پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران
۹-۷ شهریور ۱۳۸٤ زاهدان – دانشگاه سیستان و بلوچستان

بررسی تاثیر خصوصیات مدیر مزرعه بر روی کارایی تکنیکی برنجکاران استان مازندران

مصطفی گودرزی*

چکیده:

کارایی تکنیکی برنجکاران استان مازندران از طریق تخمین تابع تولید مرزی تصادفی و با استفاده از آمار تلفیقی(Panel Data) جمع آوری شده از ۲۰۰ زارع بین سالهای ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ بدست آمد. تفاوت در شاخص های کارایی تکنیکی بین تولید کنندگان از طریق برخی از متغیرهای مدیریتی و خصوصیات مزرعه و عوامل بکار رفته در تولید توضیح داده شده است .شاخص های کارایی تکنیکی تولید کنندگان برنج بین ۳۴ تا ۹۸/۵ درصد بدست آمد. اهداف حداکثر سازی سود و حفاظت از مزرعه بیشترین تاثیر را بر روی کارایی تکنیکی داشته اند . در مراحل بعدی، کشاورزانی که دنبال کسب اطلاعات بوده اند و یا تجربه بیشتری داشته اند و یا مزرعه بزرگتری داشته اند، از کارایی تکنیکی بیشتری برخوردار بوده‌اند .

مقدمه

مطالعات زیادی تاثیر گسترده متغیرهای مالی و فیزیکی را بر روی عملکرد و تصمیمات مدیریتی مورد مطالعه قرار داده اند. Kay و Edwards (۱۹۹۴) نشان دادند که در بیشتر موارد اختلاف بین عملکرد مزارع ناشی از تفاوت در مدیریت آنها می باشد. بر خلاف عوامل زمین، کار و سرمایه ؛ عامل مدیریت قابل مشاهده نیست در نتیجه این مساله نحوه توضیح دهی عامل مدیریت را در برتری و کارایی مزارع با پیچیدگی همراه ساخته است. Kay و Edwards عملکرد مدیریت را در موارد تصمیم گیری، اجرا و کنترل معین نمودند.

Rougoor و همکاران (۱۹۹۸) بحث در مورد اینکه چگونه توانایی مدیریت عملکرد مزرعه را تحت تاثیر قرار می دهد را مورد تجدید نظر قرار دادند. آنها عامل مدیریت را به دو قسمت تقسیم نمودند : وجه شخصی (مثل انگیزه، توانایی و سایر مسائل شخصی) و وجه فرآیند تصمیم گیری (مثل تمرین در تصمیم گیری ، کنترل و بکارگیری تصمیمات). آنها فرض نمودند که این دو وجه با هم در ارتباط هستند چون وجه شخصی مدیر ممکن است توانایی او را در تصمیم گیری تحت تاثیر قرار دهد؛ در نتیجه، اندازه گیری تنها یکی از این دو وجه ، شرط لازم و نه کافی برای محاسبه تاثیر عامل مدیریت است. آنها بیان نمودند که ممکن است مدیر دارای توانایی های فردی قوی باشد اما زمانی که با فرآیند تصمیم گیری ضعیف همراه شود، با شکست روبرو شود .

مطالعات تجربی که خواهان محاسبه تاثیر مدیریت بر کارایی تکنیکی بوده اند، سعی نموده اند تا توانایی میریت را بصورت تابعی از متغیرهای نشان دهنده مشخصات و بیوگرافی مدیر قرار دهند (مثل مطالعه Battese ،۱۹۹۶). در این مطالعات سعی شده است که تاثیر عامل مدیریت بر روی کارایی مزارع محاسبه شود اما در این مطالعات به وجه فرآیند تصمیم گیری توجهی نشده است.

برخی از مطالعات هم به این موضوع اشاره کرده اند که برای درک بهتر تاثیر عامل مدریت باید اطلاعات جزئی تری در مورد آن و فرآیند تصمیم گیری مدیر و اطلاعات شخصی مدیر داشته باشیم (Wilson، ۱۹۹۸). Rougoor و همکاران این نظریه را بکار بردند و بیان داشتند که مرحله منطقی بعدی برای تعیین ظرفیت و توانایی مدیریتی کشاورزان، بررسی فرآیند تصمیم گیری یک کشاورز با سایر کشاورزان است .

