

تعیین کارایی فنی همراه با ریسک تولید برنج: مطالعه موردی؛ شهرستان مرودشت استان فارس

• مهدی اسفندیاری (نویسنده مسئول)، دانش‌آموخته گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه سیستان و بلوچستان
• جواد شهرکی، استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه سیستان و بلوچستان
• علیرضا کرباسی، دانشیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت: اردیبهشت ماه ۱۳۹۰ تاریخ پذیرش: آذر ماه ۱۳۹۰
تلفن تماس نویسنده مسئول: ۰۹۱۷۶۱۱۴۸۵

Email: m.esfandiyari64@yahoo.com

چکیده

برنج یکی از محصولات مهم زراعی شهرستان مرودشت استان فارس به شمار می‌آید. سهم این شهرستان از کل تولید برنج استان، حدود ۶۰ درصد است. از آنجا که افزایش بازده عوامل تولید از طریق بهبود کارایی، یکی از مهمترین مباحث مطرح در اقتصاد کشاورزی هر کشور می‌باشد، هدف از انجام این پژوهش مقایسه کارایی فنی کشاورزان و تعیین عوامل تأثیرگذار بر عدم کارایی آنان با در نظر گرفتن ریسک تولید می‌باشد. برای این منظور، با استفاده از روش دو، از میان روستاهای برنجکار بخش کامفیروز شهرستان مرودشت، ۱۶ روستا انتخاب و از طریق، مورد نیاز از ۱۴۴ بهره بردار در سال زراعی ۱۳۸۸/۸۹ جمع‌آوری شده است.

برای رسیدن به اهداف طرح با استفاده از تابع متعالی لگاریتمی^۱ (ترانسلوگ)، به برآورد همزمان تابع تولید مرزی تصادفی و عدم کارایی فنی پرداخته شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که متوسط کارایی فنی بهره برداران این محصول ۸۳ درصد می‌باشد. اختلاف کارایی فنی بهترین زارع و سایر کشاورزان نشان می‌دهد که پتانسیل افزایش تولید در حدود ۱۶ درصد، امکان پذیر می‌باشد. از عوامل تأثیرگذار بر عدم کارایی سن، سطح تخصیلات، تجربه ی کشاورز، اندازه قطعات، مالکیت زمین و عضویت در تعاونی تولید می‌باشد. همچنین نتایج تخمین ریسک تولید نهایی نهاده‌ها، نشان داد فقط کودهای شیمیایی مصرفی دارای تأثیر معناداری بر تغییرات تولید هستند. کود نیترات نهادهای ریسک فزاینده است در حالی که کود فسفات نهادهای ریسک کاهشدهنده است.

کلمات کلیدی: برنج، تابع تولید متعالی لگاریتمی، تابع مرزی تصادفی، ریسک تولید، شهرستان مرودشت، کارایی فنی

Agronomy Journal (Pajouhesh & Sazandegi) No 100 pp: 76 -87

Determination of technical efficiency with production risk of rice: A case study in Marvdasht township of Fars province

By: M. Esfandiari (Corresponding Author; Tel +989176111485) M.S. in Agricultural Economics University of Sistan and Baluchestan J. Shahraki, Assistant Professor of Sistan and Baluchestan University, A. Karbasi, Assistant Professor of Sistan and Baluchestan University

Received: May 2011

Accepted: Dec 2011

Rice is considered as one of the important crop products in Marvdasht township of Fars province. About 60 percent of rice of province is produced in this township. Since the turnover increscent of production factors through efficiency improvement, was one of the most important issues in each country's agricultural economics, the main purpose of this study was to measure the level of technical efficiency with regard to production risk of rice producers. A sample of 144 producers in the main rice growing areas of kamfirouz region of Marvdasht Township was selected 16 villages by two stage cluster sampling method. Data were then collected through interviews for farming year of 2009-2010. Technical efficiency of rice producers were estimated using translog stochastic frontier production functions, Also, effects of various social and economical factors were then studied on the level of producers technical efficiencies. Based on the results of this study, it was found that average technical efficiency for rice growers was 83 percent. There is much discrepancies between technical efficiency of the best rice producers with that of the others. Therefore, it is possible to Production increase potential have been 16 percent. The main social-economic factors affecting the technical inefficiency of rice producers have been age of farmer, educational levels, farmer's experience, size of land units under rice cultivation, owner ship of land, and membership in production cooperative. Consequently, the marginal output risk estimates of the inputs are presented, only Fertilizers consumption have significant effect on the changes production. Nitrate fertilizer was found to be risk-increasing, whereas Phosphoric fertilizer was found to be a risk-reducing input.

