

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

ابراهیم مرادی^{*1}

مصیب پهلوانی²

احمد اکبری³

تاریخ دریافت: 1391/11/30 تاریخ پذیرش: 1391/12/22

چکیده

تاکنون مطالعاتی با استفاده از روش تصریح توابع تولید مرزی-تصادفی و برآورد کارایی فنی محصولات کشاورزی در کشور انجام شده است، اما به نقش عوامل غیر قابل کنترل توجهی نشده است. وقتی کارایی بنگاه‌های مختلف تولیدی بررسی می‌شود ممکن است که عواملی باعث عدم تجانس بنگاه‌ها و تفاوت در کارایی 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 کارایی هزینه در نظر گرفته شده است و تأثیر عامل عدم تجانس بر کارایی 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 طوری که هر یک درصد افزایش در قیمت کود شیمیایی و دستمزد نیروی کار به ترتیب 0/33 و 0/31 درصد هزینه تولید در هکتار را افزایش می‌دهند. استان کرمان با 96 درصد بالاترین کارایی و استان یزد با 70 درصد کمترین کارایی هزینه تولید پنبه در کشور را داشته‌اند. سطح زیر کشت هر استان به عنوان عامل عدم تجانس، تأثیر معناداری بر کارایی 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

Email:ebmoradi31@gmail.com

Email:pahlavani@eco.usb.ac.ir

Email:aakbari@hamoon.usb.ac.ir

1. دانشجوی دکتری دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)

2. دانشیار دانشگاه سیستان و بلوچستان

3. استاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

مقدمه

مدیریت هزینه‌ی تولید، یکی از موضوعات مهم در فرایند 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 کارایی 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 1387-1388 نشان 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 سال 88-1387 بیشترین هزینه‌ی تولید هر کیلوگرم پنبه در کشور (بیش از 800 تومان) داشته است، در حالی که استان تهران برای هر کیلوگرم پنبه، تنها 220 تومان هزینه کرده است. آمارهای هزینه‌ی تولید نشان دهنده‌ی تفاوت آشکار و زیاد در هزینه‌ی تولید محصولات زراعی است (وزارت جهاد کشاورزی، هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی، 88-1387).

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 تجانس¹ مشاهده شده بین استان‌های مختلف می‌شود) بررسی شده است. تاکنون مطالعات مختلفی در داخل و خارج کشور در رابطه با اندازه‌گیری کارایی 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 (1381) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، انواع کارایی پنبه‌کاران در 13 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

کرده‌اند. نورانی‌آزاد و همکاران (1385) در مطالعه‌ای با استفاده از تابع تولید ترانسندنتال مرزی - تصادفی، کارایی پنبه‌کاران فارس را بررسی و میانگین کارایی پنبه‌کاران فارس را 57% برآورد کرده‌اند. پراکندگی نمرات کارایی در استان فارس نشان می‌دهد که می‌توان به روش‌های مدیریتی، کارایی پنبه‌کاران این استان را افزایش داد. یزدانی و پیش‌بهار (1383)، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، انواع کارایی و عوامل مؤثر بر آن را برای دو محصول پنبه و چغندر قند بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که کارایی بهره‌برداران در اکثر استان‌های کشور مطلوب نیست. صبوحی و مجرد (1388)، با تصریح تابع تولید مرزی - تصادفی ترانسلوگ و استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی کارایی پنبه‌کاران خراسان پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که میزان کارایی فنی نسبت به کارایی مقیاس کمتر است و متوسط کارایی فنی و مقیاس پنبه‌کاران به ترتیب 63% و 88% می‌باشد و اظهار داشته‌اند اکثر پنبه‌کاران در مقیاس نامطلوب پنبه تولید می‌کنند.

در مطالعه‌ای که توسط کرباسی، صبوحی و مرادی (1389)، انجام شده است، ابتدا با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، روند تغییرات بهره‌وری کل نهاده‌ها¹ (TFP) در دوره‌ی زمانی 1378-1379 تا 1385-1386 برای دوازده استان محاسبه گردیده و به اجزاء آن تفکیک و نقش هر جزء بر تغییرات بهره‌وری ارزیابی شده است. سپس آزمون همگرایی b و g بر روی شاخص بهره‌وری، انجام گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که در دوره‌ی مورد مطالعه، رشد بهره‌وری برای کل کشور منفی (در حدود 0/008- درصد) است و نوسانات رشد بهره‌وری، عمدتاً به تغییرات تکنولوژی مربوط می‌شود. بنابراین، با سرمایه‌گذاری و انتقال تکنولوژی به بخش کشاورزی می‌توان، بهره‌وری را بهبود بخشید. هر چند در کل دوره‌ی مورد مطالعه، همگرایی رشد بهره‌وری تأیید نشده ولی از سال زراعی 82-1381 به بعد همگرایی تأیید شده است. رفعتی و همکاران (1390) 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 کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی این گروه از کشاورزان پرداخته‌اند. پس از برآورد تابع تولید مرزی تصادفی و تعیین میزان کارایی فنی بهره‌برداران با استفاده از قضیه‌ی دوگانگی، تابع هزینه‌ی مرزی تخمین زده و در نهایت میزان کارایی تخصیصی و اقتصادی بهره‌برداران محاسبه شده است. براساس نتایج تحقیق یاد شده، محاسبه‌ی انواع کارایی، نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی بهره‌برداران نمونه به ترتیب 93، 80 و 74 درصد و اختلاف میان حداقل و

1. Total Factor Productivity

حداکثر کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی به ترتیب 40، 43 و 31 درصد است. که در جای خود قابل تأمل می‌باشد. در زمینه مطالعات خارجی نیز می‌توان به مطالعات محمداحمد و عبدالرزاق البشیر (2012)؛ سباستین مارچاند¹ (2012) کلیمنت یلو² و همکاران (2010)، زایوچن³ و همکاران (2009) و سایر مطالعات اشاره کرد.

