فصلنامه علمی- پژوهش مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران
سال دوّم، شماره‌ی۶، تابستان ۱۳۹۲
صفحات: ۴۳- ۵۸

عدم تجانس مشاهده شده در اندازه‌گیری کارآیی هزینه‌ی مطالعه‌ی موردی: کارآیی هزینه‌ی تولید پنبه‌ی آبی در ایران

ابراهیم مرادی[1*]
مصیب پهلوانی[2]
احمد اکبری[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۱/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۲۲

چکیده

تاکنون مطالعاتی با استفاده از روش تصریح توابع تولید مرزی- تصادفی و برآورد کارآیی فنی محصولات کشاورزی در کشور انجام شده است، اما به نقش عوامل غیر قابل کنترل توجهی نشده است. وقتی کارآیی بنگاه‌های مختلف تولیدی بررسی می‌شود ممکن است که عواملی باعث عدم تجانس بنگاه‌ها و تفاوت در کارآیی آنها شوند. بیشتر این عوامل، توسط تولید کننده‌ی قابل کنترل نیستند؛ مانند بارندگی، نوع خاک، بیماری‌ها و سایر عوامل. در این مطالعه، سطح زیر کشت محصول پنبه در هر استان به عنوان عامل عدم تجانس مشاهده شده، در محاسبه‌ی کارآیی هزینه در نظر گرفته شده است و تأثیر عامل عدم تجانس بر کارآیی هزینه‌ی تولید پنبه در هر استان با استفاده از تصریح تابع هزینه‌ی مرزی – تصادفی مدل «پیت و لی» و «داده‌های تابلویی» بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که قیمت نرمال شده کود شیمیایی و دستمزد نرمال شده نیروی کار، بیشترین تأثیر را بر هزینه‌ی تولید در هر هکتار پنبه در کشور دارند. به طوری‌که هر یک درصد افزایش در قیمت کود شیمیایی و دستمزد نیروی کار به‌ترتیب ۰/۳۳ و۰/۳۱ درصد هزینه تولید در هکتار را افزایش می‌دهند. استان کرمان با ۹۶ درصد بالاترین کارایی و استان یزد با ۷۰ درصد کمترین کارایی هزینه تولید پنبه در کشور را داشته‌اند. سطح زیر کشت هر استان به‌عنوان عامل عدم تجانس، تأثیر معناداری بر کارآیی هزینه نداشته است. استفاده صحیح و منطقی از کودهای شیمیایی و توسعه مکانیزاسیون متناسب با وضعیت هر استان، می‌تواند در کاهش هزینه تولید نقش مهمی داشته باشد.

کلید واژه‌ها: کارایی هزینه، عدم تجانس مشاهده شده، روش مرزی تصادفی، پنبه و ایران.

طبقه‌بندی JEL: Q16, O13, C23

۱. دانشجوی دکتری دانشگاه سیستان و بلوچستان(*نویسنده مسئول) **Email:**ebmoradi31@gmail.com
۲. دانشیار دانشگاه سیستان و بلوچستان **Email:**pahlavani@eco.usb.ac.ir
۳. استاد دانشگاه سیستان و بلوچستان **Email:**aakbari@hamoon.usb.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

مدیریت هزینه‌ی تولید، یکی از موضوعات مهم در فرآیند تولید محصولات زراعی است و با اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و واقعی شدن قیمت نهاده‌ها، ضرورت استفاده صحیح و مدیریت کارآمد نهاده‌ها در فرایند تولید، اهمیت و جایگاه خاصی خواهد داشت. اهمیت مدیریت صحیح منابع و افزایش بهره‌وری در فرایند تولید، به حدی است که به جایگاه ارتقای بهره‌وری و رشد کارایی در برنامه‌های توسعه و سند چشم‌انداز، توجه ویژه‌ای شده است. به عنوان نمونه، در سیاست‌های کلی برنامه‌ی پنجم، در بخش امور اقتصادی، بر ارتقای سهم بهره‌وری در رشد اقتصادی به میزان یک سوم تا پایان برنامه‌ی پنجم، تأکید شده است و ارتقای کارآیی از عوامل اثرگذار بر بهره‌وری است.

اگر نگاهی به هزینه‌ی تولید محصولات زراعی در استان‌های مختلف داشته باشیم، هزینه‌ی تولید این محصولات در استان‌های مختلف بسیار متفاوت گزارش شده است. بررسی و تحلیل توصیفی هزینه‌ی تولید محصولات زراعی مورد مطالعه، در سال زراعی ۱۳۸۷–۱۳۸۸ نشـــان دهنده‌ی، اختلاف زیاد در هزینه‌ی تولید محصولات زراعی در استان‌های مختلف کشور است. برای نمونه، استان گلستان(که در گذشته یکی از قطب‌های اصلی تولید پنبه کشور بوده است)، در سال۸۸–۱۳۸۷ بیشترین هزینه‌ی تولید هر کیلوگرم پنبه در کشور(بیش از ۸۰۰ تومان) داشته است، در حالی که استان تهران برای هر کیلوگرم پنبه، تنها ۲۲۰ تومان هزینه کرده است. آمارهای هزینه تولید نشان دهنده‌ی تفاوت آشکار و زیاد در هزینه‌ی تولید محصولات زراعی است(وزارت جهاد کشاورزی، هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی، ۸۸–۱۳۸۷).

با توجه به تفاوت زیاد در هزینه‌ی تولید و عملکرد در هکتار محصول زراعی پنبه، مطالعه و بررسی در خصوص نحوه‌ی مدیریت و استفاده بهینه از منابع در تولید محصول زراعی پنبه و سایر محصولات امری ضروری است. در این پژوهش ضمن معرفی و بررسی کارایی هزینه‌ی تولید محصول پنبه، نحوه‌ی تأثیر عوامل غیرقابل کنترل (که باعث عدم تجانس[1] مشاهده شده بین استان‌های مختلف می‌شود) بررسی شده است. تاکنون مطالعات مختلفی در داخل و خارج کشور در رابطه با اندازه‌گیری کارآیی و بهره‌وری محصولات مختلف با استفاده از دو روش تحلیل پوششی داده‌ها و تخمین توابع مرزی– تصادفی انجام شده است که به تعدادی از آنها اشاره می‌کنیم.

