بررسی ناکارایی فنی و ریسک تولید در مزارع پنبه استان خراسان

زهرا غفاری مقدم و محمود صبوحی[1]

چکیده

در مطالعه حاضر، ناکارایی فنی و ریسک تولید مزارع پنبه در استان خراسان با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی همراه با ساختار اخلال واریانس ناهمسانی جمع پذیر در طی سال های ۱۳۸۷-۱۳۸۴ تعیین شد. به منظور محاسبه کارایی تابع تولید مرزی ترانسلوگ و خطی بر مبنای داده های ترکیبی که از ۶۰ مزرعه جمع آوری شده بود، تخمین زده شد. نتایج نشان داد که متوسط میزان کارایی فنی در طی دوره ۴ ساله، در مدل ترانسلوگ ۶۳٪ و در مدل خطی۸۴٪ می باشد. افزون بر آن، عوامل اثر گذار بر ناکارایی فنی به کمک مجموعه ای از متغیر های اقتصادی و اجتماعی مورد ارزیابی قرار گرفت. در این راستا، اندازه خانوار بر ناکارایی فنی اثر منفی و تجربه اثر مثبت نشان داد. نتایج حاصل از تخمین ریسک نهائی نشان داد نهاده های ماشین آلات، دور آبیاری، کود شیمیائی و نیروی کار ریسک افزا، بذر و سطح زیر کشت ریسک کاهنده می باشند. با توجه به نتایج، آموزش و ترویج کشاورزان، گسترش کلاسهای ترویجی، استفاده بیشتر از نیروی کار خانوادگی باعث افزایش تولید و بهبود کارائی فنی می شود.

طبقه بندی c02:JEL

کلمات کلیدی: ناکارایی فنی، ریسک تولید، تابع تولید مرزی، خراسان

مقدمه

پنبه یکی از محصولات مهم کشاورزی و اقلام اصلی صادرات غیرنفتی ایران بوده که در دو دهه اخیر، علی رغم تاکید به سیاست خودکفایی محصولات کشاورزی و صادرات غیرنفتی، جایگاه سابق خود را از دست داده است. نوسانات تولید پنبه و به تبع آن صادرات این محصول به حدی بوده که در برخی از سال ها به دلیل کاهش تولید، صادرات این محصول قطع و واردات آن اجتناب ناپذیر گردیده است. (زاد و همکاران،۱۳۸۱).

پنبه یکی از محصولات مهم کشاورزی در استان خراسان بزرگ است که به لحاظ شرایط آب و هوایی در اکثر مناطق استان کشت می شود و از دامنه سازگاری نسبتاً مناسبی برخوردار است. با توجه به امکانات و محدودیت های موجود در تولید پنبه، مناسبترین راهکار برای افزایش درآمد و کاهش هزینه ها، تخصیص مطلوب عوامل تولید موجود و بهبود کارایی در تولید است. افزایش کارایی تأثیر بسیار زیادی بر افزایش عملکرد دارد و با تخمین کارایی و شناسایی علل ناکارایی درتولید، می توان امید داشت که یکی از اهداف سیاست تولید پنبه یعنی بهبود کارایی محقق گردد (حاجیانی، ۱۳۸۴).

در مطالعات اخیر تابع تولید مرزی با استفاده از داده های مقطعی و یا ترکیبی تخمین زده شده است. مدلهای تصادفی مرزی به طور گسترده ای به کار می روند و با استفاده از روش حداکثر درست نمائی تخمین زده می شوند. اغلب این مطالعات یک تابع تولید مرزی ترانسلوگ و یا کاب داگلاس را برای تجزیه و تحلیل داده های سطح مزرعه فرض می کنند. افزون بر آن، عواملی که

[1] به ترتیب کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی و استادیار گروه اقتصاد کشاورز دانشگاه زابل

Ghafari_m_gh@yahoo.com

توضیح می دهد چرا برخی کشاورزان نسبت به دیگر کشاورزان کارائی بیشتری دارند، مورد بررسی قرار می دهند. متغیرهای اثر گذار کارایی شامل خصوصیات اجتماعی-اقتصادی و مدیریتی کشاورزان می باشد.

وجود ریسک در تولید، تصمیم کشاورزان را در تخصیص نهاده و عرضه محصول تحت تاثیر قرار می دهد. بنابراین لازم است که چگونگی تاثیر ریسک روی تصمیم زارع برای تخصیص نهاده و تلاش کشاورز برای رسیدن به کارائی فنی بررسی شود (رناتو و همکاران ۲۰۰۶).

در این مطالعه، کارائی فنی همراه با محاسبه ریسک تولید، با تخمین تابع تولید مرزی تصادفی بر مبنای مجموعه داده های ترکیبی برای دوره ۴ ساله ۱۳۸۲-۱۳۷۹ در مزارع پنبه استان خراسان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

مواد و روشها

تابع تولید مرزی تصادفی برای داده های ترکیبی جهت مدلسازی تولید پنبه در خراسان بکار گرفته شده است. مدل استفاده شده فرم کلی زیر را دارد:

$$Y_{it} = f(X_{it};a)\exp\varepsilon_{it} \qquad i=1,2,...,n \qquad (۱)$$

که:

Y_{it} ستاده مزرعه i ام در سال t، X_{it} ماتریس مربوط به نهاده ها و α بردار پارامترها می باشد که می بایست تخمین زده شود.

