فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال نهم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۸۸ ـ صفحات ۱۷۲-۱۴۵

ارزیابی کارآیی فنی تولید گندم در ایران
(با استفاده از دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک)

منصور زراءنژاد[۱]
رضا یوسفی‌حاجی‌آباد[۲]

تاریخ دریافت:۱۳۸۶/۷/۲۹ **تاریخ پذیرش:۱۳۸۷/۸/۱۲**

چکیده

هدف این مقاله برآورد کارآیی فنی تولید گندم در استان‌های مختلف ایران است. بدین منظور داده‌های تلفیقی مربوط به نهاده‌ها و ستاده‌های مورد استفاده در تولید محصول گندم جمع آوری و با استفاده از روشهای مرز تصادفی و تحلیل پوششی داده‌ها، اقدام به محاسبه کارآیی فنی استان‌های مختلف، طی سالهای زراعی ۷۹- ۱۳۷۸ تا ۸۳-۱۳۸۴، شده است. نتایج به دست آمده از رهیافت پارامتریک نشان می‌دهد که میانگین کارآیی تولید گندم در ایران در دوره مورد بررسی ۵۷/ ۰ بوده است.

در این رهیافت استان‌های گیلان و بوشهر با میانگین کارآیی فنی ۰/۸۱ و ۰/۲۶، به ترتیب بالاترین و پایین‌ترین میزان کارآیی فنی را دارا بوده‌اند. نتایج حاصل از مدل ناپارامتریک حاکی از این است که میانگین کارآیی فنی در همین دوره به میزان ۰/۸۴ بوده است و استان‌های سیستان، کهگیلویه و بویر احمد، گیلان و مازندران با نمره کارآیی صد در صد، و استان یزد با کارآیی ۰/۵۷ از بالاترین و پایین‌ترین میزان کارآیی فنی برخوردار بوده‌اند.

به نظر می‌رسد به کارگیری رهیافت پارامتریک در تحقیقات مربوط به بخش کشاورزی، به واسطه ویژگی‌های آنها مناسب‌تر است، با این وجود، انتخاب دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک و مقایسه نتایج آنها می‌تواند قوت و اطمینان بیشتری به یافته‌های تحقیق ببخشد.

واژگان کلیدی: کارآیی فنی، تابع مرزی تصادفی، تحلیل پوششی داده‌ها، کارآیی مقیاس، گندم، ایران.

طبقه‌بندی JEL: Q21, D24

---

۱. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (zarram@gmail.com)

۲. عضو هیات علمی رشته اقتصاد نظری دانشگاه پیام نور مرکز دزفول و دانشجوی مقطع دکتری علوم اقتصادی (Reza.yossefi@gmail.com)

مقدمه

بدون شک بهره‌برداری از ظرفیت‌ها و استعدادهای بالقوه موجود برای تحصیل و تحقق توسعه همه جانبه در جوامع مختلف، از جمله آمال و آرزوهای مردم و دولتمردان است. امروزه نمی‌توان از اقتدار و استقلال اقتصادی به عنوان آرمان یک ملت، سخن به میان آورد و در عین حال به سهولت از کنار نقش منحصر به فرد و با اهمیت بخش کشاورزی و دست‌آوردهای آن در تحقق این آرمان گذشت. بهره‌گیری از ظرفیت‌ها و توانمندی‌های این بخش، همواره یکی از عوامل تحقق اهداف توسعه‌ای دولت‌ها بوده است و توجه بیشتر به این بخش توانسته است که پایه‌های رشد اقتصادی را تسریع نماید. در حقیقت، بخش کشاورزی همواره نقش مهمی در تأمین رفاه و توسعه اقتصادی جوامع داشته است؛ زیرا علاوه بر منبع تأمین مواد غذایی، منشأ تأمین مواد اولیه برای صنایع تبدیلی است.

غلات به عنوان یکی از عمده‌ترین تولیدات بخش کشاورزی، از مهمترین منابع مستقیم و غیرمستقیم غذای بشر است. در این میان، گندم به عنوان عمده‌ترین محصول غله در جهان حائز اهمیت فراوانی است. امروزه در کشورهای در حال توسعه، غلات و به خصوص گندم، نقش مهمی را در سبد مصرفی خانوار ایفا می‌کند. کشورهای در حال توسعه روز به روز، میزان بیشتری از نیازهای خود را به گندم از طریق واردات تأمین می‌کنند. نکته قابل توجه این است که برخی از کشورهای واردکننده گندم، همانند مصر، مکزیک و برزیل، خود از تولیدکنندگان عمده این محصول نیز به شمار می‌آیند. در حدود یک چهارم از جمعیت شاغل در ایران و ۱۳/۲ درصد از تولید ناخالص داخلی در گرو فعالیت‌های بخش کشاورزی است.

از سویی دیگر، سلامت و امنیت غذایی مردم نیز به موقعیت بخش کشاورزی بستگی دارد. با توجه به رشد جمعیت و نیاز فزاینده کشور به تأمین محصولات استراتژیک کشاورزی، همچون گندم، استفاده مناسب از امکانات موجود برای دستیابی به سطح تولید مناسب و کارای محصولات کشاورزی، و به عبارتی دیگر، افزایش تولید در واحد سطح یا بالاتر بردن راندمان تولید، از جمله اهداف مهم این بخش است. از این رو، اطلاع از میزان کارآیی کشت گندم، زمینه ساز تخصیص بهینه منابع و افزایش راندمان تولید است. به همین دلیل، سؤال اصلی تحقیق در مقاله حاضر، میزان کارآیی فنی تولید گندم در ایران است. بنابراین، هدف اساسی تحقیق، اندازه‌گیری کارآیی فنی تولید گندم در استان‌های مختلف ایران است.

این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است. بخش دوم به بررسی ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری و سوابق تجربی، می‌پردازد. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق اختصاص دارد و در آن

روشهای پارامتریک مرز تصادفی (SFA)[1] و ناپارامتریک تحلیل پوششی داده ها (DEA)[2] مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم، نتایج حاصل از تحقیق ارائه و بررسی می‌شود. بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع تحقیق

۲-۱- مبانی نظری تحقیق

به‌طورکلی، کارآیی یک مفهوم نسبی برای مقایسه بین عملکرد واقعی و عملکرد ایده‌آل است. می‌توان گفت که کارآیی به نحوه بهره‌گیری از منابع توجه دارد و میزان استفاده مفید از منابع را نشان می‌دهد. به عبارتی دیگر، کارآیی یا راندمان، نسبت بازدهی واقعی به دست آمده به بازدهی استاندارد و تعیین شده (مورد انتظار) یا در واقع نسبت مقدار کار انجام شده به مقدار کار مورد انتظار است.

مباحث کارآیی به صورت مدون و نظام یافته توسط بررسی‌ها و مطالعات دبرو[3] (۱۹۹۵) و کوپمنس[4] (۱۹۵۱) آغاز شد و توسط فارل[5] (۱۹۵۷) ادامه یافت؛ ولی امکان عملی اندازه‌گیری کارآیی در سال۱۹۷۷ با روش اقتصادسنجی (SFA) و در سال ۱۹۷۸ با روش برنامه‌ریزی خطی (DEA) فراهم شد. طبق تعریف فارل، کارآیی فنی، توانایی یک بنگاه در به دست آوردن حداکثر محصول از مقدار معینی نهاده است (امامی‌میبدی، ۱۳۷۹: ۱۴۹). بر این اساس، می‌توان گفت زمانی بخش کشاورزی در تولید گندم از لحاظ فنی کاراست که حداکثر محصول قابل حصول با توجه به میزان نهاده‌های مورد استفاده و سطح ثابت از فناوری به دست آمده باشد.

فارل سه نوع کارآیی را مورد بررسی قرار می‌دهد. کارآیی فنی،[6] کارآیی تخصیصی[7] و کارآیی اقتصادی.[8] در کارآیی فنی، رابطه بین نهاده و محصولات و چگونگی تبدیل نهاده‌ها به محصولات مطرح است. به عبارتی دیگر، کارآیی فنی مربوط به ساختار تکنولوژیکی است و یک مفهوم نسبی است؛ زیرا مقایسه بین بنگاه‌ها در نوع و نحوه استفاده از تکنولوژی است. کارآیی فنی، ارتباطی با قیمت عوامل ندارد و از این رو، در مواقعی که نتوان قیمت عوامل را به درستی تعیین کرد، می‌تواند

1. Stochastic Frontier Approach
2. Data Envelopment Analysis
3. Debreu
4. Copmans
5. Farrell
6. Technical Efficiency
7. Allocative Efficiency
8. Economic Efficiency

مورد استفاده قرارگیرد (علیرضایی، ۱۳۷۸: ص۴۱). کارآیی تخصیصی، توانایی یک واحد اقتصادی را در استفاده از ترکیب بهینه عوامل با توجه به قیمت‌های آنها اندازه گیری می‌کند. کارآیی اقتصادی نیز که از حاصل‌ضرب کارآیی فنی و تخصیصی به دست می‌آید، توانایی یک واحد اقتصادی در به دست آوردن حداکثر سود ممکن با توجه به قیمت و سطح نهاده‌ها است. نمی‌توان کارآیی را فقط در یک نقطه از زمان اندازه‌گیری کرد؛ بلکه باید در یک دوره زمانی، عملکرد واحدهای مورد بررسی را به صورت پویا مدنظر قرار داد.

روش معمول اندازه‌گیری کارایی، تشکیل تابع تولید یا هزینه کارا (حد استاندارد) برای واحدهای اقتصادی، و مقایسه آنها با یکدیگر بر اساس مرز کارآیی است. این تابع تولید یا هزینه کارا، می‌تواند بهترین عملکرد واقعی صنعت یا بهترین عملکرد بالقوه تئوریکی باشد. در عمل، از روشهایی مانند تحلیل پوششی‌داده‌ها (DEA) و تابع مرزی تصادفی(SFA) برای تشکیل مرز کارآیی (حد استاندارد)، و محاسبه کارآیی فنی و اقتصادی واحدهای تولیدی و خدماتی استفاده می‌شود.

