‌دلیل سهم قابل توجه ناکارایی در فرآیند تولید کشت گندم دیم، تابع تولید مرزی بر تابع تولید معمولی برتری دارد. بنابراین تابع تولید متوسط برآورد شده به‌وسیله روش OLS برآورد مناسبی از تابع تولید کشت گندم دیم نیست.

برآورد مدل مرزی تصادفی

برآوردهای حداکثر درست‌نمایی مربوط به پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی کاب‌داگلاس در جدول شماره ۳ آورده شده است. برای مدل اشاره شده در رابطه (۱) با مشخصات فرض شده جزء ناکارایی فنی u_i می‌توان اثر متغیر زمان بر اثرات ناکارایی و وجود توزیع نیمه نرمال اثرات ناکارایی را مورد آزمون قرار داد. نتایج این آزمون‌ها نیز در جدول شماره ۱ نشان داده شده است.

جدول ۲- برآوردهای حداقل مربعات معمولی از پارامترهای تابع تولید کاب‌داگلاس

متغیر	پارامتر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t
ثابت	β_0	-۲/۲۵	۰/۶۹۶	-۳/۲۳
بذر	β_1	۰/۳۱۸	۰/۲۱۶	۱/۴۷
سم	β_2	۰/۰۹۴	۰/۰۵۲	۱/۸۰
کود شیمیایی	β_3	۰/۱۹۸	۰/۱۵۷	۱/۲۴
نیروی کار	β_4	۰/۰۹۷	۰/۰۴۹	۱/۹۶
سطح زیرکشت	β_5	۰/۳۲۳	۰/۱۳۴	۲/۴۱
sigma2	σ^2	۰/۲۵۲		
Log Likelihood		۶۸/۹۴		

ماخذ: محاسبات تحقیق

فرض $H_0 : \eta = 0$ عدم تاثیر زمان بر اثرات ناکارایی کشت گندم دیم را مورد آزمون قرار می‌دهد. از این‌رو تابع تولید با فرض $\eta = 0$ نیز مورد برآورد قرار گرفته است. مقدار لگاریتم درست‌نمایی تابع تولید مرزی تصادفی در چنین حالتی برابر با ۷۰/۱۲- برآورد شده است. بنابراین با فرض $\eta = 0$ آماره نسبت درست‌نمایی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\lambda = -2\{L(H_0) - L(H_1)\} = -۲\{(-۷۰/۱۲)-(-۵۸/۰۷)\} = ۲۴/۱$$

با در نظر گرفتن مقدار بحرانی به‌دست آمده از جدول $\chi^2_{(0.05,1)} = ۳/۸۴$ فرضیه وجود اثرات ناکارایی نامتغیر با زمان رد می‌شود. لذا نتایج نشان می‌دهد که کارایی فنی کشت گندم دیم در ایران وابستگی بالایی به زمان دارد. فرض $H_0 : \mu = 0$ نوع توزیع اثرات ناکارایی را بررسی می‌کند که با توجه به نتایج جدول

شماره ۱ این فرض نیز رد شده است. بنابراین وجود توزیع نیمه‌نرمال برای جزء ناکارایی رابطه (۲) پذیرفته شده است. سرانجام نتایج جدول ۱ با رد فرض $H_0 : \eta = \mu = 0$ ویژگی‌های وابستگی به زمان و وجود توزیع نیمه نرمال جزء ناکارایی را به صورت توام مورد تایید قرار می‌دهد.

پارامتر γ در مدل ناکارایی فنی که توسط رابطه (۳) تعریف می‌شود همواره بین صفر و یک قرار دارد. طبق تعریف این پارامتر هرچه مقدار γ به صفر نزدیک‌تر باشد، جزء اخلال معمولی سهم بیشتری را در کل انحرافات از مرز به عهده خواهد داشت و برعکس. هر چه مقدار برآورد شده این متغیر به یک نزدیک‌تر باشد، بیان‌گر آن است که جزء ناکارایی فنی سهم بزرگتری از کل انحرافات از مرز را به خود اختصاص داده است.

جدول ۳- برآوردهای حداکثر درست‌نمایی از مدل مرزی تصادفی کاب‌داگلاس

متغیر	پارامتر	$\eta \neq 0, \mu \neq 0$	$\eta = 0$	$\mu = 0$	$\eta = \mu = 0$
ثابت	β_0	-۲/۲۴ (-۲/۲۸)	-۲/۲۵ (-۴/۷۲)	-۲/۴۶ (-۶/۱۵)	-۲/۲۵ (-۳/۳۱)
بذر	β_1	۰/۴۰ (۱/۹۵)	۰/۲۸ (۲/۵۲)	۰/۴۳ (۳/۵۳)	۰/۲۸ (۱/۴۷)
سم	β_2	۰/۷۸ (۱/۶۸)	۰/۰۹ (۱/۵۶)	۰/۰۷ (۲/۵۲)	۰/۰۹ (۱/۸۵)
کود شیمیایی	β_3	۰/۱۷ (۲/۳۱)	۰/۱۹ (۱/۱۹)	۰/۱۹ (۲/۱۷)	۰/۱۹ (۱/۴۴)
نیروی کار	β_4	-۰/۵۱ (-۱/۸۷)	۰/۰۸ (۵/۸۷)	-۰/۰۱ (-۰/۴۸)	۰/۰۸ (۱/۷۴)
سطح زیرکشت	β_5	۰/۳۸ (۲/۸۹)	۰/۳۲ (۲/۶۳)	۰/۲۷ (۳/۷۰)	۰/۳۲ (۲/۵۲)
sigma2	σ^2	۰/۱۸ (۴/۸۱)	۰/۲۵ (۱۰/۴)	۰/۹۸ (۳/۴۵)	۰/۲۴ (۷/۰۲)
Gamma	γ	۰/۴۱ (۵/۴۸)	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۴)	۰/۹۳ (۴۱/۰۱)	۰۰۰۰۱ (۰/۰۰۲)
Mu	μ	۰/۵۴ (۳/۸)	۰/۰۸ (۰/۰۷)	---	---
Eta	η	-۰/۱۵ (-۴/۴۹)	---	-۲۰/۸۲ (-۰/۰۳۵)	---

* اعداد داخل پرانتز معرف آماره t می‌باشد. ماخذ: محاسبات تحقیق

مقدار γ در جزء ناکارایی فنی در کشت گندم دیم برابر با ۴۱ درصد برآورد شده است و این نشان می‌دهد که تقریباً نیمی از انحرافات از مرز در تابع تولید گندم دیم ناشی از ناکارایی فنی است. از آنجا که

پارامتر η در مورد گندم دیم مقداری منفی برآورد شده است، می‌توان نتیجه گرفت که جزء ناکارایی فنی در کشت گندم دیم در کشور در طول زمان تمایل به افزایش دارد و این روند با توجه به مقدار متغیر η قابل توجه است.

برآورد کارایی فنی مناطق

برآورد پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی کاب‌داگلاس در مورد گندم دیم به روش حداکثر درست‌نمایی و نیز برآورد پارامترهای مدل ناکارایی فنی، میزان کارایی فنی هر یک از مناطق مختلف در کشت گندم را نیز ارایه می‌کند.

جدول ۴- کارایی فنی مناطق کشور در کشت گندم دیم طی سال ۱۳۸۷

مناطق	کارایی فنی (درصد)
آذربایجان شرقی	۵۱/۲۳
آذربایجان غربی	۴۸/۱۲
اردبیل	۶۷/۰۵
اصفهان	۵۶/۱۴
ایلام	۳۶/۱۱
بوشهر	۳۱/۷۰
تهران	۶۵/۷۹
چهارمحال و بختیاری	۵۵/۹۵
خراسان جنوبی	۶۰/۹۷
خراسان رضوی	۵۱/۶۹
خراسان شمالی	۴۸/۹۱
خوزستان	۵۴/۴۲
زنجان	۳۶/۶۱
سمنان	۶۷/۵۱
فارس	۳۶/۳۶
قزوین	۴۲/۷۸
گلستان	۶۸/۳۶
گیلان	۵۲/۲۶
لرستان	۴۵/۸۲
مازندران	۷۸/۶۲
مرکزی	۴۵/۳۷
همدان	۴۰/۲۰
کردستان	۳۶/۲۱
کرمانشاه	۳۸/۷۱
کهکیلویه و بویراحمد	۳۹/۳۷

ماخذ: برآوردهای تحقیق

از آنجایی‌که برای برآورد توابع تولید مرزی از داده‌های سال‌های ۸۷-۱۳۸۳ استفاده شده است، آمار برای تنها ۲۵ منطقه در کشت گندم دیم موجود بوده است و لذا کارایی فنی تنها برای این مناطق برآورد شده است. نتیجه این برآورد در سال ۱۳۸۷ در جدول شماره ۴ آورده شده است.

نتایج جدول نشان می‌دهد که مناطق مازندران، گلستان، سمنان، اردبیل و تهران در کشت گندم دیم نسبت به سایر مناطق کشور از کارایی بیشتری برخوردار بوده‌اند. از طرف دیگر نتایج حاصل از برآورد مقادیر کارایی نشان می‌دهد متوسط کارایی فنی مناطق کشور ۵۰ درصد است. علاوه بر این اختلاف بین کارایی فنی مناطق کشور در کشت گندم دیم قابل توجه است تا آنجا که به‌عنوان مثال کارایی فنی منطقه بوشهر و ایلام تقریباً ۴۰ درصد از کارایی فنی منطقه مازندران کمتر است.

بحث و نتیجه‌گیری

گندم دیم در مقایسه با گندم آبی و سایر محصولات زراعی در ایران از سطح زیرکشت بالایی برخوردار است. اما میزان تولید و عملکرد آن نسبت به گندم آبی از سطح پایین‌تری برخوردار بوده است. به گونه‌ای که طی سال‌های مورد مطالعه عملکرد این محصول دارای یک روند نزولی بوده است. از طرف دیگر مقایسه تولید گندم دیم در استان‌های مختلف حاکی از تفاوت قابل توجه عملکرد این محصول در مناطق مختلف کشور است. بنابراین افزایش میزان تولید گندم و مدیریت منابع بخش کشاورزی در راستای استفاده بهینه از آنها نیازمند توجه ویژه به تفاوت‌های کارایی فنی مناطق و سیاست‌گذاری تولید بر این اساس است. در مطالعه حاضر، با استفاده از تابع تولید مرزی کاب‌داگلاس و با مدل جزء ناکارایی فنی Battese و Coelli کارایی فنی ۲۵ منطقه کشور در کشت گندم دیم طی سال‌های ۸۷-۱۳۸۳ برآورد شده است. نتایج برآورد به روش حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهد که تولید مشاهده شده از تولید مرزی گندم دیم متفاوت است. اما نتایج برآورد مدل مرزی تصادفی به‌روش حداکثر درست‌نمایی بیان‌گر آن است که بخش عمده‌ای از انحرافات تولید مشاهده شده از مرز کارایی، ناشی از وجود ناکارایی فنی در کشت این محصول است. بنابراین توجه به عوامل افزایش‌دهنده کارایی فنی و تفاوت‌های مناطق کشور در کشت محصول گندم دیم می‌تواند موجب افزایش تولید و ارتقاء وضعیت تخصیص منابع در این محصول شود. از طرف دیگر متوسط کارایی فنی مناطق کشور با توجه به مرز تولید برآورد شده برای گندم دیم ۵۰ درصد است و اختلاف بین کارایی فنی استان‌ها در کشت این محصول قابل توجه است. از این‌رو دستیابی به اهدافی همچون خودکفایی گندم و کاربرد کارای منابع، نیازمند توجه به عوامل افزایش‌دهنده کارایی فنی و توسعه کشت گندم یا سایر محصولات دیم در استان‌هایی است که از کارایی فنی بالاتری برخوردار هستند.

منابع و ماخذ

۱. بریم‌نژاد، و.، و محتشمی، ت. (۱۳۸۸). مطالعه کارایی فنی تولید گندم در ایران. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد ۱، شماره ۱، صفحات ۹۴-۷۵.

۲. درخشان، م. (۱۳۸۶). *اقتصادسنجی: تک معادلات با فروض کلاسیک* (جزء دوم). تهران: انتشارات سمت.

۳. زراءنژاد، م.، و یوسفی، ر. (۱۳۸۸). ارزیابی کارایی فنی تولید گندم در ایران با استفاده از دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک. *پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره دوم، صفحات ۱۷۲-۱۴۵.

۴. شجری، ش.، باریکانی، ا.، و امجدی، ا. (۱۳۸۱). تعیین کارایی اقتصادی تعاونی‌های تولید کشاورزی و عوامل مؤثر بر کارایی اقتصادی آنها در استان فارس. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، جلد ۲، شماره ۴، صفحات ۱۵۵-۱۴۱.

۵. شیروانیان، ع.، و محمدزاده، م. (۱۳۸۴). *تعیین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی گندمکاران و عوامل موثر بر آن در اقلیم گرم کشور با توجه به رقم غالب در این اقلیم*. پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. صفحات ۱۳۱۳-۱۲۹۴.

6. Battese, G., & Coelli, T. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data with applications to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3(3), 153-169.
7. Battese, G., & Coelli, T. (1993). *A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects*. Working papers in econometrics and applied statistics, No. 69. Department of Econometrics, University of New England, Armidale.
8. Erfan, K., & Hossein, M. (2005). Estimation of gross and net technical efficiencies of wheat production in Bangladesh under two alternative functional forms. *Information technology journal*, 4(2).
9. Goyal, K., & Suhag, S. (2003). *Estimation of technical efficiency on wheat farms in Northern India- a panel data analysis*. International farm management congress.
10. Kamruzzaman, M., & Islam, M. (2008). Technical efficiency of wheat growers in some selected sites of Dinajpur district of Bangladesh. *Bangladesh Journal of Agriculture Research*, 33(3), 363-373.
11. Munir, A., Chaudhry, G., & Iqbal, M. (2002). Wheat Productivity, Efficiency, and Sustainability: A Stochastic Production Frontier Analysis. *The Pakistan Development Review*, 41(4), 643–663.
12. Pitt, M., & Lee, L. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9, 43-64.
13. Singh, S. (2007). A study on technical efficiency of wheat cultivation in Haryana. *Agricultural Economics Research Review*, 20, 127-136.