ε_{it} جزء اخلال می باشد که از دو جزء V_{it} و U_{it} تشکیل شده و رابطه آن به صورت $\varepsilon_{it}=V_{it}-U_{it}$ می باشد، V_{it} جزء اخلال سفید، نوسانات تصادفی در تولید که در نتیجه عواملی است که تحت کنترل کشاورز نیست را نشان می دهد و فرض می شود که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_V^2 باشد. U_{it} متغییر تصادفی غیر منفی وابسته به ناکارایی فنی می باشد. فرض می شود که ناکارایی فنی دارای توزیع نرمال ناقص[1]، با میانگین $\mu_{it}=\delta_0+\sum_{j=1}^{J}\delta_j Z_{jit}$ و واریانس σ_U^2 است. و از توزیع V_{it} مستقل استو Z_{jit} مقدار متغیر توضیحی j ام همراه با عدم کارائی فنی مزرعه i ام در سال t را نشان می دهد. δ_0 δ_j پارامترهای نامعلوم هستند که تخمین زده می شود. (باتیز و کوئلی ۱۹۹۵).

پارامترهای مدل تصادفی مرزی و اثرات عدم کارائی همزمان با هم توسط روش حداکثر درست نمائی تخمین زده می شود. واریانس پارامترها تابع درست نمائی به صورت زیر تخمین زده می شود:

$$\sigma_S^2 \equiv \sigma_V^2+\sigma^2 \qquad (۲)$$

$$\gamma \equiv \sigma^2/\sigma_S^2 \qquad (۳)$$

باتیز و همکاران (۱۹۹۷) تابع تولید مرزی تصادفی با ساختار اخلال واریانس ناهمسانی جمع پذیررا مطرح کردند. مدل آنها اثرات مثبت و منفی نهاده ها را بر ریسک تولید نشان می دهد، و با چار چوب جاست و پاپ (۱۹۷۸) سازگار می باشد. بنابراین جزء اخلال در معادله ۱ به صورت زیر بیان می شود:(رناتو و همکاران۲۰۰۶)

$$\varepsilon_i = g(X_i;\beta)[V_i-U_i] \qquad (۴)$$

با جایگزین کردن معادله ۴ در معادله۱، معادله ۱ را به صورت زیر می توان باز نویسی کرد:

$$Y_i = f(X_i;a)+g(X_i;\beta)[V_i-U_i] \qquad (۵)$$

معادله۵، تابع تولید مرزی تصادفی با ویژگی ریسک انعطاف پذیر می باشد که با مشخص بودن مقدار نهاده ها و اثر ناکارایی فنی U_i، میانگین و واریانس ستاده برای i امین مزرعه به صورت زیر بدست می آید (رناتو و همکاران ۲۰۰۶):

[1] Truncated

$$E(Y_i|X_i,U_i) = f(X_i;a) - g(X_i;\beta)U_i \qquad (۶)$$

تابع ریسک نیز به صورت زیر تعریف می شود:

$$Var(Y_i|X_i,U_i) = g^2(X_i;\beta) \qquad (۷)$$

ریسک تولید نهایی نسبت به نهاده jام به صورت مشتق جزئی واریانس تولید نسبت به X_j تعریف می شود که می تواند مثبت و یا منفی باشد (رناتو و همکاران ۲۰۰۶).

$$\frac{\partial Var(Y_i|X_i,U_i)}{\partial X_{ij}} = 2\times g(X_{it},\beta)\left[\beta_j + \sum_{k=1}^{6}\beta_{jk}X_{kit}\right] > 0 \quad or < 0 \qquad (۸)$$

چنانچه این مقدار برای نهاده مورد نظر مثبت باشد نهاده ریسک افزا می باشد و با استفاده بیشتر از نهاده نوسانات تولید افزایش می یابد. اگر این مقدار منفی باشد نهاده مورد نظر ریسک کاهنده و هر چه از نهاده بیشتر استفاده شود نوسانات تولید کاهش می یابد.

کشش تولید نسبت به نهاده های تولید با استفاده از رابطه زیر قابل محاسبه می باشد:

$$e_j = \frac{\partial f(X_{it},a)}{\partial X_{jit}}\frac{X_{jit}}{f(X_{it},a)} = \left[\left(a_j + \sum_{k=1}^{11}a_{jk}X_{kit}\right)\right]\frac{X_{jit}}{f(X_{it},a)} \qquad (۹)$$

کارایی فنی i امین مزرعه، TE_i به صورت نسبتی از میانگین تولید برای i امین مزرعه با مشخص بودن مقدار نهاده X_i، از رابطه زیر قابل محاسبه است (باتیز و همکاران ۱۹۸۸):

$$TE_i = \frac{E(Y_i|X_i,U_i)}{E(Y_i|X_i,U_i=0)} = 1 - \frac{U_i.g(X_i;\beta)}{f(X_i;a)} \qquad (۱۰)$$

در اینجا معادله ۱۰ برای تخمین کارایی فنی با فرض اینکه V_{it}دارای توزیع ناهمبسته و یکسان $N(0,1)$ و U_{it} دارای توزیع نرمال ناقص $N(0,\delta^2 u)$ و $U_i>0$ می باشند استفاده می شود. می توان نشان داد که $U_i|(V_i-U_i)$ دارای توزیع نرمال $N(\mu_h^*,\sigma_*^2)$ می باشد که μ^* و σ_*^2 با استفاده از روابط زیر تعریف می شود (رناتو و همکاران ۲۰۰۶).