* عضو هیات علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد قائمشهر و دانشجوی دوره دکتری دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات

هدف این مقاله، تمرکز بر روی توضیح عوامل موثر مدیریتی بر روی کارایی تکنیکی برنجکاران استان مازندران است. این مقاله سعی دارد هر دو وجه تاثیر مسایل و خصوصیات فردی مدیر و فرآیند تصمیم گیری را همانند مطالعه Rougoor و همکاران بررسی کند.

پیشینه تحقیق

در زمینه بررسی کارایی و بهره وری از طریق تابع تولید مطالعاتی در داخل کشور انجام شده است که به برخی از آنها اشاره می شود:

مهرابی بهره وری عوامل تولید پسته در شهرستان رفسنجان را مورد بررسی قرار داده است. وی بهره وری عوامل تولید را با تخمین تابع تولید از نوع درجه سوم محاسبه کرده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می دهد عملکرد بهره برداران نمونه تا ۵۲/۵ درصد قابل افزایش است.

ترکمانی ضمن بررسی وضعیت تولید و صادرات پسته ایران و جهان ، کارایی فنی پسته کاران شهرستان رفسنجان را با تخمین تابع تولید مرزی تصادفی محاسبه کرده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می دهد که به رغم مقدار تولید بالای پسته در رفسنجان، کارایی فنی(بهره وری) پسته کاران این شهرستان در استفاده از عوامل محدود تولید به میزان قابل توجهی افزایش پذیر است.

ترکمانی و شیروانیان کارایی فنی چغندرکاران استان فارس را با استفاده از توابع مرزی آماری قطعی و تصادفی تعیین نمودند. نتایج حاصل از بکارگیری روش تولید مرزی قطعی نشان داد که کارایی فنی قابل تخمین است و میزان افزایش تولید چغندرقند از طریق بهبود کارایی فنی قابل ملاحظه است لیکن نتایج حاصل از تابع تولید مرزی تصادفی بیانگر غیر قابل تخمین بودن کارایی فنی است که علت آن لحاظ شدن عوامل غیر قابل کنترل در تابع تولید مرزی تصادفی ذکر شده است.

کرمی و زیبایی در مطالعه ای کارایی فنی برنج کاران استانهای فارس و گیلان و مازندران را از طریق تخمین تابع تولید مرزی محاسبه نمودند که نتایج بدست آمده نشان داد که متوسط کارایی فنی سه استان به ترتیب ۸۰/۳ ، ۸۳/۹ و ۶۸/۸ درصد می باشد.

آمار و اطلاعات

اطلاعات مربوط به میزان درآمد از طریق تعیین نوع محصول و قیمت مربوط به آن بدست آمد. اختلاف بین میزان نهاده های بکار رفته در مزارع مختلف کم بود که علت آن شاید این باشد که زارعین این ناحیه از یک روش خاص و معین برای کشت برنج استفاده می کنند. با وجود این اختلاف کم ، انتظار بود که اختلاف کارایی بین مزارع اندک باشد و علت این اختلاف اندک هم عوامل غیر قابل کنترل مثل آب و هوا و متغیرهای جغرافیایی باشد ویا مربوط به اختلاف در مدیریت این مزارع باشد .

آمار و اطلاعات از طریق تکمیل پرسشنامه از ۲۰۰ کشاورز در بین سالهای ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ بدست آمد. از کشاورزان سالهای تجربه، میزان تحصیلات و میزان استفاده آنها از امکانات ترویجی و روش فراگیری اطلاعات تکنیکی و فنی آنها پرسیده شد. علاوه بر آن، از کشاورزان خواسته شد که اهداف مورد نظر خود را به صورت رتبه ای تقسم بندی کنند. کسب درآمد و حداکثر سازی آن، حفاظت از مزرعه و محیط زیست و افزایش وسعت مزرعه و و فعالیت از جمله اهداف ذکر شده بود.

از میان پاسخ های دریافت شده، متغیرهایی را که ممکن بود نقشی در تغییرات سطوح کارایی در بین مزارع مختلف داشته باشند شناسایی شد که لیست این متغیرها در جدول شماه ۱ آورده شده است.

در جدول شماره ۱ متغیرهای میزان تجربه کاری بعلاوه آموزش و حداکثر سازی درآمد و سود و حفاظت از مزرعه همانند روش Rougoor و همکاران (۱۹۹۸) آورده شده است که در بین اینها، دو متغیر اولیه به عنوان خصوصیات شخصی و بیوگرافی و بقیه بعنوان انگیزه فرد تصمیم گیر(زارع) شناخته می شوند. برای درک بهتر فرآیند تصمیم گیری از زارعین پرسیده شد که اطلاعات فنی و تکنیکی خود را در مورد کشت محصول از کدامیک از ۱۳ گروه زیر به دست آورده اند :

۱- شخصی: مشاور شخصی و مستقل، توصیه های افراد بازاری، سایر کشاورزان، و روش های دیگر.

۲- مطالعه: نشریات تخصصی، نشریات و روزنامه های عمومی و سایر موارد.

۳- وسایل الکترونیکی: رادیو، تلویزیون و غیره.

۴- سایر موارد: کلاسهای ترویجی، گروههای محلی و غیره.

جدول شماره ۱ : متغیرهای موثر بر کارایی تکنیکی در این مطالعه

متغیر	توضیح در مورد متغیرها
AREA	کل سطح زیر کشت هر مزرعه به هکتار
EXP	تعداد سالهای تجربه برنجکاران مورد نظر
FED	متغیر مجازی (برای تحصیلات بالای مقطع راهنمایی=۱ ودر غیر اینصورت=۰)
PMAX	متغیر مجازی(اگر حداکثر سازی درآمد جز دو هدف اولیه کشاورز باشد=۱ و در غیر اینصورت=۰)
ENV	متغیر مجازی(اگر حفاظت از مزرعه جز دو هدف اولیه کشاورز باشد=۱ و در غیر اینصورت=۰)
INFSEEK	تعداد منابع اطلاعاتی بکار رفته از سوی زارعین از ۱۳ مورد ذکر شده
TIME	عامل زمان(۵=۱۳۸۲ ، ۴=۱۳۸۱ ، ۳=۱۳۸۰ ، ۲=۱۳۷۹ ، ۱=۱۳۷۸)

متغیر روش کسب اطلاعات از طریق جمع نمرات بدست آمده برای گروههای مورد استفاده برای هر کشاورز بدست آمد. این رقم یک شاخص مناسب برای اندازه گیری میزان ممارست و تجربه زارع در کسب اطلاعات است .

نتایج حاصل از پرسشنامه ها نشان می دهد که متوسط سالهای تجربه کشت و زرع تقریباً برابر ۱۵ سال است. تنها ۳۵% جامعه مورد نظر دارای آموزش لازمه بودند و۸۷% افراد حداکثر سازی درآمد و درآمد وسود و۱۵% آنها حفاظت از مزرعه را جز دو هدف اولیه خود در بین سایر اهداف انتخاب کرده بودند. ضمن اینکه به طور متوسط از بین لیست ۱۳ موردی، زارعین بطور متوسط از ۵ مورد استفاده نموده بودند.

مدل مورد نظر

مدل شناسایی عوامل موثر بر ناکارایی Battese و Coelli (۱۹۹۵) گسترش و بسط اجزای جملات اخلال توابع مرزی تصادفی است و این امکان را فراهم می سازد تا سطوح کارایی واحدهای موردنظر را بهتر شناسایی کنیم. روش مرسوم تابع مرزی تصادفی شامل تخمین یک تابع با جملات خطای مرکب است که دارای دو جز متقارن و یک طرفه می باشند. جز متقارن به عواملی برمی گردد که در تصمیم گیری در اختیار زارع نمی باشند مثل تغیرات آب و هوا و فرض می شود دارای توزیع $N(0,\sigma^2)$ هستند و جز یک طرفه در ارتباط با عوامل موثر بر ناکارایی تکنیکی است که میزان اختلاف بین تولید واقعی و بالقوه را در یک سطح خاص استفاده از نهاده ها و تکنولوژی مشخص می کند. فرض می شود این جز اخلال دارای توزیع مستقل اما نیمه نرمال است گرچه می توان برای آن توزیع های مختلف دیگری هم در نظر گرفت(Greene,۱۹۹۷).

مدل فرض شده توسط Battese و Coelli (۱۹۹۵) بر مبنای کار Kumbhakar و همکاران (۱۹۹۱) و Schneider و Stevenson (۱۹۹۱) و با استفاده از کابرد آن برای داده های تلفیقی با کمک روش Huang و Liu (۱۹۹۴) بنا شده است که در آن از مدل تابع تولید مرزی تصادفی غیر طبیعی استفاده شده است که در آن عوامل موثر بر ناکارایی تابعی از خصوصیات هر مزرعه و نهاده های بکار رفته در تولید که گمان می رود بر ناکارایی تکنیکی موثرند، در نظر گرفته می شود.

U_{it}عامل موثر بر ناکارایی تکنیکی برای i امین مزرعه در t امین دوره است که دارای توزیع نرمال با میانگن μ_{it} و واریانس δ_{it}^2 می باشد که μ_{it} به این صورت محاسبه می شود:

$$\mu_{it} = \delta_0 + \delta' z_{it} \qquad (۱)$$

که در آن z_{it} بردار متغیرهای موثر بر ناکارایی است و δ_s پارامترهایی هستند که باید تخمین زده شوند.

پیرو توصیه های Battese و Broca (۱۹۹۷) تابع عمومی را برای آغاز کار برگزیدیم و با استفاده از آزمون های موجود به سوی کامل کردن آن پیش رفتیم . در اینجا تابع تولید مرزی تصادفی بصورت تابع ترانسلوگ و بصورت زیر در نظر گرفته شد:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{5} \alpha_k \ln x_{kit} + \sum_{k=1}^{5}\sum_{j=1}^{5} \alpha_{kj} \ln x_{kit} \ln x_{jit} + \alpha_t t + \alpha_{tt} t^2 + \sum_{k=1}^{5} \alpha_{kt} \ln x_{kit} t + v_{it} - u_{it} \qquad (۲)$$

که در آن y_{it} بیانگر میزان عملکرد مزرعه i ام در سال زراعی t ام است. x_1 میزان هزینه صرف شده برای بذر در هکتار، x_2 میزان کود داده شده به مزرعه در هکتار بر حسب کیلوگرم، x_3 میزان هزینه حفاظت از محصول در هکتار(سم و ...)، x_4 میزان ساعت نیروی کار در هکتار، x_5 میزان ساعت بکارگیری ماشین آلات در هکتار و t متغیر روند زمانی (۵=۱۳۸۲ ، ۴=۱۳۸۱ ، ۳=۱۳۸۰ ، ۲=۱۳۷۹ ، ۱=۱۳۷۸) و v جمله خطای تصادفی مستقل با توزیع $N(0,\delta^2)$ و α_s پارامترهایی هستند که باید تخمین زده شوند. عوامل موثر بر ناکارایی تکنیکی به صورت U_{it} نشان داده شده که از معادله ۱ بدست می آید.

تعیین و تصریح مدل شماره ۲ بر مبنای هر هکتار سبب می شود که خاصیت همگنی از درجه اول در مورد تکنولوژی تولید و خاصیت بازده ثابت نسبت به مقیاس رعایت شود و در ضمن سبب می شود که تاثیر همخطی مرکب میان متغیرهای موجود در معادله از بین برود(Greene، ۱۹۹۷).

پارامترهای موجود در معاده اول و دوم بعلاوه δ_α^2 و δ_β^2 توسط روش حداکثر راستنمایی معین می شوند (Battese و Coelli،۱۹۹۳) . در ضمن ناکارایی تکنیکی(TE) توسط عبارت زیر معین می شود:

$$TE = \exp(-u_{it}) \qquad (۳)$$

نتایج و پیشنهادات

الف- آزمون فرضیات و تخمین پارامترها

مدل توسط برنامه Frontier تخمین زده شد و خلاصه نتایج حاصل از آزمون فرضیات در جدول شماره ۲ آورده شده است. آزمون اول که بیانگر اینست که هیچگونه تغییر تکنیکی مشخصی در دوره مورد نظر رخ نداده است ، پذیرفته شد. فرض H_0 آزمون دوم بیان می کند که هر کدام از مزارع بطور کامل از کارایی تکنیکی برخوردارند و هر گونه ناکارایی در سیستم وجود ندارد که این فرض هم قویاً رد شده است. فرض H_0 آزمون سوم بیانگر اینست که متغییر هایی که در ناکارایی مدل دخالت داده شده اند هیچ گونه تاثیری در سطح ناکارایی تکنیکی ندارند که این مورد هم رد شده است. آزمون چهارم که پذیرفته شده است بیانگر این مورد است که زمان هیچ گونه تاثیر معنی داری بر روی تغییرات کارایی تکنیکی در مدل ندارد .

بعد از این آزمون، مدل مناسب که یک تابع ترانسلوگ مرزی بدون عامل زمان و روند است شناسایی شد و مدل شناسایی تغییرات تکنیکی هم بدون عامل زمان در نظر گرفته شد که پارامترهای برآورد شده آنها در جدول ۲ آورده شده است.

کشش های میانگین ستاده نسبت به k امین نهاده هم با پارامترهای برآورد شده و با استفاده از معادله ۴ محاسبه شده است که نتایج آن به این صورت است :

$$\varepsilon_{xk} = \alpha_k + 2\alpha_{kk} \bar{x}_{kit} + \sum_{k \neq j} \alpha_{kj} \bar{x}_{jit} \qquad (۴)$$

که میزان کشش محاسبه شده برای بذر برابر ۰/۲۱ ، برای کود برابر ۰/۱۸، برای حفاظت از مزرعه(سم) برابر ۰/۱۴، برای نیروی کار برابر ۰/۰۴- ، برای ماشین آلات برابر ۰/۲۲ و برای آب مصرفی برابر ۰/۱۴است که با توجه به خاصیت بازده ثابت نسبت به مقیاس ، میزان این کشش برای زمین برابر۰/۱۵ درصد می باشد.

جدول شماره ۲: نتایج حاصل از آزمون حداکثر راستنمایی در مورد پارامترهای موثر در تابع تولید مرزی تصادفی و مدل عوامل موثر بر ناکارایی

آزمون	فرضیه H_0	نتیجه آزمون
۱	$H_0 : \alpha_t = \alpha_{tt} = \alpha_{kl} = 0$	پذیرش H_0
۲	$H_0 : \gamma = \delta_0 = ... = \delta_7 = 0$	رد H_0
۳	$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = ... = \delta_7 = 0$	رد H_0
۴	$H_0 : \delta_7 = 0$	پذیرش H_0

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

جدول شماره ۳ : پارامترهای برآورد شده تابع تولید مرزی و مدل عوامل موثر بر ناکارایی به روش حداکثر راستنمایی

متغیر	پارامتر	ضریب	آماره t
مدل تابع تولید مرزی			
عرض از مبداء	α_0	-۳/۱۵	-۱/۶۷
$\ln x_1$ (هزینه بذر)	α_1	-۲/۷۱	-۲/۸۹
$\ln x_2$ (کود شیمیایی)	α_2	۱/۱۵	۱/۲۹
$\ln x_3$ (هزینه سم)	α_3	۲/۵۷	۲/۶۴
$\ln x_4$ (نیروی کار)	α_4	۰/۶۹	۰/۵۲
$\ln x_5$ (ماشین آلات)	α_5	۱/۲۳	۰/۴۳
$\ln x_6$ (آب مصرفی)	α_6	۰/۱۹	۱/۲۵
$\ln x_1 \times \ln x_1$	α_{11}	۰/۴۶	۳/۳۶
$\ln x_1 \times \ln x_2$	α_{12}	۰/۸۹	۳/۱۲
$\ln x_1 \times \ln x_3$	α_{13}	۰/۱۲	۱/۴۶
$\ln x_1 \times \ln x_4$	α_{14}	-۰/۰۹	-۰/۲۱
$\ln x_1 \times \ln x_5$	α_{15}	-۰/۳۱	-۰/۳۸

$\ln x_1 \times \ln x_6$	α_{16}	۰/۲۵	۱/۸۹
$\ln x_2 \times \ln x_2$	α_{22}	۰/۲۱	۲/۶۵
$\ln x_2 \times \ln x_3$	α_{23}	-۰/۶۳	-۳/۱۹
$\ln x_2 \times \ln x_4$	α_{24}	-۰/۳۰	-۳/۴۶
$\ln x_2 \times \ln x_5$	α_{25}	-۰/۵۸	-۲/۷۷
$\ln x_2 \times \ln x_6$	α_{26}	۰/۴۱	۱/۰۳
$\ln x_3 \times \ln x_3$	α_{33}	-۰/۰۹	-۱/۹۹
$\ln x_3 \times \ln x_4$	α_{34}	-۰/۱۱	-۰/۷۸
$\ln x_3 \times \ln x_5$	α_{35}	۰/۱۵	۰/۲۳
$\ln x_3 \times \ln x_6$	α_{36}	۰/۰۷	۰/۴۸
$\ln x_4 \times \ln x_4$	α_{44}	-۰/۳۱	-۰/۶۷
$\ln x_4 \times \ln x_5$	α_{45}	۰/۲۱	۲/۷۴
$\ln x_4 \times \ln x_6$	α_{46}	۰/۶۵	۲/۱۲
$\ln x_5 \times \ln x_5$	α_{55}	۰/۰۱	۰/۲۱
$\ln x_5 \times \ln x_6$	α_{56}	۰/۸۱	۲/۲۳
$\ln x_6 \times \ln x_6$	α_{66}	۰/۰۲	۰/۵۰
مدل عوامل موثر بر ناکارایی			
عرض از مبداء	δ_0	۰/۸۹	۳/۴۶
AREA	δ_1	-۰/۰۰۸	-۲/۷۹
EXP	δ_2	-۰/۰۱	-۲/۲۶
FED	δ_3	-۰/۰۲	-۰/۷۸
PMAX	δ_4	-۰/۴۶	-۳/۳۶
ENV	δ_5	۰/۲۳	۳/۲۵
INFSEEK	δ_6	-۰/۰۳	-۳/۱۸

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

ب- کارایی تکنیکی

جدول شماره ۴ پراکندگی کارایی تکنیکی واحدها را نشان می دهد. گستردگی کارایی تکنیکی از حداقل۳۴% تا حداکثر۹۸/۵% می باشد و میانگین آن برابر۷۸/۷% است.

جدول شماره ۴ : پراکندگی تکنیکی واحدهای تولید کننده برنج در استان مازندران

درصد کارایی فنی	فراوانی	فراوانی نسبی	فراوانی انباشته
≤ 40	۱۵	۷/۵	۷/۵
> 40 و ≤ 50	۲۱	۱۰/۵	۱۸
> 50 و ≤ 60	۲۸	۱۴	۳۲
> 60 و ≤ 70	۳۴	۱۷	۴۹
> 70 و ≤ 80	۲۵	۱۲/۵	۶۱/۵
> 80 و ≤ 90	۳۹	۱۹/۵	۸۱
> 90 و ≤ 100	۳۸	۱۹	۱۰۰

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

ج - کارایی تکنیکی و توانایی مدیریت

نتایج بدست امده در بخش قبل نشان می دهد که اکثر کشاورزان این نمونه در نزدیکی کارایی تکنیکی مرزی عمل می کنند. این موضوع مسئله غیر قابل انتظاری نیست زیرا آمارهای بدست آمده از آنها بیانگر اختلاف ناچیز آنها در امر تولید و میزان بکارگیری نهاده ها است. علی رغم این موضوع، پارامترهای برآورد شده برای تابع مرزی تصادفی و مدل برآورد اثر ناکارایی تکنیکی نشان می دهد که تاثیر ناکارایی تکنیکی بصورت سیستماتیک وجود دارد که عوامل آن در این مدل ها وجود دارد.

پارامترهای برآورد شده برای مدل ناکارایی تکنیکی در جدول ۵ مسیر تاثیر این عوامل راروی ناکارایی نشان میدهد (اگر پارامتری منفی باشد یعنی آن پارامتر تاثیر مثبتی بر روی کارایی دارد.) و اندازه گیری تاثیر نهایی هر یک از این عوامل هم از طریق مشتق گیری از این تابع نسبت به میانگین عوامل بکار رفته امکان پذیر است.

Battese و Coelli (۱۹۹۳) نشان دادند که برای i امین مزرعه در t امین دوره، کارایی تکنیکی توسط رابطه زیر بدست می آید:

$$TE_{it} = E\left[\exp(-u_{it})\middle|E_{it} = e_{it}\right]$$
$$= \exp\left(-\mu_* + 1/2\sigma_*^2\right)\left(\frac{\Phi\left[(\mu_*/\sigma_*) - \sigma_*\right]}{\Phi(\mu_*/\sigma_*)}\right)$$

که در آن $\sigma_*^2 = \gamma(1-\gamma)\sigma_s^2$ ، $\mu_* = (1-\gamma)z_{it}\delta - \gamma e_{it}$ ، $e_{it} = v_{it} - u_{it}$ و Φ نشان دهنده تابع توزیع نرمال استاندارد متغیرهای تصادفی می باشد.

جدول شماره ۶ نتایج مشتق گیری از معادله ۵ نسبت به هر یک از متغیرهای نشان دهنده ناکارایی است. نتایج آن نشان میدهد که تمامی متغیرها تاثیر مثبتی بر روی سطح کارایی دارند و تمامی آنها بجز عامل یادگیری های آتی(FED)، از لحاظ آماری معنی دار هستند. دو متغیر نشان دهنده اهداف حداکثر سازی

درآمد و سود و حفاظت از مزرعه و محیط زیست(ENV,PMAX) از لحاظ آماری تاثیر زیادی روی سطح کارایی داشته است، یعنی زارعینی که آنها را بعنوان اهداف اولیه انتخاب کرده اند، کارایی بیشتری نسبت به بقیه داشته اند. در مرحله بعد و بعد از دو متغیر فوق، زارعینی که دنبال کسب اطلاعات بیشتری بوده اند کارایی بیشتری نسبت به سایرین داشته اند.

جدول شماره ۶ : تاثیر نهایی متغیرهای موجود در مدل عوامل موثر بر ناکارایی

متغیر	ضریب	آماره t
AREA	۰/۰۱۲۴	۳/۴۲
EXP	۰/۰۵۴	۲/۷۸
FED	۰/۱۲	۱/۲۹
PMAX	۰/۱۸	۳/۱۸
ENV	۰/۱۶	۳/۲۵
INFSEEK	۰/۰۸۵	۲/۹۳

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

درک تاثیر کسب اطلاعات بیشتر و حداکثر سازی سود بر روی افزایش کارایی مشخص است ولی شاید دلیل تایر مثبت حفاظت ازمزرعه و محیط زیست بر روی افزایش کارایی مشخص نباشد که در مورد آن می توان گفت که افزایش میزان حفاظت از مزرعه و محیط زیست سبب به کار بردن دقیق تر نهاده ها می شود و همین امر باعث افزایش کارایی می گردد.

همچنین مدل نشان می دهد که زارعینی که تجربه بیشتری دارند و یا از سطح بالاتری از سواد برخوردارند، کارایی بیشتری نسبت به بقیه دارند، بنابراین با توجه با اینکه میزان منابع اطلاعاتی بکار رفته توسط کشاورزان محدود وکم می باشد و تنها عده کمی از کشاورزان ناحیه موردنظر از آموزش های لازمه برخوردار بوده اند، افزایش امکانات ترویج کشاورزی و در اختیار قرار دادن امکانات آموزشی برای افزایش میزان کارایی این کشاورزان توصیه می شود.

میزان پارامترهای برآورد شده برای شناسایی تاثیر سطح زیر کشت بسیار کوچک است اما از لحاظ آماری بسیار معنی دار است و می توان گفت که سطح زیر کشت و افزایش آن تاثیر چندانی روی میزان کارایی نداشته است.

منابع مورد استفاده :

۱- تركماني، ج.(۱۳۷۶). بررسی وضعیت تولید و صادرات ÷سته ایران و جهان و تعیین کارایی فنی پسته کاران : کاربرد تابع تولید مرزی تصادفی، مجله اقتصاد کشاورزي و توسعه، (۲۰): ۱۵۹-۱۸۰ .

۲- تركماني، ج. و شيروانيان، ع.(۱۳۷۶). مقايسه توابع توليد مرزي قطعي و تصادفي در تعيين كارايي فني بهره برداران كشاورزي: مطالعه موردي چغندركاران فارس،مجله اقتصاد كشاورزي و توسعه، (۱۹): ۳۱-۴۳.

۳- زيبايي،م. و سلطاني، غ.(۱۳۷۴). روشهايي مختلف تخمين تابع توليد مرزي و كارايي فني واحد هاي توليد شير ، مجله برنامه و توسعه ،(۱۱):۷۳-۹۳.

۴- كرمی، آ. و زيبايی، م.(۱۳۷۹). تعيين كارايی فنی برنج كاران ايران: مطالعه موردی استانهای فارس، گيلان و مازندران، مجموعه مقالات سومين كنفرانس اقتصاد كشاورزی ايران، ۷۱۶-۷۴۱.

۵- كوپاهي، م. و كاظم نژاد، م.(۱۳۷۶). بررسي و تحليل اقتصادي كارايي فني چايكاران گيلان با تاكيد بر تاثير سن ، سن و سواد و اندازه زمين ، اقتصاد كشاورزي و توسعه،(۱۷): ۸۹-۹۹.

۶- گجراتي، د. (۱۳۷۲). مباني اقتصاد سنجي. ترجمه هژبر كياني، مركز نشر دانشگاهي تهران.

۷- مهرابي بشرآبادي، ح.(۱۳۷۴). بررسي بهره وري عوامل توليد پسته در شهرستان رفسنجان ، پايان نامه كارشناسي ارشد اقتصاد كشاورزي، دانشكده كشاورزي دانشگاه تربيت مدرس.

۸- نجفي، ب. و زيبايي،م.(۱۳۷۶). بررسي كارايي فني گندم كاران فارس ، اقتصاد كشاورزي و توسعه ،(۷): ۷۱-۸۱.

۹- نجفي، ب. و عبدالهي، م.(۱۳۷۶) بررسي كارايي فني پسته كاران رفسنجان ، اقتصاد كشاورزي و توسعه (۱۷): ۲۵-۴۲.

۱۰- هژبر كياني، ك.(۱۳۶۸). اقتصاد سنجي و كاربرد آن. جهاد دانشگاهي دانشگاه شهيد بهشتي،تهران.

11- Aigner, D., Lovell, C.A.K., Schmidt, P., 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. Journal of Econometrics. 6, 21–37.

12- Battese, G.E., Broca, S.S., 1997. Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farmers in Pakistan. Journal Productivity Analysis. 8, 395–414.

13- Battese, G.E., Coelli, T.J., 1988. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. J. Econometrics 38, 387–399.

14- Battese, G.E., Coelli, T.J., 1993. A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects. Working Papers in Econometrics and Statistics No. 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.

15- Battese, G.E., Coelli, T.J., 1995. A model of technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. Empirical Econ. 20, 325–332.

16- Battese, G.E., Malik, S.J., Gill, M.A., 1996. An investigation of technical inefficiencies of production of wheat farmers in four districts of Pakistan. Journal of agricultural economics. 47 (1), 37–49.

17- Coelli, T.J., 1995. Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function: a Monte Carlo analysis. Journal of Productivity Analysis. 6, 247–268.

18- Dawson, P.J., 1985. Measuring technical efficiency from production functions: some further estimates. Journal of Agricultural Economics. 36, 31–40.

19- Greene, W.H., 1997. Frontier production functions. In: Pesaran, M.H., Schmidt, P. (Eds.), Handbook of Applied Econometrics, Vol. II: Microeconomics. Blackwell Scientific Publications, Oxford (Chapter 3).

20- Huang, C.J., Liu, J.-T., 1994. Estimation of a non-neutral stochastic frontier production function. Journal of Productivity Analysis. 5, 171–180.

21- Jondrow, J., Lovell, C.A.K., Materov, I.S., Schmidt, P.,1982. On the estimation of the technical inefficiency in the stochastic production function model. Journal of Econometrics 19, 233–281.

22- Kodde, D.A., Palm, F.C., 1986.Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. Econometrica. 54, 1243–1248.

23- Kumbhakar, S.C., Ghosh, S., McGuckin, J.T., 1991. A generalized production frontier approach for estimating the determinants of inefficiency in US dairy farms. Journal of Business and Economics Statistics. 9, 279–286.

24- Meeusen, W., van den Broeck, J., 1977. Efficiency estimation from Cobb–Douglas production function with composed error. Intrenational Economics Review. 18, 435–444.

25- Reifschneider, D., Stevenson, R., 1991. Systematic departures from the frontier: a framework for the analysis of firm inefficiency. Intrenational Economics Review. 32, 715–723.

26- Rougoor, C.W., Trip, G., Huirne, R.B.M., Renkema, J.A., 1998. How to define and study farmers' management capacity: theory and use in agricultural economics. Agricultural Economics. 18, 261–272.

27- Wilson, P., Hadley, D., Ramsden, S., Kaltsas, I., 1998. Measuring and explaining technical efficiency in UK potato production. Journal of Agricultural Economics. 49 (3), 294–304.