Keywords: Rice, Translog Function, Stochastic Frontier Function, Production risk, Marvdasht Township, Technical efficiency

مقدمه

کشاورزی در شرایط کنونی اقتصاد کشور می‌باشد. در میان محصولات کشاورزی، برنج از نظر مصرف، دومین محصول پس از گندم در ایران و جهان است. مصرف سرانه ی برنج در ایران بر اساس آمار سال ۱۳۸۷، ۴۲ کیلوگرم بوده است. گرچه مصرف سرانه ی این محصول در سال های اخیر پس از سال ۱۳۷۴ رو به کاهش بوده است (۵).

در کشورمان، مصرف این ماده غذایی از دیرباز در مناطق برنج خیز معمول بوده است و هم اینک یکی از واردکنندگان این محصول در سطح جهان به شمار می آید. طبق آمار سازمان خوار بار کشاورزی جهان (FAO) در سال ۲۰۰۸، میزان تولید شلتوک مزارع ایران ۳/۵ میلیون تن بوده که در همین سال (سال ۲۰۰۸) ۱/۱ میلیون تن واردات کشور بوده است (۳۰). همچنین اطلاعات بخش کشاورزی بانک مرکزی کشور در سال ۱۳۸۶ میزان تولید برنج در ایران را ۲۶۶۴۲۰۰ تن تخمین زده است (۷). طبق آمارنامه ی محصولات زراعی کشور و آمار سازمان جهاد کشاورزی استان فارس در سال زراعی ۸۷/۸۸ سطح زیرکشت انواع وارپته‌ها یا ارقام مختلف شلتوک کشور ۵۳۵۸۱۳ هکتار برآورد شده است که استان فارس با ۲۲۵۰۳ هکتار، بعد از استانهای شمالی کشور (مازندران، گیلان و گلستان) از مهمترین تولیدکنندگان این محصول در سطح کشور به شمار می‌آید. همچنین میزان تولید شالیکاران این استان در سال زراعی مذکور، ۱۰۵۰۱۲ تن شلتوک است که

رشد جمعیت و افزایش تقاضا در کشورهای در حال توسعه، خصوصاً در زمینه تأمین مواد غذایی سبب توجه بیشتر به بخش کشاورزی و افزایش تولید در این بخش شده است. افزایش تولید محصولات کشاورزی ممکن است از طریق افزایش کاربرد عوامل تولید، تغییرات عمده تکنولوژی و یا بهبود کارایی بهره برداران صورت گیرد.

با توجه به محدودیت منابع تولید مواد غذایی و نیازهای غذایی جمعیت رو به رشد کشور، افزایش کاربرد عوامل تولید و تغییرات عمده تکنولوژی با محدودیت‌هایی روبروست. برای مثال افزایش سطح زیر کشت محصولات کشاورزی نیاز به تکنولوژی نوین دارد و ممکن است با افزایش سطح زیر کشت در عمل باعث کاهش بازدهی تولید شود. از اینرو با توجه به فشارهای مالی، شناخت امکانات و محدودیت‌های موجود در بخش کشاورزی اقتصاد ایران، بهترین و عملی‌ترین راه افزایش تولید و درآمد کشاورزان، بهبود کارایی و در واقع بدست آوردن حداکثر تولید از مجموعه ثابتی از عوامل تولید می‌باشد (۹). از طرفی کشاورزی در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، فعالیتی توأم با ریسک است و منظور کردن ریسک در مدل‌های تحلیل رفتار کشاورزان از اهمیت خاصی برخوردار است (۱۳). از اینرو مطالعات مربوط به کارایی تولید محصولات کشاورزی با در نظر گرفتن عوامل موثر بر تولید از جمله عامل ریسک، یکی از ضروری‌ترین مباحث اقتصاد

