



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 200 زارع بین سالهای 1378 تا 1382 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 34 تا 98/5 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 بوده اند.

مقدمه

مطالعات زیادی تاثیر گسترده متغیرهای مالی و فیزیکی را بر روی عملکرد و تصمیمات مدیریتی مورد مطالعه قرار داده اند. Kay و Edwards (1994) 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 (1998) 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 مدیریت را بصورت تابعی از متغیرهای نشان دهنده مشخصات و بیوگرافی مدیر قرار دهند (مثل مطالعه Battese, 1996). 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 مدیریت باید اطلاعات جزئی تری در مورد آن و فرآیند تصمیم گیری مدیر و اطلاعات شخصی مدیر داشته باشیم (Wilson, 1998). 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 قائم شهر 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 52/5 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 چغندر قند 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 80/3، 83/9 و 68/8 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 و یا مربوط به اختلاف در مدیریت این مزارع باشد.

آمار و اطلاعات از طریق تکمیل پرسشنامه از 200 کشاورز در بین سالهای 1378 تا 1382 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 تقسیم 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 شماره 1 آورده شده است.

در جدول شماره 1 متغیرهای میزان تجربه کاری بعلاوه آموزش و حداکثر سازی درآمد و سود و حفاظت از مزرعه همانند روش Rougoor و همکاران (1998) 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 13 گروه زیر به دست آورده اند:

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

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

3- وسایل الکترونیکی: رادیو، تلویزیون و غیره.

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

جدول شماره 1: 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=1 و در غیر اینصورت=0)
PMAX	متغیر مجازی (اگر حداکثر سازی درآمد جز دو هدف اولیه کشاورز باشد=1 و در غیر اینصورت=0)
ENV	متغیر مجازی (اگر حفاظت از مزرعه جز دو هدف اولیه کشاورز باشد=1 و در غیر اینصورت=0)
INFSEEK	تعداد منابع اطلاعاتی بکار رفته از سوی زارعین از 13 مورد ذکر شده
TIME	عامل زمان (5=1382 ، 4=1381 ، 3=1380 ، 2=1379 ، 1=1378)

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 15 سال است. تنها 35% جامعه مورد نظر دارای آموزش لازمه بودند و 87% افراد حداکثر سازی درآمد و درآمد وسود و 15% 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 13 موردی، زارعین بطور متوسط از 5 مورد استفاده نموده بودند.

مدل مورد نظر

مدل شناسایی عوامل موثر بر ناکارایی Battese و Coelli (1995) گسترش و بسط اجزای جملات اخلاص 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 تغییرات 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 اخلاص دارای توزیع مستقل اما نیمه نرمال است گرچه می توان برای آن توزیع های مختلف دیگری هم در نظر گرفت (Greene, 1997).

مدل فرض شده توسط Battese و Coelli (1995) بر مبنای کار Kumbhakar و همکاران (1991) و Schneider و Stevenson (1991) و با استفاده از کاربرد آن برای داده های تلفیقی با کمک روش Liu و Huang (1994) 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:

$$\mu_{it} = \delta_0 + \delta' z_{it} \quad (1)$$

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

پیرو توصیه های Battese و Broca (1997) 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:

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

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 (1378=1، 1379=2، 1380=3، 1381=4، 1382=5) 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 1 بدست می آید.

تعیین و تصریح مدل شماره 2 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، 1997).

پارامترهای موجود در معادله اول و دوم بعلاوه δ_α^2 و δ_β^2 توسط روش حداکثر راستمایی معین می شوند (Battese و Coelli، 1993). در ضمن ناکارایی تکنیکی (TE) توسط عبارت زیر معین می شود:

$$TE = \exp(-u_{it}) \quad (3)$$

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 2 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 متغیرهایی 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 2 آورده شده است.

کشش های میانگین ستاده نسبت به k امین نهاده هم با پارامترهای برآورد شده و با استفاده از معادله 4 محاسبه شده است که نتایج آن به این صورت است:

$$\varepsilon_{xk} = \alpha_k + 2\alpha_{kk} \bar{x}_{kit} + \sum_{k \neq j} \alpha_{kj} \bar{x}_{jit} \quad (4)$$

که میزان کشت محاسبه شده برای بذر برابر 0/21، برای کود برابر 0/18، برای حفاظت از مزرعه (سم) برابر 0/14، برای نیروی کار برابر -0/04، برای ماشین آلات برابر 0/22 و برای آب مصرفی برابر 0/14 است که با توجه به خاصیت بازده ثابت نسبت به مقیاس، میزان این کشت برای زمین برابر 0/15 درصد می باشد.

جدول شماره 2: 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
1	$H_0 : \alpha_t = \alpha_{tt} = \alpha_{kt} = 0$	پذیرش H_0
2	$H_0 : \gamma = \delta_0 = \dots = \delta_7 = 0$	رد H_0
3	$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_7 = 0$	رد H_0
4	$H_0 : \delta_7 = 0$	پذیرش H_0

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

جدول شماره 3: 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 مبدا	α_0	-3/15	-1/67
$\ln x_1$ (هزینه بذر)	α_1	-2/71	-2/89
$\ln x_2$ (کود شیمیایی)	α_2	1/15	1/29
$\ln x_3$ (هزینه سم)	α_3	2/57	2/64
$\ln x_4$ (نیروی کار)	α_4	0/69	0/52
$\ln x_5$ (ماشین آلات)	α_5	1/23	0/43
$\ln x_6$ (آب مصرفی)	α_6	0/19	1/25
$\ln x_1 \times \ln x_1$	α_{11}	0/46	3/36
$\ln x_1 \times \ln x_2$	α_{12}	0/89	3/12
$\ln x_1 \times \ln x_3$	α_{13}	0/12	1/46
$\ln x_1 \times \ln x_4$	α_{14}	-0/09	-0/21

-0/38	-0/31	α_{15}	$\ln x_1 \times \ln x_5$
1/89	0/25	α_{16}	$\ln x_1 \times \ln x_6$
2/65	0/21	α_{22}	$\ln x_2 \times \ln x_2$
-3/19	-0/63	α_{23}	$\ln x_2 \times \ln x_3$
-3/46	-0/30	α_{24}	$\ln x_2 \times \ln x_4$
-2/77	-0/58	α_{25}	$\ln x_2 \times \ln x_5$
1/03	0/41	α_{26}	$\ln x_2 \times \ln x_6$
-1/99	-0/09	α_{33}	$\ln x_3 \times \ln x_3$
-0/78	-0/11	α_{34}	$\ln x_3 \times \ln x_4$
0/23	0/15	α_{35}	$\ln x_3 \times \ln x_5$
0/48	0/07	α_{36}	$\ln x_3 \times \ln x_6$
-0/67	-0/31	α_{44}	$\ln x_4 \times \ln x_4$
2/74	0/21	α_{45}	$\ln x_4 \times \ln x_5$
2/12	0/65	α_{46}	$\ln x_4 \times \ln x_6$
0/21	0/01	α_{55}	$\ln x_5 \times \ln x_5$
2/23	0/81	α_{56}	$\ln x_5 \times \ln x_6$
0/50	0/02	α_{66}	$\ln x_6 \times \ln x_6$
مدل عوامل موثر بر ناکارایی			
3/46	0/89	δ_0	عرض از مبدا
-2/79	-0/008	δ_1	AREA
-2/26	-0/01	δ_2	EXP
-0/78	-0/02	δ_3	FED
-3/36	-0/46	δ_4	PMAX
3/25	0/23	δ_5	ENV
-3/18	-0/03	δ_6	INFSEEK

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

ب- کارایی تکنیکی

جدول شماره 4 پراکنندگی کارایی تکنیکی واحدها را نشان می دهد. گستردگی کارایی تکنیکی از حداقل 34% تا حداکثر 98/5% می باشد و میانگین آن برابر 78/7% است.

جدول شماره 4: پراکنندگی تکنیکی واحدهای تولید کننده برنج در استان مازندران

درصد کارایی فنی	فراوانی	فراوانی نسبی	فراوانی انباشته
≤ 40	15	7/5	7/5
$40 < \leq 50$	21	10/5	18
$50 < \leq 60$	28	14	32
$60 < \leq 70$	34	17	49
$70 < \leq 80$	25	12/5	61/5
$80 < \leq 90$	39	19/5	81
$90 < \leq 100$	38	19	100

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

ج - کارایی تکنیکی و توانایی مدیریت

نتایج بدست آمده 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 5 مسیر تاثیر این عوامل را روی 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 (1993) نشان دادند که برای α امین مزرعه در t امین دوره، کارایی تکنیکی توسط رابطه زیر بدست می آید:

$$TE_{it} = E \left[\exp(-u_{it}) | E_{it} = e_{it} \right]$$

$$= \exp \left(-\mu_* + 1/2\sigma_*^2 \right) \left(\frac{\Phi \left[\frac{(\mu_* / \sigma_*) - \sigma_*}{\sigma_*} \right]}{\Phi(\mu_* / \sigma_*)} \right)$$

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 6 نتایج مشتق گیری از معادله 5 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 زار عینی 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، زار عینی که دنبال کسب اطلاعات بیشتری بوده اند کارایی بیشتری نسبت به سایرین داشته اند.

جدول شماره 6: تاثیر نهایی متغیرهای موجود در مدل عوامل موثر بر ناکارایی

متغیر	ضریب	آماره t
AREA	0/0124	3/42
EXP	0/054	2/78
FED	0/12	1/29
PMAX	0/18	3/18
ENV	0/16	3/25
INFSEEK	0/085	2/93

ماخذ: نتایج حاصل از تحقیق

درک تاثیر کسب اطلاعات بیشتر و حداکثر سازی سود بر روی افزایش کارایی مشخص است ولی شاید دلیل تاثیر مثبت حفاظت از مزرعه 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 زار عینی 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 و کم 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 :

- 1- ترکمانی، ج. (1376). بررسی وضعیت تولید و صادرات بسته ایران و جهان و تعیین کارایی فنی بسته کاران : کاربرد تابع تولید مرزی تصادفی، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، (20): 180-159 .
- 2- ترکمانی، ج. و شیروانیان، ع. (1376). مقایسه توابع تولید مرزی قطعی و تصادفی در تعیین کارایی فنی بهره برداران کشاورزی: مطالعه موردی چغندرکاران فارس، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، (19): 43-31.
- 3- زیبایی، م. و سلطانی، غ. (1374). روشهایی مختلف تخمین تابع تولید مرزی و کارایی فنی واحد های تولید شیر ، مجله برنامه و توسعه ، (11): 93-73.
- 4- کرمی، آ. و زیبایی، م. (1379). تعیین کارایی فنی برنج کاران ایران: مطالعه موردی استانهای فارس، گیلان و مازندران، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، 741-716.
- 5- کوپاهی، م. و کاظم نژاد، م. (1376). بررسی و تحلیل اقتصادی کارایی فنی چایکاران گیلان با تاکید بر تاثیر سن ، سن و سواد و اندازه زمین ، اقتصاد کشاورزی و توسعه، (17): 99-89.
- 6- گجراتی، د. (1372). مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه هژبر کیانی، مرکز نشر دانشگاهی تهران.
- 7- مهرابی بشرآبادی، ح. (1374). بررسی بهره وری عوامل تولید بسته در شهرستان رفسنجان ، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.
- 8- نجفی، ب. و زیبایی، م. (1376). بررسی کارایی فنی گندم کاران فارس ، اقتصاد کشاورزی و توسعه ، (7): 81-71.
- 9- نجفی، ب. و عبدالمهدی، م. (1376). بررسی کارایی فنی بسته کاران رفسنجان ، اقتصاد کشاورزی و توسعه (17): 42-25.
- 10- هژبر کیانی، ک. (1368). اقتصاد سنجی و کاربرد آن. جهاد دانشگاهی دانشگاه شهید بهشتی، 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. *International Economics Review*. 18, 435–444.
- 25- Reifschneider, D., Stevenson, R., 1991. Systematic departures from the frontier: a framework for the analysis of firm inefficiency. *International Economics Review*. 32, 715–723.
- 26- Rougour, 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.