# مقایسه توابع مرزی آماری قطعی و تصادفی در تعیین کارایی فنی بهره‌برداران کشاورزی

## مطالعه موردی چغندرکاران در استان فارس

دکتر جواد ترکمانی، مهندس عبدالرسول شیروانیان*

چکیده:

کارخانه قند شهرستان فسا از جمله کارخانه‌هایی است که با کمبود چغندرقند روبه رو است. برای بررسی احتمال افزایش تولید چغندرقند مورد نیاز این کارخانه، از طریق استفاده مناسبتر از عوامل تولید، کارایی فنی چغندرکاران این شهرستان با استفاده از روشهای تابع تولید مرزی معین و تصادفی تخمین زده شد. اطلاعات مورد نیاز با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای از ۵۰ بهره‌بردار شهرستان جمع‌آوری شد. استفاده از روش تابع تولید مرزی معین نشان داد که کارایی فنی قابل تخمین است و میزان افزایش تولید چغندر قند از طریق بهبود کارایی فنی قابل ملاحظه است. لیکن نتایج حاصل از تابع تولید مرزی تصادفی بیانگر

* به ترتیب: عضو هیئت علمی و رئیس بخش اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز، دانشجوی کارشناسی ارشد بخش اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز.

غیرقابل تخمین بودن کارایی فنی است. تفاوت در نتایج حاصل از استفاده از این ۲ روش به احتمال زیاد از این‌روست که در تخمین تابع تولید مرزی تصادفی علاوه بر عوامل قابل کنترل و مدیریتی به عوامل غیرقابل کنترل و تصادفی نیز توجه می‌شود. لذا استفاده از روشهایی از قبیل تابع تولید مرزی تصادفی و برنامه‌ریزی توأم با ریسک که به عوامل غیر قابل کنترل و تصادفی نیز توجه دارد، از اهمیت خاصی برخوردار است. علاوه بر آن نتایج حاصل از تخمین تابع تولید مرزی تصادفی نمایانگر اهمیت استفاده از تکنولوژی نوین در تولید چغندرقند است. این امر موجب انتقال تابع تولید این محصول به سمت بالا و در نتیجه افزایش عملکرد می‌شود.

مقدمه:

چغندرقند یکی از محصولات صنعتی و استراتژیک کشاورزی است. با توجه به افزایش جمعیت کشور و نیاز به قند و شکر مصرفی، این محصول در بین گیاهان زراعی از جایگاه خاصی برخوردار است کارخانه‌های قند از جمله صنایعی است که مواد خام آن از بخش کشاورزی تأمین می‌شود. چغندرقند مورد نیاز کارخانه قند شهرستان فسا از طریق چغندرکاری در زمینهای زراعی این شهرستان فراهم می‌شود. اظهارات کارشناسان کارخانه بیانگر کمبود این محصول در دوره فعالیت کارخانه است. همچنین، تعدادی از زارعان در مصاحبه‌هایی که از آنها به عمل آمد بیان داشتند که از کشت چغندرقند ضرر کرده‌اند. لذا منطق به نظر می‌رسد که در زمینه افزایش تولید این محصول و تأمین چغندرقند مورد نیاز کارخانه‌های قند اقداماتی صورت پذیرد. از میان راههای مختلف افزایش تولید، توسعه عوامل تولید و تغییرات عمده در تکنولوژی با مشکلات و محدودیتهایی روبه‌روست و به نظر می‌رسد مناسبترین راه بهبود در قدم اول کارایی فنی باشد. افزایش کارایی فنی می‌تواند تولید بیشتری را از مصرف مجموعه ثابتی از عوامل تولید ایجاد کند.

در مطالعه جاری، کارایی فنی نمونه‌ای از چغندرکاران شهرستان فسا، با استفاده از روشهای مرزی معین و تصادفی تخمین زده و با یکدیگر مقایسه شد. در بخش اول مقاله ضمن ارائه چارچوب نظری مطالعه، روشهای معمول تخمین توابع تولید مرزی تشریح شده است. به دنبال آن، نحوه جمع‌آوری داده‌ها و مدل پژوهش مطالعه جاری مورد بررسی قرار گرفته و در

نهایت نتایج و پیشنهادها ارائه شده است.