بالاترین سهم تولید متعلق به بهره‌برداران شهرستان مرودشت با ۵۷۱۳۵ تن شلتوک می‌باشد (۵). البته باید بیان نمود که عمده برنج این شهرستان در بخش کامفیروز واقع در مجاورت سد بزرگ مخزنی درودزن، تولید می‌شود. لذا توجه به این مزارع در تولید ارقام مختلف برنج، ارزیابی وضعیت فعلی آنها و لزوم توجه به مسائل کارایی جهت اقتصادی کردن این فعالیت، ضروری به نظر می‌رسد. در این راستا مطالعه‌ی حاضر به دنبال این مسئله است که آیا واحدهای زراعی تولید ارقام مختلف برنج در شهرستان مرودشت کارایی فنی مناسبی داشته‌اند؟ آیا برنجکاران در مصرف نهاده‌های بکار گرفته شده، منطقی و اقتصادی عمل می‌کنند و میزان مصرف آنها، بر افزایش یا کاهش ریسک تولید ارقام مختلف برنج مؤثر است؟ چه عوامل و فاکتورهایی از بهره‌برداران و مزارع آنها (خصوصیات اجتماعی و اقتصادی) بر میزان کارایی فنی تأثیرگذار می‌باشد؟ و آیا با توجه به امکانات و وضعیت موجود منطقه امکان افزایش و بهبود کارایی مزارع وجود دارد؟

نخستین تلاش‌ها برای تخمین کارایی توسط farrel (۱۹۵۷) جهت تخمین کارایی کشاورزان ایالات متحده انجام شد (۲۲). مدلی که وی معرفی کرد یک مدل غیر پارامتریک بود زیرا شکل خاصی از تابع تولید معرفی نشد. این روش کاربرد چندانی پیدا نکرد تا اینکه در بین سال‌های ۱۹۷۷ تا ۷۸ اندازه‌گیری عملی کارایی بر حسب تعریف فارل توسط روش اقتصادسنجی، تحلیل مرزی تصادفی^۲ و از طریق روش برنامه‌ریزی خطی، تحلیل فراگیر داده‌ها^۳ انجام شد. تحقیق برای تخمین کارایی با کاربرد تحلیل مرزی تصادفی توسط Aigner (۱۹۷۷)، Meeson van van Broek (۱۹۷۷) ادامه یافت (۱) و (۲۳).

بررسی ابعاد مختلف کارایی بهره‌برداران بخش کشاورزی با هر دو روش همواره مورد توجه محققان اقتصاد کشاورزی قرار گرفته است. در این زمینه تحقیقات زیادی در مورد محصولات کشاورزی مختلف انجام شده که وضعیت کارایی کشاورزان را در سطح مزارع نشان می‌دهد. زیبایی و همکاران (۱۳۷۴) روش‌های مختلف تخمین تابع تولید مرزی را بررسی نمودند و نشان دادند که با داده‌های یکسان، روش‌های مختلف در تعیین کارایی فنی نتایج متفاوتی را پدید می‌آورد (۱۱). مهری (۱۳۷۹) به بررسی کارایی‌های فنی، تخصیصی و اقتصادی مزارع گندم در منطقه سیستان با استفاده از روش‌های مرزی معین و مرزی تصادفی پرداخته‌اند. میانگین کارایی گندمکاران منطقه از دو روش حداقل مربعات معمولی و حداکثر درست‌نمایی به ترتیب ۰/۵ و ۰/۶۲ و میانگین کارایی تخصیصی و اقتصادی به ترتیب ۰/۶۳ و ۰/۳۸ برآورد شد، همچنین اختلاف معناداری بین میانگین کارایی فنی بدست آمده از دو الگوی مختلف وجود دارد ولی با این حال رابطه مستقیمی بین آنها برای هر مزرعه از الگوی مورد استفاده برقرار است (۱۵). حسن پور و همکاران (۱۳۷۹) کارایی فنی نمونه‌ای از انجیرکاران استان فارس را با بهره‌گیری از توابع تولید متعالی و ترانسلوگ