فریادرس و همکاران (۱۳۸۱) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، انواع کارآیی پنبه‌کاران در ۱۳ استان کشور را بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که کارایی فنی پنبه‌کاران در بیشتر استان‌ها بالا است و با توجه به نقش تغییرات فناوری در افزایش بهره‌وری و نهایتاً تولید در هکتار بر پیشرفت فناوری تأکید

1. Heterogeneity

Archive of SID

www.SID.ir

کرده‌اند. نورانی‌آزاد و همکاران (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با استفاده از تابع تولید ترانسندنتال مرزی – تصادفی، کارآیی پنبه‌کاران فارس را بررسی و میانگین کارایی پنبه‌کاران فارس را ۵۷٪ برآورد کرده‌اند. پراکندگی نمرات کارآیی در استان فارس نشان می‌دهد که می‌توان به روش‌های مدیریتی،کارآیی پنبه‌کاران این استان را افزایش داد. یزدانی و پیش‌بهار(۱۳۸۳)، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، انواع کارآیی و عوامل مؤثر بر آن را برای دو محصول پنبه و چغندرقند بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که کارآیی بهره‌برداران در اکثر استان‌های کشور مطلوب نیست. صبوحی و مجرد (۱۳۸۸)، با تصریح تابع تولید مرزی – تصادفی ترانسلوگ و استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی کارآیی پنبه‌کاران خراسان پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که میزان کارآیی فنی نسبت به کارایی مقیاس کمتر است و متوسط کارآیی فنی و مقیاس پنبه‌کاران به ترتیب ۶۳٪ و ۸۸٪ می‌باشد و اظهار داشته‌اند اکثر پنبه‌کاران در مقیاسی نامطلوب پنبه تولید می‌کنند.

در مطالعه‌ای که توسط کرباسی، صبوحی و مرادی(۱۳۸۹)، انجام شده است، ابتدا با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، روند تغییرات بهره‌وری کل نهاده‌ها[1](TFP) در دوره‌ی زمانی ۱۳۷۸-۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵-۱۳۸۶ برای دوازده استان محاسبه گردیده و به اجزاء آن تفکیک و نقش هر جزء بر تغییرات بهره‌وری ارزیابی شده است. سپس آزمون همگرایی β و γ بر روی شاخص بهره‌وری، انجام گرفته است. نتایج نشان می‌دهدکه در دوره‌ی مورد مطالعه، رشد بهره‌وری برای کل کشور منفی (در حدود ۰/۰۰۸- درصد) است و نوسانات رشد بهره‌وری، عمدتاً به تغییرات تکنولوژی مربوط می‌شود. بنابراین، با سرمایه‌گذاری و انتقال تکنولوژِی به بخش کشاورزی می‌توان، بهره‌وری را بهبود بخشید. هر چند در کل دوره‌ی مورد مطالعه، همگرایی رشد بهره‌وری تأیید نشده ولی از سال زراعی۸۲-۱۳۸۱ به بعد همگرایی تأیید شده است.

رفعتی و همکاران (۱۳۹۰) به منظور تعیین درجه‌ی موفقیت پنبه‌کاران استان تهران در استفاده‌ی بهینه از منابع مشخص و همچنین بررسی امکان افزایش تولید محصول با استفاده از مجموعه‌ی مشخصی از منابع و عوامل تولید، به تعیین کارآیی فنی، تخصیصی و اقتصادی این گروه از کشاورزان پرداخته‌اند. پس از برآورد تابع تولید مرزی تصادفی و تعیین میزان کارآیی فنی بهره‌برداران با استفاده از قضیه‌ی دوگانگی، تابع هزینه‌ی مرزی تخمین زده و در نهایت میزان کارآیی تخصیصی و اقتصادی بهره‌برداران محاسبه شده است. براساس نتایج تحقیق یاد شده، محاسبه‌ی انواع کارآیی، نشان می‌دهد که میانگین کارآیی فنی،

1. Total Factor Productivity

Archive of SID

www.SID.ir

تخصیصی و اقتصادی بهره‌برداران نمونه به ترتیب ۹۳، ۸۰ و ۷۴ درصد و اختلاف میان حداقل و حداکثر کارآیی فنی، تخصیصی و اقتصادی به ترتیب ۴۰ ،۴۳ و۳۱ درصد است، که در جای خود قابل تأمل می‌باشد. در زمینه مطالعات خارجی نیز می‌توان به مطالعات محمداحمد و عبدالرزاق البشیر (۲۰۱۲)؛ سباستین مارچاند[1] (۲۰۱۲) کلیمنت یلو[2] و همکاران (۲۰۱۰)، زایوچن[3] و همکاران (۲۰۰۹) و سایر مطالعات اشاره کرد.

بر اساس مطالعات داخلی کارآیی، به دو شیوه‌ی پارامتریک و ناپارامتریک اندازه‌گیری شده است. با توجه به نقش عوامل غیرقابل کنترل، کاربرد روش تخمین مدل‌های مرزی تصادفی (پارامتریک)، مناسب‌تر از روش تحلیل پوششی (ناپارامتریک) است؛ زیرا مدل‌های ناپارامتریک قطعی است و اثر عوامل تصادفی را در بر نمی‌گیرد. در زمینه‌ی مدل‌های پارامتریک توابع مرزی- تصادفی نیز مطالعات داخلی، اکثراً از داده‌های مقطعی بهره برده و از طریق تصریح تابع تولید، به برآورد کارآیی فنی پرداخته‌اند. آنچه روشن است این است که در مطالعات کلان، کیفیت داده‌های مربوط به قیمت نهاده‌ها، نسبت به داده‌های مربوط به میزان استفاده از نهاده‌ها بسیار مناسب‌تر است. بنابراین، تصریح تابع هزینه به جای تابع تولید می‌تواند کیفیت نتایج را افزایش دهد.