## چارچوب نظری:

کارایی فنی در تولید، ایجاد حداکثر محصول ممکن، از به کارگیری میزان معینی از عوامل تولید است که برای اندازه‌گیری آن باید ابتدا تابع تولیدی که از نظر فنی کارا بوده و نمایانگر حداکثر محصول قابل تولید از مصرف مجموعه معینی از عوامل تولید مختلف است، برآورد شده، سپس تولید واقعی بهره‌برداری مورد مطالعه با آن مقایسه شود.

یک واحد اقتصادی را که از دو نهاده $x_1$ و $x_2$ به منظور تولید محصول y استفاده می‌کند در نظر بگیرید. با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس، تابع تولید حداکثر را که نمایانگر حداکثر کارایی فنی است، می‌توان به صورت زیر نشان داد:

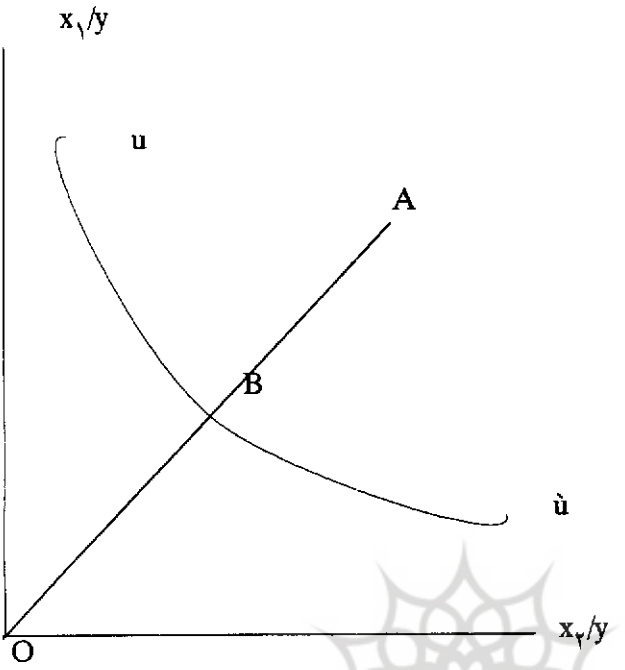
$$y= f(x_1 , x_2)$$

با تقسیم طرفین رابطه بر y خواهیم داشت:

$$y= f(x_1 , x_2)/y = 1$$

بدین ترتیب می‌توان تکنولوژی مرزی را به وسیله منحنی تولید همسان واحد (Unit -Iso-quant Curve) توصیف کرد (شکل ۱). اگر واحدی از ترکیب $(x^*_1 , x^*_2)$ برای تولید $y^*$ استفاده کند، نقطه A بیانگر $(x^*_1 /y^* , x^*_2 /y^*)$ خواهد بود. در این صورت نسبت OB/OA کارایی فنی را اندازه می‌گیرد. این نسبتی از نهاده‌های مورد نیاز برای تولید $y^*$ به نهاده‌های عملاً استفاده شده در جریان تولید $y^*$ است.

به‌کارگیری روش تخمین تابع تولید مرزی در محاسبه کارایی از جمله مواردی است که اهمیت تخمین تابع تولید مرزی را نشان می‌دهد. نقطه شروع بحث فرانتایر و اندازه‌گیری کارایی، کار فارل (۱۹۵۷) است. بررسیهای او توسط فارل و فیلدهوس (۱۹۶۲)، زیتس (۷۱ و ۱۹۷۰)، تود (۱۹۷۱)، آفریات (۱۹۷۲)، داگر (۱۹۷۴) و ملر (۱۹۷۶)، گسترش داده شد. با این همه، بررسیهای فوق روی فرانتایرهای غیر پارامتری تأکید داشت. تحقیقات و بررسیهای غیر




شکل (۱): کارایی فنی واحد تولیدی در فضای بسته دو نهاده‌ای

پارامترهای فارل به دلیل داشتن فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس، که فرضی محدود کننده است، با استقبال کمی روبه‌رو شد. لیکن بررسیهای بعدی فارل فرم خاصی را برای تابع مرزی مشخص کرد.