۲-۲- مروری بر سوابق تحقیق

محاسبه کارآیی تولید محصولات کشاورزی در ایران از سابقه چندانی برخوردار نیست. احمدی(۱۳۷۶) میزان کارآیی فنی تولید گندم آبی و دیم را در کشور، با استفاده از روش مرزی تصادفی، طی سالهای ۷۸-۱۳۷۱، محاسبه نموده است. در این تحقیق نتایج تحقیق حاکی از آن است که متوسط کارآیی فنی کشت گندم آبی و دیم در کشور، طی سالهای مورد بررسی، به ترتیب ۰/۹۴ و۰/۵۰ بوده است. در این تحقیق مشخص شده که میانگین کارآیی فنی کشت گندم در مناطق آبی و دیم به مرور زمان تغییر یافته و فرض تأثیرگذاری زمان بر اثرات عدم کارآیی در مناطق دیم تایید شده است. نتایج همچنین نشان داد که تخمین مدل با فرض توزیع نیمه‌نرمال معمولی برای جزء عدم کارآیی U، سازگاری بیشتری را نشان می‌دهد.

رحیمی و صادقی (۱۳۸۲) در تحقیقی دیگر به بررسی عوامل مؤثر بر کارآیی فنی طرح‌های مرتع‌داری ایران در بخش کشاورزی، با استفاده از دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک پرداخته‌اند. در مجموع نتایج تحقیق نشان داد که ظرفیت ارتقاء و کارآیی فنی در طرح‌های مرتعداری با استفاده از رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۲۰ است و بازده فزاینده نسبت به مقیاس بر فرایند تولید حاکم است. همچنین، حس تعلق و احساس مالکیت، شیوه های بومی مدیریت و تقسیم بندی مراتع، در پایداری مراتع، تأثیر مثبتی دارد ولی افزایش دام و بهره‌برداران (با ثبات سایر شرایط) به کاهش توان بیولوژیکی مراتع می‌انجامد.

موسوی و خلیلیان (۱۳۸۴) عوامل مؤثر بر کارآیی فنی تولید گندم در استان چهارمحال و بختیاری را بین سالهای ۸۳-۱۳۷۷ با استفاده از تابع مرزی تصادفی بررسی نموده‌اند. نتایج این تحقیق نشان داد که عواملی همانند آبیاری تحت فشار، فعالیت‌های آموزشی و ترویجی و اندازه مزرعه، بر سطح کارآیی مزارع این استان مؤثر است. میانگین کارآیی فنی مزارع استان در تولید گندم در دوره مورد بررسی، ۰/۷۸ بوده است.

موسوی (۱۳۸۵) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود به بررسی کارآیی فنی تولید گندم در ایران طی سالهای ۸۲- ۱۳۷۴با استفاده از تابع مرزی تصادفی پرداخته است. نتایج به دست آمده نشان داد که میانگین کارآیی تولید گندم در ایران طی این دوره ۵۴ درصد بوده و میزان کارآیی تولید گندم در ایران طی زمان، روندی کاهنده داشته‌است.

پیس (Piesse, 2000) به بررسی کارآیی فنی ۱۱۷ بنگاه تولید کننده محصولات کشاورزی در مجارستان بین سالهای ۹۱-۱۹۸۵ با استفاده از روش مرزی تصادفی پرداخته است. در این تحقیق مشخص شد که میانگین کارآیی واحدهای مورد بررسی طی زمان، روندی نزولی داشته و عواملی مانند سوبسیدهای دولتی، هزینه‌های مدیریتی و میزان صادرات هریک از واحدها بر سطح کارآیی آنها مؤثر و میانگین کارآیی فنی واحدهای مورد بررسی طی دوره مذکور ۰/۶۹ بوده است.

تحقیقات فراوانی نیز به مقایسه نتایج روشهای تحلیل پوششی داده ها و تابع تولید مرزی با استفاده از مطالعات موردی متعدد انجام شده است. در همه این مطالعات، نتایج این دو روش با یکدیگر متفاوت بوده است (Coeilli and Peralman,1996)؛ (Fiorentino et al., 2006)؛ (Banker et al., 1993)؛ (Mortimer, 2002)؛ (Charnes et al. , 1978)؛ (Resti, (1997 ؛(Bauer et al. , 1998)؛ (Hasan and Hunter, 1996)؛ (Allen and Rai, 1996)؛ (Berger and Mester, 1997)؛ (Berger and Hannan, 1998)؛ (Casu and Girardone, 2002). در بسیاری از مطالعات انجام شده، میزان کارآیی به دست آمده از روش تابع تولید مرزی کمتر از میزان کارآیی حاصل از روش تحلیل پوششی داده هاست (Webster et al. , 1998)؛ (Gannon, 2004؛ (Ferrier and Lovell, 1990)؛ (Sheldon, 1994)؛ (Kasman and Turgutlu, 2007)؛(Nunamaker, 1985).

۳- روش‌شناسی تحقیق

تشخیص کارآیی منوط به تعریف و مقایسه با یک حد استاندارد مشخص است. در مطالعات مربوط به تحلیل مرز کارآیی، از روشهای پارامتریک اقتصادسنجی مانند روش مرزی تصادفی و قطعی، و روش ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها بیشتر از روشهای دیگر استفاده می‌شود. در روشهای پارامتریک تحلیل مرزی تصادفی، ناکارآیی نسبت به تابع مرزی با استفاده از داده‌های آماری تخمین زده می‌شود. این امر مستلزم مشخص کردن شکل تابع مورد استفاده است. در این میان، تابع تولید

و تابع هزینه ترانسلوگ و کاب- داگلاس کاربرد بیشتری دارند. در این روشها، به دلیل استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی، آزمون فرضیه‌ها و نسبت‌های آماری به خوبی امکان‌پذیر است. با این وجود، استفاده از روشهای پارامتریک در فعالیت‌های خدماتی (نظیر بانک‌ها) با محدودیت مواجه است؛ زیرا امکان تصریح یک تابع خاص برای اغلب فعالیت‌های خدماتی مشکل است. از این رو، در این گونه موارد، بیشتر از روش تحلیل پوششی داده‌ها استفاده می‌شود. در محاسبه کارآیی به روش تحلیل پوششی داده‌ها، از روش برنامه ریزی خطی استفاده می‌شود و کارآیی با انجام یک سری عملیات بهینه سازی به صورت مجزا برای هر بنگاه محاسبه می‌شود. مزیت روش برنامه ریزی خطی، عدم نیاز به مشخص شدن فرم تابع است؛ اما در این روش، تکانه‌های تصادفی در نظر گرفته نمی‌شود و تمامی انحرافات از مرز کارا، ناکارآیی تلقی می‌شود.

در تخمین توابع مرزی، سه مرحله طی می‌شود. در مرحله اول، نهاده‌ها، ستانده‌ها و نوع تابع مشخص می‌شود. هر چه ساختار الگو مناسب تر باشد، نتایج تخمین بهتر خواهد بود. در روشهای اقتصادسنجی به طور معمول، توابع دارای جمله اخلال نرمال دو طرفه است که با استفاده از روشهایی نظیر حداقل مربعات معمولی، قابل برآورد است. اما در روشهای پارامتریک و توابع مرزی تصادفی، این‌چنین نیست و برآورد معادله مرزی تصادفی به راحتی صورت نمی پذیرد؛ زیرا این توابع دارای جمله خطای مرکب هستند. جمله خطای مرکب، ترکیبی از یک جمله اخلال نرمال دو طرفه و یک جمله یک طرفه مربوط به ناکارآیی فنی است. برای تخمین این تابع باید شکل توزیع جمله اخلال ناکارآیی مشخص شود.

مرحله دوم، تشخیص شکل توزیع جمله اخلال ناکارآیی و تخمین الگوی مربوط به روش حداکثر درست‌نمایی و اندازه‌گیری کارآیی بنگاه‌هاست. در مرحله سوم، عوامل مؤثر برکارآیی واحدها مورد بررسی قرار می‌گیرد و دلایل ناکارآیی به کمک رگرسیون، اثرات ناکارآیی بر روی بردار عواملی مانند میزان تحصیلات کارکنان، نوع مالکیت و سرمایه مالی به دست می‌آید و با تحلیل اقتصاد سنجی، میزان تأثیر هر عامل مشخص می‌شود.[۱]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

۱. در روشهای پارامتریک به راحتی می‌توان با استفاده از مدل‌های خطی و ساده اقتصاد سنجی، اثرات هریک از عوامل مؤثر بر کارآیی واحدها را مشخص نمود. اما در روش تحلیل پوششی داده‌ها به دلیل وابستگی نمرات کارآیی، مسأله خود همبستگی در رگرسیون نمرات کارآیی بر روی عوامل محیطی و مؤثر بر کارآیی، مشکل‌ساز خواهد بود. از این رو، عموماً در روش DEA، از مدل‌های رگرسیونی Tobit و روش نمونه‌گیری Bootstrap برای سنجش عوامل مؤثر بر کارآیی بنگاه‌ها استفاده می‌گردد (یوسفی حاجی‌آباد، ۱۳۸۵: ۸۳).