در این مطالعه علاوه بر این که از تصریح تابع هزینه و داده‌های تابلویی[4] بهره گرفته شده است، ادبیات مربوط به نقش عوامل غیرقابل کنترل (که باعث عدم تجانس مشاهده شده در بین استان‌های مختلف می‌شود)، مطرح شده و اثر سطح زیر کشت به عنوان عامل تأثیرگذار بر کارآیی هزینه، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در بررسی مطالعات داخلی، مطالعه‌ی مشابه این تحقیق، مشاهده نشده است.

مواد و روش‌ها

فرض کنید مشاهداتی به صورت پانل از I تولیدکننده در T دوره‌ی زمانی در اختیار داریم. البته لازم نیست که داده‌های تابلویی حتماً بالانس باشند. در اینجا فرض می‌کنیم که پانل ما متعادل بوده تابع هزینه شکل تابعی کاب – داگلاس را به خود گرفته و کارآیی هزینه در طول زمان ثابت[5] است. مدل هزینه و یا تولید مرزی به صورت معادله‌ی(۱) قابل بیان است:

1. Sébastien Marchand
2. Clément Yélou
3. Zhuo Chen
4. Panel data
5. Time Invariant

Archive of SID

www.SID.ir

$$y_{it} = \beta' x_{it} + v_{it} \pm u_i \qquad (۱)$$

u_i با علامت مثبت برای تابع هزینه و با علامت منفی برای تابع تولید فرض شده است. در این معادله‌ی v_{it} اخلال آماری تصادفی و $u_i \geq 0$ عدم کارآیی هزینه (ثابت در طول زمان) را نشان می‌دهد. اگر یک فرض استقلال داشته باشیم و بخواهیم فروضی بر روی u و v قرار دهیم. از تکنیک‌های حداکثر درست‌نمایی (MLE) می‌توانیم استفاده کنیم و پارامترهای معادله‌ی (۱) را تخمین بزنیم. آشکار است که روش MLE نسبت به GLS و LSDV پارامترهای کاراتری را ارائه می‌کند؛ زیرا این روش فروضی را در نظر می‌گیرد که در سایر روشها در نظر گرفته نمی‌شود(Kumbhakar and Lovell,2000).

در اینجا تنها خلاصه‌ای از روش را ذکر می‌کنیم. فرضیاتی به صورت زیر (نیمه نرمال) بر روی جزء خطا در یک مدل مرزی تصادفی هزینه که در معادله‌ی (۱) داده شده است را در نظر می‌گیریم.

۱. $v_i \sim iid\ \mathrm{N}(0,\sigma_v^2)$

۲. $u_i \sim iid\ \mathrm{N}^{+}(0,\sigma_u^2)$

۳. v_i و u_i به صورت مستقل از یکدیگر و از رگرسیون توزیع شده‌اند.

تابع حداکثر درست‌نمایی برای نمونه‌ای شامل I تولیدکننده و T دوره‌ی زمانی به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln L = \text{constant-}\frac{I(T-1)}{2}\ln\sigma_v^2 - \frac{I}{2}\ln(\sigma_v^2 + T\sigma_u^2) + \sum_i \ln\left[1-\Phi\left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)\right] - \left(\frac{\varepsilon'\varepsilon}{2\sigma_v^2}\right) + \frac{1}{2}\sum_i\left(\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)^2 \qquad (۲)$$

در اینجا $\mu_{*i} = T\sigma_u^2\bar{\varepsilon}/\left(\sigma_v^2 + T\sigma_u^2\right)$ و $\sigma_2^* = \sigma_u^2\sigma_v^2/\left(\sigma_v^2 + T\sigma_u^2\right)$ است. این تابع حداکثر درستنمایی می‌تواند، با توجه به پارامترها حداکثر شود تا β, σ_v^2 و σ_u^2 به دست آید.

توزیع شرطی $(u \mid \varepsilon)$ چنین خواهد شد:

$$f(u \mid \varepsilon) = \frac{1}{(2\pi)^{1/2}\sigma_*\left[1-\Phi(-\mu_*/\sigma_*)\right]}.\exp\left\{-\frac{(u-\mu_*)^2}{2\sigma_*^2}\right\} \qquad (۳)$$

باتوجه به نحوه‌ی توزیع $f(u \mid \varepsilon)$ که فرض کرده‌ایم نیمه‌نرمال است. از میانگین و یا مد این توزیع می‌توان به عنوان برآورد نقطه‌ای کارآیی هزینه استفاده کرد و داریم:

Archive of SID

www.SID.ir

$$E(u_i \mid \varepsilon_i) = \mu_{*i} + \sigma_* \left[\frac{\phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)}{1-\Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} \right] \quad (۴)$$

و

$$M(u_i \mid \varepsilon_i) = \begin{cases} \mu_{*i} & if\ \varepsilon_i \geq 0 \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (۵)$$

با استفاده از جایگزینی در $CE_i = \exp\{-u_i\}$ می‌توان برآوردی از کارآیی هزینه در حالت زمان ثابت را به دست آورد. یک برآوردگر جایگزین به وسیله‌ی حداقل‌سازی خطای پیش‌بینی به صورت زیر ارائه شده است:

$$E(\exp\{-u_i\} \mid \varepsilon_i) = \frac{1-\Phi(\sigma_* - (\mu_{*i}/\sigma_*))}{1-\Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} . \exp\left\{ -\mu_{*i} + \frac{1}{2}\sigma_*^2 \right\} \quad (۶)$$

فاصله‌ی اطمینان برای هر یک از این برآوردها را نیز می‌توان محاسبه نمود(Kumbhakar and Lovell ,2003).