بر اساس مطالعات داخلی کارایی، 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 کارایی 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 تابلویی⁴ 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 کارایی هزینه، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در بررسی مطالعات داخلی، مطالعه‌ی مشابهین 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 کارایی هزینه در طول زمان ثابت⁵ است. مدل هزینه و یا تولید مرزی به صورت معادله‌ی (1) قابل بیان است:

$$y_{it} = \mathbf{b}'x_{it} + v_{it} \pm u_i \quad (1)$$

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

u_i با علامت مثبت برای تابع هزینه و با علامت منفی برای تابع تولید فرض شده است. در این معادله‌ی v_{it} اخلاص آماری تصادفی و $u_i \geq 0$ عدم کارایی 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 (1) را تخمین بزنیم. آشکار است که روش MLE نسبت به GLS و LSDV پارامترهای کارتری 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 (1) داده شده است را در نظر می‌گیریم.

$$v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2) \quad 1.$$

$$u_i \sim iid N^+(0, \sigma_u^2) \quad 2.$$

3. u_i و v_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:

$$\ln L = \text{constant} - \frac{I(T-1)}{2} \ln s_v^2 - \frac{I}{2} \ln (s_v^2 + T s_u^2) + \sum_i \ln \left[1 - \Phi \left(-\frac{m_i}{s_*} \right) \right] - \left(\frac{e'e}{2s_v^2} \right) + \frac{1}{2} \sum_i \left(\frac{m_i}{s_*} \right)^2 \quad (2)$$

در اینجا $m_i = T s_u^2 \bar{e} / (s_v^2 + T s_u^2)$ و $s_*^2 = s_u^2 s_v^2 / (s_v^2 + T s_u^2)$ است. این تابع حداکثر درست‌نمایی می‌تواند، با توجه به پارامترها حداکثر شود تا s_v^2, b, s_u^2 به دست آید.

توزیع شرطی $(u | e)$ چنین خواهد شد:

$$f(u | e) = \frac{1}{(2p)^{1/2} s_* [1 - \Phi(-m_*/s_*)]} \cdot \exp \left\{ -\frac{(u - m_*)^2}{2s_*^2} \right\} \quad (3)$$

با توجه به نحوه‌ی توزیع $f(u | e)$ که فرض کرده‌ایم نیمه‌نرمال است. از میانگین و یا مد این توزیع می‌توان به عنوان برآورد نقطه‌ای کارایی هزینه استفاده کرد و داریم:

$$E(u_i | e_i) = m_{*i} + s_* \left[\frac{f(-m_{*i}/s_*)}{1 - \Phi(-m_{*i}/s_*)} \right] \quad (4)$$

و

$$M(u_i | e_i) = \begin{cases} m_i & \text{if } e_i \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (5)$$

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

$$E(\exp\{-u_i\} | e_i) = \frac{1 - \Phi(s_* - (m_i/s_*))}{1 - \Phi(-m_i/s_*)} \cdot \exp\left\{-m_i + \frac{1}{2}s_*^2\right\} \quad (6)$$

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 که‌های 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:

$$y_{it} = b'x_{it} + a'z_{it} + v_{it} \pm u_i \quad (6)$$

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

$$\text{var}[U | z_{it}] = s_{ui}^2 = s_u^2 \exp(g'z_{it}) \quad (7)$$

$$\text{var}[v | z_{it}] = s_{vit}^2 = s_v^2 \exp(d'z_{it})$$

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

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

$$\ln l(a, b, s_u, s_v, g, d, m_0, m_1) = -\frac{N}{2} \ln 2p + \sum_{i=1}^N [\ln s_i] + \sum_{i=1}^N \ln \Phi \left[\frac{m_i}{s_{ui}} \right] \\ + \sum_{i=1}^N \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{e_i + m_i}{s_i} \right)^2 + \ln \Phi \left(\frac{m_i}{s_i (s_{ui}/s_{vi})} - \frac{e_i (s_{ui}/s_{vi})}{s_i} \right) \right] \quad (8)$$

$$s_i = \sqrt{s_v^2 [\exp(d'z_i)]^2 + s_u^2 [\exp(g'z_i)]^2} \\ = \sqrt{s_{vi}^2 + s_{ui}^2}$$

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 فرد¹ (1993)، کادیل و همکاران² (1995)، هاردی³ (1999) و هاردی و همکاران (2003) مدل خود را با واریانس ناهمسانی در هر دو جزء v_i و u_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 1379-1378 تا سال زراعی 1387-1388 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 نهاد 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

جدول 1: 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	120	ده ریال	798820	340789	255061	1575070
y_{it}	عملکرد در هکتار	120	کیلوگرم	2606	527	1507	4894
w_{1it}	میانگین وزنی قیمت هر کیلو کود شیمیایی	120	ده ریال	58.38	16.68	33	142
w_{2it}	قیمت هر کیلو بذر	120	ده ریال	372.88	185.83	111	1263
w_{3it}	میانگین وزنی قیمت هر کیلو سموم کشاورزی	120	ده ریال	4223	2783.17	1234	13637
w_{4it}	قیمت زمین (آجاره هر هکتار)	120	ده ریال	196942	147703	10173	801091
w_{5it}	مجموع آب‌بهای مرحله کاشت و داشت	120	ده ریال	126705	83516	9605	344029
w_{6it}	دستمزد نیروی کار کشاورزی	120	ده ریال	6348	3848	1538	17247

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 آب‌بهای 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 اخلاص 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 $c(y_{it}, w_{nit}; b)$ بر اساس شکل تابعی کاب- داگلاس خطی - لگاریتمی باشد، مدل مرزی تصادفی هزینه می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln\left(\frac{E_{it}}{w_{kit}}\right) = b_0 + b_y \ln y_{it} + \sum_n b_n \ln\left(\frac{w_{nit}}{w_{kit}}\right) + v_{it} + u_{it} \quad (10)$$

در اینجا فرض نیمه نرمال $u_{it} \sim N^+(0, S_u^2)$ 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 کارایی هزینه.