$$\mu_h^* = \frac{-(V_i-U_i)\sigma_u^2}{(1+\sigma_u^2)} \qquad (۱۱)$$

$$\sigma_*^2 = \frac{\sigma_u^2}{(1+\sigma_u^2)} \qquad (۱۲)$$

همچنین می توان نشان داد که $E\left[U_i|(V_i-U_i)\right]$، $\hat{U}_i$، به صورت زیر تعریف می شود (رناتو و همکاران ۲۰۰۶)

$$\widehat{U}_i = \mu_i^* + \sigma_*\left[\frac{\phi(\mu_i^*/\sigma_*)}{\Phi(\mu_i^*/\sigma_*)}\right] \qquad (۱۳)$$

در اینجا $\phi(0)$و $\Phi(0)$ توابع چگالی و تجمعی متغیر نرمال استاندارد را نشان می دهد.

معادله ۱۳ را می توان با استفاده از پیش بینی مشابه برای متغییر تصادفی E_i، طبق رابطه زیر تخمین زد (رناتو و همکاران ۲۰۰۶):

$$\widehat{E}_i = \frac{Y_i - \widehat{f}(X_i,\widehat{a})}{\widehat{g}(X_i,\widehat{\beta})} \qquad (۱۴)$$

کارایی فنی i امین مزرعه بعد از تخمین رابطه ۱۴ با استفاده از رابطه ۱۵ می توان تخمین زد:

$$\widehat{TE}_i = 1 - \frac{\widehat{U}_i.\widehat{g}(X_i,\widehat{\beta})}{\widehat{f}(X_i,\widehat{a})} \qquad (۱۵)$$

اشکال توابع و متغیرها

فرم کاب داگلاس تابع تولید مرزی تصادفی در مطالعه حاضر به صورت زیر می باشد:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{6} \alpha_j \ln X_{jt} + V_{it} - U_{it} \qquad (۱۶)$$

دومین فرم تابع، مدل ترانسلوگ می باشد که به صورت زیر مشخص می شود:

(۱۷)

فرم تابعی ترانسلوگ بیشتر به صورت تابعی انعطاف پذیر در مطالعات تولید استفاده می شود.

سومین تابع از مدلهای مرزی تصادفی فرم درجه دوم می باشد که به صورت زیر تعریف می شود:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{6} \alpha_j X_{jt} + 0.5 \sum_{j=1}^{6} \sum_{k=1}^{6} \alpha_{jk} X_{jit} X_{kit} + V_{it} - U_{it} \qquad (۱۸)$$

که، Y نمایانگر میزان تولید (تن)، X1 تعداد ساعات کار ماشین آلات کشاورزی(در واحد سطح)، X2 میزان بذر(کیلو گرم در واحد سطح)، X3 کود شیمیایی (کیلو گرم در واحد سطح) ، X4 تعداد دور آبیاری، X5 نیروی کار (روز- نفردر واحد سطح)، X6 سطح زیر کشت (هکتار) می باشد.

با مشخص شدن فرم توابع، نا کارائی فنی با استفاده از معیار باتیز و کوئلی (۱۹۹۵) تخمین زده می شود که به صورت زیر بیان می شود:

$$\mu_{it} = \delta_0 + \sum_{j=1}^{5} \delta_j Z_{jit} \qquad (۱۹)$$

که تعداد دفعات حضور در جلسات ترویجی (z1)، میزان تحصیلات کشاورز(سال) (z2)، سن کشاورز (سال) (z3)، اندازه خانوار (نفر) (z4) و تجربه (سال) (z5) به عنوان متغیر های موثر بر کارایی استفاده شده است.

آزمونهای متفاوت فرضیه صفر برای پارامترها در تابع تولید مرزی، و در مدل عدم کارائی با استفاده از آماره نسبت حداکثر راست نمائی انجام می شود. که آماره حداکثر راست نمائی با استفاده از رابطه زیر تعریف می شود:

$$\lambda = -2\{\log[L(H_0)] - \log[L(H_1)]\} \qquad (۲۰)$$

$L(H_0)$و $L(H_1)$ ارزش تابع راست نمائی تحت فرضیه صفر (H_0) و (H_1) نشان می دهد. (رناتو و همکاران ۲۰۰۶)

داده ها و اطلاعات مورد نیاز

داده های مورد استفاده در این مطالعه، مربوط به ۶۰ کشاورز پنبه کار استان خراسان در طی سال های ۱۳۸۲-۱۳۷۹ می باشد که به صورت نمونه گیری تصادفی طبقه بندی شده (براساس شرایط آب و هوایی) انتخاب شده اند. افزون بر آن، از آمار و اطلاعات موجود در سازمان جهاد کشاورزی استان خراسان و آمار و اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی نیز استفاده گردید.

نتایج و بحث

آماره های توصیفی شامل میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر متغیرهای استفاده شده در مدل در جدول ۱ آورده شده است.

