مجله تحقيقات اقتصاد و توسعه كشاورزي ايران
دوره ۲-۴۰، شماره ۲، ۱۳۸۸ (۳۵-۲۷)

بررسي كارايي پنبه كاران استان خراسان با استفاده از رهيافت پارامتريک

محمود صبوحي *[1]و عصمت مجرد [2]
۱، ۲، استاديار و دانشجوي كارشناسي ارشد دانشكده كشاورزي دانشگاه زابل
(تاريخ دريافت: ۸۷/۵/۲۲ - تاريخ تصويب: ۸۸/۲/۲)

چکیده

در مطالعه حاضر، كارايي هاي فني و مقياس مزارع پنبه در استان خراسان در طي سال هاي ۱۳۸۲-۱۳۷۹ با استفاده از رهيافت پارامتريک تعيين شد. به منظور محاسبه كارايي، تابع توليد مرزي تصادفي ترانسلوگ (TSFPF) بر مبناي داده هاي تركيبي تخمين زده شد. نتايج نشان داد كه ميزان كارايي فني نسبت به كارايي مقياس كمتر و متوسط كارايي فني و مقياس پنبه كاران به ترتيب ٦٣% و ٨٨% است. اكثر پنبه كاران در يک مقياس نامطلوب توليد مي كنند. افزون بر آن، از عوامل موثر بركارايي فني پنبه كاران، آموزش و ترويج كشاورزي اثر مثبت و معني داري نشان داد. با توجه به يافته ها، آموزش و ترويج كشاورزي در زمينه كاربرد بهينه نهاده هاي توليد و ارتقاء دانش كشاورزان به منظور ارائه سياست هاي حمايتي مناسب جهت افزايش توليد و بهبود كارايي مورد تأكيد قرار گرفت.
واژه هاي كليدي: كارايي، تابع توليد مرزي، پنبه، خراسان بزرگ.

مقدمه

پنبه يكي از محصولات مهم كشاورزي و اقلام اصلي صادرات غيرنفتي ايران بوده كه در دو دهه اخير علي رغم تاكيد به سياست خودكفايي محصولات كشاورزي و صادرات غيرنفتي، جايگاه گذشته خود را از دست داده است. نوسانات توليد پنبه و به تبع آن صادرات اين محصول به حدي بوده كه در برخي از سال ها به دليل كاهش توليد، صادرات اين محصول قطع و واردات آن اجتناب ناپذير گرديده است (Zad et al., 2002).

بر اساس آمار بدست آمده از موسسه تحقيقات پنبه كشور حدود ۱۱۰ هزار هكتار از اراضي زراعي كشور در سال ۱۳۸۵ به كشت پنبه اختصاص داشته كه اين رقم نسبت به سال قبل (۱۳۸۴) ۳۶ درصد كاهش يافته است.

پنبه علاوه بر تامين مواد اوليه صنايع نساجي و روغن كشي در اشتغال زائي بخش هاي كشاورزي، صنعت و بازرگاني نقش مهمي ايفا مي كند. كمتر محصول كشاورزي از نظر قابليت ايجاد ارزش افزوده و تنوع فرآورده ها، ياراي برابري با پنبه را دارد. در حال حاضر واردات پنبه انجام مي شود. مهمترين صادر كنندگان پنبه به ايران ازبكستان و تركمنستان مي باشند كه پنبه آنها عليرغم كيفيت پايين از نظر ميكرونري (مقاومت كمتر نساج)، به دليل ارزانتر بودن وارد مي شود. براي حمايت از پنبه توليد داخل، برواردات آن تعرفه بسته شده است، اما صنايع نساجي توانسته اند با پوششي به ظاهر قانوني اين مانع را دور و بدون پرداخت تعرفه، اقدام به واردات پنبه از نوع الياف بلند كنند كه رقيب داخلي ندارد (پنبه ايران از نوع الياف متوسط مي باشد) (Abyar,2007).

صنايع نساجي كيفيت پائين پنبه داخلي را مانع توليد نخ هاي ظريف مي دانند. به اعتقاد آنها ماشين آلات مناسب و آزمايشگاه هاي مجهزي در كشور وجود دارد ولي پائين بودن كيفيت پنبه داخلي شرايط لازم براي توليد نخ هاي ظريف را ايجاد نمي كند و باعث كاهش سرعت كار ماشين آلات نساجي و در نتيجه افزايش قيمت تمام شده

* نويسنده مسئول: محمود صبوحی تلفن: ۰۵۴۲۲۲۳۲۱۱۲ E-mail:msabuhi39@yahoo.com

محصولات و كاهش سود خالص اين صنعت گشته است. از طرف ديگر بالابودن قيمت پنبه توليد داخل نسبت به قيمتهاي جهاني آن، امكان رقابت وحضور در بازارهاي جهاني را كاهش داده است (Abyar, 2007).

پنبه يكي از محصولات مهم كشاورزي در استان خراسان بزرگ است كه به لحاظ شرايط آب و هوايي در اكثر مناطق استان كشت مي شود و از دامنه سازگاري نسبتاً مناسبي برخوردار است. با توجه به امكانات و محدوديت هاي موجود در توليد پنبه آنگونه كه به اختصار اشاره شد، مناسبترين راهكار براي افزايش درآمد و كاهش هزينه ها، تخصيص مطلوب عوامل توليد موجود و بهبود كارايي در توليد است. كارايي تأثير بسيار زيادي بر افزايش عملكرد دارد و با تخمين كارايي و شناسايي علل ناكارايي درتوليد، مي توان اميد داشت كه يكي از اهداف سياست توليد پنبه يعني بهبود كارايي محقق گردد (Hajiyani et al., 2005).