آیگنر و چاو (۱۹۶۸) اولین کسانی بودند که کار فارل را دنبال کردند. آنها تابع تولید مرزی از نوع کاب داگلاس همگن را به فرم زیر معرفی کردند،

$$\text{Iny} = \text{Inf}(x) - \mu = a_{\circ} + \sum_{i=1}^{n} a_i (\text{lnx}_i) - \mu \qquad u \geq \circ \qquad (1)$$

که در آن y محصول واقعی، x نهاده، u جمله خطا و f(x) تولید حداکثر است. وجود جمله خطای یک‌طرفه با توجه به رابطه (۱) موجب می‌شود که محصول واقعی کمتر از حداکثر تولید و، در نتیجه، $y \geq f(x)$ شود.

مزیت اصلی تحقیقات پارامتری، نسبت به تحقیقات غیر پارامتری، توانایی آنها در

توصیف تکنولوژی مرزی در فرم ساده ریاضی و همچنین قابلیت آنها در تطبیق بازده غیر ثابت نسبت به مقیاس است. اگر تمام اختلافات تولید واقعی از تولید مرزی به عوامل مدیریتی نسبت داده و سهم عوامل غیر قابل کنترل و تصادفی از قبیل آب و هوا و بیماریها نادیده گرفته شود، تابع تولید مرزی معین ایجاد خواهد شد. در حالی که اگر بخشی از اختلاف بین تولید واقعی از تولید مرزی به عوامل غیر قابل کنترل نسبت داده شود، با تابع تولید مرزی تصادفی مواجه هستیم. علاوه بر آن، چنانچه تابع تولید مرزی قطعی، با روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده (CLOS) تخمین زده شود، به آن تابع تولید مرزی قطعی آماری گویند.

مدل فرانتایر معین را می‌توان به یکی از فرمهای زیر نشان داد:

$$y_i = f(x_i, \beta) \exp(-u_i) \qquad i = 1,2,...,n \qquad (۲)$$

و یا،

$$\ln(y_i) = \ln[(f(x_i, \beta)] - u_i \qquad i = 1,2,...,n \qquad (۳)$$

که در آن y محصول واقعی، $\beta$ پارامترها، x نهاده‌ها، u جمله اخلال $f(x_i, \beta)$ حداکثر تولید است. نکته مهم در این رابطه فرضیاتی است که در مورد متغیر x و u انجام می‌شود. در این گونه مطالعات به طور معمول فرض می‌شود که مشاهدات u به طور مستقل و یکسان توزیع شده است و x متغیری برونزا و مستقل از u است. اما به هر حال، باید توزیع جمله اخلال مشخص شود.

آفریات (۱۹۷۲) توزیع دو پارامتری $\beta$ را برای جمله اخلال پیشنهاد کرد. علاوه بر آن، او پیشنهاد نمود که مدل می‌تواند با روش حداکثر درستنمایی (MLE) تخمین زده شود. از طرف دیگر اشمیت (۱۹۷۶) نشان داده است که اگر u به صورت نمایی توزیع شده باشد، روش برنامه‌ریزی خطی آیگنروچاو (۱۹۶۸) با روش حداکثر درستنمایی نتایج یکسانی خواهد داشت. با این همه اگر جمله پسماند به صورت نیمه نرمال توزیع شده باشد، روش برنامه‌ریزی خطی درجه دو با روش حداکثر درستنمایی نتایج یکسان خواهد داشت.

در تخمین تابع تولید مرزی، توزیعی که برای جمله پسماند فرض می‌شود از اهمیت خاصی برخوردار است. زیرا برآوردهای حداکثر درستنمایی به طور اساسی به این توزیع وابسته است. فرضیات مختلف در این زمینه منجر به برآوردهای متفاوتی می‌شود که این خود مسئله است.

روش دیگر برآورد این نوع توابع، روش حداقل مربعات تصحیح شده است (CLOS) که توسط ریچموند (۱۹۷۴) پیشنهاد شده است. فرض کنید رابطه (۳) از نوع خطی و از فرم رابطه (۱) باشد. حال اگر $\mu$ را به عنوان میانگین u در نظر بگیریم، می‌توان نوشت:

$$\ln(y) = (a_0 + \mu) + \sum_{i=1}^{n} a_i(\ln(x_i) - (u + \mu) \qquad (۴)$$

که جمله خطای جدید دارای میانگین صفر است. بعلاوه دارای همه شرایط ایده‌ال، به جز نرمال بودن، خواهد بود. در این صورت امکان به دست آوردن بهترین برآوردهای خطی نااریب برای $a_i$ و $(a_0 + \mu)$ از معادله (۴) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) وجود دارد. با فرض مشخص بودن توزیع u، بهترین حالت استفاده از CLOS، تصحیح جمله ثابت به وسیله انتقال به سمت بالا، تا جایی است که هیچ جمله پسماند مثبتی نبوده و لااقل یکی از جملات پسماند صفر باشد.