جدول(۱) میانگین، انحراف معیار،حداقل و حداکثر متغیرها در طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۸۴

متغیر	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
تولید (تن)	۲.۴۱	۷.۵	۰	۱.۲
ساعت کار ماشین آلات (ساعت)	۳۲.۷	۴۸۰	۰	۵۱.۷
بذر (کیلوگرم)	۱۲۹.۱۲	۸۵۰	۰	۸۳.۳
کود شیمیایی (کیلوگرم)	۴۹۱.۸	۱۷۲۵	۰	۲۸۵.۱
تعداد دور آبیاری	۱۲.۸	۱۳۰	۰	۹.۵۲
نیروی کار (روز- نفر)	۴۸.۸	۴۰۰	۰	۵۱.۶
سطح زیر کشت (هکتار)	۲.۵۹	۲۰	۰	۳
حضور در جلسات ترویجی	۶.۷۳	۱۵	۰	۴
میزان تحصیلات (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: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول ۱ مشاهده می شود که متوسط عملکرد پنبه در طی دوره مورد بررسی ۲.۴۱ تن می باشد که در دامنه ۷.۵ تا ۰ تن در هکتار در نوسان است. متوسط ساعت کار ماشین آلات ۳۲.۷، بذر مصرفی ۱۲۹.۱۲ کیلوگرم، کود ۴۹۱.۸ کیلوگرم، متوسط نیروی کار ۴۸.۸ نفر- روز در هکتار می باشد. متوسط سطح زیر کشت ۲.۵۹ هکتار در طی سالهای مورد بررسی است. متوسط همچنین ملاحظه می شود که تعداد حضور در جلسات ترویجی ۶.۷۳ دفعه، متوسط میزان تحصیلات کشاورزان ۵ (که عبارت از ۵ کلاس سواد است) و سن کشاورزان بین ۸۱ تا ۴۰ سال می باشد.

نتایج تخمین

به منظور ارائه یک مدل مناسب و دستیابی به نتایج معتبر، یک سری فرضیات آماری آزمون شده است. نتایج این آزمون در جدول شماره ۲ مشاهده می شود.

برای شناخت فرم تابعی مناسب سه فرم تابعی کاب داگلاس، ترانسلوگ و درجه دوم در نظر گرفته شد. طبق فرض اول $H_0 : \alpha_{ij} = 0$ در مدل ترانسلوگ اگر فرض صفر رد شود فرم تابع ترانسلوگ و اگر فرض صفر پذیرفته شود فرم تابعی کاب داگلاس مناسب می باشد.در مدل درجه دوم اگر فرض صفر رد شود تابع درجه دوم و اگر فرض صفر پذیرفته شود فرم تابع مناسب یک تابع خطی معمولی خواهد بود.

فرضیه دوم در مورد فرض صفر اشاره به این دارد که عدم کارائی در مدل مرزی وجود ندارد. چنانچه γ و همه ضرایب صفر باشند تابع تولید مرزی تصادفی مانند تابع تولید متوسط می باشد که اثرات عدم کارائی در آن محاسبه نمی شود.

فرضیه سوم نشان می دهد همه ضرایب متغیرهای توضیحی در مدل عدم کارائی صفر، بنابراین اثر عدم کارائی فنی دارای توزیع ناقص می باشد.

فرضیه چهارم در رابطه با زمان می باشد چنانچه فرض صفر رد شود زمان بر روی کارائی فنی تاثیر داشته و اگر فرض صفر پذیرفته شود زمان روی کارائی فنی تاثیر ندارد.

جدول(۲) آزمون فرضیه صفر برای پارامترها در مدل تولید مرزی تصادفی و مدل اثر ناکارائی فنی

فرضیه	تابع ترانسلوگ			تابع درجه دوم		
	λ	مقدار بحرانی*	تصمیم	λ	مقدار بحرانی	تصمیم
$1.H_0 : \alpha_{ij} = 0$	۷۲.۵۶	۳۲.۰۷	رد فرض صفر	۱۵	۳۲.۰۷	قبول فرض صفر
$2.H_0 : \gamma = \delta_1 = \delta_2 = ... = \delta_5 = 0$	۲۲.۳۱	۱۳.۴	رد فرض صفر	۲.۵۸	۱۳.۴	قبول فرض صفر
$3.H_0 : \delta_1 = \delta_2 = ... = \delta_5 = 0$	۲۴.۱	۱۰.۳۷	رد فرض صفر	۲.۶۵	۱۰.۳۷	قبول فرض صفر
$4.H_0 = \delta_T = \delta_{TT} = 0$	۰.۷۱	۵.۱۳	قبول فرض صفر	۱۲.۳۵	۵.۱۳	رد فرض صفر
$5.H_0 = \beta_T = \beta_{TT} = \beta_{Tj} = 0$	۲۱۳.۰۲	۱۳.۴	رد فرض صفر	۲۰۹	۱۳.۴	رد فرض صفر

*مقادیر بحرانی از جدول کاد و پالم (۱۹۸۶) در سطح معنی داری ۵٪ گرفته شده است .

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون اول نشان می دهد که در مدل ترانسلوگ فرض صفر رد می شود و نشان می دهد مدل کاب داگلاس معرف مناسبی از داده ها نمی باشد و مدل ترانسلوگ پذیرفته می شود. در مدل درجه دوم فرض صفر پذیرفته می شود بنابراین مدل درجه دوم مدل مناسبی نمی باشد و در ادامه مطالعه از مدل خطی ساده برای تجزیه و تحلیل استفاده می شود.