مدلهاي تصادفي مرزي به طور گسترده اي جهت تخمين كارايي با استفاده از داده هاي مقطعي و يا تركيبي به كار مي روند. روش پارامتريک تحليل تابع توليد مرز تصادفي توسط .Aigner et al (۱۹۷۷) و .Meeusen et al (۱۹۷۷) ارائه شد. روش پارامتريک مرز تصادفي، با استفاده از حداقل مربعات معمولي اصلاح شده[1](MOLS) بدست مي آيد. در اين روش، رابطه تبعي بين نهاده‌ها و محصول در نظرگرفته مي شود و جهت تخمين پارامترهاي تابع از تكنيكهاي آماري استفاده مي شود.

برخي از تلاش هايي را كه تاكنون در اين زمينه صورت گرفته مي توان در مطالعه ي Kumbhakar (۱۹۹۴)، .Park et al (۱۹۹۸، ۲۰۰۳)، Henderson & Simar (۲۰۰۵) يافت كه به تخمين كارايي با استفاده از تابع توليد مرز تصادفي پرداخته اند.

Karagiannis & Sarris (۲۰۰۵) در مطالعه خود، به تخمين كارايي فني و مقياس توليدكنندگان تنباكو در يونان با استفاده از روش پارامتريک مرز تصادفي پرداختند. نتايج آن ها نشان داد كه ميزان كارايي فني توليد كنندگان نسبت به كارايي مقياس پايين تر است. علاوه براين، اغلب توليدكنندگان تنباكو در يک مقياس نامطلوب فعاليت مي كنند. Mosavi & Khaliliyan (۲۰۰۵) با استفاده از تابع توليد مرزي تصادفي كارايي فني تعدادي از مزارع گندم شهرستان شهر كرد را تخمين زدند. نتايج نشان داد، افزايش كارايي فني مي تواند به عنوان هدف دولت در توليد گندم به منظور افزايش توليد و عرضه آن و سرانجام خود كفايي اين محصول در نظر گرفته شود. Mohamadi & Sadr Alashrafi (۲۰۰۵) به برآورد كارايي فني، تخصيصي، اقتصادي و مقياس براي تعاوني هاي توليد دشت قمرود با استفاده از روش پارامتريک مرز تصادفي و روش ناپارامتريک تحليل پوششي داده ها پرداختند. .Faryadras et al (۲۰۰۲) در اندازگيري و مقايسه كارايي پنبه كاران ايران با بهره گيري از روش تحليل پوششي داده ها[2] (DEA)، كارايي ۱۳ استان زير كشت پنبه را اندازه گيري و مقايسه نمود. نتايج نشان داد كه كارايي مديريتي و فني پنبه كاران بيشتر استان ها مطلوب است. اما، كارايي تخصيصي و اقتصادي آن ها چندان بالا نيست و بين اين دو كارايي در استان هاي مختلف شكاف زيادي وجود دارد.

با توجه به آنچه گفته شد هدف مطالعه حاضر، برآورد كارايي پنبه كاران استان خراسان و بررسي عوامل موثر برآن با استفاده از روش تابع توليد مرز تصادفي است.

مواد و روش ها

شكل كلي تابع توليد مرزي تصادفي جهت برآورد كارايي واحد هاي مورد مطالعه به صورت زير مي باشد:

$$y_{it} = f(x_{it}, t; \beta) + (v_{it} - u_{it}) \qquad (۱)$$

در اين مطالعه، دو فرم تابعي كاب – داگلاس و ترانسلوگ براي تابع توليد مرزي در نظر گرفته شد. شكل كلي تابع توليد ترانسلوگ به صورت زير است Berndt & Christensen, (۱۹۷۳) : در رابطه ۲، y_{it} لگاريتم مقدار محصول توليدي i امين مزرعه در سال t و x_{ijt} لگاريتم مقدار j امين نهاده مورد استفاده i امين مزرعه در سال t و t شاخص زماني است كه به عنوان جانشيني براي تغييرات

1 . Modified ordinary least squares

2. Data Envelopment Analysis (DEA)

فني مي باشد. جمله اختلال ($e_{it} = v_{it} - u_{it}$) به دو جزء تفکیک مي شود که v_{it} جزء اخلال سفید (ناهمبسته و توزیع یکسان) مي باشد و بیانگر عواملي است که تحت کنترل کشاورز نمي باشد. از طرف دیگر، جزء خطاي u_{it} یک متغیر تصادفي غیر منفي بوده که وابسته به ناکارایي فني مي باشد. فرض شده که جزء خطاي v_{it} و u_{it} توزیع ناهمبسته نسبت به یکدیگر دارند. تاثیر ناکارایي فني، u_{it}، را مي توان به صورت یک تابع خطي از متغیر هاي توضیحي مشخص کننده مکان و زماني خاص نشان داد (Battese & Coelli, 1995).

۲)

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_T t + \frac{1}{2}\beta_{TT} t^2 + \sum_{j=1}^{n}\beta_j x_{jit} + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{n}\sum_{k=1}^{l}\beta_{jt} x_{jit} x_{kit} + \sum_{j=1}^{n}\beta_{jt} x_{jit} t + e_{it}$$

فرض شد که ناکارایي فني داراي توزیع نرمال ناقص[1]، ناهمبسته و غیرمنفي $u_{it} \approx N(\delta_0 + \sum \delta_M z_{mi}, \sigma_u^2)$ مي باشد.

۳) ناکارایي فني به متغیر هاي توضیحي z_{mi} وابسته است و جزء خطاي w_{it}، مستقل و داراي توزیع نرمال N (0, $\sigma_U{}^2$) مي باشد. δ_m از پارامتر هاي تخمیني متغیرهاي تاثیر گذار بر کارایي(z_{mi}) در رابطه ۳ مي‌باشند.