حال در نظر بگیرید برداری از اطلاعات به صورت z_{it} داریم که این اطلاعات ممکن است بر متغیر وابسته تأثیرگذار باشند. ناگفته نماند که اطلاعات یاد شده مربوط به ویژگی‌های خاص هر بنگاه و در این مطالعه کشاورزی استان‌ها است. این ویژگی‌های خاص، باعث نامتجانس بودن استان‌ها یا بنگاه‌ها شده است. اما بنا به دلایلی نمی‌توانیم آنها را در تابع تولید و هزینه به طور مستقیم وارد نماییم؛ مثلاً تابع هزینه تابعی از مقدار ستاده و قیمت نهاده‌ها است و نمی‌توان هر متغیری را وارد تابع هزینه کرد پس به طور کلی چنین خواهیم داشت:

$$y_{it} = \beta' x_{it} + \alpha' z_{it} + v_{it} \pm u_i \quad (۶)$$

در صورتی که بردار z_{it} حذف شود می‌تواند، بر جزء عدم Kumbhakar and u_i و جزء اخلال v_{it} مؤثر باشد و باعث واریانس ناهمسانی شود و خواهیم داشت؛

$$\begin{aligned} \text{var}\left[U \mid z_{it}\right] &= \sigma_{ui}^2 = \sigma_u^2 \exp(\gamma' z_{it}) \\ \text{var}\left[v \mid z_{it}\right] &= \sigma_{vit}^2 = \sigma_v^2 \exp(\delta' z_{it}) \end{aligned} \quad (۷)$$

این امکان وجود دارد تا تأثیر بردار اطلاعات z_{it} بر واریانس جزء عدم Kumbhakar and u_i و یا جزء اخلال v_{it} یا هر دو بررسی شود.

با در نظر گرفتن بردار z_i و در یک مقطع زمانی خواهیم داشت.

Archive of SID

www.SID.ir

$$\ln l(\alpha,\beta,\sigma_u,\sigma_v,\gamma,\delta,\mu_0,\mu_1) = -\frac{N}{2}\ln 2\pi + \sum_{i=1}^{N}\left[\ln \sigma_i\right] + \sum_{i=1}^{N}\ln \Phi\left[\frac{\mu_i}{\sigma_{ui}}\right]$$

$$+\sum_{i=1}^{N}\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\varepsilon_i+\mu_i}{\sigma_i}\right)^2 + \ln \Phi\left(\frac{\mu_i}{\sigma_i(\sigma_{ui}/\sigma_{vi})} - \frac{\varepsilon_i(\sigma_{ui}/\sigma_{vi})}{\sigma_i}\right)\right] \quad (۸)$$

$$\sigma_i = \sqrt{\sigma_v^2\left[\exp(\delta' z_i)\right]^2 + \sigma_u^2\left[\exp(\gamma' z_i)\right]^2}$$
$$= \sqrt{\sigma_{vi}^2 + \sigma_{ui}^2}$$

می‌توانیم نتایج را به داده‌های تابلویی نیز تعمیم دهیم و تابع هزینه یا تولید مرزی تصادفی را تخمین بزنیم و کارایی هزینه یا کارایی فنی را محاسبه کنیم. کادیل و فرد[1] (۱۹۹۳)، کادیل و همکاران[2] (۱۹۹۵)، هاردی[3](۱۹۹۹) و هاردی و همکاران (۲۰۰۳) مدل خود را با واریانس ناهمسانی در هر دو جزء u_i و v_i تصریح کرده‌اند(Green,2005,2011).

داده‌های آماری و محاسبات

آمار و اطلاعات لازم برای این مطالعه از طریق بانک اطلاعات هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی و سالنامه‌های آماری وزارت جهاد کشاورزی به‌دست آمده است. اطلاعات مربوط به هر استان از سال زراعی ۱۳۷۸-۱۳۷۹ تا سال زراعی ۱۳۸۷-۱۳۸۸ در یک دوره‌ی ده‌ساله برای دوازده استان که نقش اصلی در تولید پنبه‌ی کشور دارند، جمع‌آوری شده است. میانگین تولید پنبه در هکتار در هر سال برای هر استان، به عنوان ستاده و کود شیمیایی مصرفی، مقدار بذر، میانگین وزنی مجموع سموم دفع آفات و علف‌کش‌ها، زمین، نیروی کار و آب در هر سال و برای هر استان، به عنوان نهاده در نظر گرفته شده است. در تابع هزینه تولید، از قیمت نهاده‌ها، هزینه تولید در هکتار و عملکرد در هکتار استفاده شده است. خلاصه‌ای از داده‌های استفاده شده آورده می‌شود.

1. Caudill and Ford
2. Caudill et al
3. Hadri

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱: ویژگی‌های آماری متغیرهای استفاده شده در تحقیق محصول زراعی پنبه

متغیر	توصیف	تعداد مشاهده	واحد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
E_{it}	هزینه تولید در هکتار	۱۲۰	ده ریال	۷۹۸۸۲۰	۳۴۰۷۸۹	۲۵۵۰۶۱	۱۵۷۵۰۷۰
y_{it}	عملکرد در هکتار	۱۲۰	کیلوگرم	۲۶۰۶	۵۲۷	۱۵۰۷	۴۸۹۴
w_{1it}	میانگین وزنی قیمت هر کیلو کود شیمیایی	۱۲۰	ده ریال	۵۸.۳۸	۱۶۶۸	۳۳	۱۴۲
w_{2it}	قیمت هر کیلو بذر	۱۲۰	ده ریال	۳۷۲.۸۸	۱۸۵.۸۳	۱۱۱	۱۲۶۳
w_{3it}	میانگین وزنی قیمت هر کیلو سموم کشاورزی	۱۲۰	ده ریال	۴۲۲۳	۲۷۸۳.۱۷	۱۲۳۴	۱۳۶۳۷
w_{4it}	قیمت زمین (اجاره هر هکتار)	۱۲۰	ده ریال	۱۹۶۹۴۲	۱۴۷۷۰۳	۱۰۱۷۳	۸۰۱۰۹۱
w_{5it}	مجموع آب‌بهای مرحله کاشت و داشت	۱۲۰	ده ریال	۱۲۶۷۰۵	۸۳۵۱۶	۹۶۰۵	۳۴۴۰۲۹
w_{6it}	دستمزد نیروی کار کشاورزی	۱۲۰	ده ریال	۶۳۴۸	۳۸۴۸	۱۵۳۸	۱۷۲۴۷