با توجه به مطالب بیان شده در مورد کارایی فنی و با استفاده از مدل (۲) می‌توان نوشت:

$$TE_i = f(x_i, \beta) \exp(-u_i) \;/\; f(x_i, \hat{\beta}) = \exp(-u_i)$$

در رابطه فوق TE نمایانگر کارایی فنی است. بقیه متغیرها پیش از این تعریف شده است. در این حالت کارایی فنی برای واحدهای انفرادی از روش تابع تولید مرزی معین به وسیله نسبت ارزش محصولات به دست آمده به ارزش تخمین زده شده مرزی تعیین می‌شود:

$$TE_i = y_i / f(x_i, \hat{\beta})$$

با این همه، فعالیت بهره‌برداران کشاورزی، به طور معمول، تحت تأثیر عوامل خارج از کنترل بهره‌بردار از جمله متغیرهای آب و هوایی قرار دارد. لذا، منطق به نظر می‌رسد مدلی ارائه شود که در برگیرنده این نوع از عوامل نیز باشد. تابع تولید مرزی زیر را در نظر بگیرید:

$$y_i = f(x_i, \beta) \exp(\varepsilon_i) \quad i = 1,2,...,n. \qquad (۵)$$

$$\varepsilon_i = \vartheta_i - u_i$$

که در آن y تولید واقعی، x نهاده‌ها، $\beta$ پارامترها و $\varepsilon$ جمله اخلالی است که دارای دو جزء $\vartheta$ و u خواهد بود. $\vartheta$ جزء متقارنی است که تغییرات تصادفی ناشی از تأثیر عوامل خارج از کنترل زارع را در برمی‌گیرد. این جزء دارای توزیع نرمال $v \sim n(0, \sigma_\vartheta^2)$ می‌باشد. u جزئی است که

دارای توزیع نرمال یکطرفه به صورت $u \sim / n (\circ , 6^2_u) /$ می‌باشد. این جزء مربوط بـه کارایی فنی است.

مدل فوق به طور مستقل بوسیله آیگنر، لاول و اشمیت (۱۹۷۷) و میوسن و وان دان بروک (۱۹۷۷) پیشنهاد شد. به طور کلی واریانس جمله خطای تابع تولید مرزی تصادفی فوق را بر اساس رابطه $\varepsilon_i = \vartheta_i - u_i$ می‌توان به صورت $6^2 = 6^2\vartheta + 6^2_u$ بیان نمود.

حال اگر نسبت واریانس جمله اخلال u به کل جملات اخلال، $\varepsilon$ را $\gamma$ بنامیم، می‌توان نوشت:

$$\gamma = \frac{6^2_u}{6^2}$$

در رابطه فوق اجزای طرف راست مثبت و یا حداقل صفر می‌باشند. بدین ترتیب $\gamma$ حداقل می‌تواند برابر صفر باشد و چون مقدار $6^2$ بزرگتر و یا حداقل مساوی $6^2_u$ است، لذا $\gamma$ حداکثر می‌تواند برابر یک باشد. به عبارت دیگر $\gamma$ بین صفر و یک در نوسان است.

جاندرو، لاول، ماترو و اشمیت (۱۹۸۲) نشان دادند که از جمله خطای رابطه (۵) می‌توان معیار کارایی فنی را برای هر یک از مزارع از طریق محاسبه امید ریاضی $u_i$ به شرط $\varepsilon$ به دست آورد:

$$E (u_i / \varepsilon_i) = 6^\circ \{[f^\circ ( \varepsilon_i \lambda/6) / 1 - F^\circ ( \varepsilon_i \lambda/6)] - (^\circ ( \varepsilon_i \lambda/6)\}$$

که $F^\circ$ و $f^\circ$ به ترتیب، تابع چگالی نرمال استاندارد و تابع توزیع نرمال استاندارد است. $6^\circ$ و $\lambda$ به ترتیب از رابطه $6^\circ = \frac{6^2_\mu 6^2_\nu}{6^2}$ و رابطه $\lambda = \frac{6^2_\mu}{6^2_\nu}$ حاصل می‌گردند.