مرزی تصادفی برآورد کردند (۳). سیدان (۱۳۸۳) در بررسی عوامل مؤثر بر عدم کارایی فنی بهره‌برداران سیرکار استان همدان با استفاده از تابع تولید متعالی (ترانسندنتال) و تخمین سیستمی، تابع تولید مرزی و عدم کارایی؛ به طور همزمان برآورد نموده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که متوسط کارایی فنی بهره‌برداران ۷۴ درصد می‌باشد و همچنین اختلاف کارایی فنی بهترین زارع و سایر کشاورزان نشان می‌دهد که پتانسیل افزایش تولید در حدود ۲۵ درصد امکان پذیر می‌باشد (۸). سادات مودنی و همکاران (۱۳۸۷) انواع کارایی شامل فنی، تخصیصی، اقتصادی، مدیریتی و کارایی مقیاس برای پسته کاران شهرستان زرند که در دو دشت زرند و سیریز تمرکز یافته‌اند را با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها اندازه‌گیری نمودند. نتایج برای کارایی فنی نشان داد که دشت‌های زرند و سیریز بترتیب، بطور متوسط حدود ۵۲ و ۶۲ درصد کارایی دارند (۶). شاکری و همکاران (۱۳۸۷) کارایی فنی و کارایی مقیاس ارقام مختلف محصولات برنج در ۵ استان منتخب گیلان، مازندران، گلستان، فارس و خوزستان را برای سال زراعی ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۳ برآورد کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کارایی فنی در کشت این محصول نسبتاً بالا و معادل ۸۷ درصد است (۱۰). بریم نژاد و همکاران (۱۳۸۸) طی مطالعه‌ای، پس از برآورد شکل تابعی ترانسلوگ به روش پنل و انتخاب آن به عنوان شکل بهینه، با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی الگوی کارایی فنی در تولید گندم را در طی سال‌های ۸۴ تا ۱۳۸۱ در ۷۸ شهرستان از استان‌های اصفهان، تهران، فارس، خراسان رضوی، کرمان، قم، مرکزی مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که میانگین کارایی فنی در شهرستان‌های مورد بررسی ۸۸ درصد بوده است که از نظر استانی، استان اصفهان با ۹۱/۸ درصد بیشترین و استان کرمان با ۷۶/۸ درصد کمترین کارایی را در تولید گندم دارا می‌باشد (۲).

Coelli و Bateese در ۱۹۹۵ ضمن بررسی کارایی زارعیین هندوستان، مدلی را برای برآورد تابع تولید مرزی تصادفی و عدم کارایی فنی را بطور همزمان پیشنهاد کردند (۱۷). Necat و همکاران (۲۰۰۵) کارایی فنی مزارع تنباکو در جنوب شرقی آنتالیا را با هر دو روش تحلیل فراگیر داده‌ها و تحلیل مرزی تصادفی، بررسی نمودند. نتایج نشان داد که میانگین کارایی فنی ۵۴ درصد می‌باشد (۲۵). اندازه‌گیری کارایی فنی و عوامل تأثیرگذار بر مزارع برنج جزیره جاوای غربی از سوی Brazil و Franntiyek (۲۰۰۶) انجام شد. در این تحقیق ابتدا با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها اقدام به اندازه‌گیری کارایی فنی شده و سپس با روش رگرسیون (SFA) برای بررسی عوامل مؤثر بر کارایی فنی استفاده شده است. نتایج حاصله نشان داد که محدوده‌ی فرآیند تغییرات در این دو روش ۰/۶ تا ۰/۷۷ می‌باشد (۱۹). Veliano و همکاران (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای، با بیان اینکه تولید برنج ذاتاً توأم با ریسک است، با بکارگیری توابع تولید مرزی تصادفی (اشکال تابعی ترانسلوگ و

$$y = \alpha_0 \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha_i} \quad (1) \quad \text{تابع کاب داگلاس:}$$

$$y = \alpha_0 \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha_i} e^{\beta_i x_i} \quad (2) \quad \text{تابع تولید ترانسندنتال:}$$

$$\ln(Y_i) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln X_{ik} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_j \beta_{ij} X_{ij} \quad (3) \quad \text{تابع تولید ترانسلوگ:}$$