منبع: وزارت جهاد کشاورزی و محاسبات تحقیق

تنظیم داده‌های آماری بر مبنای نتایج حاصل از آمارگیری طرح هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی بوده و در مورد قیمت دو نهاده آب و ماشین‌آلات، محدودیت وجود داشته است. از آنجا که قیمت آب در دسترس نبوده از مجموع آب بهای مرحله‌ی کاشت و داشت(که طبیعتاً همبستگی بسیار بالایی با قیمت آب دارد) استفاده شده است. دستمزد نیروی کار کشاورزی بر مبنای دستمزد تعدیل شده، کارگر ساده ساختمانی با توجه به نسبت درآمد سرانه‌ی روستایی به درآمد سرانه‌ی کل (شهری و روستایی) محاسبه گردیده است. متأسفانه متغیر مناسبی برای قیمت ماشین‌آلات در دسترس نبوده است.

ابتدا سعی شد مدل در قالب ترانسلوگ تصریح شود؛ اما به علت معنادار نشدن واریانس جزء اخلال و واریانس جزء عدم کارایی u_i، نتایج قابل استناد نبود. بنابراین، از شکل تابعی کاب داگلاس استفاده شده است. اگر فرض کنیم که اساس قطعی تابع هزینه‌ی تک‌معادله‌ای با یک ستاده $c(y_{it}, w_{nit}; \beta)$ بر اساس شکل تابعی کاب- داگلاس خطی- لگاریتمی باشد، مدل مرزی تصادفی هزینه می‌توان به صورت زیر نوشت:

Archive of SID

www.SID.ir

$$\ln(\frac{E_{it}}{w_{kit}}) = \beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \sum_n \beta_n \ln(\frac{w_{nit}}{w_{kit}}) + v_{it} + u_{it} \qquad (۱۰)$$

در اینجا فرض نیمه نرمال $u_{it} \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ را در نظر می‌گیریم و مدل را با استفاده از نرم‌افزار Nlogit 0.5 در چهار حالت تخمین زده می‌زنیم و نتایج حاصل از تخمین مقایسه و تحلیل می‌شود.

مدل یک: مدل هزینه‌ی مرزی تصادفی (اثرات تصادفی پیت و لی) بدون تأثیر متغیر سطح زیر کشت.

مدل دو: مدل هزینه‌ی مرزی تصادفی (اثرات تصادفی پیت و لی) با تأثیر متغیر سطح زیر کشت بر واریانس عدم کارآیی هزینه.

مدل سه: مدل هزینه‌ی مرزی تصادفی (اثرات تصادفی پیت و لی) با تأثیر متغیر سطح زیر کشت بر واریانس جزء اخلال.

مدل چهار: مدل هزینه‌ی مرزی تصادفی (اثرات تصادفی پیت و لی) با تأثیر متغیر سطح زیر کشت بر واریانس جزء اخلال و واریانس عدم کارآیی هزینه.

برای اینکه مشخص شود که مدل باید به روش مرزی تخمین زده شود یا غیر مرزی یا اصطلاحاً در تولید پنبه عدم کارآیی هزینه وجود دارد یا خیر، از آزمون خی‌دو به صورت زیر استفاده و آماره به دست آمده نیز با آماره کاد- پالم مقایسه می‌شود.

$$chi - sq = 2 \times \left[\log l(sf) - \log l(ls)\right] \qquad (۱۲)$$

جدول ۲: آماره چی دو و کادپالم – محصول زراعی پنبه

آماره	مدل با داده‌های آمیخته	مدل۱	مدل۲	مدل۳	مدل۴
Chi-sq	۶.۷۵	۲۶.۰۴	۳۰.۲۴	۲۶.۶۳	۳۰.۷۳۱
Kodde-Palm 99%***;95% **= 5.412; 2.706					

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از آزمون نسبت حداکثر درستنمایی بین مدل مرزی تصادفی و غیر مرزی، نشان می‌دهد که هر چهار مدل را می‌توان به شیوه‌ی مرزی تصادفی تخمین زد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳: نتایج حاصل از تخمین مدل‌های چهارگانه- محصول زراعی پنبه

متغیر	مدل۱	مدل۲	مدل۳	مدل۴
constant	۳.۹۶۲۲×××	۳.۹۸۱۰	۳.۹۶۵۲××	۳.۹۷۴۷
$\ln y_{it}$	۰.۱۱۵۵	۰.۱۱۹۶	۰.۱۱۵۲۸	۰.۱۲۱۰۱
$\ln(w_{1it}/w_{2it})$	۰.۳۳۱۵۱××	۰.۳۳۱۴	۰.۳۲۸۰۷	۰.۳۲۷۵۰
$\ln(w_{3it}/w_{2it})$	۰.۰۳۴۱۳	۰.۰۴۶۴۲	۰.۰۳۷۳۵	۰.۰۴۹۹۸
$\ln(w_{4it}/w_{2it})$	۰.۲۳۱۸۱×××	۰.۲۳۱۳۹××	۰.۲۲۷۱۰×××	۰.۲۲۶۱۴××
$\ln(w_{5it}/w_{2it})$	۰.۱۶۱۲۸×××	۰.۱۶۳۷۷	۰.۱۶۱۳۱×××	۰.۱۶۴۸۶×
$\ln(w_{6it}/w_{2it})$	۰.۳۱۵۸۰×××	۰.۲۹۱۷۱×××	۰.۳۲۱۱۸×	۰.۲۹۴۸۰××
$\lambda = \sigma_u/\sigma_v$	۱.۲۱۱۴۱×	۲۵.۸۸۳۲	۰.۷۶۹۴۶	۱۶.۰۷۴۷
$\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$	۰.۲۱۱۶۰××	۳.۵۱۶۹	۰.۲۶۲۲۱	۳.۲۵۹۶۱
σ_u	۰.۱۶۳۱۸	۳.۵۱۴۳	۰.۰۲۵۵۷	۳.۲۵۳۳
σ_v	۰.۱۳۴۷	۰.۱۳۵۷۸	۰.۰۴۳۱۸	۰.۲۰۲۳۹
Ln likelihood	۵۹.۷۵۱۷	۶۱.۸۵۱۱۳	۶۰.۰۴۳	۶۲.۰۹
تأثیر متغیر لگاریتم سطح	-----	----	-۰.۱۰۶۶۵	-۰.۰۹۸۱۲
زیر کشت بر واریانس ناهمسانی	-----	-۰.۸۶۳۱۷	-----	-۰.۸۴۵۸۷