نتایج آزمون دوم نشان می دهد که در مدل ترانسلوگ فرض صفر در سطح ۵٪ رد می شود بنابراین عدم کارائی در مدل مرزی وجود دارد و در مدل درجه دوم فرض صفر پذیرفته می شود و ارزش همه متغیرها صفر می باشد بنابراین عدم کارائی فنی در مدل وجود ندارد. نتایج آزمون سوم برای مدل ترانسلوگ اشاره به این دارد که عدم کارائی فنی دارای توزیع ناقص می باشد و برای مدل درجه دوم فرض صفر پذیرفته می شود و نشان می دهد که عدم کارائی دارای توزیع ناقص نمی باشد و متغیرهای حضور در جلسات ترویجی، سن، تحصیلات، تجربه و اندازه خانوار مساوی صفر هستند و تاثیری روی عدم کارائی ندارند. نتایج آزمون برای فرضیه چهارم در مدل ترانسلوگ و درجه دوم نشان می دهد که زمان در در مدل ترانسلوگ روی کارائی فنی تاثیر ندارد.

نتایج آزمون فرضیه پنجم نشان می دهد که تغییرات فنی صفر در سطح ۵٪ برای دو مدل ترانسلوگ و درجه دوم رد می شود.

نتایج تخمین حداکثر راست نمائی پارامترهای توابع تولید مرزی تصادفی خطی و ترانسلوگ در جدول ۲ آورده شده است.

جدول (۳) تخمین حداکثر راست نمائی برای پارامترهای مدلهای تولید مرزی تصادفی برای مزارع پنبه استان خراسان

متغیر	پارامتر	ترانسلوگ		خطی	
		ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار
ثابت	α_0	۱.۴	۰.۷۴	*۱.۲۶	۰.۳۱
ساعت کار ماشین آلات	α_1	*-0.84	۰.۲۶	۰.۰۰۱	۰.۰۰۲
بذر	α_2	*-0.52	۰.۲۴	*-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰۸
کود شیمیائی	α_3	۰.۰۲۶	۰.۱۸	*۰.۰۰۱	۰.۰۰۰۲
دور آبیاری	α_4	۰.۴۹	۰.۴۰	-۰.۰۰۱۷	۰.۰۰۷
نیروی کار	α_5	*۰.۵۶	۰.۲۳	*۰.۰۰۳	۰.۰۰۱
سطح زیر کشت	α_6	۰.۵۸*	۰.۴۴	*۰.۰۰۶	۰.۰۳۱
(ساعت کار ماشین آلات)^2	α_7	۰.۰۷۳	۰.۰۳۱		
(ساعت کار ماشین آلات)(بذر)	α_8	*۰.۱۹	۰.۱۰		
(ساعت کار ماشین آلات)(کود شیمیائی)	α_9	۰.۰۲۲*	۰.۰۵۶		
(ساعت کار ماشین آلات)(دور آبیاری)	α_{10}	۰.۲۷	۰.۱۶		
(ساعت کار ماشین آلات)(نیروی کار)	α_{11}	-۰.۱۱*	۰.۰۳۹		
(ساعت کار ماشین آلات)(سطح زیر کشت)	α_{12}	-۰.۱۰	۰.۰۸۷		
(بذر)^2	α_{13}	۰.۱۲	۰.۱۰		
(بذر)(کود شیمیائی)	α_{14}	۰.۰۳۲	۰.۰۹۶		
(بذر)(دور آبیاری)	α_{15}	۰.۲۸	۰.۲۱		
(بذر)(نیروی کار)	α_{16}	-۰.۱۸*	۰.۰۷۷		
(بذر)(سطح زیر کشت)	α_{17}	-۰.۰۷۲*	۰.۱۷		
(کود شیمیائی)^2	α_{18}	۰.۰۳۱*	۰.۰۳۲		
(کود شیمیائی)(دور آبیاری)	α_{19}	-۰.۰۰۷	۰.۱۶		
(کود شیمیائی)(نیروی کار)	α_{20}	-۰.۰۵۳	۰.۰۴۹		
(کود شیمیائی)(سطح زیر کشت)	α_{21}	-۰.۰۲۲	۰.۱۰		
(دور آبیاری)^2	α_{22}	*-۰.۵۳	۰.۲۲		
(دور آبیاری)(نیروی کار)	α_{23}	-۰.۰۹۶	۰.۰۹۸		
(دور آبیاری)(سطح زیر کشت)	α_{24}	-۰.۴۷*	۰.۲۲		
(نیروی کار)^2	α_{25}	۰.۱۰*	۰.۰۳۰		
(نیروی کار)(سطح زیر کشت)	α_{26}	۰.۱۸*	۰.۰۶۰		
(سطح زیر کشت)^2	α_{27}	۰.۱۶	۰.۱۰		
واریانس		۳.۳	۱.۹	۱.۱	۰.۱
تابع حداکثر راست نمائی		-۱۲۹.۵۷		-۳۵۵.۱	
	γ	*۰.۹۸	۰.۰۰۸	*۰.۰۰۷	۰.۰۴

* معنی داری در سطح ۵ درصد

ماخذ: محاسبات تحقیق

تابع تولید مرزی کشاورزان پنبه کار به فرم ترانسلوگ و خطی برآورد شد که نتایج آن در جدول شماره ۲ ارائه شده است. متغیر بذر، ماشین آلات، سطح زیر کشت و نیروی کار در مدل ترانسلوگ از لحاظ آماری در سطح ۵٪ معنی دار شده اند. متغیر