بتیس و همکاران (۱۹۹۸) برای کاربردها و تحلیل های بخش کشاورزی، بویژه در کشورهای در حال توسعه تحلیل مرزی تصادفی (SFA) را نسبت به روش DEA مناسب تر دانستند و عنوان کردند که معمولاً در این کشورها داده ها به شدت تحت تأثیر خطاهای اندازه گیری و اثرات شرایط آب و هوایی، بیماری ها و غیره هستند (۲۱). یک مدل تولید مرزی تصادفی عمومی به صورت زیر در نظر گرفته می شود:

$$Y_{it} = f(X_{it}, \alpha) \exp(\varepsilon_{it}) \quad (1)$$

در این مدل محصول مزرعه i ام برای زمان t بردار $(1 \times k)$ از نهاده ها تولید و دیگر متغیرهای توضیحی، برداری $(k \times 1)$ از پارامترهای ناشناخته ای که باید تخمین زده شود، N تعداد مشاهدات و t تعداد دوره های مورد بررسی است. همچنین ε_{it} جمله خطای مرکب است که این چنین تعریف می شود:

$V_{it} = V_{it} - U_{it}$ جزء مستقل و مقارنی است که تغییرات تصادفی تولید ناشی از تأثیر عوامل خارج از کنترل زارع مانند آب و هوا، آفات و بیماریها را در بر می گیرد. این خطای تصادفی دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 است. جزئی است که بیانگر متغیر غیر منفی تصادفی می باشد و مربوط به عدم کارایی فنی واحدهاست. این جز دارای توزیع نیمه نرمال با میانگین صفر و واریانس است. برای واحدهایی که مقدار تولید آنها روی تابع تولید مرزی قرار می گیرد، U_{it} برابر صفر است اما برای واحدهایی که تولید آنها زیر منحنی تولید مرزی قرار دارد U_{it} بزرگتر از صفر است. لذا بیانگر مازاد تولید مرزی از تولید واقعی در سطح معینی از مصرف نهاده است. (۱۶). در نهایت کارایی فنی از رابطه زیر بدست می آید:

$$EF_{it} = EXP(-U_{it}) \quad (2)$$

این شاخص برای مزرعه ای که دقیقاً روی تابع تولید مرزی عمل می کند و لذا از لحاظ کارایی فنی کاملاً کاراست، برابر یک می باشد.

علاوه بر آن فرضیات صفری که اثرات عدم کارایی همزمان و توزیع نیمه نرمال دارند، بترتیب بوسیله $H_0: \eta = 0, H_1: \mu = 0$ تعریف می شوند. این فرضیات با استفاده از آزمون نسبت حداکثر درستنمایی تعمیم یافته^۷ آزمون می شود. (رابطه شماره ۳)

$$\lambda = -2[\ln_{\log} \text{likelihood}(H_0) - \ln_{\log} \text{likelihood}(H_1)] \quad (3)$$

درجه دو)، به طور همزمان عدم کارایی فنی و ریسک تولید مربوط به ۴۶ شالیکار مناطق سنترال لوزون کشور فلیپین را با استفاده از مجموعه داده های یک دوره ۸ ساله تحلیل نمودند. نتایج نشان داد که میانگین کارایی در طول این دوره زمانی، ۷۹ درصد می باشد و متوسط محصول به طور معناداری تحت تأثیر سطح زیر کشت برنج، نیروی کار و میزان استفاده از کود شیمیایی می باشد. همچنین این نهاده های نامبرده منجر به افزایش ریسک شدند در حالیکه سموم و آفت کش، نهاده ای بود که ریسک را کاهش داد (۲۹). Pati و همکاران (۲۰۰۷) با استفاده از رهیافت پارامتریک، کارایی فنی برنجکاران آبی ویدی ۱۵ منطقه فلیپین در دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۱۹۹۱ را بررسی کردند و میانگین تخمین کارایی برای تولید برنج آبی ویدی بترتیب ۰/۹۲ و ۰/۸۹ بدست آمد (۲۶). Tarozaman و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از روش مرزی تولید تصادفی به تخمین کارایی فنی و تعیین عوامل مؤثر بر آن را در منطقه جمالپور بنگلادش پرداختند. آنها دریافتند که میانگین کارایی فنی (بیش از ۹۰٪) بطور رضایتبخشی بالا است (۲۱). Tan و همکاران (۲۰۱۰) تأثیر قطعات زمین بر کارایی فنی سه نوع برنج در روستاهای جنوب شرقی چین را با مدل مرزی تصادفی بررسی نمودند. طبق نتایج این مطالعه، افزایش در متوسط اندازه قطعات (قواره زمین) موجب افزایش در کارایی فنی برنجکاران می شود (۲۷).

جامعه مورد بررسی در این تحقیق برنجکاران شهرستان مرودشت از شهرستان های استان فارس است که این جامعه آماری در دهستان های بخش کامفیروز متمرکز شده اند. مناطق این بخش ۷۱ درصد سطح زیر کشت شهرستان مرودشت را شامل می شود. جهت انجام پژوهش، داده های مورد نیاز از طریق مصاحبه و تکمیل پرسشنامه بدست آمده است. برای این منظور با استفاده از روش نمونه گیری خوشه ای دو مرحله ای ۱۴۴ بهره بردار انتخاب و اطلاعات مزرعه آنها در سال زراعی ۱۳۸۸/۸۹ جمع آوری شده است. هدف از این مطالعه محاسبه کارایی فنی کشاورزان برنجکار با در نظر گرفتن ریسک تولید و تعیین عوامل مؤثر بر ناکارایی آنان می باشد.

مواد و روش ها

جهت برآورد میزان کارایی مزارع مورد بررسی توسط نرم افزار فرانتیر، ابتدا باید شکل تابعی مناسب و بهینه معین گردد و سپس تابع کارایی براساس آن برآورد شود. در این مطالعه نیز، سه نوع تابع کاب داگلاس^۴، ترانسندنتال^۵ (متعالی) و ترانسلوگ (متعالی لگاریتمی) که ویژگی های نئوکلاسیک را به خوبی دارا هستند، توسط نرم افزار Eviews برآورد گردید.

برای تخمین ضرایب این توابع لازم است که آنرا به فرم ساده خطی تبدیل نماییم (۴) که با لگاریتم گیری از این توابع چنین امری صورت پیدا می کند.

رابطه کلی ریاضی این توابع بدین صورت است که فرم ترانسلوگ را به صورت خطی آورده ایم:

$$TE_i = \frac{E(Y_i | X_i, U_i)}{E(Y_i | X_i, U_i = 0)} = 1 - TI_i \quad (9)$$

که TI_i عدم کارایی فنی می‌باشد و به عنوان محصول بالقوه ی از دست رفته تعریف می‌شود.

در این مطالعه، پس از استخراج آمار و اطلاعات، جهت انتخاب بهترین تابع مرزی، با بکار بردن بسته نرم افزاری Eviews 6 مدل های مختلف رگرسیون تخمین زده شده و آنگاه تابع تولید مرزی تصادفی برنج به فرم بهینه و تابع کارایی فنی تصادفی به فرم خطی با استفاده از روش حداکثر درستنمایی بطور همزمان با بهره گیری از بسته نرم افزاری Frontier4.1 برآورد می‌شوند.