منبع: محاسبات تحقیق

در سطح آخر جدول (۳)، تأثیر لگاریتم متغیر سطح زیر کشت بر واریانس جزء عدم کارآیی u_i و جزء اخلال v_{it} بررسی شده است. این تأثیر منفی است و معنادار نشده است؛ یعنی اینکه سطح زیر کشت تأثیر معناداری بر کارآیی هزینه‌ی تولید پنبه نخواهد داشت. برای بررسی بیشتر موضوع، ابتدا در هر چهار مدل شرح داده شده کارآیی هزینه را محاسبه و سپس مهم‌ترین ویژگی‌های آماری و نمودار چگالی کرنل را رسم کرده‌ایم.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤: ویژگی‌های آماری کارایی هزینه محاسبه شده با فروض مختلف- محصول پنبه

متغیر	توصیف	تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
EU	کارایی هزینه مدل ۱	۱۲	۰.۸۸۱	۰.۸۰۷۶	۰.۷۰۹	۰.۹۶۶
EUHET	کارایی هزینه مدل ۲	۱۲	۰.۹۰۵	۰.۰۸۱۰۲۵	۰.۷۱۵	۰.۹۷۴
EVHET	کارایی هزینه مدل ۳	۱۲	۰.۸۸۳	۰.۰۷۸۸۶۲	۰.۷۱۹	۰.۹۶۶
EUVHET	کارایی هزینه مدل ۴	۱۲	۰.۹۰۶	۰.۰۷۹۶۸۶	۰.۷۲۲	۰.۹۷۴

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از تخمین کارآیی هزینه در چهار مدل مورد نظر نشان می‌دهد که تأثیر متغیر سطح زیر کشت بر واریانس جزء اخلال بسیار ناچیز است و تأثیر آن بر واریانس جزء عدم کارآیی هزینه، بیشتر از تأثیر بر واریانس جزء اخلال است، اما این تأثیر مطابق جدول (۳) آنقدر زیاد نیست که معنادار شود. نتایج حاصل از مدل ۲با ۴ و مدل ۱ با ۳ شباهت بیشتری به هم دارد. این شباهت در نمودار چگالی کرنل به خوبی نشان داده شده است.

جدول ٥:نتایج حاصل از محاسبه کارایی هزینه چهار مدل مورد نظر- محصول زراعی پنبه

استان	EU	EUHET	EVHET	EUVHET
کرمان	۰.۹۶۶	۰.۹۷۴	۰.۹۶۶	۰.۹۷۴
تهران	۰.۹۶۵	۰.۹۷۰	۰.۹۶۴	۰.۹۷۰
گلستان	۰.۹۶۰	۰.۹۷۳	۰.۹۶۱	۰.۹۷۴
فارس	۰.۹۴۹	۰.۹۶۵	۰.۹۵۲	۰.۹۶۷
اصفهان	۰.۹۴۰	۰.۹۵۶	۰.۹۴۱	۰.۹۵۷
خراسان	۰.۹۰۲	۰.۹۶۹	۰.۹۰۴	۰.۹۶۷
سمنان	۰.۸۷۵	۰.۹۱۶	۰.۸۷۷	۰.۹۱۸
مرکزی	۰.۸۵۷	۰.۸۸۷	۰.۸۶۰	۰.۸۹۰
اردبیل	۰.۸۳۴	۰.۸۵۸	۰.۸۳۲	۰.۸۵۵
قم	۰.۸۲۰	۰.۸۵۵	۰.۸۲۵	۰.۸۵۹
آذربایجان شرقی	۰.۸۰۰	۰.۸۲۱	۰.۸۰۰	۰.۸۲۰
یزد	۰.۷۰۹	۰.۷۱۵	۰.۷۱۹	۰.۷۲۲

منبع: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٦: همبستگی بین نمرات کارایی محاسبه شده چهار مدل مورد بررسی- محصول زراعی پنبه

متغیر	EU	EUHET	EVHET	EUVHET
EU	۱			
EUHET	۰.۹۷	۱		
EVHET	۰.۹۹	۰.۹۷	۱	
EUVHET	۰.۹۷	۰.۹۹	۰.۹۷	۱

منبع: محاسبات تحقیق

ضریب همبستگی بین کارآیی محاسبه شده، بالا است و سطح زیر کشت باعث تفاوت اساسی در نتایج نشده است.

اگر چگالی نتایج به دست آمده برای کارایی هزینه را ترسیم کنیم، تفاوت در نتایج حاصله مشخص می‌شود. برآورد چگالی به روش کرنل یکی از روش‌های مناسب است که فرمول کلی آن به صورت زیر است:

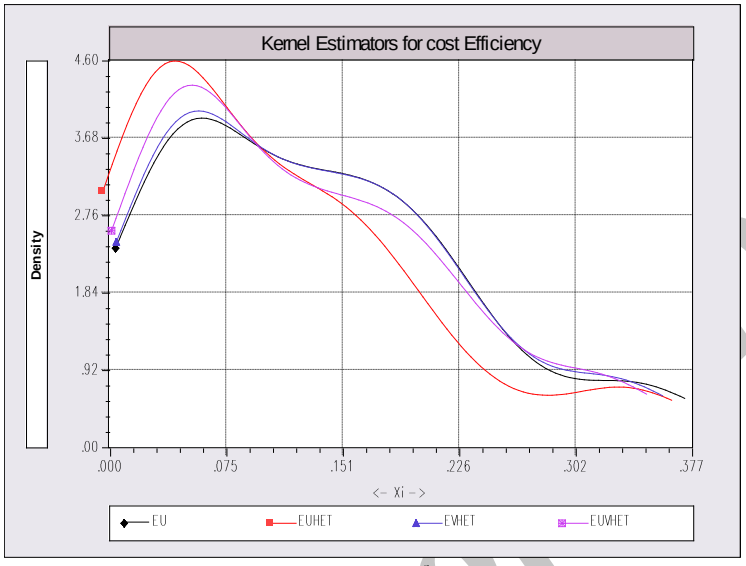
$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} k\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \qquad (۱۲)$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} k(x)dx = 1$$

در این رابطه h پارامتر هموارسازی یا پهنای باند نامیده می‌شود و تابع k شکل برآمدگی‌ها (مستطیل، مثلث، زنگوله‌ای، سهمی) را مشخص می‌کند و پهنای آن را h تعیین می‌کند(Silverman,1986).

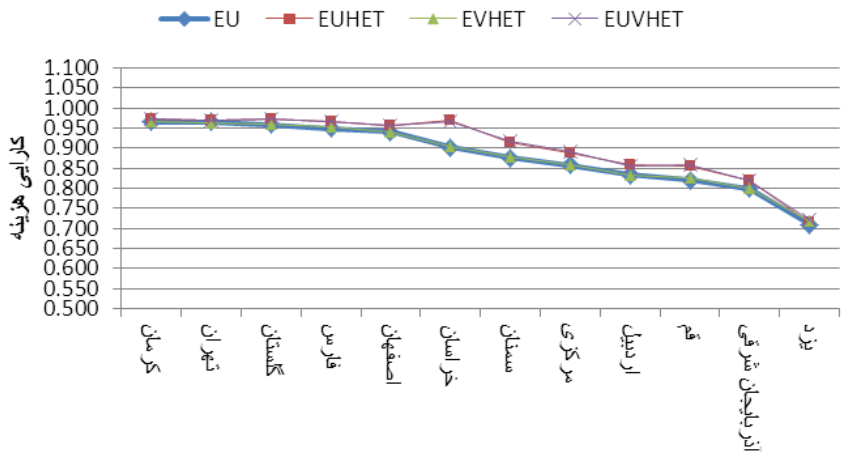
Archive of SID

www.SID.ir



نمودار ۱. چگالی کرنل کارآیی هزینه‌ی تولید محصول زراعی پنبه

شکل نمودار چگالی کرنل به هم نزدیک است و تفاوت زیادی بین نمودارها دیده نمی‌شود؛ بنابراین، سطح زیر کشت، تأثیر معناداری بر کارآیی هزینه نخواهد داشت.



نمودار ۲. کارآیی هزینه‌ی پنبه‌ی محاسبه شده با فروض مختلف واریانس ناهمسانی

www.SID.ir

نمودار (۲) نیز تأیید کننده‌ی آن است که سطح زیر کشت، اثر چندانی بر کارآیی هزینه‌ی تولید پنبه، در استان‌های مختلف نداشته است. تنها کارآیی هزینه تولید پنبه در استان خراسان تا حدودی تحت تأثیر متغیر لگاریتم سطح زیر کشت قرار گرفته و پس از این تأثیر، کارآیی آن به میزان ۶ درصد افزایش یافته است.

نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه، محاسبه‌ی کارایی تولید پنبه به روش مرزی تصادفی و کاربرد تجربی اثر عدم تجانس مشاهده شده، بر نمره‌ی کارایی در زراعت پنبه کشور می‌باشد. برای این منظور ابتدا تابع هزینه مرزی تصادفی تصریح شده است و سپس مدل با فروض مختلف مطابق جدول (۳) تخمین زده و نمرات کارایی برای استان‌های مختلف کشور، شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل مرزی- تصادفی هزینه، بدون تأثیر عامل عدم تجانس بر نمره‌ی کارایی نشان می‌دهد که متغیر عملکرد در هکتار، تأثیر معناداری بر هزینه تولید نداشته است. یعنی استان‌هایی که عملکرد در هکتار بالاتری داشته‌اند، لزوماً افزایش عملکرد آنها همراه با افزایش استفاده از نهاده‌ها و پیرو آن افزایش هزینه‌ی تولید نبوده است.

نکته‌ی دیگری که شاید تا حدی در دید اول، دور از انتظار باشد تأثیر قیمت نرمال شده کود شیمیایی بر هزینه‌ی تولید نرمال شده است. به طوریکه هر یک درصد افزایش در قیمت نرمال شده کود شیمیایی باعث افزایش ۰/۳۳ درصدی در هزینه‌ی تولید نرمال شده هر هکتار پنبه می‌شود و در بین نهاده‌ها قیمت کود شیمیایی بیشترین اثر را بر هزینه‌ی تولید در هکتار دارد. بعد از قیمت کود شیمیایی بیشترین تأثیر، مربوط به دستمزد نرمال شده نیروی کار است. اگر به ساختار تولید محصول پنبه توجه داشته باشیم، محصول پنبه یک محصول کاربر است. در بیشتر استان‌های کشور برداشت پنبه با دست انجام می‌شود و مقدار مصرف کود شیمیایی در زراعت این محصول نسبت به سایر محصولات کشاورزی بالاست و همین امر می‌تواند، دلیل احتمالی بالا بودن ضریب قیمت کود شیمیایی و دستمزد باشد. قیمت نرمال شده سموم کشاورزی معنادار نشده است؛ زیرا سهم هزینه سموم کشاورزی در هزینه تولید ناچیز است.

نتایج حاصل از محاسبه کارایی هزینه نشان می‌دهد که استان کرمان با ۹۶ درصدکارآیی، بالاترین نمره را داراست و پس از این استان، استان‌های تهران، گلستان و فارس قرار دارند. استان یزد کمترین کارآیی هزینه‌ی تولید پنبه را در بین استان‌های تولیدکننده دارد. این استان به علت شرایط اقلیمی و نوع خاک، کشاورزی با دشواری‌های خاص خود روبروست. نگاهی کلی به آمار مربوط به هزینه‌ی تولید پنبه در کشور نشان می‌دهد، که در سال ۱۳۸۷-۱۳۸۸ استان تهران کمترین هزینه‌ی تولید هر کیلوگرم پنبه و استان یزد

Archive of SID

www.SID.ir

(پس از استان‌های خراسان رضوی و قم)، بیشترین هزینه‌ی تولید در هکتار پنبه را داشته است. البته باید توجه شود محاسبات این تحقیق در دوره‌ی زمانی ۱۰ ساله است. نتایج حاصل از تحلیل اثر عدم تجانس مشاهده شده، نشان می‌دهد سطح زیر کشت هر استان، به عنوان عامل عدم‌تجانس، تأثیر معناداری بر نمره‌ی کارآیی نداشته است.

با توجه به اینکه قیمت کود شیمیایی و دستمزد نیروی کار، عوامل مؤثر بر افزایش هزینه‌ی تولید تشخیص داده شده‌اند، فراهم کردن زمینه‌ی مکانیزاسیون برداشت پنبه در استان‌هایی که با کمبود نیروی کار بیشترو دستمزدهای بالاتر مواجه هستند و تعیین دقیق و علمی نیازمندی گیاه پنبه در هر مزرعه به کود شیمیایی و کاهش منطقی آن می‌تواند هزینه‌ی تولید را کاهش دهد. برای مطالعات جدید به محققان سه پیشنهاد ارائه می‌شود؛ امکان‌سنجی کاهش هزینه‌ی تولید، کاربرد متغیرهای غیرقابل کنترل مخصوصاً در مطالعات خرد به عنوان عوامل عدم‌تجانس مشاهده شده وگسترش مطالعات داخلی در مورد عدم‌تجانس مشاهده نشده است.

منابع

– رفعتی م. و همکاران (۱۳۹۰)؛تعیین کارآیی فنی، تخصیصی و اقتصادی پنبه‌کاران استان تهران (مطالعه موردی شهرستان ورامین)، *اقتصاد کشاورزی جلد ۴* ، شماره‌ی۴: ۱۷۳–۱۹۸.

– فریادرس،و.،چیذری،ا. ومرادی،ا. (۱۳۸۱)، اندازه‌گیری و مقایسه کارایی پنبه‌کاران ایران، *فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه۱۰* (۴۰): ۸۹–۱۰۲.

– کرباسی ع.، صبوحی م. و مرادی ا. (۱۳۸۹)؛ بررسی تغییرات و همگرایی رشد بهره‌وری پنبه در استان‌های کشور»، *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد۲، شماره‌ی۲، تابستان.

– نورانی آزاد، ح.،محمدی،ح. ونجاتی،ع.(۱۳۸۵)؛تعیین کارآیی فنی کشاورزان پنبه کار در استان فارس،*فصلنامه توسعه و بهره وری*، ۱(۲): ۵۲–۴۱.

– وزارت جهاد کشاورزی، (۱۳۹۰)؛ «هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی، سال زراعی ۸۸–۱۳۷۸، جلد اول، *معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی، دفتر آمار و فناوری اطلاعات*، تهران، ایران.

– یزدانی،س . و پیش بهار،ا. (۱۳۸۳)؛ارزیابی انواع کارآیی محصولات پنبه و چغندرقند در ایران با استفاده از روش تحلیلی داده‌های فراگیر پوششی، *فصلنامه کشاورزی دانشگاه تهران ۶(۱).*

- Clément Yélou, Bruno Larue ,Kien C. Tran;(2010);"*Threshold effects in panel data stochastic frontier models of dairy production"*, Economic Modeling 27: 641–647.

Archive of SID

www.SID.ir

- Greene, W.,(2005);"*Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model",* Journal of Econometrics 126: 269–303.
- Greene, W.,(2011);*"LIMDEP version 10, Econometric Modeling Guide",* Volume 2, Econometric Software, Inc. Plainview, NY, USA.
- Hardi, K. C. Guermat, C.and Whitttaker, j.,(2003);*"Estimating Farm efficiency in the presence of double heteroscedasticity using panel",* Journal of Applied Economics, Vol. VI, No. 2 (Nov 2003): 255-268
- Kumbhakar, S. C. and Knox Lovell, C. A.,(2000);*"Stochastic Frontier Analysis*", First Published, New York, Cambridge University Press.
- Kumbhakar, S. C. and Knox Lovell, C. A., (2003);*"Stochastic Production Frontier*", Second edition, New York: Cambridge University Press.
- Kodde, D., & Palm, F., (1986);"Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions",*Econometrica*, 54: 1243–1248.
- Mohamed Ahmed A., Abdul Razig AL-Basheer A., (2012);"*Economic efficiency of wheat production in Gezira scheme,Sudan*", Journal of the Saudi Society of Agricultural Sciences (2012) 11: 1–5.
- Pitt. M., L.F. Lee ., (1981);"*The Measurement and Source of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry",* Journal of Development Economics,9: 43-64.
- Silverman, B.W., (1986);*"Density Estimation for Statistics and Data Analysis*", Chapman& Hall, 1986.
- Sébastien M., (2012);*"Analysis The relationship between technical efficiency in agriculture and deforestation in the Brazilian Amazon*", Ecological Economics 77 (2012): 166–175.
- Hardi, K. C. Guermat, C.and Whitttaker, j.,(2003);"*Estimating Farm efficiency in the presence of double heteroscedasticity using panel",* Journal of Applied Economics, Vol. VI, No. 2 (Nov 2003): 255-268.
- Zhuo Chen ,Wallace E. Huffman , Scott R., (2009); "*Farm technology and technical efficiency: Evidence from four regions in China*", China Economic Review 20 (2009): 153–161.

Archive of SID

www.SID.ir