های ماشین آلات و بذر دارای علامت منفی و کمتر از یک می باشند که به وجود تولید نهایی منفی و نزولی اشاره دارد. متغیرهای کود و دور آبیاری تاثیر معنی داری روی تولید ندارند. در مدل خطی کود، نیروی کار و سطح زیر کشت در سطح ۵٪ معنی دار می باشند و روی تولید تاثیر مثبت و معنی دار دارند به طوریکه یک واحد افزایش در متغیرهای فوق باعث یک واحد افزایش در تولید می شوند.نهاده بذر تاثیر منفی و معنی دار روی تولید دارد که با افزایش یک واحد بذر تولید به میزان یک واحد کاهش می یابد. و متغیرهای دور آبیاری و ساعت کار ماشین آلات تاثیر معنی دار روی تولید نشان ندادند.. مقدار پارامتر γ اشاره به این دارد به اینکه ۹۸٪ و ۰.۷٪ از انحرافات در تابع تولید در مدل ترانسلوگ و خطی ساده به ترتیب به خاطر ناکارایی فنی است و بقیه این انحرافات به دلیل عواملی است که تحت کنترل کشاورز نمی باشد.

با استفاده از مدل حداکثر راست نمائی پارامترهای مدل عدم کارائی را برای دو تابع ترانسلوگ و خطی نیز تخمین زده شد که نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است.

جدول (۴) تخمین پارامترهای مدل ناکارائی برای مدل ترانسلوگ

متغیر	پارامتر	ترانسلوگ		خطی	
		ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار
ثابت	δ_0	-۴	۳.۸	-0.63	0.97
تعداد دفعات حضور در کلاسهای ترویجی	δ_1	*-۰.۰۸	۰.۰۵۱	0.06	0.05
تحصیلات	δ_2	۰.۰۳	۰.۰۴	0.006	0.03
سن	δ_3	0.008	۰.۰۱	0.006	0.01
اندازه خانوار	δ_4	-۰.۵۱*	۰.۳۱	-0.05	0.05
تجربه	δ_5	۰.۰۰۴	۰.۰۰۹	0.004	0.008

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتایج تخمین پارامترهایی که روی کارائی تاثیر می گذارند در مدل ترانسلوگ نشان می دهد که متغیرتعداد حضور در جلسات ترویجی و اندازه خانوار در سطح ۵٪ معنی دار و بر ناکارائی کشاورزان اثر منفی دارد. به طوریکه افزایش در هر یک از متغیرهای فوق الذکر منجر به کاهش عدم کارائی فنی و افزایش کارائی فنی می شود. هر چه اندازه خانوار افزایش یابد عدم کارائی کاهش و کارائی فنی افزایش می یابد. از آنجا که بیشتر نیروی کار را، نیروی کار خانوادگی تشکیل می دهد در نتیجه نیروی کار موجود برای بهره بردار افزایش می یابد لذا کارائی بهره بردار افزایش می یابد. همچنین هر پچه تعداد دفعات حضور در جلسات ترویجی افزایش یابد این باعث افزایش کارائی فنی کشاورز می شود. حضور در جلسات ترویجی باعث ارتقاء دانش فنی کشاورز، آشنایی با روشهای جدید کشت، استفاده بهینه از نهاده های موجود و در نتیجه افزایش کارائی فنی کشاورز می شود.

در مدل خطی هیچ یک از متغیرها بر کارائی اثر معنی داری ندارند.

میانگین سالیانه کارائی فنی سطح مزرعه، مزارع پنبه برای دو مدل ترانسلوگ و خطی ساده بر مبنای داده های ترکیبی برای دروه ۴ ساله و داده های مقطعی برای هر سال محاسبه شده است. که نتایج تخمین در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول (۵) میانگین سالانه و دامنه کارائی فنی برای مزارع پنبه

	تابع تولید ترانسلوگ			تابع تولید خطی		
سال	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	میانگین	ماکزیمم	مینیمم
۱۳۷۹	۰.۷۰	۱	۰.۲	۰.۵۸	۰.۹۹	۰.۱۰
۱۳۸۰	۰.۷۵	۰.۹۹	۰.۱۸	۰.۸۶	۰.۹۰	۰.۸۴
۱۳۸۱	۰.۸۲	۰.۹۹	۰.۱۱	۰.۶۵	۰.۹۹	۰.۱۲
۱۳۸۲	۰.۸۸	۰.۹۷	۰.۴۰	۰.۸۵	۰.۹۰	۰.۸۲
همه سالها	۰.۶۷	۰.۹۷	۰.۰۶	۰.۸۴	۰.۸۹	۰.۸۱

ماخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول ملاحظه می شود که میزان کارائی فنی در مدل ترانسلوگ و خطی در طی سالهای ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ افزایش یافته و متوسط کارائی فنی در مدل ترانسلوگ۰.۶۷ می باشد. اگر زارعین از تکنولوژی موجود به طور کارا تری استفاده کنند، متوسط تولید به میزان ۳۳٪ افزایش خواهد یافت. در مدل خطی متوسط کارائی فنی در طی دوره مورد بررسی ۰.۸۴ می باشد که اگر از تکنولوژی تولید به طور کاراتری استفاده کنند متوسط تولیدشان ۱۶٪ افزایش خواهد یافت.