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

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

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

$$chi - sq = 2 \times [\log l(sf) - \log l(ls)] \quad (12)$$

جدول 2: آماره خی دو و کادپالم - محصول زراعی پنبه

آماره	مدل با داده‌های آمیخته	مدل 1	مدل 2	مدل 3	مدل 4
Chi-sq	6.75	26.04	30.24	26.63	30.731
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.

جدول 3: نتایج حاصل از تخمین مدل‌های چهارگانه - محصول زراعی پنبه

متغیر	مدل 1	مدل 2	مدل 3	مدل 4
-------	-------	-------	-------	-------

constant	3.9622***	3.9810	3.9652**	3.9747
$\ln y_{it}$	0.1155	0.1196	0.11528	0.12101
$\ln(w_{1it}/w_{2it})$	0.33151**	0.3314	0.32807	0.32750
$\ln(w_{3it}/w_{2it})$	0.03413	0.04642	0.03735	0.04998
$\ln(w_{4it}/w_{2it})$	0.23181***	0.23139**	0.22710***	0.22614**
$\ln(w_{5it}/w_{2it})$	0.16128***	0.16377	0.16131***	0.16486*
$\ln(w_{6it}/w_{2it})$	0.31580***	0.29171***	0.32118*	0.29480**
$I = s_u/s_v$	1.21141*	25.8832	0.76946	16.0747
$s = (s_u^2 + s_v^2)^{1/2}$	0.21160**	3.5169	0.26221	3.25961
s_u	0.16318	3.5143	0.02557	3.2533
s_v	0.1347	0.13578	0.04318	0.20239
Ln likelihood	59.7517	61.85113	60.043	62.09
تأثیر متغیر لگاریتم سطح زیر کشت بر واریانس ناهمسانی	-----	----	-0.10665	-0.09812
	-----	-0.86317	-----	-0.84587

منبع: محاسبات تحقیق

در سطح آخر جدول (3)، تأثیر لگاریتم متغیر سطح زیر کشت بر واریانس جزء عدم کارایی u_i و جزء اخلاص v_{it} بررسی شده است. این تأثیر منفی است و معنادار نشده است؛ یعنی اینکه سطح زیر کشت تأثیر معناداری بر کارایی هزینه‌ی تولید پنبه نخواهد داشت. برای بررسی بیشتر موضوع، ابتدا در هر چهار مدل شرح داده شده کارایی هزینه را محاسبه و سپس مهم‌ترین ویژگی‌های آماری و نمودار چگالی کرنل را رسم کرده‌ایم.

جدول 4: ویژگی‌های آماری کارایی هزینه محاسبه شده با فرض مختلف - محصول پنبه

متغیر	توصیف	تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
EU	کارایی هزینه مدل 1	12	0.881	0.08076	0.709	0.966
EUHET	کارایی هزینه مدل 2	12	0.905	0.081025	0.715	0.974
EVHET	کارایی هزینه مدل 3	12	0.883	0.078862	0.719	0.966
EUVHET	کارایی هزینه مدل 4	12	0.906	0.079686	0.722	0.974

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از تخمین کارایی هزینه در چهار مدل مورد نظر نشان می‌دهد که تأثیر متغیر سطح زیر کشت بر واریانس جزء اخلاص بسیار ناچیز است و تأثیر آن بر واریانس جزء عدم کارایی هزینه، بیشتر از تأثیر بر واریانس جزء اخلاص است، اما این تأثیر مطابق جدول (3) آنقدر زیاد نیست که معنادار شود. نتایج حاصل از مدل 2 با 4 و مدل 1 با 3 شباهت بیشتری به هم دارد. این شباهت در نمودار چگالی کرنل به خوبی نشان داده شده است.

جدول 5: نتایج حاصل از محاسبه کارایی هزینه چهار مدل مورد نظر - محصول زراعی پنبه

EUVHET	EVHET	EUHET	EU	استان
0.974	0.966	0.974	0.966	کرمان
0.970	0.964	0.970	0.965	تهران
0.974	0.961	0.973	0.960	گلستان
0.967	0.952	0.965	0.949	فارس
0.957	0.941	0.956	0.940	اصفهان
0.967	0.904	0.969	0.902	خراسان
0.918	0.877	0.916	0.875	سمنان
0.890	0.860	0.887	0.857	مرکزی
0.855	0.832	0.858	0.834	اردبیل
0.859	0.825	0.855	0.820	قم
0.820	0.800	0.821	0.800	آذربایجان شرقی
0.722	0.719	0.715	0.709	یزد

منبع: محاسبات تحقیق

جدول 6: همبستگی بین نمرات کارایی محاسبه شده چهار مدل مورد بررسی - محصول زراعی پنبه

EUVHET	EVHET	EUHET	EU	متغیر
			1	EU
		1	0.97	EUHET
	1	0.97	0.99	EVHET
1	0.97	0.99	0.97	EUVHET

منبع: محاسبات تحقیق

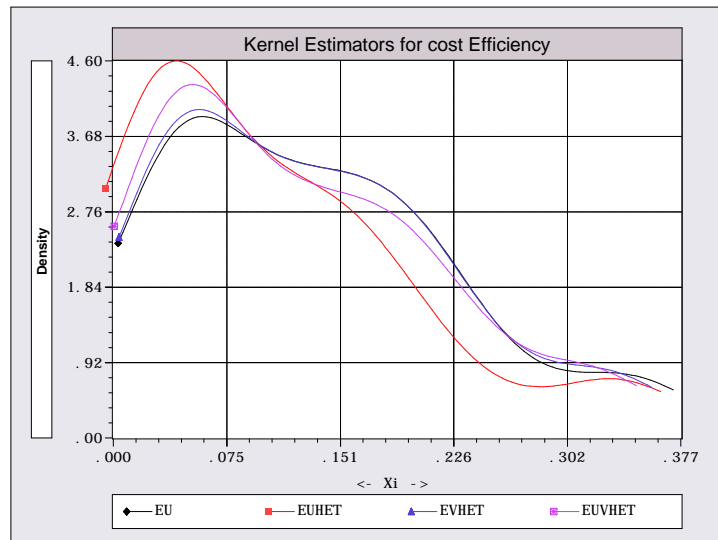
ضریب همبستگی بین کارایی محاسبه شده، بالا است و سطح زیر کشت باعث تفاوت اساسی در نتایج نشده است.

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:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (12)$$

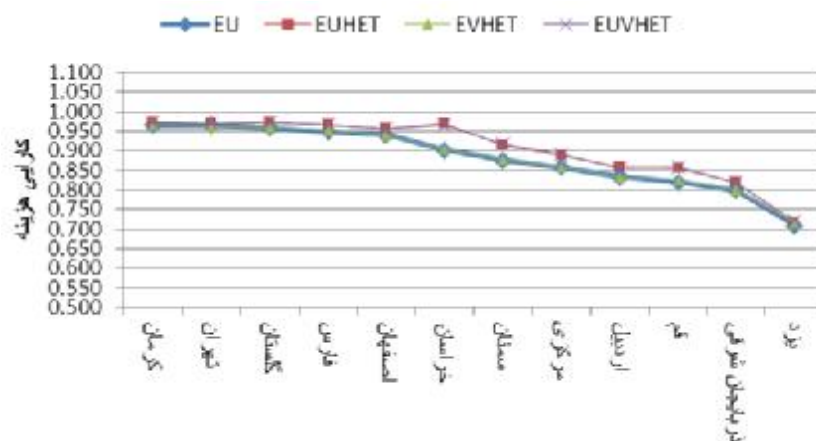
$$\int_{-\infty}^{+\infty} k(x) dx = 1$$

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).



نمودار 1. چگالی کرنل کارایی 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 کارایی هزینه نخواهد داشت.



نمودار 2. کارایی هزینه پنبه‌ای محاسبه شده با فروض مختلف واریانس ناهمسانی

نمودار (2) نیز تأیید کننده‌ی آن است که سطح زیر کشت، اثر چندانی بر کارایی هزینه‌ی تولید پنبه، در استان‌های مختلف نداشته است. تنها کارایی هزینه تولید پنبه در استان خراسان تا حدودی تحت تأثیر متغیر لگاریتم سطح زیر کشت قرار گرفته و پس از این تأثیر، کارایی آن به میزان 6 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 (3) 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 0/33 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 96 درصد کارایی، بالاترین نمره را داراست و پس از این استان، استان‌های تهران، گلستان و فارس قرار دارند. استان یزد کمترین کارایی 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 1387-1388 استان تهران کمترین هزینه‌ی تولید هر کیلوگرم پنبه و استان یزد (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 10 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 کارایی 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 بیشتر و 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 و گسترش مطالعات داخلی در مورد عدم‌تجانس مشاهده نشده است.

منابع

- رفعتی م. و همکاران (1390): تعیین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی پنبه کاران استان تهران (مطالعه موردی شهرستان ورامین)، *اقتصاد کشاورزی* جلد 4، شماره 4: 173-198.
- فریادرس، و.، چیدری، ا.، و مرادی، ا. (1381)، اندازه گیری و مقایسه کارایی پنبه کاران ایران، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه* 10 (40): 89-102.
- کرباسی ع، صبوچی م. و مرادی ا. (1389): بررسی تغییرات و همگرایی رشد بهره‌وری پنبه در استان‌های کشور، *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد 2، شماره 2، تابستان.
- نورانی آزاد، ح.، محمدی، ح. و نجاتی، ع. (1385): تعیین کارایی فنی کشاورزان پنبه کار در استان فارس، *فصلنامه توسعه و بهره‌وری*، 2 (1): 41-52.
- وزارت جهاد کشاورزی، (1390): «هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی، سال زراعی 88-1378، جلد اول، معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی، دفتر آمار و فناوری اطلاعات، تهران، ایران.
- یزدانی، س. و پیش بهار، ا. (1383): ارزیابی انواع کارایی محصولات پنبه و چغندر قند در ایران با استفاده از روش تحلیلی داده‌های فراگیر پوششی، *فصلنامه کشاورزی دانشگاه تهران* 6 (1).
- Clément Yélou, Bruno Larue, Kien C. Tran; (2010); "Threshold effects in panel data stochastic frontier models of dairy production", *Economic Modeling* 27: 641-647.
- 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 Whittaker, 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 Whittaker, 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.

The Observed Heterogeneity in the Measurement of Cost Efficiency Case Study: Cost efficiency of irrigated cotton production in Iran

Ebrahim Moradi¹, Mosayeb Pahlavani², Ahmad Akbari³

Abstract

A number of studies estimated technical efficiency of agricultural production by using stochastic frontier production functions in Iran. But the uncontrollable factors are not attention to estimation production function. When the performances of firms are considered it might be some factors cause heterogeneity of firms and difference of firm efficiency. Most of these factors are not controllable by the producer, such as rainfall, soil type, diseases and other factors. In this study, the area under cotton cultivation in any province as the heterogeneity observed in the calculation of cost-efficiency is considered. And the impact of heterogeneity on the efficiency of cotton production costs in each province was investigated by Using stochastic frontier cost function Pitt and Lee model and panel data. The results show that the normalized price of fertilizer and wage labor normalized has maximum impact on the cost of production per hectare of cotton in the country. So that everyone percent increases in the price of fertilizer and labor, 0.33 and 0.31 percent increase cost in hectare, respectively. Kerman Province with 96 percent efficiency of cotton production in the country had the highest cost efficiency. Whereas Yazd province with 70 percent efficiency had the lowest cost efficiency. The area cultivation as the heterogeneity factor has not significant effects on cost efficiency. Correct and rational use of fertilizers and mechanization development appropriate to the circumstances of each province can play an important role in reducing the cost of production.

Keywords: Cost Efficiency, Observed Heterogeneity, The Stochastic Frontier Approach, Cotton, Iran

JEL: C23, O13, Q16.

1 . Ph. D Student University of Sistan and Baluchistan

2 . Assistant Professor, University of Sistan and Baluchistan

3 . Professor, University of Sistan and Baluchistan

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

ابراهیم مرادی^{*1}

مصیب پهلوانی²

احمد اکبری³

تاریخ دریافت: 1391/11/30 تاریخ پذیرش: 1391/12/22

چکیده

تاکنون مطالعاتی با استفاده از روش تصریح توابع تولید مرزی-تصادفی و برآورد کارایی فنی محصولات کشاورزی در کشور انجام شده است، اما به نقش عوامل غیر قابل کنترل توجهی نشده است. وقتی کارایی بنگاه‌های مختلف تولیدی بررسی می‌شود ممکن است که عواملی باعث عدم تجانس بنگاه‌ها و تفاوت در کارایی آنها شوند. بیشتر این عوامل، توسط تولیدکننده‌ی 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 کارایی هزینه در نظر گرفته شده است و تأثیر عامل عدم تجانس بر کارایی 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 طوری که هر یک درصد افزایش در قیمت کود شیمیایی و دستمزد نیروی کار به ترتیب 0/33 و 0/31 درصد هزینه تولید در هکتار را افزایش می‌دهند. استان کرمان با 96 درصد بالاترین کارایی و استان یزد با 70 درصد کمترین کارایی هزینه تولید پنبه در کشور داشته‌اند. سطح زیر کشت هر استان به عنوان عامل عدم تجانس، تأثیر معناداری بر کارایی 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

Email: ebmoradi31@gmail.com

Email: pahlavani@eco.usb.ac.ir

Email: aakbari@hamoon.usb.ac.ir

1. دانشجوی دکتری دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)

2. دانشیار دانشگاه سیستان و بلوچستان

3. استاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

مقدمه

مدیریت هزینه‌ی تولید، یکی از موضوعات مهم در فرایند 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 کارایی 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 1387-1388 نشان 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 سال 88-1387 بیشترین هزینه‌ی تولید هر کیلوگرم پنبه در کشور (بیش از 800 تومان) داشته است، در حالی که استان تهران برای هر کیلوگرم پنبه، تنها 220 تومان هزینه کرده است. آمارهای هزینه‌ی تولید نشان دهنده‌ی تفاوت آشکار و زیاد در هزینه‌ی تولید محصولات زراعی است (وزارت جهاد کشاورزی، هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی، 88-1387).

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 تجانس¹ مشاهده شده بین استان‌های مختلف می‌شود) بررسی شده است. تاکنون مطالعات مختلفی در داخل و خارج کشور در رابطه با اندازه‌گیری کارایی 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 (1381) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، انواع کارایی پنبه‌کاران در 13 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

کرده‌اند. نورانی‌آزاد و همکاران (1385) در مطالعه‌ای با استفاده از تابع تولید ترانسندنتال مرزی - تصادفی، کارایی پنبه‌کاران فارس را بررسی و میانگین کارایی پنبه‌کاران فارس را 57% برآورد کرده‌اند. پراکندگی نمرات کارایی در استان فارس نشان می‌دهد که می‌توان به روش‌های مدیریتی، کارایی پنبه‌کاران این استان را افزایش داد. یزدانی و پیش‌بهار (1383)، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، انواع کارایی و عوامل مؤثر بر آن را برای دو محصول پنبه و چغندر قند بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که کارایی بهره‌برداران در اکثر استان‌های کشور مطلوب نیست. صبحی و مجرد (1388)، با تصریح تابع تولید مرزی - تصادفی ترانسلوگ و استفاده از داده‌های تابلویی، به بررسی کارایی پنبه‌کاران خراسان پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که میزان کارایی فنی نسبت به کارایی مقیاس کمتر است و متوسط کارایی فنی و مقیاس پنبه‌کاران به ترتیب 63% و 88% می‌باشد و اظهار داشته‌اند اکثر پنبه‌کاران در مقیاس نامطلوب پنبه تولید می‌کنند.

در مطالعه‌ای که توسط کرباسی، صبوحویمرادی (1389)، انجام شده است، ابتدا با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، روند تغییرات بهره‌وری کل نهاده‌ها¹ (TFP) در دوره‌ی زمانی 1378-1379 تا 1385-1386 برای دوازده استان محاسبه گردیده و به اجزاء آن تفکیک و نقش هر جزء بر تغییرات بهره‌وری ارزیابی شده است. سپس آزمون همگرایی b و g بر روی شاخص بهره‌وری، انجام گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که در دوره‌ی مورد مطالعه، رشد بهره‌وری برای کل کشور منفی (در حدود 0/008- درصد) است و نوسانات رشد بهره‌وری، عمدتاً به تغییرات تکنولوژی مربوط می‌شود. بنابراین، با سرمایه‌گذاری و انتقال تکنولوژی به بخش کشاورزی می‌توان، بهره‌وری را بهبود بخشید. هر چند در کل دوره‌ی مورد مطالعه، همگرایی رشد بهره‌وری تأیید نشده ولی از سال زراعی 82-1381 به بعد همگرایی تأیید شده است. رفعتی و همکاران (1390) 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 کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی این گروه از کشاورزان پرداخته‌اند. پس از برآورد تابع تولید مرزی تصادفی و تعیین میزان کارایی فنی بهره‌برداران با استفاده از قضیه‌ی دوگانگی، تابع هزینه‌ی مرزی تخمین زده و در نهایت میزان کارایی تخصیصی و اقتصادی بهره‌برداران محاسبه شده است. براساس نتایج تحقیق یاد شده، محاسبه‌ی انواع کارایی، نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی بهره‌برداران نمونه به ترتیب 93، 80 و 74 درصد و اختلاف میان حداقل و

1. Total Factor Productivity

حداکثر کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی به ترتیب 40، 43 و 31 درصد است. که در جای خود قابل تأمل می‌باشد. در زمینه مطالعات خارجی نیز می‌توان به مطالعات محمداحمد و عبدالرزاق البشیر (2012)؛ سباستین مارچاند¹ (2012) کلیمنت یلو² و همکاران (2010)، زایوچن³ و همکاران (2009) و سایر مطالعات اشاره کرد.

بر اساس مطالعات داخلی کارایی، 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 کارایی 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 تابلویی⁴ 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 کارایی هزینه، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در بررسی مطالعات داخلی، مطالعه‌ی مشابهین 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 کارایی هزینه در طول زمان ثابت⁵ است. مدل هزینه و یا تولید مرزی به صورت معادله‌ی (1) قابل بیان است:

$$y_{it} = \mathbf{b}'x_{it} + v_{it} \pm u_i \quad (1)$$

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

u_i با علامت مثبت برای تابع هزینه و با علامت منفی برای تابع تولید فرض شده است. در این معادله‌ی v_{it} اخلاص آماری تصادفی و $u_i \geq 0$ عدم کارایی 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 (1) را تخمین بزنیم. آشکار است که روش MLE نسبت به GLS و LSDV پارامترهای کارتری 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 (1) داده شده است را در نظر می‌گیریم.

$$v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2) \quad 1.$$

$$u_i \sim iid N^+(0, \sigma_u^2) \quad 2.$$

3. u_i و v_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:

$$\ln L = \text{constant} - \frac{I(T-1)}{2} \ln s_v^2 - \frac{I}{2} \ln (s_v^2 + T s_u^2) + \sum_i \ln \left[1 - \Phi \left(-\frac{m_i}{s_*} \right) \right] - \left(\frac{e'e}{2s_v^2} \right) + \frac{1}{2} \sum_i \left(\frac{m_i}{s_*} \right)^2 \quad (2)$$

در اینجا $m_i = T s_u^2 \bar{e} / (s_v^2 + T s_u^2)$ و $s_*^2 = s_u^2 s_v^2 / (s_v^2 + T s_u^2)$ است. این تابع حداکثر درست‌نمایی می‌تواند، با توجه به پارامترها حداکثر شود تا s_v^2, b, s_u^2 به دست آید.

توزیع شرطی $(u | e)$ چنین خواهد شد:

$$f(u | e) = \frac{1}{(2p)^{1/2} s_* [1 - \Phi(-m_*/s_*)]} \cdot \exp \left\{ -\frac{(u - m_*)^2}{2s_*^2} \right\} \quad (3)$$

با توجه به نحوه‌ی توزیع $f(u | e)$ که فرض کرده‌ایم نیمه‌نرمال است. از میانگین و یا مد این توزیع می‌توان به عنوان برآورد نقطه‌ای کارایی هزینه استفاده کرد و داریم:

$$E(u_i | e_i) = m_{*i} + s_* \left[\frac{f(-m_{*i}/s_*)}{1 - \Phi(-m_{*i}/s_*)} \right] \quad (4)$$

و

$$M(u_i | e_i) = \begin{cases} m_i & \text{if } e_i \geq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (5)$$

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

$$E(\exp\{-u_i\} | e_i) = \frac{1 - \Phi(s_* - (m_i/s_*))}{1 - \Phi(-m_i/s_*)} \cdot \exp\left\{-m_i + \frac{1}{2}s_*^2\right\} \quad (6)$$

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 که‌های 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:

$$y_{it} = b'x_{it} + a'z_{it} + v_{it} \pm u_i \quad (6)$$

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

$$\text{var}[U | z_{it}] = s_{ui}^2 = s_u^2 \exp(g'z_{it}) \quad (7)$$

$$\text{var}[v | z_{it}] = s_{vit}^2 = s_v^2 \exp(d'z_{it})$$

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

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

$$\ln l(a, b, s_u, s_v, g, d, m_0, m_1) = -\frac{N}{2} \ln 2p + \sum_{i=1}^N [\ln s_i] + \sum_{i=1}^N \ln \Phi \left[\frac{m_i}{s_{ui}} \right] + \sum_{i=1}^N \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{e_i + m_i}{s_i} \right)^2 + \ln \Phi \left(\frac{m_i}{s_i (s_{ui}/s_{vi})} - \frac{e_i (s_{ui}/s_{vi})}{s_i} \right) \right] \quad (8)$$

$$s_i = \sqrt{s_v^2 [\exp(d'z_i)]^2 + s_u^2 [\exp(g'z_i)]^2} \\ = \sqrt{s_{vi}^2 + s_{ui}^2}$$

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 فرد¹ (1993)، کادیل و همکاران² (1995)، هاردی³ (1999) و هاردی و همکاران (2003) مدل خود را با واریانس ناهمسانی در هر دو جزء v_i و u_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 1378-1379 تا سال زراعی 1387-1388 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 نهاد 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

جدول 1: 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	120	ده ریال	798820	340789	255061	1575070
y_{it}	عملکرد در هکتار	120	کیلوگرم	2606	527	1507	4894
w_{1it}	میانگین وزنی قیمت هر کیلو کود شیمیایی	120	ده ریال	58.38	16.68	33	142
w_{2it}	قیمت هر کیلو بذر	120	ده ریال	372.88	185.83	111	1263
w_{3it}	میانگین وزنی قیمت هر کیلو سموم کشاورزی	120	ده ریال	4223	2783.17	1234	13637
w_{4it}	قیمت زمین (آجاره هر هکتار)	120	ده ریال	196942	147703	10173	801091
w_{5it}	مجموع آب‌بهای مرحله کاشت و داشت	120	ده ریال	126705	83516	9605	344029
w_{6it}	دستمزد نیروی کار کشاورزی	120	ده ریال	6348	3848	1538	17247

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 آب‌بهای 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 اخلاص 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 $c(y_{it}, w_{nit}; b)$ بر اساس شکل تابعی کاب-داگلاس خطی-لگاریتمی باشد، مدل مرزی تصادفی هزینه می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln\left(\frac{E_{it}}{w_{kit}}\right) = b_0 + b_y \ln y_{it} + \sum_n b_n \ln\left(\frac{w_{nit}}{w_{kit}}\right) + v_{it} + u_{it} \quad (10)$$

در اینجا فرض نیمه نرمال $u_{it} \sim N^+(0, S_u^2)$ را در نظر می‌گیریم و مدل را با استفاده از نرم‌افزار Nlogit 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 کارایی هزینه.

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

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

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

$$chi - sq = 2 \times [\log l(sf) - \log l(ls)] \quad (12)$$

جدول 2: آماره خی دو و کادپالم - محصول زراعی پنبه

آماره	مدل با داده‌های آمیخته	مدل 1	مدل 2	مدل 3	مدل 4
Chi-sq	6.75	26.04	30.24	26.63	30.731
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.

جدول 3: نتایج حاصل از تخمین مدل‌های چهارگانه - محصول زراعی پنبه

متغیر	مدل 1	مدل 2	مدل 3	مدل 4
-------	-------	-------	-------	-------

constant	3.9622***	3.9810	3.9652**	3.9747
$\ln y_{it}$	0.1155	0.1196	0.11528	0.12101
$\ln(w_{1it}/w_{2it})$	0.33151**	0.3314	0.32807	0.32750
$\ln(w_{3it}/w_{2it})$	0.03413	0.04642	0.03735	0.04998
$\ln(w_{4it}/w_{2it})$	0.23181***	0.23139**	0.22710***	0.22614**
$\ln(w_{5it}/w_{2it})$	0.16128***	0.16377	0.16131***	0.16486*
$\ln(w_{6it}/w_{2it})$	0.31580***	0.29171***	0.32118*	0.29480**
$I = s_u/s_v$	1.21141*	25.8832	0.76946	16.0747
$s = (s_u^2 + s_v^2)^{1/2}$	0.21160**	3.5169	0.26221	3.25961
s_u	0.16318	3.5143	0.02557	3.2533
s_v	0.1347	0.13578	0.04318	0.20239
Ln likelihood	59.7517	61.85113	60.043	62.09
تأثیر متغیر لگاریتم سطح زیر کشت بر واریانس ناهمسانی	-----	----	-0.10665	-0.09812
	-----	-0.86317	-----	-0.84587

منبع: محاسبات تحقیق

در سطح آخر جدول (3)، تأثیر لگاریتم متغیر سطح زیر کشت بر واریانس جزء عدم کارایی u_i و جزء اخلاص v_{it} بررسی شده است. این تأثیر منفی است و معنادار نشده است؛ یعنی اینکه سطح زیر کشت تأثیر معناداری بر کارایی هزینه‌ی تولید پنبه نخواهد داشت. برای بررسی بیشتر موضوع، ابتدا در هر چهار مدل شرح داده شده کارایی هزینه را محاسبه و سپس مهم‌ترین ویژگی‌های آماری و نمودار چگالی کرنل را رسم کرده‌ایم.

جدول 4: ویژگی‌های آماری کارایی هزینه محاسبه شده با فرض مختلف - محصول پنبه

متغیر	توصیف	تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
EU	کارایی هزینه مدل 1	12	0.881	0.08076	0.709	0.966
EUHET	کارایی هزینه مدل 2	12	0.905	0.081025	0.715	0.974
EVHET	کارایی هزینه مدل 3	12	0.883	0.078862	0.719	0.966
EUVHET	کارایی هزینه مدل 4	12	0.906	0.079686	0.722	0.974

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از تخمین کارایی هزینه در چهار مدل مورد نظر نشان می‌دهد که تأثیر متغیر سطح زیر کشت بر واریانس جزء اخلاص بسیار ناچیز است و تأثیر آن بر واریانس جزء عدم کارایی هزینه، بیشتر از تأثیر بر واریانس جزء اخلاص است، اما این تأثیر مطابق جدول (3) آنقدر زیاد نیست که معنادار شود. نتایج حاصل از مدل 2 با 4 و مدل 1 با 3 شباهت بیشتری به هم دارد. این شباهت در نمودار چگالی کرنل به خوبی نشان داده شده است.

جدول 5: نتایج حاصل از محاسبه کارایی هزینه چهار مدل مورد نظر - محصول زراعی پنبه

استان	EU	EUHET	EVHET	EUVHET
کرمان	0.966	0.974	0.966	0.974
تهران	0.965	0.970	0.964	0.970
گلستان	0.960	0.973	0.961	0.974
فارس	0.949	0.965	0.952	0.967
اصفهان	0.940	0.956	0.941	0.957
خراسان	0.902	0.969	0.904	0.967
سمنان	0.875	0.916	0.877	0.918
مرکزی	0.857	0.887	0.860	0.890
اردبیل	0.834	0.858	0.832	0.855
قم	0.820	0.855	0.825	0.859
آذربایجان شرقی	0.800	0.821	0.800	0.820
یزد	0.709	0.715	0.719	0.722

منبع: محاسبات تحقیق

جدول 6: همبستگی بین نمرات کارایی محاسبه شده چهار مدل مورد بررسی - محصول زراعی پنبه

متغیر	EU	EUHET	EVHET	EUVHET
EU	1			
EUHET	0.97	1		
EVHET	0.99	0.97	1	
EUVHET	0.97	0.99	0.97	1

منبع: محاسبات تحقیق

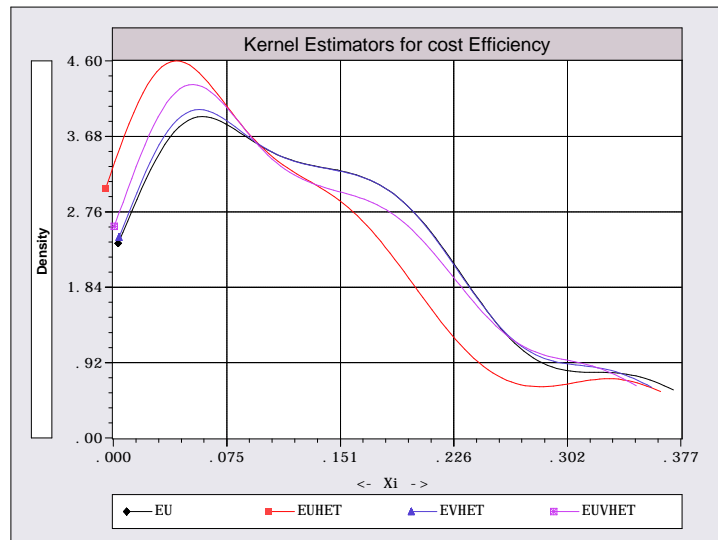
ضریب همبستگی بین کارایی محاسبه شده، بالا است و سطح زیر کشت باعث تفاوت اساسی در نتایج نشده است.

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:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (12)$$

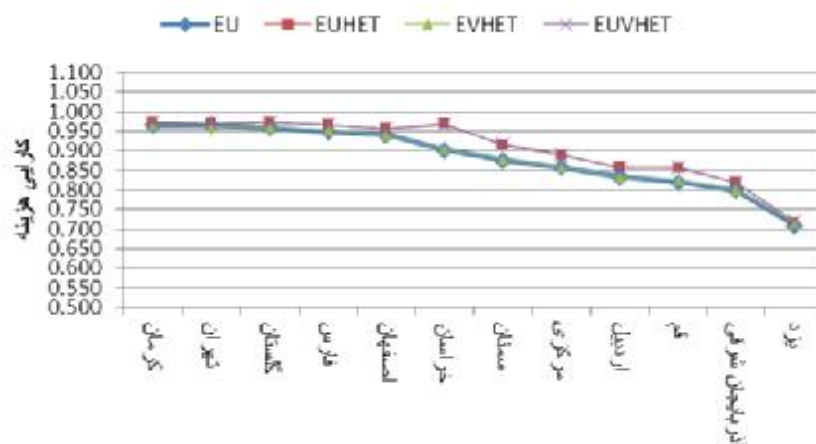
$$\int_{-\infty}^{+\infty} k(x) dx = 1$$

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).



نمودار 1. چگالی کرنل کارایی 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 کارایی هزینه نخواهد داشت.



نمودار 2. کارایی هزینه پنبه‌ی محاسبه شده با فروض مختلف واریانس ناهمسانی

نمودار (2) نیز تأیید کننده‌ی آن است که سطح زیر کشت، اثر چندانی بر کارایی هزینه‌ی تولید پنبه، در استان‌های مختلف نداشته است. تنها کارایی هزینه تولید پنبه در استان خراسان تا حدودی تحت تأثیر متغیر لگاریتم سطح زیر کشت قرار گرفته و پس از این تأثیر، کارایی آن به میزان 6 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 (3) 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 0/33 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 96 درصد کارایی، بالاترین نمره را داراست و پس از این استان، استان‌های تهران، گلستان و فارس قرار دارند. استان یزد کمترین کارایی 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 1387-1388 استان تهران کمترین هزینه‌ی تولید هر کیلوگرم پنبه و استان یزد (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 10 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 کارایی 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 بیشتر و 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 و گسترش مطالعات داخلی در مورد عدم‌تجانس مشاهده نشده است.

منابع

- رفعتی م. و همکاران (1390): تعیین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی پنبه کاران استان تهران (مطالعه موردی شهرستان ورامین)، *اقتصاد کشاورزی* جلد 4، شماره 4: 173-198.
- فریادرس، و.، چیدری، ا.، و مرادی، ا. (1381)، اندازه گیری و مقایسه کارایی پنبه کاران ایران، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه* 10 (40): 89-102.
- کرباسی ع، صبوچی م. و مرادی ا. (1389): بررسی تغییرات و همگرایی رشد بهره‌وری پنبه در استان‌های کشور، *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد 2، شماره 2، تابستان.
- نورانی آزاد، ح.، محمدی، ح. و نجاتی، ع. (1385): تعیین کارایی فنی کشاورزان پنبه کار در استان فارس، *فصلنامه توسعه و بهره‌وری*، 2 (1): 41-52.
- وزارت جهاد کشاورزی، (1390): «هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی، سال زراعی 88-1378، جلد اول، معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی، دفتر آمار و فناوری اطلاعات، تهران، ایران.
- یزدانی، س. و پیش بهار، ا. (1383): ارزیابی انواع کارایی محصولات پنبه و چغندر قند در ایران با استفاده از روش تحلیلی داده‌های فراگیر پوششی، *فصلنامه کشاورزی دانشگاه تهران* 6 (1).
- Clément Yélou, Bruno Larue, Kien C. Tran; (2010); "Threshold effects in panel data stochastic frontier models of dairy production", *Economic Modeling* 27: 641-647.
- 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 Whittaker, 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 Whittaker, 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.

The Observed Heterogeneity in the Measurement of Cost Efficiency Case Study: Cost efficiency of irrigated cotton production in Iran

Ebrahim Moradi¹, Mosayeb Pahlavani², Ahmad Akbari³

Abstract

A number of studies estimated technical efficiency of agricultural production by using stochastic frontier production functions in Iran. But the uncontrollable factors are not attention to estimation production function. When the performances of firms are considered it might be some factors cause heterogeneity of firms and difference of firm efficiency. Most of these factors are not controllable by the producer, such as rainfall, soil type, diseases and other factors. In this study, the area under cotton cultivation in any province as the heterogeneity observed in the calculation of cost-efficiency is considered. And the impact of heterogeneity on the efficiency of cotton production costs in each province was investigated by Using stochastic frontier cost function Pitt and Lee model and panel data. The results show that the normalized price of fertilizer and wage labor normalized has maximum impact on the cost of production per hectare of cotton in the country. So that everyone percent increases in the price of fertilizer and labor, 0.33 and 0.31 percent increase cost in hectare, respectively. Kerman Province with 96 percent efficiency of cotton production in the country had the highest cost efficiency. Whereas Yazd province with 70 percent efficiency had the lowest cost efficiency. The area cultivation as the heterogeneity factor has not significant effects on cost efficiency. Correct and rational use of fertilizers and mechanization development appropriate to the circumstances of each province can play an important role in reducing the cost of production.

Keywords: Cost Efficiency, Observed Heterogeneity, The Stochastic Frontier Approach, Cotton, Iran

JEL: C23, O13, Q16.

1 . Ph. D Student University of Sistan and Baluchistan

2 . Assistant Professor, University of Sistan and Baluchistan

3 . Professor, University of Sistan and Baluchistan