بنابراین کارایی فنی واحدها را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

$$TE_i = [- E (u_i / \varepsilon_i)]$$

برای محاسبه کارایی فنی در زمانهای مختلف می‌توان از تابع تولید مرزی تصادفی کـه بوسیله باتیس و کوئلی (۱۹۹۲) پیشنهاد شده، استفاده کرد. فرم ساده این تابع به صورت زیـر است:

$$y_{it} = f(x_{it}, \beta) \exp (\varepsilon_{it}) \quad i = 1,2,...,n. \qquad (۶)$$

$$\varepsilon_{it} = \upsilon_{it} - u_{it}$$

که در آن y تولید واقعی، x نهاده‌ها و $\beta$ پارامترها است. Uit خطای تصادفی مستقل و یکسان از قسمتهای غیر منفی توزیع $n(\mu, 6^2_u)$ و $v_{it}$ خطای تصادفی مستقل و یکسان، با توزیع $n(0, 6^2v)$ می‌باشد. رابطه $u_t$ و $u_{it}$ را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$u_{it} = \eta_{it}\, u_i = \{\exp [-\eta\ (t - T]\}\ u_i$$

$\eta$ عدد صحیح نامشخص و T دوره زمانی است. چنانچه برای $\eta$ مقدار صفر را در نظر بگیریم، مدل به الگوی ارائه شده توسط باتیس، کوئلی و کلبی (۱۹۸۹) تبدیل می‌شود. در حالی که اگر برای $\mu$ مقدار صفر را نیز اضافه کنیم، مدل پیت و لی (۱۹۸۱) به دست خواهد آمد. همچنین اگر محدودیت $T = 1$ را بر سایر محدودیتها بیفزاییم، مدل ایگنر، لاول و اشمیت (۱۹۷۷) را خواهیم داشت. فرض وجود تمام محدودیتها به جز $\mu = 0$ موجب حصول مدل استونسون (۱۹۸۰) خواهد شد.

قبل از بحث در مورد فرضهای هر یک از مدلهای فوق لازم است پارامترهایی که روی آنها فرضها را اعمال می‌کنیم، تشریح شود:

۱) $\mu$: بیانگر میانگین جمله اخلال u می‌باشد. مثبت بودن این پارامتر دال بر توزیع نرمال دو طرفه برای u و برابر صفر بودن آن نمایانگر توزیع نرمال یکطرفه برای u می‌باشد.

۲) $\eta$: بیانگر روند تغییرات تکنولوژی در خلال زمان است. این پارامتر می‌تواند مثبت، صفر و یا منفی باشد که، به ترتیب، نشاندهنده صعودی، ثابت و نزولی بودن کارایی فنی در طی زمان است.

۳) $\gamma$: بیانگر وضعیت و اریانس جملات اخلال است.

مدل (۶) می‌تواند با توجه به فرضهای زیر مورد ارزیابی قرار گیرد:

۱) مدل بدون هیچگونه محدودیت: در این حالت می‌گذاریم که هر یک از پارامترهای $\mu$ ، $\gamma$ ، $\eta$ مقادیر دلخواه اختیار کند. این حالت مدل مبنایی برای آزمون نسبت حداکثر درستنمایی خواهد بود.

۲) $\mu = 0$: این حالت نمایانگر توزیع نرمال یکطرفه برای جزء اخلال u می‌باشد.

۳) $\eta = 0$: این حالت نمایانگر خنثی بودن مدل نسبت به زمان است. به عبارت دیگر در

این حالت تغییرات کارایی فنی در خلال زمان صفر خواهد بود.

۴) $\mu = \eta = 0$: این مورد جمع بین حالتهای ۲ و ۳ می‌باشد.