با قرار دادن رابطه ۳ در رابطه ۲، از طریق روش تخمین یک مرحله اي و بکار گیري روش حداکثر راستنمایي مي توان رابطه ۲ را برآورد کرد. واریانس پارامتر هاي تابع حداکثر راستنمایي از روابط $\sigma_s^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ و $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}$ بدست آمد که مقدار پارامتر γ بین صفر و یک تغییر مي کند و واریانس u_{it} از رابطه زیر مي تواند بدست آید (Kumbhakar & Lovell; 2000):

۴) $$\sigma_u^2 = \mu_{it}^2[\Phi(\rho)]^{1}(2 \ [\Phi(\rho)]^{1})/4 + \sigma^2[\Phi(\rho)]^{1}(\pi \ [\Phi(\rho)]^{1})/2\pi$$

که در رابطه فوق $\rho = \mu_{it} / \sigma$ ، $\mu_{it} = (\delta_0 + \sum \delta_m z_{mi})$ ، $\pi \approx 3.14$ و $\Phi(\bullet)$ تابع چگالي تجمعي[2] متغیر نرمال استاندارد مي باشد.کارایي فني از ($- u_{it}$)exp بدست مي آید (Battese & Coelli, 1988). فرض هاي مدل که با استفاده از آماره نسبت حداکثرراستنمایي $\lambda = -2\{\ln L(H_0) - \ln L(H_1)\}$ آزمون مي شود به شرح زیر مي توان خلاصه کرد: فرض اول، اگر (m = 1, . . . ,h) $\gamma = \delta_0 = \delta_m = 0$ باشد، ناکارایي فني وجود ندارد هر یک از کشاورزان در نمونه مورد مطالعه روي مرز تولید فعالیت مي کنند. فرض دوم ، اگر (m = 1, . . . ,h) $\delta_m = 0$ باشد، ناکارایي فني وجود دارد و u_{it} داراي یک توریع نرمال ناقص مي باشد (Stevenson, 1980). فرض سوم، اگر (m = 1, . . . ,h) $\delta_0 = \delta_m = 0$ باشد، u_{it} داراي توزیع نیمه نرمال مي باشد (Aigner et al.; 1977).

مي توان کارایي مقیاس را با استفاده از پارامتر هاي بدست آمده از تابع تولید مرزي (۲) و کشش مقیاس تعیین کرد (Ray, 1988).

۵) $$SE_{it}^0 = \exp\left[\frac{(1 - E_{it})^2}{2\beta}\right]$$

که SE_{it}^0 کارایي مقیاس را نشان مي دهد و E_{it} بیانگر کشش مقیاس است که به صورت زیر تعیي نشد:

۶) $$E_{it} = \sum_{j=1}^{n}\left(\beta_j + \sum_{k=1}^{l}\beta_{jk} x_{kit} + \beta_{jt} t\right)$$

$$\beta = \sum_{j=1}^{n}\sum_{k=1}^{l}\beta_{jk} < 0 \quad , \quad 0 < SE_{it}^0 \le 1$$

رابطه ۵ نشان مي دهد که کشش مقیاس و کارایي مقیاس به یکدیگر مرتبط اند. اگر کارایي مقیاس و کشش مقیاس هردو مساوي یک باشند بازده ثابت نسبت به مقیاس وجود دارد و تولید در مقیاس بهینه صورت مي گیرد و بیانگر آن است که اگر واحد هاي تولیدي تمامي نهاده هاي خود را به فرض۲ برابر کنند مقدار تولید نیز ۲ برابر خواهد شد (Forsund,1996). در صورت وجود بازده

1 .Truncated

2 .Cumulative

فزاینده نسبت به مقیاس (Eit>۱) کشاورزان پایین تر از مقیاس مطلوب تولید مي کنند و این بیانگر این است که با فرض اینکه واحدها ي تولیدي تمامي نهاده هاي تولیدي خود را ۲برابر افزایش دهند، مقدار تولید بیشتر از ۲ برابر افزایش خواهد یافت. در صورت وجود بازده کاهنده نسبت به مقیاس (Eit<۱) کشاورزان بالاتر از مقیاس مطلوب تولید مي کنند و این بیانگر این است که با فرض اینکه واحدها ي تولیدي تمامي نهاده هاي تولیدي خود را ۲برابر افزایش دهند، مقدار تولید کمتر از ۲ برابر افزایش خواهد یافت.

در مرحله بعد براي توضیح اختلافات در کارایي مقیاس بین کشاورزان پنبه کار از روش حداکثر راستنمایي استفاده شد که مدل رگرسیون مرزي تصادفي آن به صورت زیر مي باشد(Reinhard et al., 2002):

(۷)

$$\ln SE_{it}^{0} = \rho_0 + \sum_{m=1}^{h} \rho_m z_{mi} + \varepsilon_{it}$$

در این رابطه، ρ_0 و m(1, . . .,h) ρ_m پارامتر مي باشند و جزء خطا در این رابطه به دو قسمت تجزیه مي شود ($\varepsilon_{it} = v_{it}^{*} - u_{it}^{*}$) که v_{it}^{*} داراي توزیع نرمال $N(0,\sigma_{V^*}^2)$ و u_{it}^{*} داراي توزیع نرمال ناقص $u_{it}^{*} \approx N\left(\rho_0 + \sum \rho_m z_{mi}, \sigma_{v^*}^2\right)$ است و مجموعه متغیر هاي توضیحي در ناکارایي فني، براي توضیح اختلافات در کارایي مقیاس به کار مي روند.