در جدول ۶ توزیع فراوانی کارایی فنی برای هر سال آورده شده است.

جدول (۶) میزان کارائی فنی، تعداد و درصد پنبه کاران خراسان در طی سالهای ۱۳۸۷-۱۳۸۴

سال	۱۳۸۴		۱۳۸۵		۱۳۸۶		۱۳۸۷	
درجه کارائی فنی	تعداد کشاورزان در هر گروه	درصد کشاورزان در هر گروه	تعداد کشاورزان در هر گروه	درصد کشاورزان در هر گروه	تعداد کشاورزان در هر گروه	درصد کشاورزان در هر گروه	تعداد کشاورزان در هر گروه	درصد کشاورزان در هر گروه
۰.۰۶-۰.۱	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰
۰.۱۱-۰.۲	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰
۰.۲۱-۰.۳	۲	۳	۴	۶	۰	۰	۰	۰
۰.۳۱-۰.۴	۴	۷	۵	۸	۱	۱	۰	۰
۰.۴۱-۰.۵	۴	۷	۱	۱	۳	۲	۲	۳
۰.۵۱-۰.۶	۸	۱۳	۴	۶	۶	۴	۲	۳
۰.۶۱-۰.۷	۱۱	۱۸	۳	۵	۶	۴	۱	۱
۰.۷۱-۰.۸	۱۰	۱۷	۹	۱۵	۱۵	۹	۴	۶
۰.۸۱-۰.۹	۱۰	۱۷	۹	۱۵	۸	۵	۸	۱۳
۰.۹۱-۱	۱۱	۱۸	۲۴	۴۰	۵۵	۳۳	۴۳	۷۱

ماخد یافته های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می دهد اکثر کشاورزان در دامنه کارائی فنی بین ۰.۹۱ تا ۱در همه سالها می باشد. بیشتر کشاورزان دارای کارائی بالاتر از ۵۰ درصد می باشند.

تخمین کشش تولید نسبت به نهاده های تولید برای مدل ترانسلوگ و خطی در جدول ۷ نشان داده شده است.

جدول(۷) نتایج تخمین کشش تولید برای نهاده ها در تابع تولید مرزی (درصد)

نهاده	ترانسلوگ	خطی
	-۰.۸۴	۰.۰۸
ساعت کار ماشین آلات	(۰.۲۶)	(۰.۴۱)
	-۰.۵۲	-۰.۵
بذر	(۰.۲۴)	(۳.۴۴)
کود شیمیایی	۰.۰۲۶	۱.۰۴
	(۰.۱۶)	(۲.۴۰)
دور آبیاری	۰.۴۹	-۰.۰۸
	(۰.۳۶)	(۰.۶۱)
نیروی کار	۰.۵۶	۰.۳۷
	(۰.۲۱)	(۱.۴۵)
سطح زیر کشت	۰.۵۸	۰.۰۷
	(۰.۴۴)	(۰.۵۶)
بازدهی به مقیاس	۰.۲۹	۰.۹۸
	(۱.۶۷)	)(۸.۸۷

ماخذ: محاسبات تحقیق

اعداد داخل پرانتز انحارف معیار می باشند

با توجه به جدول ملاحظه می شود بالاترین کشش در مدل ترانسلوگ مربوط به سطح زیر کشت و در مدل خطی ساده مربوط به نهاده کود شیمیایی می باشد. مقدار کشش برای ساعت کار ماشین آلات ۰.۸۴- و ۰.۰۸ برای بذر ۰.۵۲- و ۰.۵- ، کود شیمیایی ۰.۰۲۶ و ۱.۰۴، دور آبیاری ۰.۴۹ و ۰.۰۸- ، نیروی کار ۰.۵۶ و۰.۳۷ به ترتیب در مدل ترانسلوگ و خطی می باشد. و همچنین کشش سطح زیر کشت در مدل ترانسلوگ ۰.۵۸ و در مدل خطی ساده ۰.۰۷ می باشد. بازدهی نسبت به مقیاس از جمع کششهای تولید نهاده ها بدست می آید که این مقدار ۰.۲۹ و ۰.۹۸ به ترتیب در مدل ترانسلوگ و خطی می باشد.

جدول ۸ نتایج تخمین ریسک نهایی تولید در مرز را نشان می دهد.

جدول (۸) نتایج تخمین ریسک نهائی تولید

نهاده	ضریب	انحراف معیار
ساعت کار ماشین آلات	۴۸.۳	۵۷.۳
بذر	-۸۶.۹	۸۷.۲
کود شیمیایی	۸۵.۳	۱۴۲.۷
دور آبیاری	۷۷.۹	۸۶.۹
نیروی کار	۱۲۳.۴	۱۱۸.۷
سطح زیر کشت	-۹.۹۰	۳۹.۹

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از تخمین ریسک نهائی تولید در جدول ۸ نشان داده شده است. با توجه به جدول مشاهده می شود نهاده بذر و سطح زیر کشت ریسک کاهنده هستند لذا با استفاده بیشتر از این نهاده ریسک تولید کاهش می یابد. و نهاده های ساعت کار ماشین آلات، کود شیمیایی، دور آبیاری و نیروی کار ریسک افزا هستند، با استفاده بیشتر ریسک و نوسانات تولید نیز افزایش می یابد.