۵) $\mu = \eta = \gamma = 0$: این حالت جمع بین مورد ۴ و حالت $\gamma = 0$ است. در این حالت واریانس جمله اخلال u برابر صفر خواهد بود و لذا تمام اختلافات بین واحدها مربوط به عوامل خارج از کنترل زارع است. در نتیجه کارایی فنی قابل مشاهده نیست. با این همه، روش OLS بر روش MLE (حداکثر درستنمایی) ترجیح داده می‌شود.

آیگنر، لاول و اشمیت (۱۹۷۷) نشان دادند که تابع لگ درستنمایی تابع تولید مرزی تصادفی معادله (۵) به صورت زیر است:

$$L= (N/2) \text{ Ln } (2/\pi) - N \text{ Ln } 6 + \sum_{i=1}^{n} \text{Ln } [1 - F^{*} (\varepsilon_i \lambda/ 6)] - [1 /(26^2)] \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i^2$$

که در آن $\varepsilon_i = \text{lny}_i - \text{ln } [f (x_i , \beta )]$ ، $\lambda = \frac{6_u}{6_v}$ و $6^2 = 6^2_v + 6^2_u$ می‌باشد. از این تابع در آزمون نسبت حداکثر درستنمایی به منظور و تعیین مدل مناسب تحقیق استفاده می‌گردد.

**روش تحقیق :**

جهت تخمین و بررسی کارایی فنی، اطلاعات مورد نیاز از طریق پرسشنامه به دست آمد. برای تکمیل پرسشنامه‌ها اقدام به نمونه گیری با استفاده از روش نمونه گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای از چغندرکاران شهرستان فسا گردید. در نهایت ۵۰ پرسشنامه تکمیل شد و مورد استفاده قرار گرفت. برای تخمین توابع تولید مرزی از بسته‌های نرم‌افزاری SPSS و FRONT2 استفاده شد. فرم ساده مدل مورد استفاده را می‌توان به صورت زیر ارائه کرد:

$$y_j = \beta_{\circ} \prod_{i=1}^{7} x^{\beta_i}_{ij} \exp(\varepsilon j) \qquad j = 1,2,...,50$$

و یا،

$$\ln(y_j) = \ln(\beta_{\circ}) \sum_{i=1}^{7} \beta_i \ln(x_{ij}) + \varepsilon j \qquad j = 1,2,...,50$$

که در آن،

y تولید واقعی (تن)، و $x_1$ سطح زیرکشت (هکتار)، $x_2$ میزان بذر مصرفی (کیلوگرم)، $x_3$ میزان آب مصرفی (متر مکعب)، $x_4$ میزان کود ازته مصرفی (کیلوگرم)، $x_5$ میزان کود فسفاته

مصرفی (کیلوگرم)، $x_6$ تعداد نیروی کار مورد نیاز (روز نفر)، $x_7$ میزان سم مصرفی (لیتر)، $\varepsilon$ جمله اخلال و $j$ نماینده واحد تولیدی است.

تابع تولید مرزی آماری معین با استفاده از روش COLS تخمین و سپس کارایی فنی محاسبه شد. تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از روش MLE (حداکثر درستنایی) تخمین زده شد.

## نتایج و بحث:

تابع تولید مرزی تخمینی با استفاده از روش OLS به صورت زیر است:

$$\ln(\hat{y}_j) = -0.81820 + 0.24269 \ln(x_{2j}) + 0.15995 \ln(x_{3j}) + 0.16644 \ln(x_{5j}) + 0.31109 + \ln(x_{6j})$$

(SE): (0.10437) (0.07040) (0.08654) (0.12880)

$R^2 = 0.71580$ , $F = 11.82050$ , Max.Resed. $= + 0.6278$ , $N = 50$

با تصحیح مقدار ثابت تابع فوق، تابع تولید مرزی معین به صورت زیر حاصل شد:

$$\ln(\hat{y}_j) = -0.19040 + 0.24269 \ln(x_{2j}) + 0.15995 \ln(x_{3j}) + 0.16644 \ln(x_{5j}) + 0.31109 \ln(x_{6j})$$

(SE:) (0.10437) (0.07040) (0.08665) (0.12880)

$R^2 = 0.71580$ , $F = 11.82050$ , $N = 50$ Sig. F= 0.0000

سپس با استفاده از رابطه $TE = y/\hat{y}$ کارایی فنی تخمین زده شد. متوسط کارایی فنی تخمین زده شده برابر ۵۵٪، حداکثر برابر ۱۰۰٪ و حداقل برابر ۳۰٪ شد (جدول ۱). همچنین اختلاف بین کارایی فنی کاراترین تولید کننده و سایر بهره‌برداران، به طور متوسط، ۴۵٪ است. در نتیجه بر اساس نتایج حاصل از تابع مرزی معین، بهبود کارایی فنی، با استفاده از شیوه‌های انتقال الگوها و تکنیکهای صحیح استفاده از نهاده‌ها، از طریق درونگروهی، می‌تواند منجر به افزایش تولد چغندرقند شود.