چندین فرض براي تعیین کارایي در نظر گرفته شده است: ۱) تاثیر سن روي کارایي الف) کشاورزان مسن تر احتمالا داراي تجربه بیشتري بوده و در نتیجه در تولید کاراتر عمل مي کنند. ب) با توجه به اینکه کشاورزان جوان تر آگاهي بیشتري از تکنولوژي هاي جدید دارند و نیز تمایل آن ها به استفاده از این تکنولوژي ها بیشتر است، ممکن است که در تولید کاراتر عمل کنند. ۲) تاثیر سطح زیر کشت روي کارایي: کشاورزان بزرگ مالک کارایي و صرفه جویي هاي حاصل از مقیاس بیشتري نسبت به کشاورزان خرده پا دارند اما، به دلیل اینکه مشکلات بیشتري در مدیریت مزارع بزرگتر وجود دارد ممکن است که کشاورزان بزرگ مالک کارایي کمتري داشته باشند. همچنین ممکن است که کشاورزان خرده پا، منابع درآمدي شان از فعالیت هاي دیگر نسبت به کشاورزي بیشتر بوده و در نتیجه تلاش آنها در زمینه فعالیت کشاورزي نسبت به کشاورزان بزرگ مالک کمتر باشد. ۳) اثر شرایط نامناسب آب و هوایي روي کارایي: کشاورزي در نواحي نامساعد نسبت به کشاورزي در نواحي با شرایط آب و هوایي مساعد داراي کارایي کمتري مي باشد.

داده ها: داده هاي مورد استفاده در این مطالعه، مربوط به ۶۰ کشاورز پنبه کار استان خراسان در طي سال هاي ۱۳۸۲-۱۳۷۹ مي باشد که به صورت نمونه گیري تصادفي طبقه بندي شده (براساس شرایط آب و هوایي) انتخاب شده است. افزون بر آن، از آمار و اطلاعات موجود در سازمان جهاد کشاورزي استان خراسان و آمار و اطلاعات وزرات جهاد کشاورزي نیز استفاده گردید.

در مطالعه حاضر، Y نمایانگر میزان تولید (تن در هکتار)، X1 سطح زیر کشت (هکتار)، X2 نیروي کار (روز-نفر در هکتار)، X3 میزان بذر(کیلو گرم در هکتار)، X4 تعداد ساعات کار ماشین آلات کشاورزي(در هکتار)، X5 تعداد دور آبیاري، X6 کود شیمیایي (کیلو گرم در هکتار) مي باشد.

علاوه بر تابع تولید مرزي تصادفي، مدل ناکارایي نیز با توجه به مجموعه اي از متغیرهاي مربوط به تعداد دفعات حضورکشاورز در جلسات ترویجي z1 ، میزان تحصیلات کشاورز z2 (سال)، سن کشاورز z3 (سال)، اندازه خانواده z4 (نفر) ، تجربه کشاورز z5 (سال)، اختلاف در سطح زیرکشت و شرایط آب و هوایي منطقه توضیح داده شد. اختلاف در سطح زیرکشت کشاورزان با استفاده از تحلیل خوشه اي[1] به سه گروه تقسیم بندي شد و سه گروه کوچک، متوسط و بزرگ توسط دو متغیر مجازي z6 و z7 (کمتر از ۳ هکتار و بیشتر از ۳ هکتار) وارد مدل شد. سه منطقه (خراسان شمالي، جنوبي، رضوي) با شرایط آب و هوایي معتدل، سرد و گرم نیز توسط دو متغیر مجازي z8 و z9 (شرایط آب و هوایي سرد و غیر از آن، شرایط آب و هوایي گرم و غیر از آن) مشخص شد.

نتایج و بحث

آماره هاي توصیفي متغیرهاي استفاده شده در مدل شامل میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر در جدول

1. Cluster analysis

۱ نشان داده شده است. با توجه به جدول ۱ مشاهده مي شود که متوسط عملکرد پنبه در طي دوره مورد مطالعه ۲/۴۱ تن مي باشد و در دامنه ۰ تا ۷/۵ تن در هکتار در نوسان بوده است. متوسط ساعت کار ماشين آلات ۳۲/۷، بذر مصرفي ۱۲۹/۱۲ کيلوگرم، کود ۴۹۱/۸ کيلوگرم و نيروي کار ۴۸/۸ نفر- روز در هکتار است. متوسط سطح زيرکشت نيز ۲/۵۹ هکتار است. همچنين ملاحظه مي شود که متوسط تعداد حضور در جلسات ترويجي ۶/۷۳ دفعه، متوسط ميزان تحصيلات کشاورزان ۵ (۵ کلاس سواد) و سن کشاورزان بين ۴۰ تا ۸۱ سال است.نکته قابل تامل در جدول ۱ دامنه سن کشاورزان نمونه است. همانطور که ملاحظه مي شود زارع جوان در بين آنها مشاهده نمي شود. به منظور ارائه يک مدل مناسب و دستيابي به نتايج معتبر، يک سري فرضيات آماري آزمون شده است. نتايج اين آزمونها در جدول ۲ ارائه شده است. اول، فرض $\gamma = \delta_0 = \delta_m = 0$ (m = 1, . . . ,h) در سطح ۵% رد مي شود و بيانگر اين است که ناکارايي فني در مدل وجود دارد و اغلب کشاورزان در زير مرز توليد فعاليت مي کنند. دوم، فرض $\delta_0 = \delta_m = 0$ (m = 1, . . . ,h) در سطح ۵% رد مي شود و نشان مي دهد که ناکارايي فني داراي توزيع نيمه نرمال نمي باشد. سوم، فرضيه $\delta_m = 0$ (m = 1, . . . ,h) نيز در سطح ۵% رد شد و اشاره دارد به اينکه ناکارايي فني داراي توزيع نرمال ناقص با ميانگين δ_0 نمي باشد و در نتيجه متغير هاي توضيحي در رابطه ۳ به طور معني داري بر روي ناکارايي فني تاثير مي گذارند. چهارم ، فرضيه $(\delta_T = \delta_{TT} = 0)$ بيان مي کند که کارايي فني در طول زمان ثابت است، که اين فرض در سطح ۵% پذيرفته شد و نشان مي دهد که زمان بر روي کارايي فني تاثيري نگذاشته است.