۳-۱- روش تابع مرزی تصادفی

در روش تابع مرزی تصادفی (SFA)، تابع تولید مرزی با استفاده از حداکثر مقدار تولید بنگاه‌های مختلف صنعت خاص، تخمین زده می‌شود . هدف اصلی تمامی روشهای برآورد کارآیی، تخمین تابع مرزی و محاسبه مقدار این تابع به ازای نهاده‌های هر بنگاه و اندازه‌گیری میزان تولید مرزی هر بنگاه است. تفاوت تولید واقعی و تولید مرزی برای هر بنگاه، ناکارآیی محسوب می‌شود. در حالت خاص، ممکن است که مقدار تولید واقعی بنگاه خاص با مقدار تولید مرزی آن برابر باشد، در آن صورت، چنین بنگاهی یک بنگاه کارا از لحاظ فنی به شمار می‌آید. در الگوهای مرزی تصادفی، علت تفاوت بین تولید واقعی و تولید مرزی، ناکارآیی فنی و عامل تصادفی است؛ یعنی اگر عملکرد بنگاهی کمتر از تولید مرزی باشد، بخشی از آن ناکارآیی به دلیل ناکارآیی فنی و بخشی دیگر، به دلیل وجود عوامل تصادفی است. اما اگر بنگاهی بالاتر از تابع تولید مرزی عمل کند، این امر دلیلی جز وجود عوامل تصادفی ندارد. ساختار اساسی الگوی تابع تولید مرزی تصادفی به صورت زیر است.

$$\begin{aligned} &Y = \beta X + V - U \\ &V \sim N\ (0,\ \sigma_V^2) \\ &U \sim N\ (0,\ \sigma_U^2) \\ &U = |U| \end{aligned} \qquad (۳-۱)$$

در الگوی بالا، Y نشانگر محصول بنگاه، X بردار نهاده ها، β بردار پارامترها، U اثرات ناکارآیی و V جزء اخلال است. جزء اخلال V درحقیقت، اثرات وجود عوامل تصادفی خارج از کنترل بنگاه‌ها (مانند آثار شرایط آب و هوایی و اعتصابات) و نیز اثرات متغیرهای توضیحی در نظرگرفته نشده در تابع تولید (یعنی جزء نوفه آماری دو طرفه) را نشان می‌دهد.

باید توجه داشت که اثرات ناکارآیی منفی بی‌معناست؛ زیرا به ازای مقدار صفر برای جزء ناکارآیی، بنگاه بر روی مرز تولید قرار می‌گیرد و به ازای مقادیر بزرگتر از صفر، درون مرز تولید قرار خواهدگرفت که این امر بیانگر ناکارآیی بنگاه است. از این رو، انحراف نقاط مشاهده شده از تابع تولید مرزی به دو بخش V و U بستگی دارد. این دو جزء از نظر ماهیت با یکدیگر متفاوت هستند؛ جزء V جمله اخلال و U جزء ناکارآیی است.[۱] به همین دلیل، به این الگو، خطای ترکیبی گفته می‌شود؛ زیرا جمله اخلال، ترکیبی از عنصر نوفه آماری متقارن و تصادفی سنتی و یک عنصر جدید

---

۱. در صورتی که در تابعی جزء v یعنی خطاهای تصادفی مربوط به جمله اخلال در نظرگرفته نشود و در واقع کل جمله اخلال صرفاً به عدم کارآیی اختصاص یابد، آن تابع را تابع تولید مرزی قطعی گویند و به صورت $y_i = f(x_i; B)\exp(u_i)$ نشان داده می شود که در آن جمله $\exp(u_i)$ همان کارآیی فنی خواهد بود. تابع تولید مرزی قطعی از طریق حداقل مربعات معمولی تصحیح شده $(COLS)$ یا حداقل مربعات معمولی تعدیل شده $(MOLS)$ نیز قابل دسترسی است.

عدم کارآیی یک طرفه است. ترکیب این دو مؤلفه نمی‌تواند متقارن یا دارای میانگین صفر باشد. جمله اخلال ترکیبی باید دارای چولگی منفی (در توابع مرزی تولید، سود و درآمد) یا مثبت (در توابع مرزی هزینه) و دارای میانگین غیرصفر(منفی در توابع مرزی تولید، سود و درآمد، و مثبت در توابع مرزی هزینه) باشد.

بتیس و کولی[1] (۱۹۹۲) یک تابع تولیدی مرزی تصادفی را پیشنهاد کردند که قابلیت به کارگیری داده‌های تلفیقی را دارد. در این الگو، اثرات ناکارآیی بنگاه، متغیری با توزیع نرمال منقطع است و قابلیت تغییر سیستماتیک آن در طول زمان مشاهده می‌شود. این الگو به صورت زیر مشخص می‌شود.

$$Y_{it} = X_{it}\,\beta + (V_{it} - U_{it}) \qquad i = 1, \ldots, N \qquad t = 1, \ldots, T \qquad (۳-۲)$$

$$U_{it} = \{U \exp(-\eta(t - T))\} \qquad U_{it} \sim N(\mu, \sigma_u^2)$$

در این تابع، Y_{it} نشانگر تولید بنگاه iام در دوره زمانی t، X_{it} بردار $(k \times 1)$ مقادیر نهاده‌های بنگاه iام در دوره زمانی t، T تعداد سالهای مورد بررسی و V_{it} متغیرهای تصادفی جزء اخلال با توزیع نرمال به صورت $V_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ است. U_{it} متغیرهایی تصادفی غیر منفی و مستقل از V_{it} است و بیانگر ناکارآیی فنی در تابع تولید و دارای توزیع نرمال منقطع[2] در صفر است. η و β پارامترهای تخمین هستند.

از خصوصیات الگو این است که با داده‌های تلفیقی نامتوازن نیز قابل بر آورد است؛ زیرا این الگو اثرات ناکارآیی را قابل تغییر طی زمان در نظر می گیرد و بنابراین می‌تواند تنها از داده‌های سری زمانی یا تلفیقی استفاده کند. به عبارتی دیگر، در هر دوره زمانی و در هر مقطع باید حداقل یک مشاهده وجود داشته باشد (پیرایی و کاظمی، ۱۳۸۳: ۱۶۲).[3] اما نقطه ضعف روش تابع مرزی تصادفی در محاسبه نمرات کارآیی فنی این است که کارآیی فنی محاسباتی اساساً غیر همبسته با متغیرهای توضیحی تابع مرزی تصادفی فرض می‌شود؛ بنابراین، نمی‌توان مقادیر ضرایب محاسبه شده در تابع تولید مرزی را به عنوان کارآیی فنی تحلیل

1. Battese and Coelli
2. truncated normal distribution

۳. شایان ذکر است که غالباً در مباحث کارآیی، الگوی دیگری تحت عنوان الگوی دوم بتیس و کولی (۱۹۹۵) نیز مطرح می‌شود. در حقیقت، این الگو برای تعیین عوامل مؤثر (عوامل محیطی و...) بر ناکارآیی واحدهای اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. البته، علاوه بر الگوی مذکور، مدل مشابه دیگری نیز تحت عنوان مدل هوانگ و لیو (۱۹۹۴) در تحقیقات تجربی، برای بررسی اثرات متغیرهای مربوط به مشخصات بنگاه بر کارآیی آن، به وفور مورد استفاده قرار گرفته است.

کرد. اگر فرض غیر همبسته بودن مقادیر کارآیی محاسباتی با پارامترهای تابع تولید در نظر گرفته نشود، مقادیر محاسبه شده تورش‌دار و ناسازگار خواهند شد (موسوی و خلیلیان، ۱۳۸۴: ۴۹).

۳-۲- روش تحلیل پوششی داده‌ها

تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) روشی ناپارامتریک است که با استفاده از برنامه‌ریزی خطی، برای ارزیابی عملکرد واحدهای اقتصادی کاربرد دارد. در این روش با استفاده از اطلاعات موجود مربوط به نهاده‌ها و ستانده‌ها، مقادیر مربوط به انواع کارآیی هر یک از بنگاه‌ها محاسبه می‌شود. در این روش واحدها با یک سطح استاندارد از قبل تعیین شده یا تابعی معلوم و مشخص مقایسه نمی‌شوند؛ بلکه ملاک ارزیابی عملکرد واحدهای تصمیم گیرنده‌ای است که در شرایط یکسان، فعالیت‌های مشابهی انجام می‌دهند. در این روش به جای تعیین تابع تولید مرزی، عملکرد بنگاه‌هایی که بالاترین نسبت ستانده به نهاده را داشته باشند، به عنوان مرز کارآیی در نظرگرفته می‌شود. بنابراین، کارآیی نسبی بنگاه‌های مورد مطالعه، نتیجه مقایسه بنگاه‌های مورد مطالعه با یکدیگر است (هادیان و عظیمی، ۱۳۸۳: ۵). بر اساس تحلیل پوششی داده‌ها، ارزیابی عملکرد بنگاه‌ها، تحت دو فرض بازده ثابت[۱] و بازده متغیر نسبت به مقیاس،[۲] با دو رویکرد متفاوت نهاده‌گرا[۳] یا ستانده‌گرا،[۴] صورت می‌پذیرد. با توجه به فروض یاد شده، ارزیابی عملکرد واحدهای اقتصادی از طریق دو مدل CCR[۵] و BCC،[۶] انجام می‌شود. کارآیی فنی واحد تصمیم گیرنده iام با توجه به مدل CCR و جهت‌گیری ستانده‌ای به صورت زیر محاسبه می شود.[۷]

$$TE_O^{CRS} = \max_{\lambda,\theta} \theta_i$$

$$S.t: \quad \sum_{j=1}^{N} Y_j \lambda_j \geq \theta_i y_i$$

$$y_i \geq \sum_{j=1}^{n} X_j \lambda_j$$

$$\lambda \geq 0$$

$$\theta \geq 0$$

1. Constant Return to Scale
2. Variable Return to Scale
3. Input Oriented
4. Output Oriented
5. Charnes, Cooper and Rhodes
6. Banker, Charnes and Cooper

۷. این مدل سعی دارد تا نسبت تولید واقعی به تولید بالفعل را برای بنگاه iام حداکثر نماید و با توجه به اینکه: اولاً، میزان ستانده کنونی برای این بنگاه مساوی یاکمتر از نسبت ستانده بالفعل به ستانده بالقوه واحدهای مرجع باشد؛ و ثانیاً، واحدهای مرجع نیز به گونه‌ای تعیین شوند که میزان بهینه نهاده این واحدها کمتریا مساوی واحد مورد ارزیابی باشد. در واقع مدل فوق به دنبال یافتن یک ترکیب خطی از همه بنگاه‌هاست که این ترکیب، ضمن اینکه حداکثر نهاده‌هایی به اندازه واحد iام مصرف می‌کند، حداقل ستانده‌ای به اندازه ستانده واحد تصمیم‌گیرنده iام را تولید می‌نماید. این نسبت همان θ است که حداکثرمی‌گردد.

(۳-۳)

در مدل فوق TE نشانگر کارآیی فنی و θ یک عدد اسکالر بیان کننده کارآیی فنی تحت فرض بازدهی ثابت به مقیاس است. در واقع θ نسبت ستانده تولید شده به میزان بهینه ستانده، با توجه به سطح مشخصی از نهاده‌ها را نشان می‌دهد. مقدار عددی θ بین صفر و یک قرار دارد و هرچه به یک نزدیکتر باشد، نشان دهنده سطح کارآیی بالاتری است. λ یک بردار $N \times 1$ از اعداد ثابت است که وزن مجموعه‌های مرجع برای واحدهای ناکارا را نشان می‌دهد. مقدار λ مجهول است که با حل الگو، مقادیر بهینه آن به دست می‌آید. Y یک ماتریس $M \times N$ از ستانده‌ها و X یک ماتریس $K \times N$ از نهاده‌ها است. N تعداد بنگاه‌های مورد بررسی، K تعداد نهاده‌ها و M تعداد ستانده ها است. y_i و x_i به ترتیب بردارهایی ($M \times 1$ و N× K) ازستانده‌ها و نهاده‌های بنگاه iام هستند. در اندازه‌گیری کارآیی به روش ستانده‌مدار، می‌توان مشخص کرد که بدون استفاده از نهاده‌های مصرفی بیشتر، امکان افزایش متناسب ستانده در یک بنگاه به چه میزان است.

روش دیگر اندازه‌گیری کارآیی، روش مبتنی بر حداقل‌کردن نهاده، یعنی جهت‌گیری نهاده‌مدار است. در این روش بدون تغییر در ستانده تولید شده، امکان کاهش متناسب نهاده‌ها اندازه‌گیری می‌شود. از آنجا که همه واحدهای مورد بررسی در مقیاس بهینه عمل نمی‌کنند، فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس نمی‌تواند همیشه مناسب باشد. از این رو، با افزودن قید تحدب یعنی $\lambda'=1$ NI در مدل بالا، می‌توان مدل CCR را به مدل BCC، که شامل فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس است، تبدیل کرد.

مدل بازده متغیر نسبت به مقیاس تنها بیانگر این است که بنگاه در محدوده بازده ثابت نسبت به مقیاس عمل نمی‌کند. اما برای تعیین نوع (افزایشی یا کاهشی) بازده نسبت به مقیاس باید قید سوم را به صورت بازده نزولی نسبت به مقیاس یعنی $N I' \lambda \leq 1$ تغییر داد. به عبارتی دیگر، ماهیت نوع بازده نسبت به مقیاس برای یک بنگاه خاص با مقایسه مقدار کارآیی فنی در حالت بازده غیر صعودی نسبت به مقیاس با مقدار کارآیی فنی متغیر نسبت به مقیاس، تعیین می‌شود؛ بدین صورت که اگر این دو با هم برابر باشند، آنگاه بنگاه مورد نظر با بازده نزولی نسبت به مقیاس مواجه است و در غیر این صورت، شرط بازده صعودی نسبت به مقیاس برقرار است.

میزان کارآیی مقیاس نیز از تقسیم میزان کارآیی فنی بنگاه در حالت فرض بازده ثابت به مقیاس بر میزان کارآیی فنی در حالت بازده متغیر نسبت به مقیاس حاصل می‌شود. کارآیی مقیاس نشان دهنده کارآیی ناشی از مزایای بازده نسبت به مقیاس با تغییر اندازه بنگاه است و نمایانگر

توانایی بنگاه برای فعالیت در مقیاس بهینه اقتصادی است. فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس بدان معناست که اندازه سازمان در ارزیابی میزان کارآیی نسبی مورد توجه قرار نمی‌گیرد (مهرگان، ۱۳۸۳: ۶۸).[۱]

۴- تجزیه و تحلیل نتایج تجربی تحقیق

۴-۱- برآورد کارآیی فنی تولید گندم با استفاده از روش تابع تولید مرزی تصادفی

در این تحقیق برای تخمین تابع تولید مرزی تصادفی، به منظور تعیین میزان کارآیی فنی استان‌های کشور در تولید گندم طی سالهای زراعی ۷۸-۱۳۷۷ تا ۸۴-۱۳۸۳، از تابع تولید به صورت زیر استفاده شده است.

$$Ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{5} \beta_i X_{jit} + \sum_{j<}^{5} \sum_{k=1}^{5} \beta_{jk} X_{jit} X_{kit} + \beta_2^{*} T_{it} + \beta_{22}^{*} Z_{it} + V_{it} - U_{it} \qquad (۴-۱)$$

در این تابع، Y_{it} میزان گندم تولیدی استان iام در سال tام، X_1 لگاریتم وسعت زمین‌های زیر کشت گندم، X_2 لگاریتم میزان نفر- ساعت‌کار انجام شده، X_3 لگاریتم میزان کودشیمیایی و حیوانی مورد استفاده، X_4 لگاریتم میزان بذر مورد استفاده، X_5 لگاریتم سرمایه استفاده شده، T_{it} متغیر روند برای سالهای ۱۳۷۹-۱۳۷۸ تا ۸۱-۱۳۸۰ به ترتیب با مقادیر ۱ تا ۳ و Z_{it} متغیر مجازی برای میزان سم مورد استفاده در هر استان[۲] است. عبارت $V_{it} - U_{it}$ نشانگر متغیرهای تصادفی هستند.

در این بررسی پس از انجام برآوردهای اولیه الگو به کمک نرم‌افزار $FRONTIER_{4.1}$، آزمون فرضیه در خصوص پارامترهای الگو، با استفاده از آماره حداکثر درست‌نمایی، انجام پذیرفته است و پس از انجام آزمون فرضیه‌ها، نتایج حاصل شده با عنوان الگوی ارجح برای الگوی خطای ترکیبی مرزی بتیس و کولی در جدول یک ارائه شده است. آزمون فرضیه های مدل با استفاده از آزمون نسبت راست‌نمایی تعمیم یافته (GLRTS)[۳] صورت گرفته است. صورت کلی این آزمون به شکل زیر است:

$$LR = -2\{Ln[L(H0) / L(H1)]\} = -2\{Ln[L(H0)] - Ln[L(H1)]\} \qquad (۴-۲)$$

---

۱. افزایش اندازه واحد اقتصادی می‌تواند منجر به شکل‌گیری صرفه‌های مقیاس برای یک بنگاه شود؛ یعنی نسبت نهاده به ستاده با افزایش اندازه بنگاه می‌تواند تنزل یابد یا بازده فزاینده به مقیاس می‌تواند منجر به کاهش در هزینه‌های متوسط بنگاه شود (Hauner, 2004:17).

۲. دراستان‌هایی که مصرف سم آنها بیشتر از یا مساوی با میانگین کشوری در این سال باشد، این متغیر مقدار یک و در غیر این صورت، مقدار صفر می‌گیرد.

3. Generalized Likelihood Ratio Test Statistic

که در آن $L(H_0)$ و $L(H_1)$ به ترتیب مقادیر تابع درست‌نمایی تحت فرضیه صفر (H_0) و فرضیه مقابل (H_1) است؛ با این فرض که تابع به‌طور مجانبی دارای توزیع مجذورکای (χ^2) یا توزیع کای مختلط[1] است. نتایج محاسبه لگاریتم تابع درستنمایی خطای یک طرفه برای مدل مرزی و روش OLS و انجام آزمون نسبت راست‌نمایی تعمیم یافته، نشان می‌دهد که فرضیه صفر یعنی عدم وجود آثار عدم کارآیی رد می‌شود. در نتیجه تابع تولید کلاسیک سنتی برای نمونه مورد بررسی مناسب نیست و باید تابع مرزی تصادفی برای این داده‌ها برآورد شود.

جدول(۱). برآورد حداکثر درست نمایی الگوی ارجح تولید گندم در قالب الگوی خطالی ترکیبی بتیس و کولی (۱۹۹۲)

Parameter	Coefficient	Standard Error	t-ratio
Beta 0	-16.916131	0.33477225	-50.530266
Beta 1	0.71645159	0.026519918	27.015604
Beta 2	-0.51142447	0.027242969	-18.772714
Beta 3	1.1300852	0.019610656	57.62608
Beta 4	2.4135788	0.032462022	74.350844
Beta 5	0.49436434	0.062959587	7.85209
Beta 6	-0.008314056	0.004419209	-1.881345
Beta 7	-0.25192576	0.00681464	-36.968314
Beta 8	-0.014513924	0.000870782	-16.667697
Beta 9	-0.12249347	0.003992407	-30.681613
Beta 10	0.008051019	0.000403056	19.974956
Beta 11	0.070563338	0.006649974	10.611069
Beta 12	0.002265536	0.00845866	26.783617
Beta 13	-0.054642668	0.001249869	43.718723
Beta 14	0.015517495	0.008133325	1.9078907
Beta 15	0.077772408	0.007347192	10.585324
Beta 16	0.32960749	0.007661171	43.023121
Beta 17	0.022361904	0.002178589	10.264396
Beta 18	-0.10907511	0.009564938	-11.40364
Beta 19	-0.015037296	0.003851473	-3.9042977
Beta 20	-0.056995894	0.007188359	-7.9289156
Beta 21	3.5502333	0.26516262	13.38889
Beta 22	1.0554253	0.45206848	2.334658

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول فوق، β_0 جزء عرض از مبدأ، ضرایب β_1 تا β_5 به ترتیب نشان‌دهنده اثرات هر واحد تغییر سطح کشت گندم، نفر- ساعت کار انجام شده، میزان کود شیمیایی و حیوانی، بذر و سرمایه را بر سطح تولید گندم نشان می‌دهد. β_6 تا β_{20} نیز ضرایب جملات مجذور نهاده‌ها و جملات

1. Mixed Chi-Square Distribution

متقاطع را نشان می‌دهد. β_{21} و β_{22} ضریب زاویه متغیرهای مجازی روند و سم مورد استفاده در کشت گندم را نشان می‌دهد.

نتایج فوق حاکی از این است که کلیه نهاده‌های مورد استفاده دارای اثرات معنی‌داری بر سطح تولید گندم هستند و از این طریق بر کارآیی تولید گندم تأثیر می گذارند. افزایش متغیرهایی با علامت مثبت در تابع تولید گندم، به علت داشتن اثرات مثبت بر سطح تولید این محصول، کارآیی فنی تولید آن را افزایش می‌دهد.

نتایج برآورد سهم واریانس عدم کارایی (σ_u^2) در تشریح کل واریانس ستانده ($\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_v^2 + \sigma_U^2$) که با نسبت $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_\varepsilon^2}$ نشان داده می‌شود (جدول ۲)، نشان می‌دهد که مقدار γ نزدیک به یک (۰/۹۸۵) با احتمال خطای بسیار کوچک و نزدیک به صفر (۰/۰۰۱۵) است. این نتایج بیانگر آن است که تغییرات پسماندها تا اندازه زیادی ناشی از آثار عدم کارآیی U است و سهم خطای تصادفی، یعنیV بسیار کوچک است. این مقدار از γ نشان از همگرایی مدل مرزی تصادفی به سمت مدل مرزی قطعی در نمونه مورد بررسی است.[1] این یک نتیجه جالب توجه در بخش کشاورزی است؛ زیرا نقش خطاهای تصادفی در تابع تولید در بخش کشاورزی و منابع طبیعی که با عدم قطعیت فراوانی مواجه هستند، بسیار پایین است و این مقدار از γ تا حدودی دور از انتظار می‌نماید. این امر نشان می‌دهد که متغیرهای گنجانده شده در تابع تولید به میزان قابل توجهی توانسته است که عوامل طبیعی را کنترل و خطاهای تصادفی را کاهش دهد.

جدول (۲). پارامترهای تخمین تابع تولید

Parameter	Coefficient	Standard Error	t-ratio
Sigma – squared (σ_ε^2)	0.36405368	0.48425546	7.7746816
Gamma (γ)	0.98588326	0.000930251	1063.0282
Log likelihood	-188.88166	-	-
LR test	439.16552	-	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. اگر مقدار آماره γ صفر باشد، به این معناست که σ_u^2 صفر است و نیازی به وارد کردن جزء ناکارآیی در الگو نیست.

در جدول ۴ و ۵ میزان کارآیی تولید گندم در هریک از استان‌های کشور به روش SFA و با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی نشان داده شده است. در مجموع، نتایج حاکی از آن است که استان‌های آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، اردبیل، کهکیلویه و بویر احمد و لرستان درهر یک از سالهای مورد بررسی، دارای بالاترین میانگین کارآیی و استان‌های بوشهر و اصفهان دارای پایین‌ترین میزان کارآیی فنی در تولید گندم (۰/۲۶) بوده‌اند. بنابراین، بوشهر و اصفهان می‌توانند با استفاده بهینه از منابع به کارگرفته شده در فرایند تولید، تولید گندم خود را ۷۴ درصد افزایش دهند. میانگین کارآیی فنی تولید گندم در ایران، طی دوره مورد بررسی ۰/۵۷ است. با توجه به ویژگی روش تابع تولید مرزی تصادفی، این میزان کارآیی ناشی از عوامل فنی است و در بر گیرنده نوسانات تصادفی (جدول ۲) نیست.

در هریک از سالهای مورد بررسی، استان‌های آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، مازندران، اردبیل، کهکیلویه و بویر احمد و لرستان به ترتیب بالاترین میزان کارآیی تولید گندم را دارا بوده‌اند. استان‌های بوشهر، یزد، همدان، تهران و قزوین، کمترین میزان کارآیی را در هریک از سالها داشته‌اند.

۴-۲- برآورد کارآیی فنی تولید گندم با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها

نتایج مدل تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)،[۱] با فرض یک ستانده (میزان گندم تولیدی) و شش نهاده، یعنی سطح زیر کشت، نیروی کار، کود شیمیایی، سرمایه، بذر و سم مورد استفاده، برآورد و میزان کارآیی فنی هریک از استان‌های کشور در تولید گندم، با استفاده از مدل BCC و با جهت‌گیری ستانده‌مدار به روش چند مرحله‌ای، ارائه شده است.[۲] نتایج ارائه شده در جداول ۶ تا ۱۱ نشان می‌دهد که استان‌های سیستان، گیلان و مازندران از لحاظ کارآیی فنی، تحت دو فرض بازده ثابت و متغیر به مقیاس با کارآیی صد درصد، دارای عملکرد بهینه بوده‌اند. استان لرستان دارای کمترین میانگین کارآیی فنی به میزان ۰/۵۴ در دوره مورد بررسی بوده است. میانگین کارآیی فنی تولید گندم در ایران به روش DEA با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس، ۰/۷۷ و با

---

۱. نتایج به دست آمده از تجزیه و تحلیل کارآیی فنی استان‌های کشور در تولید گندم با استفاده از نرم‌افزار $DEAP_{21}$ انجام گرفته است.

۲. به منظور اطمینان از ناریب بودن نمرات کارآیی به دست آمده به روش DEA، با نرمال سازی و حذف برخی از مشاهدات پرت، اقدام به محاسبه مجدد نمرات کارآیی شد که نتایج به دست‌آمده اختلاف اندکی داشته و نتایج اولیه به عنوان نتایج ارجح ارائه شده است.

فرض بازدهی متغیر نسبت به مقیاس، ۰/۸۴ است. بنابراین، با توجه به فروض یاد شده امکان افزایش سطح تولید گندم به ترتیب ۲۳ و ۱۶ درصد است. در جدول شماره ۳ میانگین کارآیی فنی کسب شده توسط هر یک از استان‌های کشور با استفاده از دو مدل BCC و CCR ارائه شده است.

چنان که ملاحظه می شود، نتایج به دست‌آمده از ارزیابی کارآیی فنی تولید گندم از دو روش SFA و DEA با یکدیگر متفاوت است؛ زیرا در روش تحلیل پوششی داده ها، انحرافات ناشی از بروز تکانه‌ها و نوسانات تصادفی به صورت جداگانه محاسبه نمی‌شود و تمامی انحرافات مشاهده شده، یعنی فاصله تولید واقعی تا مرز کارا، به عنوان ناکارآیی تلقی می‌شود. بنابراین، به علت عدم محاسبه جداگانه تکانه ها و عوامل تصادفی در روش تحلیل پوششی داده ها، انتظار می رود که نمرات کارآیی محاسبه شده به روش DEA با نمرات کارآیی محاسبه شده به روش SFA طی زمان متفاوت باشد. وجود عواملی همانند سیل، زلزله و خشکسالی در استان‌های مختلف کشور طی زمان مورد بررسی، با اثرگذاری بر جزء اخلال در روش تابع مرزی تصادفی، باعث ایجاد تغییرات و تفاوت در نتایج به دست آمده از ارزیابی کارآیی فنی تولید گندم در کشور در مقایسه با روش تحلیل پوششی‌داده‌ها می‌گردد.

در اکثر مطالعات تجربی به ویژه در بخش کشاورزی (بخش ۲-۲)، نمرات کارآیی به دست آمده از روش SFA کمتر از میزان کارآیی برآورد شده به روش تحلیل پوششی داده‌ها است که علت آن را می توان به سنجش اثرات عوامل تصادفی و مؤثر بر کارآیی در روش تابع تولید مرزی تصادفی و لحاظ نشدن اثرات این عوامل در روش تحلیل پوششی‌داده‌ها نسبت داد. تقریباً تمامی مطالعات تجربی انجام شده قبلی مؤید تفاوت نتایج این دو روش است و بسیاری از آنها حاکی از این است که میزان کارآیی محاسبه شده به روش تحلیل پوششی داده ها در مقایسه با روش تابع تولید مرزی بیشتر است.

در روش تحلیل پوششی داده ها، بر خلاف روش تابع تولید مرزی تصادفی، امکان محاسبه کارآیی مقیاس هر بنگاه یا واحد مورد بررسی نیز فراهم است.[۱]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. ستون آخر از جداول ۶ و ۷ محدوده بازده هریک از استان‌ها را نشان می‌دهد. در مدل BCC، در صورتی که $\sum \lambda_j > 0$ باشد، بنگاه در محدوده بازده فزاینده به مقیاس فعالیت می‌نماید و در صورتی‌که $\sum \lambda_j = 0$ یا $\sum \lambda_j < 0$ باشد، بنگاه به ترتیب در محدوده بازده ثابت و کاهنده به مقیاس فعالیت می‌نماید.

جدول (۳). میانگین کارآیی تولید گندم در ایران

سال زراعی	کارآیی ثابت نسبت به مقیاس (CRS)	کارآیی متغیر نسبت به مقیاس (VRS)	کارآیی مقیاس (SC)
۱۳۷۸-۱۳۷۹	0.75	0.83	0.9
۱۳۷۹-۱۳۸۰	0.85	0.91	0.94
۱۳۸۰-۱۳۸۱	0.86	0.89	0.95
۱۳۸۱-۱۳۸۲	0.56	0.69	0.8
۱۳۸۲-۱۳۸۳	0.88	0.93	0.95
۱۳۸۳-۱۳۸٤	0.75	0.81	0.93
میانگین کل دوره	0.77	0.84	0.91

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳ نشان می دهد که میانگین کارآیی مقیاس تولید گندم در ایران طی دوره مورد بررسی ۹۱ درصد بوده است. بر اساس جداول پایانی ۶ و ۷، استان‌های سیستان و بلوچستان و چهارمحال و بختیاری به ترتیب با کارآیی ۹۷ و ۹۶ درصد بالاترین میانگین کارآیی مقیاس را به خود اختصاص داده اند؛ و استان‌های لرستان و یزد، با میانگین کارآیی مقیاس ۸۳ و ۸۱ درصد، کمترین میزان کارآیی مقیاس را دارا بوده‌اند. به نظر می‌رسد که در ایران مشکلات مربوط به ناکارآیی مقیاس (RTS)[1] در تولید گندم، کمتر از مشکلات ناکارآیی فنی و مدیریتی است. از این رو، می توان با تجدید نظر در سیاست‌ها و خط مشی‌های اعمال شده در ارتباط با تولید گندم، از جمله سیاست‌های قیمت‌گذاری، حمایتی و اعتباری، کارآیی فنی و مدیریتی[2] تولید گندم را افزایش داد.

استان‌هایی که در شرایط بازده فزاینده نسبت به مقیاس(IRS) فعالیت می‌کنند، باید سطح تولید خود را افزایش دهند. به عبارتی دیگر، پس از تعدیل بهینه تمامی نهاده‌ها، هزینه متوسط هر واحد تولید می‌تواند به وسیله افزایش اندازه کارخانه کاهش یابد. منطق اقتصادی این کار این است که در حالت بازده فزاینده نسبت به مقیاس، نسبت افزایش در محصول، بیشتر از افزایش در نهاده‌هاست و با فرض ثابت بودن قیمت تمامی عوامل تولید، این امر باعث حرکت بر روی منحنی هزینه متوسط خواهد شد؛ یعنی پس از تعدیل بهینه تمامی نهاده‌ها، هزینه واحد تولید می‌تواند به وسیله افزایش اندازه کارخانه کاهش یابد. دو عامل تخصص و تقسیم کار و نیز عوامل تکنولوژیکی، به تولیدکنندگان امکان می‌دهد که از راه بسط مقیاس تولید، هزینه واحد تولید را کاهش دهند. بنابراین، افزایش و گسترش سطح تولید با توجیه اقتصادی همراه است. همچنین، استان‌هایی که در

1. Return to Scale

۲. در حالت بازده متغیر نسبت به مقیاس، کارآیی فنی به کارآیی مقیاس(*SE*) و کارآیی مدیریتی (*VRS*) تفکیک می‌شود.

شرایط بازده کاهنده نسبت به مقیاس (DRS) فعالیت می‌کنند، برای بهبود وضعیت خود باید سطح فعالیت خود را کاهش دهند.

بررسی میزان کارآیی فنی تولید گندم طی سالهای زراعی ۷۹-۱۳۷۸ تا ۸۴-۱۳۸۳، با هر دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک، نشان می‌دهد که در دوره مذکور، نمرات کارآیی استان‌های مختلف دارای تغییرات زیادی بوده است. تشدید سیاست قیمت‌گذاری و خرید تضمینی گندم در کشور از سوی دولت و کشت بسیاری از زمین‌های نامرغوب برای کشت گندم به صورت کشت آبی و دیم، شرایط آب و هوایی نامناسب، افزایش میزان استفاده از کودهای شیمیایی و کاهش بازدهی اراضی کشاورزی در استان‌های مختلف، همگی می‌تواند از دلایل این امر باشد.

از ویژگی های بخش کشاورزی و منابع طبیعی می توان به غیرقابل کنترل بودن برخی از عوامل، وجود خطاهای تصادفی بیشتر نسبت به سایر بخشهای اقتصادی و تأثیرپذیری از عوامل محیطی و جغرافیایی اشاره کرد. با توجه به این ویژگی ها و لحاظ شرایط اقلیمی و اقتصادی موجود در ایران، به نظر می‌رسد که استفاده از رهیافت پارامتریک SFA نسبت به رهیافت ناپارامتریک DEA ارجحیت داشته باشد؛ اما با توجه با اینکه برای انتخاب رهیافت مناسب و کارآمد، از میان دو رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک، پاسخ مشخص و ثابت شده‌ای بر مبنای مبانی نظری کارآیی وجود ندارد، دو رهیافت مذکور انتخاب و نتایج آنها با یکدیگر مقایسه شد.

۵- نتیجه‌گیری

به طور خلاصه، نتایج برآورد کارآیی فنی تولید گندم حاکی از آن است که در رهیافت پارامتریک، میانگین کارآیی فنی تولید گندم ۵۷ در صد است و بنابراین ظرفیت تولید گندم در ایران می تواند ۴۳ در صد افزایش یابد. استان‌های گیلان و بوشهر به ترتیب با میانگین ۸۱ و ۲۶ درصد بیشترین و کمترین میزان کارآیی فنی تولید گندم را طی دوره مورد بررسی به خود اختصاص داده‌اند.

برآورد میزان کارآیی فنی تولید گندم در ایران با رهیافت ناپارامتریک نشان می‌دهد که میانگین کارآیی فنی تولید گندم با فرض بازده ثابت به مقیاس ۷۷ درصد و با فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس ۸۴ در صد است؛ به بیانی دیگر، امکان افزایش تولید گندم با توجه به نهاده‌های استفاده شده و نوع بازدهی مذکور، به ترتیب ۲۳ و ۱۴ درصد است. تفاوت نتایج این دو رهیافت در این است که در روش تابع مرزی تصادفی اثرات تکانه ها و عوامل تصادفی مؤثر بر کارآیی در نمره کارآیی فنی منظور نمی شود؛ اما در روش تحلیل پوششی‌داده‌ها، اثرات این تکانه ها و عوامل منظور می گردد. مطالعات تجربی نیز نشان داده است که میزان کارآیی به دست آمده از روش تابع تولید مرزی تصادفی از میزان کارآیی برآورد شده به روش تحلیل پوششی داده‌ها کمتراست.

ارزیابی کارآیی مقیاس حاکی از این است که میانگین کارآیی مقیاس تولید گندم در ایران در دوره مورد بررسی ۹۱ درصد است. با توجه به اینکه مشکلات مربوط به ناکارآیی مقیاس در تولید

گندم در ایران، کمتر از مشکلات ناکارآیی فنی و مدیریتی است، پیشنهاد می شود که در مورد سیاست‌ها و خط مشی‌های اعمال شده در ارتباط با تولید گندم، از جمله سیاست‌های قیمت‌گذاری، حمایتی و اعتباری، کارآیی فنی و مدیریتی و تأثیر آنها بر کارآیی فنی تولید گندم مطالعه شود. همچنین، وجود فاصله بین میزان کارآیی فنی تولید گندم دربرخی از استان‌ها با میزان بهترین میزان کارآیی در یک سال، ایجاب می‌کند که در مورد علل این شکاف مطالعات جانبی بیشتری انجام شود.

جدول (۴). میزان کارآیی تولید گندم در استان‌های کشور با استفاده از روش مرزی تصادفی

نمرات کارآیی استان‌های کشور با استفاده از روش SFA			
استان	۱۳۷۸-۱۳۷۹	۱۳۷۹-۱۳۸۰	۱۳۸۰-۱۳۸۱
آذربایجان شرقی	0.71	0.99	0.69
آذربایجان غربی	0.99	0.65	0.69
اردبیل	0.58	0.54	0.61
اصفهان	0.75	0.60	0.99
ایلام	0.48	0.53	0.92
بوشهر	0.38	0.26	0.36
تهران	0.76	0.83	0.86
چهار محال	0.33	0.43	0.65
خراسان	0.65	0.75	0.99
خوزستان	0.62	0.66	0.64
زنجان	0.67	0.58	0.76
سمنان	0.69	0.54	0.77
سیستان و بلوچستان	0.56	0.50	0.39
فارس	0.84	0.73	0.98
قزوین	0.98	0.98	0.99
قم	0.52	0.68	0.65
کردستان	0.38	0.29	0.41
کرمان	0.49	0.44	0.51
کرمانشاه	0.99	0.66	0.69
کهگیلویه و بویر احمد	0.99	0.73	0.72
گلستان	0.99	0.53	0.67
گیلان	0.99	0.99	0.94
لرستان	0.69	0.60	0.17
مازندران	0.72	0.44	0.99
مرکزی	0.70	0.61	0.57
همدان	0.52	0.66	0.62
یزد	0.99	0.79	0.1
میانگین	0.69	0.62	0.67

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۵). میزان کارآیی تولید گندم در استان‌های کشور با استفاده از روش مرزی تصادفی

نمرات کارآیی استان‌های کشور با استفاده از روش SFA			
استان	۱۳۸۱-۱۳۸۲	۱۳۸۲-۱۳۸۳	۱۳۸۳-۱۳۸۴
آذربایجان شرقی	0.13	0.66	0.67
آذربایجان غربی	0.31	0.77	0.11
اردبیل	0.99	0.69	0.24
اصفهان	0.14	0.13	0.13
ایلام	0.17	0.93	0.12
بوشهر	0.13	0.35	0.11
تهران	0.53	0.10	0.12
چهار محال	0.45	0.66	0.15
خراسان	0.18	0.92	0.74
خوزستان	0.29	0.84	0.67
زنجان	0.19	0.49	0.17
سمنان	0.32	0.10	0.50
سیستان و بلوچستان	0.34	0.10	0.88
فارس	0.79	0.82	0.54
قزوین	0.41	0.63	0.10
قم	0.16	0.65	0.84
کردستان	0.25	0.90	0.62
کرمان	0.23	0.64	0.49
کرمانشاه	0.31	0.65	0.33
کهگیلویه و بویر احمد	0.53	0.94	0.68
گلستان	0.20	0.10	0.49
گیلان	0.94	0.10	0.94
لرستان	0.97	0.72	0.98
مازندران	0.98	0.69	0.48
مرکزی	0.74	0.70	0.77
هرمزگان	0.23	0.12	0.10
همدان	0.10	0.69	0.54
یزد	0.99	0.12	0.11
میانگین	0.42	0.54	0.45

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول(۶). میزان کارآیی تولید گندم در استان‌های کشور با استفاده از روش DEA ، طی سال زراعی ۱۳۷۹-۱۳۷۸

میزان کارآیی استان‌های کشور با روش DEA				
استان	کارآیی ثابت به CRS	کارآیی متغیر به مقیاس VRS	کارآیی مقیاس SC	RTS
آذربایجان شرقی	0.571	0.699	0.817	DRS[1]
آذربایجان غربی	0.623	0.752	0.829	DRS
اردبیل	0.97	1	0.97	IRS[2]
اصفهان	0.668	0.799	0.836	DRS
ایلام	0.706	0.741	0.952	IRS
بوشهر	0.955	1	0.955	IRS
تهران	0.628	0.629	0.998	IRS
چهار محال	0.969	1	0.969	IRS
خراسان	0.711	1	0.711	DRS
خوزستان	1	1	1	CRS[3]
زنجان	1	1	1	CRS
سمنان	0.783	0.89	0.879	DRS
سیستان و بلوچستان	1	1	1	CRS
فارس	1	1	1	CRS
قزوین	0.777	0.786	0.989	IRS
قم	0.519	0.54	0.96	IRS
کردستان	0.564	0.839	0.673	IRS
کرمان	0.453	1	0.453	CRS
کرمانشاه	1	1	1	CRS
کهگیلویه و بویر احمد	1	1	1	CRS
گلستان	1	1	1	CRS
گیلان	0.49	1	0.49	IRS
لرستان	0.75	0.757	0.991	DRS
مازندران	0.777	1	0.777	IRS
مرکزی	0.509	0.531	0.959	DRS
هرمزگان	0.496	0.604	0.821	IRS
همدان	0.628	0.671	0.937	DRS
یزد	0.559	0.576	0.972	IRS
میانگین	0.75	0.83	0.90	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پرتال جامع علوم انسانی

1. Decreasing Return to Scale
2. Increasing Return to Scale
3. Constant Return to Scale

جدول (۷). میزان کارآیی تولید گندم در استان‌های کشور با استفاده از روش DEA، طی سال زراعی ۱۳۸۰-۱۳۷۹

میزان کارآیی استان‌های کشور با روش DEA				
استان	کارآیی متغیر به مقیاس	کارآیی متغیر به مقیاس	کارآیی مقیاس	RTS
	CRS	VRS	SC	
آذربایجان شرقی	0.774	0.857	0.903	DRS
آذربایجان غربی	0.912	0.913	0.999	DRS
اردبیل	0.886	0.891	0.994	IRS
اصفهان	0.838	0.856	0.978	IRS
ایلام	0.945	1	0.945	IRS
بوشهر	0.997	1	0.997	IRS
تهران	1	1	1	CRS
چهار محال	0.781	0.89	0.878	IRS
خراسان	0.823	1	0.823	DRS
خوزستان	1	1	1	CRS
زنجان	0.861	1	0.861	IRS
سمنان	0.854	0.854	1	CRS
سیستان و بلوچستان	1	1	1	CRS
فارس	1	1	1	CRS
قزوین	0.937	0.957	0.979	IRS
قم	0.773	1	0.773	IRS
کردستان	0.459	0.514	0.892	IRS
کرمان	0.634	0.658	0.963	IRS
کرمانشاه	0.899	0.908	0.99	IRS
کهگیلویه و بویر	1	1	1	CRS
گلستان	0.976	0.988	0.988	IRS
گیلان	0.744	1	0.744	IRS
لرستان	0.638	0.677	0.943	DRS
مازندران	1	1	1	CRS
مرکزی	0.821	0.822	0.999	IRS
هرمزگان	0.79	1	0.79	IRS
همدان	0.956	0.963	0.992	IRS
یزد	0.748	0.786	0.952	IRS
میانگین	0.85	0.91	0.94	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۸). میزان کارآیی تولید گندم در استان‌های کشور با استفاده از روش DEA، طی سال زراعی ۱۳۸۱-۱۳۸۰

میانگین کارآیی استان‌های کشور با روش DEA				
استان	کارآیی ثابت به مقیاس	کارآیی متغیر به مقیاس	کارآیی مقیاس	RTS
	CRS	VRS	SC	
آذربایجان شرقی	0.917	0.927	0.989	DRS
آذربایجان غربی	1	1	1	CRS
اردبیل	1	1	1	CRS
اصفهان	1	1	1	CRS
ایلام	1	1	1	CRS
بوشهر	0.8	0.80	0.998	DRS
تهران	1	1	1	CRS
چهار محال	0.948	0.949	0.999	IRS
خراسان	1	1	1	CRS
خوزستان	1	1	1	CRS
زنجان	1	1	1	CRS
سمنان	1	1	1	CRS
سیستان و بلوچستان	1	1	1	CRS
فارس	0.991	0.992	0.999	DRS
قزوین	0.942	0.992	0.949	IRS
قم	0.678	0.705	0.962	IRS
کردستان	0.738	0.756	0.977	IRS
کرمان	1	1	1	CRS
کرمانشاه	1	1	1	CRS
کهگیلویه و بویر احمد	1	1	1	CRS
گلستان	0.959	0.959	1	CRS
گیلان	0.421	1	0.421	IRS
لرستان	0.092	0.۵86	0.491	DRS
مازندران	1	1	1	CRS
مرکزی	0.841	0.845	0.995	DRS
هرمزگان	0.832	0.897	0.928	IRS
همدان	0.92	0.921	0.998	DRS
یزد	0.082	0.083	0.988	IRS
میانگین	0.86	0.89	0.95	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۹). میزان کارآیی تولید گندم در استان‌های کشور با استفاده از روش DEA ، طی سال زراعی۱۳۸۲- ۱۳۸۱

میانگین کارآیی استان‌های کشور با روش DEA				
استان	کارآیی ثابت به مقیاس	کارآیی متغیر به مقیاس	کارآیی مقیاس	RTS
	CRS	VRS	SC	
آذربایجان شرقی	0.27	0.51	0.52	DRS
آذربایجان غربی	0.30	0.4	0.75	DRS
اردبیل	1	1	1	-
اصفهان	0.51	0.79	0.64	DRS
ایلام	1	1	1	-
بوشهر	1	1	1	-
تهران	0.71	0.85	0.83	DRS
چهار محال	0.84	1	0.84	DRS
خراسان	0.13	0.26	0.5	DRS
خوزستان	0.71	0.96	0.74	DRS
زنجان	0.72	0.96	0.74	DRS
سمنان	0.12	0.14	0.84	DRS
سیستان و	1	1	1	-
فارس	0.52	0.78	0.67	DRS
قزوین	0.26	0.33	0.94	DRS
قم	0.86	0.94	0.92	DRS
کردستان	0.31	0.33	0.94	IRS
کرمان	0.39	0.45	0.85	DRS
کرمانشاه	0.12	0.14	0.85	DRS
کهگیلویه و بویر	1	1	1	-
گلستان	0.16	0.23	0.69	DRS
گیلان	1	1	1	-
لرستان	0.11	0.۶	0.69	DRS
مازندران	1	1	1	-
مرکزی	0.68	1	0.68	DRS
هرمزگان	0.69	0.7	0.99	IRS
همدان	0.49	0.83	0.59	DRS
یزد	0.17	1	0.17	IRS
میانگین	0.56	0.69	0.80	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۰). میزان کارآیی تولید گندم در استان‌های کشور با استفاده از روش DEA، طی سال زراعی ۱۳۸۳-۱۳۸۲

میانگین کارآیی استان‌های کشور با روش DEA				
استان	کارآیی ثابت به مقیاس	کارآیی متغیر به مقیاس	کارآیی مقیاس	RTS
	CRS	VRS	SC	
آذربایجان شرقی	0.68	0.71	0.96	DRS
آذربایجان غربی	1	1	1	-
اردبیل	1	1	1	-
اصفهان	1	1	1	-
ایلام	1	1	1	-
بوشهر	0.65	1	0.65	-
تهران	0.990	0.997	0.99	IRS
چهار محال	0.76	0.765	0.99	IRS
خراسان	0.88	1	0.88	DRS
خوزستان	1	1	1	-
زنجان	1	1	1	-
سمنان	0.92	0.92	0.99	IRS
سیستان و	1	1	1	-
فارس	1	1	1	-
قزوین	0.97	0.976	0.99	IRS
قم	0.98	1	0.98	IRS
کردستان	0.78	1	0.78	IRS
کرمان	0.8	0.88	0.90	IRS
کرمانشاه	1	1	1	-
کهگیلویه و بویر	0.80	1	0.80	IRS
گلستان	0.79	0.82	0.96	DRS
گیلان	1	1	1	-
لرستان	0.61	0.62	0.99	DRS
مازندران	0.85	1	0.85	IRS
مرکزی	0.83	0.83	1	-
هرمزگان	0.84	0.97	0.86	IRS
همدان	0.83	0.84	0.99	DRS
یزد	0.77	0.78	0.98	IRS
میانگین	0.88	0.93	0.95	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۱). میزان کارآیی تولید گندم در استان‌های کشور با استفاده از روش DEA، طی سال زراعی ۱۳۸۴-۱۳۸۳

میانگین کارآیی استان‌های کشور با روش DEA				
استان	کارآیی ثابت به مقیاس	کارآیی متغیر به مقیاس	کارآیی مقیاس	RTS
	CRS	VRS	SC	
آذربایجان شرقی	071	0.719	0.99	IRS
آذربایجان غربی	0.76	0.78	0.97	DRS
اردبیل	0.68	1	0.68	IRS
اصفهان	0.70	0.71	0.98	DRS
ایلام	0.64	0.82	0.78	DRS
بوشهر	1	1	1	DRS
تهران	0.76	0.77	0.97	DRS
چهار محال	1	1	1	-
خراسان	0.67	0.678	0.99	IRS
خوزستان	0.71	0.77	0.93	DRS
زنجان	1	1	1	-
سمنان	0.41	0.43	0.95	IRS
سیستان و	0.84	1	0.84	IRS
فارس	0.68	0.69	0.98	DRS
قزوین	0.72	0.78	0.91	IRS
قم	0.57	0.579	0.98	DRS
کردستان	0.72	0.83	0.86	IRS
کرمان	0.62	0.69	0.89	IRS
کرمانشاه	0.54	0.63	0.87	IRS
کهگیلویه و بویر	0.70	1	0.70	IRS
گلستان	0.747	0.768	0.97	IRS
گیلان	1	1	1	-
لرستان	0.79	0.86	0.92	IRS
مازندران	1	1	1	-
مرکزی	0.70	0.73	0.95	DRS
هرمزگان	0.76	0.77	0.98	IRS
همدان	0.66	0.667	0.99	IRS
یزد	0.82	1	0.82	IRS
میانگین	0.75	0.81	0.93	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

منابع و مآخذ

امامی‌میبدی، علی (۱۳۷۹) اصول اندازه‌گیری کارآیی و بهره‌وری؛ تهران: موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

پیرایی، خسرو و کاظمی، حسین (۱۳۸۳) اندازه‌گیری کارآیی فنی شرکت‌های بیمه در ایران بر اساس برآورد تابع مرزی تصادفی؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۸، صص ۱۷۸-۱۵۷.

خداویسی، محمد (۱۳۸۴) بررسی کارآیی فنی شعب بانک سپه؛ پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد علوم بانکداری، موسسه عالی آموزش بانکداری ایران.

رحیمی سوره، صمد (۱۳۸۳) برآورد کارآیی و اقتصاد مقیاس در رهیافت‌های پارامتری و ناپارامتری؛ رساله دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

رحیمی، صمد و صادقی، حسین (۱۳۸۳) عوامل مؤثر بر کارآیی و اقتصاد مقیاس در رهیافت ای پارامتری و ناپارامتری؛ طالعه موردی: طرح‌های مرتع‌داری در ایران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۷، صص ۳۰۰-۲۶۹.

عابدی‌فر، پژمان (۱۳۷۹) تخمین کارآیی فنی صنعت بانکداری در ایران؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی.

مهرگان، محمدرضا (۱۳۸۳) مدل‌های کمی در ارزیابی عملکرد سازمان‌ها؛ تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

موسوی، حبیب‌الله و خلیلیان، صادق (۱۳۸۴) بررسی عوامل مؤثر بر کارآیی فنی تولید گندم؛ فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۵۲، صص ۵۹-۴۵.

هادیان، ابراهیم و عظیمی‌حسینی، آنیتا (۱۳۸۳) محاسبه کارآیی نظام بانکی در ایران با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۰، صص ۲۵-۱.

یوسفی‌حاجی‌آباد، رضا (۱۳۸۵) تخمین و ارزیابی کارآیی فنی شعب بانک مسکن؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی.

Afriat, S. (1972) Efficiency Estimation of Production Functions; International Economic Review, Vol. 13, No. 3, pp. 568-598.

Ainger, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1977) Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models; Journal of Economics, Vol. 6, pp. 21-37.

Allen, L. and Rai, A. (1996) Operational Efficiency in Banking: An International Comparison; Journal of Banking and Finance, No. 20, pp. 655-672.

Banker, R., Gadh, V. and Gorr, W. (1993) A Monte Carlo Comparison of Two Production Frontier Estimation Methods: Corrected Ordinary Least Squares and Data Envelopment Analysis; European Journal of Operational Research, No. 67, pp. 332-343.

Banker, R., Gadh, V. and Gorr, W. (1993) A Monte Carlo Comparison of Two Production Frontier Estimation Methods: Corrected Ordinary Least squares and Data Envelopment Analysis; European Journal of Operational Research, No. 67, pp.332-343.

Banker, R.D.,Charnes, A. and. Cooper, W.W. (1984) Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis; Management Science, Vol. 30, pp. 1078-1092.

Barr, Richard S., Seiford, Lawrence M. and Siems, Thomas F. (1994) Forecasting Bank Failure: A Non-parametric Frontier Estimation Approach; Recherches Economiques de Louvain, Vol. 60, pp. 417-429.

Battese, G. and Broca, S.S. (1999) Functional Forms of Stochastic Frontier Production Functions and Models for Technical Inefficiency Effects: A Comparative Study for Wheat Farmers in Pakistan; Journal of Productivity Analysis, Vol. 8, pp. 395-414.

Battese, G.E. (1997) A Note on the Estimation of Cobb-Douglas Production Functions when Some Explanatory Variables Have Zero Values; Journal of Productivity Analysis, Vol. 3, No. 2, pp. 153-69.

Bauer, P.W., Berger, A.N, Ferrier, G.D. and Humphrey, D.B. (1998) Consistency Conditions for Regulatory Analysis of Financial Institutions: A Comparison of Frontier Efficiency Methods; Journal of Economics and Business, No. 50, pp. 85-114.

Berger, A. N. and Mester, L.J. (1997) Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiency of Financial Institutions; Journal of Banking & Finance, No. 21, pp. 895-947.

Berger, A.L. and Hannan, T. (1998) The Efficiency Cost of Market Power in the Banking Industry: A Test of the Quite Life and related Hypothesis; Review of Economics and Statistic, No. 80, pp. 454-465.

Casu, B. and. Girardone, C. (2002) A Comparative Study of the Cost Efficiency of Italian Bank Conglomerates; Managerial Finance, No. 28, pp. 3-23.

Charnes, A., Cooper, W.W. and Rhodes, E. (1978) Measuring the Efficiency of Decision Making Units; European Journal of Operational Research, No. 2, pp. 429-444.

Coeilli, T. and Peralman, S. (1996) A Comparison of Parametric and Non-parametric Distance Functions: With Application to European Railways; CREPP Discussion Paper No. 96/11. University of Liege, Liege.

Coelli, T.J. (1997) A Guide to Frontier Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function; New South Wales: University of New England.

Ferrier, G.D. and Lovell, C.A.K. (1990) Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence; Journal of Econometrics, No. 46, 229-245.

Fiorentino, Elisabetta et al. (2006) The Cost Efficiency of German Banks: A Comparison of SFA and DEA; Discussion Paper, Series 2, Banking and Financial Studies, No. 10/2006, Deutsche Bundesbank, Germany.

Gannon, Brenda. (2004) Technical Efficiency of Hospitals in Ireland; Working Paper 18. Economic and Social Research Institute, Ireland.

Gannon, Brenda. (2005) Testing for Variation in Technical Efficiency of Hospitals in Ireland; The Economic and Social Review, Vol. 36, No. 3, pp. 273-294.

Hasan, I. and C. Hunter, W. (1996); Efficiency of Japanese Multinational Banks in the United States; Research in Finance, No. 14, pp. 157-173.

Hauner, David. (2004) Explaining Efficiency Differences Among Large German and Austrian Banks; IMF Working Papers, No. 04/140, International Monetary Fund.

Kasman, Adnan and Turgutlu, Evrim (2007) A Comparison of Chance-constrained DEA and Stochastic Frontier Analysis: An Application to the Turkish Life Insurance Industry; Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, 24-25 Mayıs 2007 - İnönü Üniversitesi, Malatya.

Kumbhakar, Subal C. and Lovell, C.A.K. (2000) Stochastic Frontier Analysis; Cambridge New York: University Press.

Kuosmanen, Timo (2003) Data Envelopment Analysis in Environmental Valuation: Environmental Performance, Eo-efficiency and Cost-benefit Analysis; Environmental Economics and Natural Group. Holland: Seweg.

Mortimer, D. (2002) A Systematic Review of Direct DEA vs SFA/DFA Comparisons; Working Paper 136. Centre for Health and Evaluation, Australia.

Nunamaker, T. (1985) Using Data Envelopment Analysis to Measure the Efficiency of Non-profit Organisations: A Critical Evaluation; Managerial and Decision Economics, No. 6, pp. 50-58.

Piesse, Jenifer (2000) A Stochastic Frontier Approach to Firm Level Efficiency, Technological Change and Productivity during the Early Transition in Hungary; Journal of Comparative Economics <www.repec.org>.

Resti, A. (1997) Evaluating the Cost Efficiency of the Italian Banking System: What Can Be Learned from the Joint Application of Parametric and Nonparametric Techniques; Journal of Banking & Finance, No. 21, pp. 221-250.

Sheldon, G. (1994) Economies, Inefficiencies and Technical Progress in Swiss Banking; In D. Fair and R. Raymond (Eds.). The Competitiveness of Financial Institutions and Centers in Europe, pp. 115-133. Kluwer.

Webster, R., Kennedy, S. and Johnson, L. (1998) Comparing Techniques for Measuring the Efficiency and Productivity of Australian Private Hospitals; Working Paper No. 98/3. Australian Bureau of Statistics, Australia.

William H. Greene. (2000) Simulated Likelihood Estimation of the Normal-Gamma Stochastic Frontier Function; Department of Economics, Stern School of Business, New York University <www.repec.org>.