نتایج حاصل از برآورد تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از روش MLE. همچنین نتایج آزمون نسبت حداکثر درستنایی، به منظور انتخاب مدل مناسب، به ترتیب، در جداول ۲ و ۳ ارائه شده است. پذیرفته شدن تمام فرضها بیانگر غیر قابل تخمین بودن کارایی فنی است. به

عبارت دیگر اختلاف بین واحدهای تولیدی ناشی از عوامل غیر قابل کنترل و تصادفی است.

نتایج فوق مبین ضعف روش COLS در تخمین کارایی فنی است. زیرا فعالیتهای کشاورزی تحت تأثیر هر دو نوع عوامل، قابل کنترل و غیر قابل کنترل، قرار دارد. حال آنکه روش مرزی معین قادر به لحاظ عوامل غیر قابل کنترل بهره‌برداران نیست. با وجود آنکه روش COLS نمایانگر امکان افزایش کارایی فنی چغندرکاران است لیکن این نتیجه واقعی نیست. این موضوع بیانگر اهمیت توجه به مخاطرات موجود در فعالیتهای کشاورزی است. بنابراین استفاده از روشهایی از قبیل تابع تولید مرزی تصادفی و برنامه‌ریزی توأم با ریسک از اهمیت خاصی برخوردار است. علاوه بر آن، برای افزایش تولید چغندرقند در منطقه مورد مطالعه باید تأکید بر استفاده از تکنولوژی نوین باشد. این امر موجب انتقال به سمت بالای تابع تولید چغندرقند و در نتیجه افزایش عملکرد این محصول خواهد شد.

جدول شماره ۱. کارایی فنی تخمین زده شده به کمک تابع تولید مرزی معین (COLS)

| Variable | Mean | Std.Dev. | Min. | Max. | N |
|---|---|---|---|---|---|
| TE | 0.55 | 0.13 | 0.30 | 1.00 | 50 |

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ۳. آزمون نسبت حداکثر درستنمایی برای انتخاب مدل مناسب (در سطح ٪۵)

| مدل | (محدودیت) | ارزش محاسباتی | ارزش جدول | تصمیم |
|---|---|---|---|---|
| V | $\mu=\eta=\gamma=0$ | $0.5\hat{9}$ | $7.\hat{8}1$ | پذیرش |
| IV | $\mu=\eta=0$ | 0.04 | 5.99 | پذیرش |
| III | $\eta=0$ | 0 | 3.84 | پذیرش |
| II | $\mu=0$ | 0.1 | 3.84 | پذیرش |

جدول شماره ۲. تخمین پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی (MLE) در قالب مدلهای مختلف.