از طرف ديگر ، به منظور شناخت فرم تابعي مناسب ، دو فرم تابعي کاب – داگلاس و ترانسلوگ براي تابع توليد مرزي در نظر گرفته شد. با توجه به اينکه فرضيه $\beta_{jk} = 0$ $(j,k = 1, . . . ,6)$ در سطح ۵% رد شد انتخاب فرم کاب - داگلاس براي تابع توليد مرزي مناسب نمي باشد و فرم تابعي مناسب، فرم ترانسلوگ است.

همچنين فرضيه تغبييرات فني $\beta_T = \beta_{TT} = \beta_{TJ} = 0 (j,k = 1,...,6)$ در سطح ۵% رد شد و فرضيه تغييرات فني خنثي هيکس $\beta_{Tj} = 0 (j = 1,...,6)$ در سطح ۵% پذيرفته شد.

تابع توليد مرزي کشاورزان پنبه کار به فرم ترانسلوگ برآورد شد که نتايج آن در جدول ۳ ارائه شده است. متغير سطح زيرکشت ، نيروي کار ، ماشين آلات و آب از لحاظ آماري در سطح ۵% معني دار شده اند. اين متغير ها داراي علامت مثبت و کمتر از يک مي باشند که بر وجود توليد نهايي مثبت و نزولي اشاره دارد. متغير ميزان بذر مصرفي و کود شيميايي در توليد تاثير چنداني نشان ندادند. مقدار پارامتر γ اشاره دارد به اينکه ۹۸% از انحرافات در تابع توليد به خاطر ناکارايي فني است و بقيه اين انحرافات به دليل عواملي است که تحت کنترل کشاورز نمي باشد.

جدول۱- ميانگين، انحراف معيار،حداقل و حداکثر متغيرها در طي دوره ۱۳۸۲-۱۳۷۹

متغير	ميانگين	ماکزيمم	مينيمم	انحراف معيار
توليد (تن)	۲/۴۱	۷/۵	۰	۱/۲
ساعت کار ماشين آلات (ساعت)	۳۲/۷	۴۸۰	۰	۵۱/۷
بذر (کيلوگرم)	۱۲۹/۱۲	۸۵۰	۰	۸۳/۳
کود شيميايي (کيلوگرم)	۴۹۱/۸	۱۷۲۵	۰	۲۸۵/۱
تعداد دور آبياري	۱۲/۸	۱۳۰	۰	۹/۵۲
نيروي کار (روز- نفر)	۴۸/۸	۴۰۰	۰	۵۱/۶
سطح زير کشت (هکتار)	۲/۵۹	۲۰	۰	۳
حضور در جلسات ترويجي	۶/۷۳	۱۵	۰	۴
ميزان تحصيلات (سال)	۵	۱۶	۰	۴
سن (سال)	۴۶/۶	۸۱	۴۰	۱۴/۸
اندازه خانوار (نفر)	۶/۳۱	۲۲	۲	۳/۳۸
تجربه (سال)	۲۳/۵۳	۶۵	۰	۱۵/۸

ماخذ: يافته هاي تحقيق

توزيع فراواني ميزان کارايي فني و مقياس مزارع پنبه در جدول ۴ نشان داده شده است. با توجه به جدول، مشاهده مي شود که ميزان کارايي فني از کارايي مقياس کمتر است و مي توان گفت نسبت بزرگي از ناکارايي کل به اين دليل است که کشاورزان در زير مرز توليد عمل مي کنند. در طول سال هاي ۱۳۷۹ – ۱۳۸۲متوسط کارايي فني ۶۳% و متوسط کارايي مقياس ۸۸% بدست آمد. لذا اگر کشاورزان نمونه مورد مطالعه در مقياس مطلوب فعاليت

كنند، متوسط توليدآنها ۱۲% افزايش خواهد يافت و اگر از تكنولوژي هاي موجود به طور كاراتر استفاده كنند، متوسط توليد خود را مي توانند به ميزان ۳۷% افزايش دهند. با توجه به شكاف ۳۷ درصدي در استفاده بهينه از نهاده‌ها، واحدهاي مورد مطالعه مي‌توانند با كاهش استفاده از نهاده هاي اضافي بدون كاهش در ميزان محصول كارآيي فني خود را افزايش دهند و از اين طريق مي توانند از هدر رفتن نهاده هاي توليد جلوگيري كرده و روي مرز كارآي توليد قرار گيرند.

براي اغلب كشاورزان دامنه ي كارايي فني بين %۹۰ – ۵۰ و دامنه ي كارايي مقياس بين %۱۰۰ – ۸۰ بدست آمد. ملاحظه مي شود كه نسبت خيلي كمي از كشاورزان در نمونه مورد مطالعه با مسئله ناكارايي مقياس در توليد مواجه بوده اند. بااين حال، نسبت بيشتري از آنها ميزان كارايي فني كمتر از ۵۰% داشته اند. قابل ذكر است كه واريانس كارايي مقياس تقريبا نصف واريانس كارايي فني مي باشد و فاصله اطمينان براي كارايي فني به نسبت، بيشتر از فاصله اطمينان براي كارايي مقياس است. علاوه بر اين، كارايي فني در طي سال هاي ۱۳۷۹ – ۱۳۸۲ افزايش يافته ولي كارايي مقياس در اين دوره تقريباً بدون تغيير بوده است. نتايج حاصل از بررسي عوامل موثر بر كارايي فني و مقياس در جدول ۵ نشان داده شده است. با توجه به جدول، مشاهده مي شود كه در مناطق با شرايط آب و هوايي نامساعد (سرد و گرم) نسبت به مناطق معتدل، كارايي فني كمتر است. با اين حال، كارايي مقياس فقط در مزارع واقع در شرايط آب و هوايي سرد كاهش نشان مي دهد. افزون برآن، اندازه خانوار منجر به كاهش كارايي فني كشاورزان شده و بر كارايي مقياس تاثيري نداشته است. اثر اندازه خانوار بر كارايي فني مي تواند به دليل افزايش نسبت نيروي كار خانوادگي به نيروي كار ماهر باشد. در طول دوره مورد بررسي،رابطه معني داري بين تجربه و ميزان تحصيلات كشاورز و كارايي فني و مقياس مشاهده نشد.

اثر آموزش و ترويج كشاورزان بر كارايي فني، مثبت و به لحاظ آماري معني دار است. مزارعي كه در آن ها فعاليت هاي آموزشي و ترويجي بيشتر بوده و از كارشناسان كشاورزي استفاده كرده اند (مانند شركت هاي كشاورزي وابسته به سازمان جهاد كشاورزي) به لحاظ فني از ساير مزارع كاراتر عمل كرده اند. فعاليت هاي آموزشي و ترويجي بر روي كارايي مقياس كشاورزان تاثيري نداشته است. اندازه مزرعه بر روي كارايي فني كشاورزان تاثيري نداشته است اين درحالي است كه مزارع با سطح زير كشت كمتر از ۳ هكتار، در توليد پنبه از كارايي مقياس كمتري برخوردار بوده و با افزايش اندازه مزرعه كارايي مقياس نيز افزايش يافته است.

نتيجه گيري

در اين مطالعه، ناكارايي فني و مقياس مزارع پنبه استان خراسان در طي سال هاي ۱۳۸۲ – ۱۳۷۹ با استفاده از روش پارامتريک تصادفي تعيين شد. نتايج مطالعه نشان داد كه در طي سال هاي مورد مطالعه، متوسط كارايي فني ۶۳% مي باشد. به منظور كاهش اين شكاف ۳۷ درصدي به نحوي كه تمامي واحد ها از لحاظ فني كارا عمل كنند، با افزايش بهره وري نهاده ها مي توان از يک سو از هدر رفت منابع جلوگيري نمود و از سوي ديگر باعث كاهش متوسط هزينه توليد پنبه شد و درنتيجه ميزان سود و كارايي فني كشاورزان را افزايش داد. لذا پيشنهاد مي شود درخصوص عواملي همچون معرفي ارقام پر بازده، بهبود راندمان و كيفيت پنبه، تامين اعتبار با هزينه كم، بهبود دركيفيت نهاده ها عرضه به موقع آن ها اقدامات لازم انجام گيرد تا افزايش بهره وري و كارايي و در نتيجه، افزايش سود توليد كنندگان پنبه تحقق يابد. افزون بر آن مشاهده شد كه متوسط كارايي مقياس ۸۸% مي باشد كه توصيه مي شود با استفاده صحيح از نهاده ها و تغيير مناسب در هزينه هاي واحد توليدي، توليد را به مقياس مطلوب حركت دهند. با توجه به اينكه، آموزش و ترويج كشاورزي بر روي كارايي فني كشاورزان اثر مثبت و معني داري نشان داد. بنابراين پيشنهاد مي شود به منظور افزايش كارايي كشاورزان در توليد، آموزش كشاورزان و آشنا كردن آنها با روشهاي جديد كشاورزي مورد توجه قرار گيرد.

با توجه به نتايج مطالعه انتظار مي رود بتوان اين نتايج را به صورت تجربي براي شرايط كنوني نيز پيش بيني نمود لذا پيشنهاد مي شود كه با برگزاري دوره‌هاي آموزشي و ترويجي در زمينه كاربرد درست و بهينه نهاده‌هاي توليد از لحاظ دورنماي اقتصادي و مديريتي، اعمال سياستهاي حمايتي در خصوص بازار نهاده و فروش محصول جهت كاهش هدر رفت عوامل توليد و ارتقاء سطح

دانش مديران و عوامل دخيل در توليد پنبه بتوان درآمدتوليد كنندگان پنبه و كارايي آن ها را بهبود بخشيد.
در پايان لزوم مطالعه بيشتر در زمينه ساير عوامل تاثيرگذار برافزايش كارايي توليد مانند سياست هاي اعتباري، توسعه فناوري مكانيكي، افزايش هزينه هاي آموزش و تحقيقات و گسترش كاربرد فناوري هاي ژنتيكي و بذرهاي اصلاح شده به منظور ارائه سياست هاي مناسب توليد مورد تأكيد است.

جدول ۲- آزمون فرضيات براي ارائه مدل

	λ	درجه آزادي	$\alpha = 0.05$, χ^2 مقادير بحراني
$\gamma = \delta_0 = \delta_m = 0$ (m = 1, . . . ,h)	۶۴/۹۴	۱۱	۱۹/۰۴۵
$\delta_0 = \delta_m = 0$ (m = 1, . . . ,h)	۵۰/۷۳	۱۰	۱۷/۶۷
$\delta_m = 0$ (m = 1, . . . ,h)	۲۶/۲۹	۹	۱۶/۲۷
$\delta_T = \delta_{TT} = 0$	۰/۷۱	۲	۵/۱۳
βjk = 0 (j,k =1, . . . ,6)	۵۵/۰۰۳	۲۱	۳۲/۰۷
$\beta_T = \beta_{TT} = \beta_{TJ} = 0(j,k = 1,...,6)$	۱۹/۱۱	۸	۱۴/۸۵
$\beta_{Tj} = 0(j = 1,...,6)$	۸/۳۹	۶	۱۱/۹۱

ماخذ: يافته هاي تحقيق از(۱۹۸۶) Kodde & Palm گرفته شده است. توجه: مقادير بحراني از جدول χ^2 اخذ شده است.

جدول ۳ – تخمين پارامترهاي تابع توليد مرزي ترانسلوگ براي كشاورزان پنبه كار استان خراسان در طي سال هاي ۸۲-۷۹

پارامتر	مقدار محاسباتي	آمارهt	پارامتر	مقدار محاسباتي	آمارهt
β_0	۰/۰۱۰	۰/۰۲۶	β_{x35}	۰/۳۲۹	۱/۲۰۰
β_{x1}	۰/۸۷۰	*۲/۰۵	β_{x36}	۰/۰۱۸	۰/۱۷۹
β_{x2}	۰/۴۷۰	*۲/۰۲۵	β_{x44}	-۰/۰۵۰	۱/۴۱۱
β_{x3}	-۰/۲۲۰	-۰/۵۷۲	β_{x45}	۰/۲۱۸	۱/۴۵۵
β_{x4}	۰/۵۹۳	*۲/۲۲	β_{x46}	۰/۰۱۹	۰/۳۰۰
β_{x5}	۰/۸۰۵	*۲/۰۰۷	β_{x55}	-۰/۴۵۴	-۱/۵۸۱
β_{x6}	-۰/۰۱۲	-۰/۰۷	β_{x56}	-۰/۱۰۷	-۰/۵۸۲
β_{x11}	-۰/۰۱۰	-۰/۱۲۳	β_{x66}	-۰/۰۰۸	-۰/۱۹۹
β_{x12}	۰/۱۸۴	*۳/۴۲۰	β_T	۰/۱۳۸	۰/۴۱۲
β_{x13}	-۰/۳۳۹	-۱/۸۳۹	β_{TT}	۰/۰۲۸	۰/۹۲۱
β_{x14}	-۰/۰۶۶	-۰/۷۸۳	β_{Tx1}	-۰/۰۰۱	-۰/۰۴۶
β_{x15}	-۰/۶۱۴	*۲/۵۲۵-	β_{Tx2}	۰/۰۰۶	۰/۳۹۱
β_{x16}	۰/۱۵۶	۱/۰۶۳	β_{Tx3}	-۰/۰۹۴	-۱/۹۴۸
β_{x22}	۰/۰۶۲	۱/۸۱۳	β_{Tx4}	-۰/۰۱۱	-۰/۵۷۵
β_{x23}	-۰/۲۰۵	*۲/۴۷۷-	β_{Tx5}	-۰/۱۰۲	-۱/۴۲۶
β_{x24}	-۰/۱۳۷	*۳/۸۴۴-	β_{Tx6}	۰/۰۷۱	۱/۴۹۳
β_{x25}	-۰/۱۲۸	-۱/۱۳۶	σ^2	۱/۰۵۹	*۲/۰۰۶
β_{x26}	۰/۰۳۸۶	۰/۶۸۹	γ	۰/۹۸۳	۸۴/۳۱۴
β_{x33}	۰/۰۵۱	۰/۴۲۴	Log likelihood function	-۱۱۹/۷۵۲	
β_{x34}	۰/۱۷۴	۱/۶۷۲			

توجه: متغير سطح زير كشت با نماد x1، نيروي كار با نماد x2، ميزان بذر مصرفي با نماد x3، ماشين آلات با نماد x4، آب با نماد x5، كود شيميايي با نماد x6 مشخص شده است. معني دار در سطح ۵%

جدول ۴ – میزان کارایي فني و مقیاس مزارع پنبه خراسان در طي سال هاي ۱۳۸۲ - ۱۳۷۹

مقدار کارايي مقياس	تعداد کشاورزان در هر گروه ۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	مقدار کارايي فني	تعداد کشاورزان در هرگروه ۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲
۱۰ – ۲۰	-	-	-	-	۱۰ – ۲۰	۱	۵	۲	۱
۲۰ - ۳۰	-	-	-	-	۲۰ - ۳۰	۴	۵	۳	۵
۳۰ - ۴۰	۱	۱	-	-	۳۰ - ۴۰	۳	۶	۴	۵
۴۰ - ۵۰	۳	۱	۱	۲	۴۰ - ۵۰	۹	۵	۵	۷
۵۰ - ۶۰	-	۱	۱	۳	۵۰ - ۶۰	۵	۵	۷	۶
۶۰ - ۷۰	-	۲	۳	۵	۶۰ - ۷۰	۶	۶	۳	۳
۷۰ - ۸۰	۶	۴	۵	۸	۷۰ - ۸۰	۱۳	۹	۶	۹
۸۰ - ۹۰	۱۲	۱۲	۱۷	۸	۸۰ - ۹۰	۱۶	۱۴	۲۲	۱۸
۹۰ -۱۰۰	۳۸	۳۹	۳۳	۳۴	۹۰ -۱۰۰	۳	۵	۸	۶
میانگین	۸۹/۲	۸۹/۳۵	۸۹/۴۳	۸۶/۰۹	میانگین	۶۵/۲	۶۰/۳	۶۴/۴	۶۵/۷
مینیمم	۳۸/۰۸	۳۷/۳۷	۴۲/۵۱	۴۱/۵۸	مینیمم	۸/۶	۶	۱۸/۶	۱۷/۲۷
ماکزیمم	۹۹/۹۹	۹۹/۹۹	۹۹/۹۹	۹۹/۹۹	ماکزیمم	۹۷/۳	۹۲/۶	۹۳/۱	۹۴/۲۵
واریانس	۰/۰۲۰۲	۰/۰۱۷	۰/۰۱۵	۰/۰۲۳	واریانس	۰/۰۴۷	۰/۰۶۶	۰/۰۵۴	۰/۰۵۳

ماخذ: یافته هاي تحقیق

جدول ۵ – متغیر هاي تعیین کننده کارایي فني و مقیاس براي کشاورزان پنبه کار خراسان

کارايي فني: ضرايب	مقدار محاسباتي	آماره t	کارايي مقياس: ضرايب	مقدار محاسباتي	آماره t
δ_0	۰/۹۰۲	۰/۵۴	ρ_0	۰/۴۵۶	۲/۷۶*
δ_{z1}	۰/۱۰۸	۲/۱۲*	ρ_{z1}	-۰/۰۰۴	-۰/۷۱۸
δ_{z2}	-۰/۰۱۳	-۰/۴۱۵	ρ_{z2}	-۰/۰۰۱	-۰/۲۳۵
δ_{z3}	-۰/۰۱۴	-۲/۳۶*	ρ_{z3}	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۸۷
δ_{z4}	-۰/۱۵	-۲/۸۶*	ρ_{z4}	۰/۰۰۶	۱/۷۲
δ_{z5}	۰/۰۱۰۶	۰/۹۸۲	ρ_{z5}	۰/۰۳	۰/۰۰۰
δ_{z6}	۰/۶۶۶	۰/۸۰۵	ρ_{z6}	-۰/۲۱	-۳/۲۲*
δ_{z7}	۰/۷۷۲	۰/۹۵۶	ρ_{z7}	-۱/۰۸	-۱/۴۵
δ_{z8}	-۲/۱۷	-۲/۳۴*	ρ_{z8}	۰/۰۰۸	۰/۱۶۲
δ_{z9}	-۰/۶۶۵	-۲/۰۶*	ρ_{z9}	-۰/۵	-۱۱/۲
δ_T	۰/۰۶۳	۰/۰۵۹	ρ_T	-۰/۱۱	-۱/۶۹
δ_{TT}	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۳۷	ρ_{TT}	۰/۰۳۴	۲/۴۸*

ماخذ: یافته هاي تحقیق

توجه: تعداد دفعات حضور کشاورز در جلسات ترویجي با نماد z1، میزان تحصیلات کشاورز با نماد z2، سن کشاورز با نماد z3، اندازه خانواده با نماد z4، تجربه کشاورز با نماد z5، مزارع با سایز کوچک (کمتر از ۳ هکتار) و بیشتر از ۳ هکتار با نماد z6 و z7 ، شرایط آب و هوایي نامساعد (سرد و گرم) به ترتیب با z8 و z9 ، زمان با T و مربع شاخص زمان با نماد TT مشخص شده است.

REFERENCES

1. Abyar, N.(2006). Economic aspects of cotton product reviews. *Persian Articles Bank.* Database information: www.mydocuments.ir. (In Farsi).
2. Aigner, D., Lovell, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6: 21-37.
3. Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production functions and panel data. *Journal of Econometrics*, 38: 387-399.

4. Battese, G.E., & Coelli, T. J. (1995). A model for inefficiency effects in a stochastic frontier production function for a panel data. *Empirical Economics*, 20: 325-332.
5. Berndt, E. R., & Christensen, L. R. (1973). The Tran slogs function and the substitution of equipment, structures and labor in U. S manufacturing 1929-68. *Journal of Econometrics*, 1: 81-114.
6. Faryadras, V., Chizari, A., & Moradi, A.(2002). Performance measurement and comparison of cotton producer of Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 40: 89-101. (In Farsi).
7. Forsund, F. R. (1996). On the calculation of the scale elasticity in DEA models. *Journal of Productivity Analysis*, 7: 283- 302.
8. Hajiyani, B., Khaliliyan, S., Abrishami, H., & Peykani, Gh. (2005). Survey of technical efficiency of shrimp fishing fleet in Persian Gulf. *Journal of Agricultural Economics and Development*, Special productivity and efficiency,202-240. (In Farsi).
9. Henderson, D.J. & Simar, L. (2005). A fully nonparametric stochastic frontier model for panel data. Discussion Paper 0417, Institute de Statistique, University Catholique de Louvain.
10. Karagiannis, G., & Sarris, A. (2005). Measuring and explaining scale efficiency with the parametric approach: the case of Greek tobacco growers. *Journal of Agricultural Economics*, 33: 441-451.
11. Kodde, D.A., & Palm, F.C. (1986). Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. *Journal of Econometrica*, 54(5): 1243-1248.
12. Kumbhakar, S.C. & Lovell, C.A.K. (2000). Stochastic frontier analysis. Cambridge University Press, Cambridge.
13. Kumbhakar, S.C. (1994). Production frontiers Panel data and time varying technical efficiency. *Journal of Econometrics*, 46(2): 201-211
14. Meeusen, W., & Van Den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 8: 435-444.
15. Mohamadi, H., & Sadr Alashrafi, S. M. (2005). Study of economic efficiency of production cooperatives in Ghomrud plain using two methods stochastic frontier production function and data envelopment analysis. *Journal of Agricultural Sciences*, 4: 19-33. (In Farsi).
16. Mosavi, H., & Khaliliyan, S. (2005). Study on effective technical efficiency of wheat production. *Journal of Agricultural Economics and Development,* 52: 45-60. (In Farsi).
17. Organization promoting, education and agricultural research. (2007). From : www.areo.ir. (In Farsi).
18. Park, B., Sickles, R.C., & Simar, L. (1998). Stochastic panel frontiers: A semi parametric approach. *Journal of Econometrics*, 84: 273-301.
19. Park, B., Sickles, R.C., & Simar, L. (2003). Semi parametric efficient estimation of AR (1) panel data models. *Journal of Econometrics*, 117: 279-309.
20. Ray, S. (1988). Data envelopment analysis, nondiscretionary inputs and efficiency: An alternative interpretation. *Socio- Economic and Planning Science*, 22: 167-176.
21. Reinhard, S., Lovell, C. A. K., & Thijssen G. J. (2002). Analysis of environmental efficiency variation. *American Journal of Agricultural Economics*, 84: 1054- 1065.
22. Stevenson, R.E. (1980). Likelihood functions for generalized stochastic production frontier estimation. *Journal of Econometrics*, 13: 57-66.
23. Zad, M., Sadr Alashrafi, S. M., & Hamid Nejad, M. (2002). The effect of some government policy on cotton producer's income. *Journal of Agricultural Sciences*, 8(4): 29-48. (In Farsi).