نتیجه گیری

هدف اصلی مطالعه حاضر فراهم آوردن کاربرد تجربی از تخمین ریسک تولید و کارائی فنی بود. کارائی فنی سطح مزارع بر مبنای تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از دو مدل ترانسلوگ و خطی ساده برای دوره ۴ ساله ۱۳۸۷-۱۳۸۴ تخمین زده شده است. نتایج تخمین حاصل از دو مدل فوق نشان داد متغیرهای ماشین آلات و بذر در مدل ترانسلوگ اثر منفی و معنی دار و نیروی کار اثر مثبت ومعنی دار روی تولید و دیگر متغیرهای اثر معنی داری روی تولید ندارند. در مدل خطی ساده سطح زیر کشت، نیروی کار و کود اثر مثبت و معنی دار و بذر اثر منفی و معنی دار روی تولید دارد.نتایج تخمین مدل نا کارائی فنی در تابع تولید ترانسلوگ نشان داد تنها متغیر تعداد دفعات حضور در جلسات تریجی و اندازه خانوار در سطح ۵٪ معنی دار و روی کارائی کشاورزان تاثیر می گذارد. که منجر به کاهش ناکارائی فنی و افزایش کارائی فنی کشاورزان شده است. در تابع تولید خطی هیچ یک از متغیرها روی ناکارائی فنی اثر معنی دار نداشته اند. نتایج حاصل از ریسک نهائی تولید نیز نشان داد نهاده بذر و سطح زیر کشت ریسک کاهنده و نهاده کود شیمیائی، نیروی کار، دور آبیاری و ساعت کار ماشین آلات ریسک افزا می باشند. با توجه به یافته های مطالعه به منظور افزایش کارایی کشاورزان در تولید، آموزش کشاورزان و آشنا کردن آنها با روشهای جدید کشاورزی ضروری است.

منابع

حاجیانی، پ. ، ص. خلیلیان ، ح. ابریشمی و غ. پیکانی(۱۳۸۴)، بررسی کارایی فنی ناوگان صید میگوی خلیج فارس. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ویژه نامه بهره وری و کارایی*، ۲۴۰- ۲۰۲.

زاد، م. و س. صدر الاشرفی و م. حمید نژاد (۱۳۸۱)، بررسی تاثیر برخی سیاست های دولت بر درآمد تولیدکنندگان پنبه. *علوم کشاورزی*، ۸(۴)، ۴۸-۲۹.

موسوی، ح. و ص. خلیلیان (۱۳۸۴)، بررسی عوامل اثر گذار بر کارایی فنی تولید گندم. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۵۲، ۶۰- ۴۵.

Battes, G.E.,Rambaldi, A.N. and Wan, G.H. (1997),. A Stochastic Frontier production function with Flexible Risk Properties. *Journal of productivity Analysis*, 8, 269-280

Battese, G.E. & T. J. Coelli. (1995),. A model for inefficiency effects in a stochasti frontier production function for a panel data. *Empirical Economics*, 20: 325-332.

Battese, G. E. & T. J. Coelli. (1988),. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38: 387-399.

Just, R.E. and Pope, R.D. (1978),. Stochastic Specification of Production Function and Economic Implications. *Journal of econometrics* 7, 67-86

Jondrow, J., C. A. K. Lovell, I. S. Materov and P. Schmidt, (1982),. on the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function modle. *Journal of Econometrics*, 19, pp. 233-8.

Kodde,D. A. and F.C. Palm, (1986),. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. *Econometrica*, 54,pp. 1243-6

Kumbhakar, S.C (2002),. Specification and Estimation of production Risk, Risk Preferences and Technical Efficiency. *American Journal of Agricultural Economics* 84, 8-22.

Moschini, G. and Hennessy, D. (2001),. Uncertainty, Risk Aversion, and Risk Management for Agricultural Producers. in Gardner, B. and Rausser, G. (eds), Handbook *of agricultural Economics*. Amsterdam: Elsevier.

Renato,V. and Euan, F. (2006),. Technical Inefficiency and Production Risk in Rice Farming: Evidence from Central Luzon Philippines. *Asian Economic Journal* 20,1,29-49

Saha, A. Shumway, C.R. and Talpaz, H. (1994),. joint Estimation of Risk Prefernce structure and Technology Using Expo-power Utility. *American Journal of Agricultural Economics* 76, 173-184.

Consideration Technical inefficiency and production risk in cotton farms Khorasan

Zahra ghafari moghadam, mahmod sabouhi[1]

Abstract

In the present study, we analyzed technical inefficiency and production risk at the Khorasan cotton farms level using a stochastic frontier production function with a heteroskedastic error structure in the period 2005-2008. A 4-years panel dataset collected from 60 cotton farms was used to estimate inefficiency Tran slog and linear frontier production function. Result indicated that average technical efficiency in the period 4-years in the Tran slog and linear model is 63% and 84%, respectively. Considerate effective factor on technical efficiency by set from variable social and economic. Result indicates that size household has negative impact and experience have positive impact on technical inefficiency. Machine, distance irrigation, fertilizer and labor were found risk-increasing, whereas seed area planed were found to be a risk- reducing inputs.

JEL: c02

***Keyword: technical inefficiency, production risk, stochastic frontier production function. Khora*san.**

[1] Zahra ghafari : MS of economic agricultural