| V | IV | III | II | I | ضرایب |
|---|---|---|---|---|---|
| -1.781 | -1.825 | -1.883 | -1.577 | -1.833 | $B_0$ |
| (1.29) | (1.18) | (1.18) | (1.00) | (1.18) | |
| 0.066 | 0.069 | 0.066 | 0.063 | 0.006 | $B_1$ |
| (0.05) | (0.04) | (0.04) | (0.04) | (0.04) | |
| 0.261 | 0.296 | 0.298 | 0.286 | 0.298 | $B_2$ |
| (0.11) | (0.11) | (0.12) | (0.10) | (0.12) | |
| 0.147 | 0.145 | 0.152 | 0.144 | 0.152 | $B_3$ |
| (0.07) | (0.07) | (0.07) | (0.06) | (0.07) | |
| -0.087 | -0.057 | -0.057 | -0.070 | -0.565 | $B_4$ |
| (0.11) | (0.11) | (0.10) | (0.10) | (0.10) | |
| 0.214 | 0.197 | 0.194 | 0.197 | 0.194 | $B_5$ |
| (0.10) | (0.9) | (0.09) | (0.9) | (0.09) | |
| 0.337 | 0.314 | 0.311 | 0.314 | 0.311 | $B_6$ |
| (0.13) | (0.12) | (0.12) | (0.11) | (0.12 | |
| -0.003 | -0.024 | -0.026 | -0.019 | -0.026 | $B_7$ |
| (0.06) | (0.06) | (0.06) | (0.05) | (0.06) | |
| 0 | 0.724 | 0.804 | 0.667 | 0.804 | $\gamma$ |
| | (0.36) | (0.56) | (0.18) | (0.55) | |
| 0 | 0 | 0 | -0.030 | -1.050 | $\eta$ |
| | | | (1.00) | (1.00) | |
| 0 | 0 | -0.378 | 0 | -0.378 | $\mu$ |
| | | (3.10) | | (3.1) | |
| 0.058 | 0.090 | 0.140 | 0.085 | 0.140 | $6^2$ |
| | (0.05) | (0.43) | (0.02) | (0.43) | |
| 5.003 | 5.278 | 5.298 | 5.248 | 5.298 | LogLikelihood |

اعداد داخل پرانتز خطای معیار است.

منابع:

۱. زیبایی، م. ۱۳۷۵ بررسی تأثیر مجموعه سیاستهای اتخاذ شده در فاصله سالهای ۶۹ تا ۷۲ بر کارایی فنی واحدهای تولیدی شیر استان فارس. مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران: ۳۰۲ـ۲۸۸

2. Afriat, S.N. (1972), 'Efficiency estmation of production function' Internatioal Economic Review 13, 568 - 598.

3. Aigner, D.J. and S.F. Chu (1968), On estimating the industry prodction function', American Economic Review 58, 826 - 839

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

5. Battese, G.E. , T.J. Coelli and T.C. Colby (1986), Estmation of frontier production functions and the efficiencies of Indian farms using panel data from ICRISAT'S village level studies'. Journal of Quantitative Economics 5, 327 - 345.

6. Battese, D.E. and T.J. Coelli (1992), Frontier production function, technical efficiency and panel data : With application to paddy farmers in India', Journal of Productivity Analysis 3, 153 - 169

7. Dugger, R. (1974). An application of bounded nonparametric estimating functions to the analysis of bank cost and production'. Ph.D. Dissertation, University of North Carolina, NC.

8. Farrell, M.J. (1957), 'The measurement of productive efficiency' Journal of the Royal Statistical Society A 120, 253 - 281.

9. Farrell, M.J. and M. Fieldhouse (1962),'Estimating efficient

production under increasing returns to scale',Journal of the Royal Statistical Society A 125, 252 - 267.

10. Jondrow, J., C.A.K. Lovell, I.S. Materor, and P.Schmidt (1982), On estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier Production function' , Journal of Econometics 19, 233 - 238.

11. Meeusen, W. and J. van der Brocck (1977),' Efficiency estimation from Cobb-Douglas Prroduction function with composed eror', Inlernational Economic Review 18, 435 - 444.

12. Meller P. (1976), 'Efficency frontier for industrial establishments of different sizes',Exploration in Economic Research, Occasional papers of the National Bureau Economic Research 3, 376 - 407.

13. Pitt, M.M. and L.F. Lee (1981),' Measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian Weaving Industry, Journal of Developmant Economics 9, 43 - 64.

14. Richmond, J. (1974). 'Estimating the efficiency of production' Internationl Economic Review 15, 515 - 521.

15. Schmidt, P. (1976), 'On the statistical estmation of parametric frontier production funcrion', The Review of Economics and Statistics 58, 238 - 239.

16. Seitz, W.D. (1970),'The measurement of efficiency relative to a frontier production function', American Journal of Agricultural Economics 52, 505 - 511.

17. Seitz, W.D. (1971),'Productive efficiency in the Steam - Electric Generating Industry',Journal of Political Economy 79, 878 - 886.

18. Stevenson, R.E. (1980).' Likelihood functions for generalised stochastic frontier estimation', Journal of Econometrics 13, 57 - 66.

19. Todd, D. (1971),'The relative efficiency of small and large firms',Committee of Inquiry on Small Firms Research Report No. 18, London.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی