اقتصادکشاورزی و توسعه، سال نوزدهم، شماره ۷۶، زمستان ۱۳۹۰

مقایسهٔ کاربرد روشهای تابع تولید مرزی تصادفی و تحلیل فراگیر داده‌ها در تحلیل کارایی واحدهای تولید رب گوجه‌فرنگی

مطالعهٔ موردی استان فارس

دکتر حمید محمدی*

تاریخ دریافت: ۸۹/۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱/۲۰

چکیده

برای تعیین کارایی واحدهای تولیدی روشهای مختلفی وجود دارد که هر یک از آنها دارای مزایا و معایبی است و لذا مشخص کردن برترین روش می تواند راهکار مناسب در تعیین کارایی تولید برای مدیران باشد. تمرکز اصلی مطالعهٔ حاضر بر مقایسهٔ امکان کاربرد استفاده از دو روش توابع تولید مرزی تصادفی (SFP) و تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA) در تعیین کارایی صنایع تولید رب گوجه‌فرنگی در سال ۱۳۸۷ است. به این منظور استان فارس به عنوان منطقهٔ مورد مطالعه انتخاب شد و تحلیل کارایی مراکز فراوری رب گوجه‌فرنگی این استان، صورت پذیرفت.

نتایج استفاده از روش تابع تولید مرزی نشان داد که آثار ناکارایی فنی دارای توزیع تصادفی نیست و کارایی فنی تخمین‌ناپذیر است. این در حالی است که با استفاده از روش

* استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل e-mail:hamidmohammadi1378@gmail.com

تحلیل فراگیر داده‌ها مشخص شد که کاهش ۶۱/۴۲ درصدی سرمایه، ۳۶/۰۵ درصدی نیروی کار، ۴۲/۷۳ درصدی سطح زیربنا و ۵۷/۷۱ درصدی زمین در کل استان نه تنها سطح تولید رب گوجه‌فرنگی را نمی‌کاهد، بلکه تولید هدف این محصول را ۱/۶۶ درصد می‌افزاید. بر این اساس روش تحلیل فراگیر داده‌ها به عنوان روشی مناسب در تحلیل کارایی صنایع تولید رب گوجه‌فرنگی تشخیص داده شد که علاوه بر فائق آمدن بر مشکلات براورد کارایی از طریق روش توابع تولید مرزی تصادفی، توانایی تجزیه کارایی به اجزای کارایی فنی، مدیریتی و مقیاس را نیز دارد و استنباطهای مناسبی برای تحلیل سیاستگذاری فراهم می‌کند و لذا کاربرد این روش در مطالعهٔ حاضر، پیشنهاد حمایتهای ویژهٔ اعتباری، یارانه‌ای و قیمتی از تولیدکنندگان رب گوجه‌فرنگی درخصوص تغییرات فناوری و استفاده از ظرفیت کامل خود برای افزایش کارایی را به همراه داشت.

طبقه‌بندی JEl: Q12

کلیدواژه‌ها:

کارایی، توابع تولید مرزی تصادفی، تحلیل فراگیر داده‌ها، رب گوجه‌فرنگی، فارس

مقدمه

توسعه اقتصادی در یک بخش مستلزم افزایش تولید در آن بخش است. افزایش تولید از دو طریق امکان‌پذیر است: افزایش از طریق به‌کارگیری بیشتر عوامل تولید و افزایش از طریق به کارگیری روشهای کارامد تولید به گونه‌ای که میزان محصول در واحد سطح و یا به عبارتی بازده تولید افزایش یابد. تعیین کارایی و عوامل مؤثر بر آن می تواند راهنمایی مناسب در افزایش بازده تولید باشد. در حال حاضر که به کارگیری دانش فنی و پیشرفته در بخشهای تولیدی، اساس رشد و توسعه کشورها را شکل می‌دهد، بیش از نیمی از رشد تولید در اقتصادهای پیشرفته از طریق افزایش کارایی ممکن می‌شود.

به بیانی ساده، کارایی عبارت است از نسبت ارزش ستانده به ارزش نهاده و بنابراین واحدهایی که در سطح معینی از فناوری با اعمال مدیریت صحیح، ستانده بیشتری را از مقدار مشخصی از عوامل تولید داشته باشند، دارای کارایی بالاتری می‌باشند. اولین بار فارل (Farrel, 1957) به تشریح این مفهوم پرداخت. براساس تعریف فارل، برای اندازه گیری کارایی بهتر است عملکرد یک بنگاه با بهترین بنگاههای موجود در آن صنعت مقایسه شود. این کار نهایتاً به خلق تابع تولید مرزی به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری کارایی منتهی شد. مزیت محاسبه کارایی از طریق تخمین تابع مرزی نسبت به روشهای اولیه محاسبه کارایی آن است که در این روش‌بیش از یک نهاده مد نظر قرار می‌گیرد و لذا نسبت به روشهای اولیه، از قابلیت‌اطمینان‌بالاتری‌در تخمین کارایی برخوردار است (Coelli, 1995). در راستای این روش، روش تابع تولید مرزی تصادفی (SPF)[1] توسط آیگنر وهمکاران (Aigner et al., 1977) و میوسن و واندن‌بروک (Meeusen & VanDen Broeck, 1977) معرفی شد. از این روش تاکنون در مطالعات کارتر و کوباگ (Carter & Cubbage, 1995) در تعیین کارایی فنی استحصال چوب جنوب آمریکا، زیبایی و نجفی (۱۳۷۵) و ترکمانی (۱۳۷۶) در تعیین کارایی فنی گندمکاران استان فارس، مظهری و یزدانی (۱۳۷۷) در تعیین کارایی فنی گندمکاران استان خراسان استفاده شده است.

یکی از محدودیتهای روش فارل فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید است. این فرض بیان می‌کند که مقیاس تولید کارایی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد (Coelli, 1995)، اما اگر به مقیاس تولید اجازه تغییر بدهیم، خواهیم دید که این عامل می‌تواند کارایی را تحت تأثیر قرار دهد. بدین منظور لازم است که بین کارایی فنی و کارایی ناشی از مقیاس تمایز قائل شد. در روش تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA)[2] که برای نخستین بار توسط چارنس و همکاران (Charnes et al., 1978) معرفی گردید، بین کارایی فنی و کارایی ناشی از مقیاس که قبلاً در قالب کارایی فنی بیان می‌شد، تمایز قائل شده است و به همین دلیل، استفاده از آن در مطالعات

1. Stochastic Frontier Production Function
2. Data Envelopment Analysis

مختلف تحلیل کارایی از جمله مطالعهٔ تایل و برودرسون (Thiele & Broderson, 1997) برای مزارع شرق آلمان، شارما و همکاران (Sharma et al., 1999) برای مزارع هند، کوئلی و همکاران (Coelli et al., 2002) برای برنجکاران بنگلادشی، فریادرس و همکاران (۱۳۸۱) جهت پنبه‌کاران ۱۳ استان منتخب ایران و هادیان و عظیمی حسینی (۱۳۸۳) برای محاسبه کارایی نظام بانکی ایران مورد توجه قرار گرفته است.

روشهای دیگری از جمله روش توزیعات ترکیبی جملات اخلال[1] در مطالعهٔ حسین زادفیروزی و کوپاهی (۱۳۷۷)، روش غیر پارامتری در مطالعهٔ چاواس و الیبر (Chavas & Alibr, 1993)، روش حداقل مربعات معمولی[2]، روش آنالیز کوواریانس[3] و روش برنامه‌ریزی خطی (LP)[4] در مطالعهٔ داوسون (Dawson, 1985) نیز استفاده شده است.

هر یک از روشهای مورد استفاده دارای مزایا و معایبی است. به همین دلیل مطالعات مختلفی به مقایسهٔ روشهای موجود برای تعیین کارایی پرداخته‌اند. در این خصوص نجفی و شجری (۱۳۷۶) برای تعیین کارایی فنی مزارع گندم در استان فارس از روشهای مختلف تخمین تابع تولید مرزی شامل روش حداکثر مربعات معمولی تصحیح شده (COLS)[5]، برنامه‌ریزی خطی، حداکثر درستنمایی تصادفی[6] و مدلی برای تخمین همزمان تابع تولید مرزی و ناکارایی فنی گندمکاران و عوامل مؤثر بر ناکارایی فنی گندمکاران استفاده کردند. کالایتزندوناکز و دان (Kalaitzandonakes & Dnnn, 1995) نیز کارایی فنی تولید کنندگان ذرت گواتمالا را با روش توابع مرزی و با سه گزینه COLS، ML و DEA به‌دست آوردند. سروآ (Serrao, 2003) کارایی کشورهای عضو اتحادیه اروپایی را از دو روش تابع تولید مرزی (SFP) و تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA) مورد مقایسه قرار داد. یافته‌های حاصل از این مطالعات نشان می‌دهد که اندازه کاراییهای به‌دست آمده در هر روش نسبت به سایر روشها

1. Composed Error
2. Ordinary Least Square
3. Covariance Analysis
4. Linear Programming
5. Corrected Ordinary Least Squares
6. Stochastic Maximum Liklihood

تغییرات گسترده‌ای دارد و انتخاب روش تعیین کارایی، دارای تأثیر قابل‌توجهی روی نتایج است. در عین حال، امکان کاربرد هر روش بسته به حجم نمونهٔ مورد مطالعه و ماهیت اطلاعات موجود، متفاوت است و روشهای مختلف قابلیت انعطاف ویژه‌ای را در این خصوص دارند.

به هر روی، با توجه به اینکه در دههٔ منتهی به پایان سال ۱۳۸۷، رب گوجه‌فرنگی جزو ۲۰ محصول عمدهٔ صادرات غیر نفتی کشور بوده است (گمرک جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۸)، تعیین کارایی این صنعت از اهمیت ویژه‌ای در ارتقای بهره‌وری و تداوم روند صادراتی آن برخوردار است. با این حال، تحلیل کارایی واحدهای این صنعت با محدودیتهایی از جمله ارائهٔ اطلاعات نادرست از سوی مدیران، بالا بودن هزینهٔ جمع‌آوری اطلاعات با توجه به گستردگی مکانی واحدها و لزوم مقایسهٔ جامع واحدهای موجود برای ارائهٔ تحلیلهای کاربردی مواجه است. بنابراین، مسئلهٔ اصلی، مشخص کردن روشی است که نتایج مطمئنی در تعیین کارایی تولید این واحدها در فضای اطلاعات موجود به مدیران ارائه دهد. در این خصوص، مقایسه امکان استفاده و انعطاف پذیری دو روش عمده تعیین کارایی در مطالعات کاربردی شامل استفاده از توابع تولید مرزی تصادفی و تحلیل فراگیر داده‌ها برای صنایع رب گوجه‌فرنگی، هدف اصلی مطالعهٔ حاضر است. پتانسیل تولید گوجه‌فرنگی و رب در استان فارس، با توجه به سطح زیر کشت بیش از ۱۰ درصدی گوجه‌فرنگی کشور در این استان در سال ۱۳۸۷ و رتبهٔ نخست استان از نظر عملکرد این محصول در میان استانهای کشور (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۸) باعث شده است که مطالعهٔ حاضر به بررسی کارایی مراکز فراوری رب گوجه‌فرنگی در این استان بپردازد. در راستای هدف اصلی، پاسخ به این سؤال که کدام یک ازروشهای یاد شده می‌تواند راهنمای بهتری در جهت اصلاح ساختار مدیریتی، فنی و مقیاس واحدهای رب گوجه‌فرنگی باشد، پیگیری شد.

مواد و روشها

جامعه آماری شامل ۵۹ واحد صنایع تبدیلی فعال در زمینهٔ فراوری رب گوجه‌فرنگی در ۱۴ شهرستان استان فارس است. داده‌های مورد نیاز با استفاده از روش مطالعهٔ اسناد و مدارک

موجود در ادارهٔ صنایع استان فارس در سال ۱۳۸۷ به‌دست آمد (سازمان صنایع و معادن استان فارس، ۱۳۸۸). این اطلاعات شامل معادل ارزش سال ۱۳۸۷ میزان سرمایه مورد استفاده برای بهره‌برداری از کارخانه‌ها، میزان نیروی کار به‌کار گرفته شده، زیربنا (مساحت)ی ساختمانها و مساحت کل زمین اشغال شده توسط هر کارخانه به اضافه میزان تولید آنها در سال مورد نظر است. سپس تجزیه و تحلیل داده‌ها به منظور به‌دست آوردن کارایی از دو روش مرزی تصادفی و تحلیل فراگیر داده‌ها انجام گردید. برای محاسبهٔ کارایی فنی واحدها از روش تابع مرزی تولید تصادفی به صورت الگوی ارائه شده توسط رابطهٔ ۱ استفاده شد، که در آن معیار کارایی فنی واحدها از رابطهٔ ۳ به‌دست آمد (Battese & Coelli, 1992):

$$Ln\,(Y_i) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{4} \beta_j Ln\,(X_{ij}) + \in_i \qquad (۱)$$

$$\in_i = v_i - u_i \qquad (۲)$$

$$TE = \exp[-E(u_i|\in_i)] \qquad (۳)$$

i= ۱, ۲, … , ۵۹

در رابطهٔ یک Y مقدار تولید، X مقدار نهاده مورد استفاده، β ضرایب مربوط به نهاده‌های مورد بررسی، $\in$ جملهٔ خطاست. اندیسهای i و j به ترتیب مبین شماره‌های مربوط به ۵۹ واحد تولید رب گوجه مورد بررسی و ۴ نهاده مورد استفاده توسط آنها شامل: ۱. میزان سرمایه مورد استفاده برای بهره‌برداری از کارخانه‌ها، ۲. میزان نیروی کار به‌کار گرفته شده، ۳. زیربنا (مساحت)ی ساختمانها و ۴. مساحت کل زمین اشغال شده توسط هر کارخانه می‌باشد. v_i در رابطهٔ ۲ جزء متقارنی است که تغییرات تصادفی تولیدِ ناشی از تأثیر عوامل خارج از کنترل تولیدکننده را در بر می‌گیرد. این جزء دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ_v^2 است [$v_i \sim N(o,\delta_v^2)$]. همچنین u_i مربوط به کارایی فنی واحدهاست. این جزء دارای توزیع نرمال با دامنهٔ یکطرفه و یا به عبارت دیگر دارای توزیع نیمه‌نرمال است [$u_i \sim |N(o,\delta_u^2)|$].

برای واحدهایی که مقدار تولید آنها دقیقاً روی منحنی مرزی تولید قرار می‌گیرد، $u_i = 0$ است، اما واحدهایی که تولید آنها زیر منحنی مرزی تولید قرار می‌گیرد، $u_i > 0$ است؛ بنابراین مقدار u_i بیانگر تفاضل حداکثر (مرز) تولید با تولید واقعی در سطح معینی از مصرف نهاده می‌باشد.

واریانس جملهٔ خطای تابع مرزی تولید با توجه به رابطهٔ ۲ به‌صورت زیر است:

$$\delta^2 = \delta_v^2 + \delta_u^2 \qquad (۴)$$

باتیس و کورا (Battese & Corra, 1977) جهت تعیین کارایی فنی، پارامتر γ را تعریف کردند که به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\gamma = \frac{\delta_u^2}{\delta^2} = \frac{\delta_u^2}{\delta_v^2 + \delta_u^2} \qquad 0 \le \gamma \le 1 \qquad (۵)$$

هرگاه $\gamma = 0$ باشد، یعنی u_i در مدل وجود ندارد و لذا تمام تغییرات تولید و اختلاف موجود بین واحدها مربوط به عواملی است که از کنترل بهره‌بردار خارج است؛ بنابراین در چنین شرایطی کارایی فنی غیرقابل مشاهده است (Jondrow et al., 1982). این مدل با استفاده از بستهٔ نرم‌افزاری FRONTIER 4.1 کوئلی (Coelli, 1994) براورد گردید. برای تشخیص مدل مناسب ازآزمون نسبت حداکثر درستنمای تعمیم یافته[1] استفاده شد. در براورد کارایی فنی بهره‌برداران به روش مرزی تصادفی، ابتدا باید فرضهایی آزمون گردد. به این منظور ابتدا تابع تولید متوسط به روش OLS تخمین زده می‌شود. در این مدل کلیه ضرایب بدون محدودیت وارد تابع می‌شود. در مرحلهٔ بعد، مدل مرزی تصادفی به روش MLE تخمین زده می‌شود. اولین آزمون فرضیه که مهمترین آزمون نیز می‌باشد، آزمون فرض $\gamma = 0$ است. در صورتی که این فرضیه تأیید شود، نشاندهندهٔ آن است که آثار ناکارایی فنی در مدل دارای توزیع تصادفی نیست و در نتیجه امکان محاسبه کارایی فنی وجود ندارد (زیرا واریانس u_i مساوی صفر است). جهت فرضیه اول، با محاسبه آماره LR (نسبت راست‌نمایی)، مقدار آماره محاسباتی با مقدار بحرانی

1. Generalized Likelihood Ratio Test

جدول مقایسه می‌شود. در صورتی که LR محاسباتی از مقدار بحرانی بیشتر باشد، نتیجه می‌شود که کارایی فنی قابل محاسبه است (زارع، ۱۳۷۶).

روش دیگری که در این مطالعه برای تعیین کارایی واحدها مورد استفاده قرار گرفت، روش تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA) است. این روش مبتنی بر بهینه‌سازی با استفاده از برنامه‌ریزی خطی می‌باشد. در این روش، منحنی مرز کارا از یک سری نقاط که به‌وسیله برنامه‌ریزی خطی تعیین می‌شود، ایجاد می‌گردد. برای تعیین نقاط می‌توان از دو فرض بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس استفاده کرد. روش برنامه‌ریزی خطی بعد از بهینه‌سازی مشخص می‌کند که آیا واحد تصمیم‌گیرندهٔ مورد نظر روی خط کارایی قرار گرفته است یا نه تا بدینوسیله واحدهای کارا و ناکارا از یکدیگر تفکیک شوند. از آنجا که این روش تمام ارقام و اطلاعات را تحت پوشش قرار می‌دهد، به آن تحلیل فراگیر داده‌ها گفته می‌شود. در این روش نیازی به مشخص بودن نوع تابع نمی‌باشد. این روش علاوه بر اندازه‌گیری کارایی، نوع بازده به مقیاس تولید را نیز به تفکیک برای بنگاهها ارائه می‌کند.

در فرموله کردن DEA باید ابتدا در مورد مبنای حداقل‌سازی عوامل تولید و یا حداکثرسازی محصول تصمیم گرفت (امامی میبدی، ۱۳۷۹). افزایش کارایی مقیاس واحدهای تولید رب گوجه‌فرنگی از دو طریق کاهش مصرف نهاده‌ها با حفظ سطح تولید[1] و یا افزایش سطح تولید با حفظ سطح فعلی نهاده‌ها[2] امکان‌پذیر است. به دلیل اینکه افزایش سطح تولید وابسته به وجود تولیدات گوجه‌فرنگی در مناطق مورد بررسی بوده و براساس بررسیهای صورت گرفته، واحدهای تولید استان از نظر تأمین این مادهٔ اولیه در داخل استان و مناطق تولید با کمبود مواجهند، لذا تحلیل فراگیر داده‌ها برای تمامی واحدهای مورد بررسی مطالعهٔ حاضر، برمبنای الگوی اول (حداقل‌سازی مصرف ۴ نهادهٔ ذکر شده) صورت گرفت. این الگو را برای اولین بار چارنز و همکارانش (۱۹۷۸) با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس (CRS)[3] ارائه کردند.

1. Input Oriented
2. Output Oriented
3. Constant Return to Scale

با در نظر گرفتن فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس (VRS)[1] توسط بانکر و همکارانش (۱۹۸۴)، اندازه‌گیری کارایی برمبنای این الگو بسط یافت. شکل خاص این الگو به صورت مجموع روابط زیر است:

$$\max \ u'Y_i \qquad (۶)$$

$$s.t. \ \ v'X_i = 1 \qquad (۷)$$

$$u'X_j - v'X_j \le 0 \qquad (۸)$$

$$u \ge 0, v \ge 0$$

به طوری که u یک بردار $M \times 1$ شامل وزنهای محصولات (در مطالعه حاضر به دلیل اینکه تنها محصول تولیدی، رب گوجه‌فرنگی است، M برابر ۱ می باشد) و v یک بردار $K \times 1$ شامل وزنهای عوامل تولید (با توجه به چهار عامل تولید مورد بررسی K برابر ۴ می‌باشد) و u', v' ترانسپوز v و u می‌باشند. ماتریس X یک ماتریس ۵۹ × ۴ از عوامل تولید و ماتریس Y ماتریس ۵۹ × ۱ محصول می‌باشد. این دو ماتریس نشاندهنده کلیه اطلاعات مربوط به ۵۹ بنگاه تولید رب گوجه‌فرنگی است. در این رابطه، هدف، به‌دست آوردن مقادیر بهینه v و u است به‌گونه‌ای که نسبت کل مجموع وزنی محصولات به مجموع وزنی عوامل تولید (میزان کارایی هر بنگاه) حداکثر شود، مشروط بر اینکه اندازه کارایی هر بنگاه کوچکتر و یا مساوی واحد باشد. در این روش، مسئله به حداکثر نمودن مجموع وزنهای محصول در شرایط نرمالیزه شدن کل مجموع وزنهای عوامل تولید و حفظ سایر قیود تبدیل می‌شود که با استفاده از روش برنامه‌ریزی خطی، حل شد.

زمانی که تمام بنگاهها در مقیاس بهینه فعالیت می کنند، استفاده از فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس، مقادیر محاسبه شده برای کارایی فنی را دچار اختلال خواهد کرد. استفاده از بازده متغیر نسبت به مقیاس موجب می‌شود با محاسبه کارایی فنی برحسب مقادیر کارایی ناشی از مقیاس و کارایی ناشی از مدیریت، تحلیل بسیار دقیقی ارائه گردد. (انجام این مهم در فرموله

1. Variable Return to Scale

کردن مسئله دوگان در برنامه‌ریزی خطی با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس به‌وسیله اضافه نمودن محدودیت $NI'\lambda = 1$ (قید تحدب) انجام شد (Coelli, 1996).

$$Min\ \theta \qquad (۹)$$

$$s.t.\ -y_i + Y\lambda \geq 0 \qquad (۱۰)$$

$$\theta X_i - X\lambda \geq 0 \qquad (۱۱)$$

$$NI'\lambda = 1 \qquad (۱۲)$$

$$\lambda \geq 0$$

در این مدل λ یک بردار ۱ × ۵۹ شامل اعداد ثابت می‌باشد که وزنهای مجموعه مرجع را نشان می‌دهد. مقادیر اسکالر به‌دست آمده برای θ، کارایی بنگاهها خواهد بود که شرط $\theta \leq 1$ را تأمین می‌کند. در مدل فوق، اولین قید بیان می‌کند که آیا مقادیر واقعی محصول تولید شدهٔ بنگاه iام با استفاده از عوامل تولید مورد استفاده می‌تواند بیشتر از این مقدار باشد. محدودیت دوم دلالت بر این دارد که عوامل تولیدی که توسط بنگاه iام به‌کار می‌رود، حداقل باید به اندازه عوامل به‌کار رفته توسط بنگاه مرجع باشد. مدل برنامه‌ریزی خطی لازم است N بار و هر مرتبه برای یکی از بنگاهها حل شود. در نتیجه میزان کارایی (θ) برای هر بنگاه به‌دست خواهد آمد. اگر $\theta = 1$ باشد، نشاندهنده نقطه‌ای روی منحنی هم مقداری تولید و یا تابع تولید مرزی است و بنابراین طبق نظریه فارل (۱۹۵۷)، بنگاه دارای کارایی نسبی صد درصد می‌باشد.

مدل اخیر با قید بازده متغیر نسبت به مقیاس مشخص نمی‌کند که آیا بنگاه در ناحیه بازده صعودی یا نزولی مقیاس فعالیت می‌کند. این مهم در عمل با مقایسه قید بازده غیرصعودی نسبت به مقیاس ($NI'\lambda \leq 1$) صورت گرفت. به عبارت دیگر ماهیت نوع بازده در ناکارایی مقیاس برای یک بنگاه خاص با مقایسه مقدار کارایی فنی در حالت بازده غیرصعودی نسبت به مقیاس، با مقدار کارایی فنی بازده متغیر نسبت به مقیاس، تعیین شد. اگر

این دو با هم مساوی 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 می‌باشد.

به منظور به‌دست آوردن کارایی مقیاس تولید، کارایی فنی هم با استفاده از فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس و هم بازده متغیر نسبت به مقیاس تولید محاسبه شد. در حالت بازده متغیر نسبت به مقیاس کارایی فنی به کارایی مقیاس، و کارایی مدیریت قابل تفکیک است (امامی میبدی، ۱۳۷۹) به‌طوری که:

کارایی مقیاس×کارایی مدیریت=کارایی فنی

یادآور می‌شود در این مطالعه برای به‌دست آوردن کارایی از روش تحلیل فراگیر داده‌ها تحت نرم‌افزار DEEP ارائه شدهٔ کوئلی (۱۹۹۶) استفاده شد.

نتایج و بحث

نتایج حاصل از تخمین توابع تولید متوسط و مرزی صنایع رب گوجه‌فرنگی مورد مطالعه در جدول ۱ مشاهده می‌گردد. در مورد آزمون فرضیه ۰= γ، ملاحظه می‌شود که این فرضیه در سطح معنی‌دار ۵ درصد پذیرفته شده است؛ یعنی LR محاسباتی برابر ۰/۰۳ است که کمتر از LR جدول (۵/۹۹) با درجهٔ آزادی ۲ می‌باشد؛ لذا آثار ناکارایی فنی دارای توزیع تصادفی نبوده و کارایی فنی تخمین‌ناپذیر است. به عبارت دیگر اختلاف تولید واحدهای مختلف ناشی از عوامل مدیریتی نبوده، بلکه ناشی از عوامل تصادفی است.

جدول ۱. ضرایب مدلهای توابع تولید متوسط و مرزی تصادفی و آزمون فرضیهٔ گاما (γ)

متغیرها	مدل متوسط (۱)		مدل مرزی تصادفی (۲)	
	ضریب	خطای معیار	ضریب	خطای معیار
ضریب ثابت متغیرهای توضیحی	-۵۶/۴۵	۱۰۴۱/۹۰	۳۶۶/۲۰**	۲۱۴/۷۰
سرمایه	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۰۶	۰/۰۸
نیروی کار	۸۰/۴۷***	۳۷/۵۴	۷۶/۱۶***	۲۸/۶۴
زیربنا (مساحت ساختمانها)	۰/۷۷*	۰/۵۲	۰/۷۴*	۰/۴۸
زمین	-۰/۰۷*	۰/۰۵	-۰/۰۷*	۰/۰۵
ضریب ثابت عوامل مدیریتی	–	–	۰/۸۹	۲۶/۴۱
σ^2	۶۱۵۱۲۰۹		۵۸۰۴۰۲۹	۱/۰۱
γ	–	–	۰/۰۲	۰/۱۱
Log likelihood	-۵۰۵/۴۴		-۵۰۵/۴۷	
نسبت راستنمایی (LR)	۰/۰۳			

مأخذ: یافته‌های تحقیق * ، ** و *** به ترتیب معنیداری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

در جدول ۲ دامنه تغییرات کارایی فنی واحدهای تولید رب گوجه‌فرنگی تحت شرایط بازده ثابت نسبت به مقیاس و بازده متغیر نسبت به مقیاس که به روش تحلیل فراگیر داده‌ها محاسبه شده، آمده است. براساس نتایج این جدول، واحدهای تولید رب گوجه‌فرنگی به لحاظ فنی دارای میانگین کارایی ۴۶ درصد به روش بازده ثابت نسبت به مقیاس و ۷۲ درصد به روش بازده متغیر نسبت به مقیاس می‌باشند که این امر حاکی از عملکرد نسبتاً ضعیف واحدهای مورد مطالعه می‌باشد. همان‌گونه که از نتایج جدول بر می‌آید، مقادیر کارایی فنی به‌دست آمده تحت شرایط بازده ثابت و بازده متغیر نسبت به مقیاس با یکدیگر دارای اختلاف است و میزان کارایی و توزیع فراوانی آنها بستگی به روش مورد استفاده برای تعیین کارایی دارد.

جدول ۲. توزیع فراوانی مقادیر کارایی فنی تحت شرایط بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس

مقدار (درصد)	نوع کارایی			
	بازده ثابت نسبت به مقیاس		بازده متغیر نسبت به مقیاس	
	میانگین	درصد	میانگین	درصد
بیش از ۹۰	۹۹/۶۸	۷/۲۷	۹۹/۲۹	۱۶/۳۶
۸۰ تا ۹۰	۸۱/۵۰	۱/۸۲	۸۵/۱۲	۲۰/۰۰
۷۰ تا ۸۰	۷۵/۷۵	۳/۶۴	۷۴/۸۰	۱۲/۷۳
۶۰ تا ۷۰	۶۲/۲۷	۵/۴۵	۶۲/۸۹	۲۱/۸۲
۵۰ تا ۶۰	۵۴/۴۱	۱۶/۳۶	۵۳/۴۵	۱۸/۱۸
۴۰ تا ۵۰	۴۴/۸۹	۲۹/۰۹	۵۳/۲۲	۹/۰۹
۳۰ تا ۴۰	۳۴/۷۵	۱۰/۹۱	۳۴/۳۰	۱/۸۲
کمتر از ۳۰	۲۲/۱۴	۲۵/۴۵	۰/۰۰	۰/۰۰
کل	۴۶/۲۷	۱۰۰/۰۰	۷۱/۶۹	۱۰۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در روش تحلیل فراگیر داده‌ها و با فرض بازده متغیر نسبت به مقیاس، کارایی فنی واحدها به دو جزء کارایی مدیریتی و کارایی مقیاس قابل تفکیک است. با تفکیک کارایی به این دو جزء می‌توان به نکات بهتری درخصوص اختلاف بین کارایی فنی این واحدها به دو روش بازدهٔ ثابت و متغیر نسبت به مقیاس دست یافت. در جدول ۳ مقادیر کارایی فنی، کارایی مدیریتی و کارایی مقیاس خلاصه شده است. همان‌طور که نتایج این جدول نشان می‌دهد، بهره‌برداران به لحاظ مدیریتی در سطح بهتری نسبت به فنی عمل کرده‌اند و میانگین کارایی مدیریتی آنها درحدود ۲۵ درصد بیشتر از کارایی فنی آنها بوده است. براساس نتایج می‌توان به این نکته اشاره کرد که دانش فنی در استفاده از فناوری موجود با توجه به منابع موجود (که با استفاده از کارایی فنی بیان می‌شود) مؤثر است.

جدول ۳. توزیع فراوانی مقادیر کارایی فنی، کارایی مدیریتی و کارایی مقیاس

(واحد: درصد)

نوع کارایی	کارایی فنی		کارایی مقیاس		کارایی مدیریتی	
مقدار	میانگین	درصد	میانگین	درصد	میانگین	درصد
بیش از ۹۰	۹۹/۶۸	۷/۲۷	۹۷/۲۴	۱۴/۵۵	۹۹/۲۷	۱۶/۳۶
۸۰ تا ۹۰	۸۱/۵۰	۱/۸۲	۷۴/۴۵	۱۸/۱۸	۸۳/۰۳	۲۱/۸۲
۷۰ تا ۸۰	۷۵/۷۵	۳/۶۴	۷۵/۸۶	۱۲/۷۳	۷۴/۱۲	۱۰/۹۱
۶۰ تا ۷۰	۶۲/۲۷	۵/۴۵	۶۸/۴۶	۱۲/۷۳	۶۲/۹۵	۲۱/۸۲
۵۰ تا ۶۰	۵۴/۴۱	۱۶/۳۶	۵۹/۹۸	۱۴/۵۵	۵۵/۳۴	۱۸/۱۸
۴۰ تا ۵۰	۴۴/۸۹	۲۹/۰۹	۴۴/۶۴	۹/۰۹	۴۳/۷۵	۳/۶۴
۳۰ تا ۴۰	۳۴/۷۵	۱۰/۹۱	۳۵/۰۶	۱۲/۷۳	۴۴/۴۹	۵/۴۵
کمتر از ۳۰	۲۲/۱۴	۲۵/۴۵	۲۴/۱۳	۵/۴۵	۷۹/۰۵	۱/۸۲
کل	۴۶/۲۷	۱۰۰/۰۰	۶۴/۶۱	۱۰۰/۰۰	۷۱/۶۹	۱۰۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول ۴ بازده نسبت به مقیاس واحدهای تولید رب گوجه‌فرنگی خلاصه شده است. براساس نتایج این جدول، در بین واحدهای مورد مطالعه ۸۳/۶ درصد دارای بازده صعودی نسبت به مقیاس و ۵/۵ درصد دارای بازده ثابت نسبت به مقیاس و ۱۰/۹ درصد دارای بازده نزولی نسبت به مقیاس می‌باشند. ویژگی بازده صعودی نسبت به مقیاس حکایت از آن دارد که در این واحدها افزایش استفاده از نهاده‌ها می‌تواند تأثیر مثبتی در میزان کارایی نسبی این واحدها در صورت ثابت ماندن سایر شرایط به جای گذارد. این مسئله برای واحدهایی که دارای بازده نزولی نسبت به مقیاس می‌باشند، به گونه‌ای دیگر است. این واحدها در صورت استفاده بیشتر از نهاده‌ها بدون تغییر در سایر شرایط، کارایی خود را در مقایسه با سایر واحدها از دست خواهند داد؛ اما واحدهایی که دارای بازده ثابت نسبت به مقیاس می‌باشند می‌توانند با

استفاده از نهاده‌های بیشتر میزان تولید خود را با حفظ کارایی نسبی موجود افزایش دهند. به این ترتیب و با توجه به اینکه در حدود ۸۴ درصد از واحدهای تولید رب گوجه‌فرنگی استان در وضعیت بازدهٔ صعودی نسبت به مقیاس قرار دارند، پتانسیل افزایش کارایی این واحدها از طریق افزایش نسبی سطح استفاده از نهاده‌ها یا مقیاس تولید وجود دارد.

جدول ٤. بازده نسبت به مقیاس واحدهای تولید رب گوجه‌فرنگی در استان فارس

(واحد: درصد)

نوع بازده	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	درصد
نزولی نسبت به مقیاس	۸۶/۳۲	۷۰/۸۰	۹۸/۹۰	۱۰/۵۰	۱۰/۹۱
ثابت نسبت به مقیاس	۱۰۰/۰۰	۱۰۰/۰۰	۱۰۰/۰۰	۰/۰۰	۵/۴۵
صعودی نسبت به مقیاس	۵۹/۴۷	۲۳/۳۰	۹۸/۷۰	۲۲/۲۲	۸۳/۶۴
کل	۶۴/۶۱	۲۳/۳۰	۱۰۰/۰۰	۲۳/۸۰	۱۰۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که در شهرستانهای آباده، خرمبید، مرودشت و پاسارگاد میزان تولید هدف باید تا ۲۶۸۹ تن منطبق با تغییراتی افزایش یابد که در مصرف نهاده‌ها در این جدول برنامه‌ریزی شده است. براساس این جدول در مجموع با کاهش ۱۵۵۷۰۷ میلیون ریال نهادهٔ سرمایه نسبت به وضعیت فعلی می‌توان به ۱۶۴۵۵۹ تن تولید هدف رب گوجه‌فرنگی دست یافت. بیشتر این کاهش در شهرستانهای شیراز و مرودشت یا همان مراکز اصلی تولید رب گوجه‌فرنگی استان باید صورت پذیرد.

جدول ۵. مقادیر فعلی، کمبود و مازاد نهاده‌ها و ستانده‌های صنایع تولید رب گوجه‌فرنگی استان فارس به تفکیک شهرستان

شهرستان	ظرفیت (تن)		سرمایه (میلیون ریال)		نیروی کار (نفر سال)		زیربنا (مترمربع)		زمین (مترمربع)	
	مقدار	کمبود	مقدار	مازاد	مقدار	مازاد	مقدار	مازاد	مقدار	مازاد
آباده	۱۶۰۰	۲۹۳	۷۵۰۰	۲۹۳۳	۱۵	۲	۱۷۰۰	۲۷۹	۱۰۰۰۰	۴۵۳۷
ارسنجان	۲۰۰۰	۰	۱۳۰۰	۳۸۱	۲۰	۶	۱۹۵۰	۹۲۰	۲۰۰۰۰	۱۴۸۲۱
استهبان	۴۲۰۰	۰	۱۲۱۷۵	۲۵۸۱	۵۷	۳۰	۴۱۰۰	۱۵۷۷	۱۶۰۰۰	۶۶۵۲
بوانات	۲۴۰۰	۰	۱۱۱۱	۲۰۹	۲۰	۴	۹۹۰	۲۱۴	۴۰۰۰	۷۵۳
پاسارگاد	۱۵۸۰۰	۱۰۱۱	۱۸۷۱۱	۱۲۰۹۹	۱۶۶	۷۱	۶۶۵۰	۲۱۴۲	۳۵۰۰۰	۱۸۸۳۷
خرمبید	۳۶۷۰	۳۶۰	۵۸۶۰	۱۲۲۴	۳۵	۹	۷۰۰۰	۴۴۳۸	۲۵۰۰۰	۱۳۶۶۱
سپیدان	۱۱۲۵۰	۰	۲۰۸۸۹	۱۴۸۲۲	۸۷	۲۸	۸۶۰۴	۳۸۶۸	۳۵۰۰۰	۹۵۰۵
شیراز	۲۹۱۵۰	۰	۷۳۷۲۲	۵۹۳۰۱	۱۷۷	۶۶	۱۵۱۴۷	۸۶۶۵	۶۶۰۰۰	۴۶۷۳۵
فراشبند	۲۰۰۰	۰	۵۵۵۳	۴۳۸۲	۲۰	۶	۱۴۷۰	۴۳۷	۸۰۰۰	۳۷۰۲
فسا	۵۰۰۰	۰	۶۲۰۷	۸۴۶	۴۵	۱۳	۲۷۹۰	۶۵۴	۱۷۰۰۰	۸۹۷۱
مرودشت	۸۱۲۰۰	۱۰۲۵	۸۳۴۰۸	۴۲۶۰۴	۷۳۳	۲۶۰	۴۵۸۹۸	۱۸۰۹۸	۲۸۷۹۷۰	۱۷۷۹۸۱
ممسنی	۱۶۰۰	۰	۷۵۷۲	۷۴۳۲	۳۲	۱۶	۱۴۱۰	۸۹۸	۳۱۸۰	۶۷۳
نیریز	۲۰۰۰	۰	۹۵۰۰	۶۸۹۵	۱۵	۲	۱۵۰۰	۲۰۵	۶۰۰۰	۸۲۹
کل	۱۶۱۸۷۰	۲۶۸۹	۲۵۳۵۰۸	۱۵۵۷۰۷	۱۴۲۲	۵۱۳	۹۹۲۰۹	۴۲۳۹۵	۵۳۳۱۵۰	۳۰۷۶۵۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

علاوه بر این اطلاعات جدول ۵ نشان می‌دهد که برنامه‌ریزی برای کاهش ۵۱۳ نفر سال نیروی کار، که عمدهٔ آن مربوط به شهرستان مرودشت است، هدف دستیابی به سطح تولید ذکر شده در استان را تأمین می‌کند. همچنین با کاهش ۴۲۳۹۵ متر مربع از زیربنای این واحدها و ۳۰۷۶۵۸ متر مربع از زمین اشغال شدهٔ آنها می‌توان به سطح تولید هدف یاده شده و افزایش کارایی واحدهای تولید رب گوجه‌فرنگی استان دست یافت. به این ترتیب خلاصه‌ای از اهداف تولیدی و نهادهٔ مصرفی برنامه‌ریزی شده توسط روش تحلیل فراگیر داده‌ها در جدول ۶ ارائه شده است. براساس این جدول با استفاده از ۹۷۸۰۱ میلیون ریال سرمایه، ۹۰۹ نفرسال نیروی کار، ۵۶۸۱۴ مترمربع زیربنا و ۲۲۵۴۹۲ زمین در کل استان می‌توان به تولید هدف ۱۶۴۵۵۹ تن رب گوجه فرنگی که میزانی بیشتر از مقدار فعلی آن است، دست یافت.

جدول ٦. مقادیر هدف نهاده‌ها و تولید صنایع رب گوجه‌فرنگی استان فارس به تفکیک شهرستان

شهرستان	نیازسرمایه (میلیون ریال)	نیاز نیروی کار (نفرسال)	نیاز زیر بنا (مترمربع)	نیاز زمین (مترمربع)	تولید هدف (تن)
آباده	۴۵۶۷	۱۳	۱۴۲۱	۵۴۶۳	۱۸۹۳
ارسنجان	۹۱۹	۱۴	۱۰۳۰	۵۱۷۹	۲۰۰۰
استهبان	۹۵۹۴	۲۷	۲۵۲۳	۹۳۴۸	۴۲۰۰
بوانات	۹۰۲	۱۶	۷۷۶	۳۲۴۷	۲۴۰۰
پاسارگاد	۶۶۱۲	۹۵	۴۵۰۸	۱۶۱۶۳	۱۶۸۱۱
خرمبید	۴۶۳۶	۲۶	۲۵۶۲	۱۱۳۳۹	۴۰۳۰
سپیدان	۶۰۶۷	۵۹	۴۷۳۶	۲۵۴۹۵	۱۱۲۵۰
شیراز	۱۴۴۲۱	۱۱۱	۶۴۸۲	۱۹۲۶۵	۲۹۱۵۰
فراشبند	۱۱۷۱	۱۴	۱۰۳۳	۴۲۹۸	۲۰۰۰
فسا	۵۳۶۱	۳۲	۲۱۳۶	۸۰۲۹	۵۰۰۰
مرودشت	۴۰۸۰۴	۴۷۳	۲۷۸۰۰	۱۰۹۹۸۹	۸۲۲۲۵
ممسنی	۱۴۰	۱۶	۵۱۲	۲۵۰۷	۱۶۰۰
نیریز	۲۶۰۵	۱۳	۱۲۹۵	۵۱۷۱	۲۰۰۰
کل	۹۷۸۰۱	۹۰۹	۵۶۸۱۴	۲۲۵۴۹۲	۱۶۴۵۵۹
وضعیت جاری	۲۵۳۵۰۸	۱۴۲۲	۹۹۲۰۹	۵۳۳۱۵۰	۱۶۱۸۷۰
تغییرات (درصد)	-۶۱/۴۲	-۳۶/۰۵	-۴۲/۷۳	-۵۷/۷۱	۱/۶۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

نتایج این مطالعه نشان داد که امکان استفاده از روش تحلیل کارایی به شکل تخمین مرزهای تصادفی به دلیل عدم توزیع تصادفی آثار ناکارایی فنی، خطای تصریح مدل در نظر گرفته شده و نقص اطلاعات نمونه‌ای، در صنایع تولید رب گوجه‌فرنگی استان فارس وجود ندارد. در عین حال، تحلیل فراگیر داده‌ها، علاوه بر اینکه بر این مشکلات فائق آمده است،

توانایی تجزیه کارایی کلی به اجزای کارایی فنی و مقیاس و تعیین بهترین مقیاس تولید را نیز که استنباطهای مهمی برای تحلیل سیاستگذاری به دنبال دارد، در بر دارد. این تحلیلهای سیاستی یا در جهت تعدیل مقیاس فعالیت و یا ترغیب واحدهای تولیدی در جهت فعالیت با مقیاس مطلوب کاربرد دارند. همچنین این روش با ارائهٔ یک شاخص انفرادی محصول به نهاده برای تعیین و یا شناخت کارایی یک بنگاه تولیدکننده یک یا چند محصول از مجموعه‌ای از نهاده‌ها، می‌تواند راهنمای ارزنده‌ای در جهت اصلاح ساختار مدیریتی، فنی و مقیاس آن واحد باشد. کاربرد این روش در مطالعهٔ حاضر نشان داد که شهرستانهایی که کارایی فنی پایین‌تری دارند، دارای کارایی مقیاس پایینی نیز هستند. این نکته ارتباط بین این دو نوع کارایی را مشخص می‌کند. در حالی که بررسی کارایی مدیریتی این شهرستانها حکایت از مناسب بودن آن در این شهرستانها دارد.

به این ترتیب می‌توان گفت که اصلاح کارایی واحدها را باید در اصلاح کارایی مقیاس آنها جست. در این خصوص بررسی فراوانی بازده نسبت به مقیاس نشان داد که اکثر شهرستانهای مورد بررسی به خصوص شهرستانهایی که کارایی فنی پایین‌تری دارند، دارای واحدهایی هستند که در بازدهٔ صعودی نسبت به مقیاس تولید قرار دارند. بنابراین، تغییرات فنی می‌تواند تأثیر مثبتی بر میزان کارایی نسبی این واحدها به جای گذارد. تغییرات فنی از دو راه تغییر نوع فناوری و تغییر در تکنیک تولید امکان پذیر است (بخشوده و اکبری، ۱۳۷۵). انتخاب هر راه به نتایج حاصل از مطالعه بستگی دارد. نتایج این تحلیل نشان داد که با کاهشی نسبی حدود ۳۵ تا ۶۰ درصد از تمامی عوامل تولید شامل سرمایه، نیروی کار، زیربنا و زمین نسبت به وضعیت جاری استفاده از آنها می‌توان به تولیدی بیشتر یا حداقل در همان سطح فعلی آن و در نتیجه، کارایی بالاتر دست یافت. بنابراین، باید به دنبال تغییر نوع فناوری تولید به سوی فناوریهای نوین تولید رب گوجه‌فرنگی جهت افزایش کارایی فنی رفت. به عبارت دیگر نوع فناوری که اکثر واحدهای تولیدی استفاده می‌کنند، قدیمی می‌باشد. به این ترتیب، با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، می‌توان پیشنهادهای زیر را ارائه کرد:

۱. برای واحدهایی که در وضعیت بازده افزایشی نسبت به مقیاس قرار دارند، نوع فناوری تولید رب گوجه‌فرنگی باید به فناوریهای نوینی که از کارایی فنی بالاتری برخوردارند، تغییر کند. بنابراین پیشنهاد می‌شود که:

الف) دولت منابع اعتباری لازم را در اختیار این واحدها جهت تغییر ماشین‌آلات تولید خود به انواع جدیدتر قرار دهد. در این خصوص توجه به شهرستانهای آباده، استهبان، فراشبند، ممسنی و نی‌ریز که کارایی فنی پایینی دارند، توصیه می‌گردد.

ب) واحدهای تولیدی به منظور تأمین سرمایهٔ لازم جهت تغییر نوع فناوری تولید، بخشی از زمین و زیربنای ساختمانهای تولیدی مازاد خود را به فروش رسانند.

۲. برای واحدهایی که در وضعیت بازده کاهشی نسبت به مقیاس قرار دارند، استفاده از ظرفیت کامل آنها جهت به‌دست آوردن نتایج ارزشمند افزایش کارایی و در پی آن بهره‌وری تولید رب استان پیشنهاد می‌گردد. در این خصوص پیشنهاد می‌شود که:

الف) دولت برنامه ریزی تولید لازم را در استان با حمایتهای ویژهٔ اعتباری، یارانه‌ای و قیمتی از کشاورزان تولید کنندهٔ گوجه‌فرنگی، جهت تأمین مادهٔ اولیهٔ این صنایع انجام دهد.

ب) واحدهای تولیدی، با استفاده از روشهای بازاریابی مناسب از جمله نوآوری در روشهای بسته‌بندی، تبلیغات مستمر و سیستمهای مشتری مداری، بازار مناسبی برای فروش محصولات خود در وضعیت استفاده از ظرفیت کامل تولید فراهم نمایند.

۳. با توجه به اینکه شهرستان مرودشت، قطب تولید رب گوجه‌فرنگی استان است، برنامه‌ریزی‌های ویژه به افزایش کارایی در این شهرستان مطابق بندهای ۱ و ۲ کمک می‌کند.

۴. طرحهای جدید توسعه‌ای صنعت تولید رب گوجه‌فرنگی استان با استفاده از روش ارائه شدهٔ این مطالعه و در بستر داده‌ها و اطلاعات به‌دست آمده از آن، مورد تحلیل و اصلاح قرار گیرد و پس از آن موافقت اصولی اجرای آنها توسط ادارات مرتبط صادر گردد.

منابع

۱. امامی میبدی، ع. (۱۳۷۹)، اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری (علمی و کاربردی)، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، تهران.

۲. بخشوده، م. و ا. اکبری (۱۳۷۵)، اصول اقتصاد تولید محصولات کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان.

۳. ترکمانی، ج. (۱۳۷۶)، تأثیر بیمه بر کارایی فنی و ریسک‌گریزی کشاورزان: کاربرد تابع مرزی تصادفی. مجله *علوم کشاورزی ایران*، ۲۹: ۱۶۱-۱۶۹.

۴. حسین‌زاد فیروزی، ج. و م. کوپاهی (۱۳۷۷)، اندازه‌گیری کارایی فنی مزارع: مطالعه موردی دشت تبریز- آذرشهر، مجله *علوم کشاورزی ایران*، ۲۹: ۱۵۲-۱۶۳.

۵. زارع، ش. (۱۳۷۶)، بررسی اقتصادی تولید و بازاریابی انگور در استان فارس، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه شیراز.

۶. زیبایی، م. و ب. نجفی (۱۳۷۵)، بررسی تأثیر مجموعه سیاستهای اتخاذ شده در فاصله سالهای ۶۸ تا ۷۲ بر کارایی فنی واحدهای تولیدی استان فارس، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، زابل، ۲۸۸-۳۰۲.

۷. سازمان صنایع و معادن استان فارس (۱۳۸۸)، بانک اطلاعات صنایع استان، سازمان صنایع و معادن استان فارس.

۸. فریادرس، و.، ا. ح. چیذری و ا. مرادی (۱۳۸۱)، اندازه‌گیری و مقایسه کارایی پنبه‌کاران ایران، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۴۰: ۸۹- ۱۰۱.

۹. گمرک جمهوری اسلامی (۱۳۸۸)، آمار صادرات جمهوری اسلامی ایران، تهران.

۱۰. مظهری، م. و س. یزدانی (۱۳۷۷)، بررسی بهره‌وری و کارایی گندمکاران در استان خراسان: مطالعه موردی شهرستان چناران، *مجله علوم کشاورزی ایران*. ۳۰ (۱): ۵۰-۱۰۲.

۱۱. نجفی، ب. و ش. شجری (۱۳۷۶)، کارایی گندمکاران و عوامل مؤثر بر آن، مطالعه موردی استان فارس، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۹: ۷-۳۰.

۱۲. هادیان، ا. و آ. عظیمی حسینی (۱۳۸۳)، محاسبه کارایی نظام بانکی در ایران با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA)، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰: ۱-۲۵.

۱۳. وزرات جهادکشاورزی (۱۳۸۸)، پایگاه اینترنتی وزارت جهاد کشاورزی، قابل دسترس در: www.agri-jahad.ir.

14. Aigner, D.J., C.A.K. Lovell and P. Schmidt (1977), Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of Econometrics*, 6(1): 21 - 37.

15. Battese, G.E. and T.J. Coelli (1992), Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India, *Journal of Productivity Analysis*, 3: 153-169.

16. Battese, G.E. and G.S. Corra (1977), Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21: 169-179.

17. Carter, D. R. and F. W. Cubbage (1995), Stochastic frontier estimation and sources of technical efficiency in Southern Timber harvesting, *Forest Science*, 41: 576-593.

18. Charnes, A., W. W. Cooper and E. Rhodes (1978), Measuring the efficiency of decision making units, *European Journal of Operations Research*, 2: 429-444.

19. Chavas, J. P. and M. Aliber (1993), An analysis of economic efficiency in agriculture: a nonparametric approach, *Journal of Agricultural Research Economics*, 18: 1-16.

20. Coelli, T., S. Rahman and C. Thirtle (2002), Technical , allocation, cost and scale efficiencies in Bangladesh rice cultivation: a non- parametric approach, *Journal of Agricultural Economics*, 53(3): 607- 626.

21. Coelli, T.J. (1994), A guide to FRONTIER version 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation, CEPA Working Paper 96/7, Department of Econometrics, University of New England, Armidale NSW Australia.

22. Coelli, T.J. (1995), Recent developments in frontier modeling and efficiency measuremen, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 39: 219-245.

23. Coelli, T.G. (1996), A guide to DEAP version 2.1, a data envelopment analysis (computer program), CEPA Working Paper, 96.08, Development of Economics, University of New England, Acmidale, Australia.

24. Dawson, P. J. (1985), Measuring technical efficiency from production functions: some further estimates, *Journal of Agricultural Economics*, 36:31-40.

25. Farrel, M. J. (1957), The measurement of productive efficiency, *Journal of Royal Statistical Society*, 120, Series A., Part 3.

26. Jondrow, J., C.A.K. Lovell, I.S. Materov and P. Schmidt (1982), On estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model, *Journal of Econometrics*, 19: 233-238.

27. Kalaitzandonakes, N.G. and E.G. Dunn (1995), Technical efficiency, managerial ability and farmer education in Guatemalan corn production: a latent variable analysis, *Agricultural and Resource Economics Review*, 24(1): 36-46.

28. Meeusen, W. and J. Van Den Broek (1977), Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error, *International Economic Review*, 18: 437-444.

29. Serrao, A. (2003), Agricultural productivity analysis of European Union and Eastern Regions, *American Agricultural Economic Association*, at: http://agecon.lib.umn.edu.

30. Sharma, K. R., L. Pingson and C. Hailiang (1999), Economic efficiency and optimum stocking densities in fish polyculture: an application of data envelopement analysis (DEA) to Chinese fish farmers, *Aquaculture*, 180 (3-4): 207-221.

31. Thiele, H. and C. M. Broderson (1997), Application of nonparametric (DEA) to the efficiency of farm businesses in the east German transformation process, *Agrarwirtschaft*, 46 (12): 407-416.