نتایج و بحث

الف) نتایج برآورد توابع تولید و انتخاب بهترین شکل تابعی (تصریح مدل)

برای انتخاب بهترین تابع تولید، به مقایسه توابع کاب داگلاس و ترانسندنتال و ترانسلوگ پرداخته می‌شود. از آنجا که با اعمال محدودیت خطی بر مدل ترانسندنتال، مدل کاب داگلاس بدست می‌آید، آزمون های آماری جهت آزمون محدودیت های خطی، آماره F و نسبت درستنمایی است. آزمون F که روشی عمومی برای آزمون فرضیه ای درباره ی یک یا چند پارامتر مدل رگرسیون K متغیره می‌باشد (۱۴)، در مورد مقایسه ی دو تابع کاب داگلاس (تابع مقید) و ترانسندنتال (تابع غیر مقید) استفاده شده است. با توجه به مقادیر جدول ۲ مقدار آماره ی F ، در مورد نتایج این مطالعه برابر ۰/۴۱ می‌باشد که چون از آماره ی F جدول با درجه آزادی در سطح ۹۵ درصد کمتر است، در نتیجه در اینجا فرض صفر و در نتیجه مدل کاب داگلاس پذیرفته می‌شود. برای مقایسه مدل های تابعی کاب داگلاس و ترانسلوگ از آماره ی حداکثر درستنمایی استفاده شده است. مقدار آماره حداکثر درستنمایی از رابطه (۳) بدست می‌آید. درجه آزادی آماره ی آزمون برابر تعداد محدودیت های اعمال شده بر مدل ترانسلوگ (مدل غیر مقید) برای رسیدن به مدل کاب داگلاس (مدل مقید) می‌باشد (در اینجا درجه آزادی برابر ۲۸ می‌شود). همان گونه که مشاهده می‌شود، آماره ی حداکثر درستنمایی محاسبه شده از مقدار کای اسکور جدول با درجه آزادی ۲۸ در سطح ۹۵ درصد (۱۶/۹۲) بزرگتر است و در نتیجه فرض صفر که همان تابع کاب داگلاس می‌باشد، رد شده و تابع ترانسلوگ به عنوان بهترین شکل تابعی انتخاب می‌شود. در اینجا که فرض صفر پذیرفته نشد، در نتیجه بخشی از اختلاف میان تولید کنندگان به عوامل مدیریتی مربوط می‌شود که در این حالت کارایی فنی قابل اندازه گیری است و همانطور که قبلاً گفته شد، در چنین شرایطی، روش حداکثر درستنمایی نسبت به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد. خلاصه ی مقادیر مختلف و نتایج مقایسه توابع برآورد شده در جدول ۱ آورده شده است.

در رابطه آماره نسبت حداکثر درستنمایی، H_0 فرضیه صفر بودن ضرایب و H_1 فرضیه مخالف آن است. دارای توزیع کای دو است. پذیرش فرضیه صفر بیانگر آن است که عدم کارایی فنی دارای توزیع تصادفی نیست و تعیین کارایی فنی امکان پذیر نمی‌باشد. در این حالت تمام تغییرات تولید و اختلاف میان تولید کنندگان به عوامل خارج از کنترل تولید کننده مربوط می‌شود. در چنین شرایطی، هیچ تفاوت معناداری میان کارایی تولید کنندگان وجود ندارد. در مقابل اگر این فرضیه پذیرفته نشود بخشی از اختلاف میان تولید کنندگان به عوامل مدیریتی مربوط می‌شود که در این حالت کارایی فنی قابل اندازه گیری است و روش حداکثر درستنمایی نسبت به روش حداقل مربعات معمولی ۶ ترجیح دارد. دومین مدلی که توسط باتیس و کوئلی (۱۹۹۵) ارائه شد اثرات عدم کارایی فنی بوده که بدین صورت تعریف شد:

$$U_{it} = Z_{it}\delta + W_{it} \quad (4)$$

در این رابطه، Z_{it} بردار $(1 \times M)$ متغیرهای توضیحی مربوط به اثرات عدم کارایی می‌باشد و برداری $(M \times 1)$ پارامترهای ناشناخته ای که باید تخمین زده شوند و W_{it} متغیر تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. $(W_{it} \geq -Z_{it}\delta)$

ولیانو و همکاران (۲۰۰۶) برطبق مدل کومب هاکار (۱۹۹۳) اثرات مثبت یا منفی نهاده ها بر روی ریسک تولید را در مطابقت با مدل جاست و پاپ (که در سال ۱۹۷۸ رابطه بین میزان استفاده از نهاده ها و ریسک تولید توسط او صورت گرفت)، مجاز دانست. آنها به تعیین جمله خطای مرکب در معادله (۱)، طبق فرم زیر پرداختند (۲۹):

$$\varepsilon_i = g(X_i; \beta) / [V_i - U_i] \quad (5)$$

همچنین ویلیانو و همکاران (۲۰۰۶)، بیان کردند با استفاده از معادله (۶)، معادله (۱) را میتوان بدین صورت آورد:

$$Y_i = f(X_i; \alpha) + g(X_i; \beta) / [V_i - U_i] \quad (6)$$

معادله (۶) معیار تابع تولید مرزی تصادفی منطبق با خصوصیات ریسک منعطف که باتیس و همکاران در ۱۹۹۷ استفاده کردند، می‌باشد (۱۸). این بیان را با تعیین کردن میانگین محصول و واریانس محصول برای کشاورز i ام به شرط داشتن مقادیر نهاده ها و اثر عدم کارایی فنی (U_i دنبال می‌کنیم):

$$E(Y_i | X_i, U_i) = f(X_i; \alpha) - g(X_i; \beta) U_i \quad (7)$$

تابع ریسک هم طبق رابطه (۸) تعریف می‌شود:

$$Var(Y_i | X_i, U_i) = g^2(X_i; \beta) \quad (8)$$

کارایی فنی کشاورز i ام عبارتست از نسبت تولید متوسط برای کشاورز i ام به شرط وجود مقادیر نهاده ها X_i و اثر عدم کارایی فنی شان، U_i به تولید متوسط اگر اصلاً عدم کارایی فنی وجود نداشته باشد:

جدول ۱- مقایسه توابع کاب داگلاس ترانسندنتال و ترانسلوگ بر اساس آزمون فیشر و آزمون نسبت درستنمایی

الگوی برآورد شده	مقدار مجموع مربعات خطا	سطح معنی داری و درجه آزادی	محاسبه شده F	مقدار بحرانی	نتیجه
کاب داگلاس	۶/۵۶	$\alpha = 0.5$, (7, 130)	۰/۴۱	۲/۰۱	مدل کاب داگلاس پذیرفته میشود
ترانسندنتال	۶/۴۲				
الگوی برآورد شده	مقدار تابع درستنمایی	درجه آزادی	محاسبه شده LR	مقدار بحرانی	نتیجه
کاب داگلاس	۱۸/۰۷	$\alpha = 0.5$, ۲۸	۳۶/۳	۱۶/۹۲	مدل ترانسلوگ پذیرفته می شود
ترانسلوگ	۳۶/۲۲				

ماخذ: یافته های تحقیق

اجتماعی اقتصادی کشاورزان میباید عبارتند از: سن (Age)، تحصیلات (Edu)، اندازه خانوار (Fam Size)، سابقه برنجکاری یا تجربهی کشاورز (Exper)، اندازه قطعات هر هکتار (Size. Plot)، شغل غیر برنجکاری (Other Job) که اگر فقط به فعالیت کشاورزی اشتغال داشته باشد عدد صفر و در غیر اینصورت عدد ۱ وارد می شود، مالکیت زمین (P.Land) که بصورت شخصی (۰)، اجاره‌ای (عدد ۱) وارد می شود، مالکیت ماشین آلات (P.Machine) که اگر شخصی باشد صفر و در غیر اینصورت ۱ می‌باشد، عضویت در تعاونی تولید (Memberships) که بصورت ۰ و ۱ وارد می شود، خود مصرفی کشاورز (Own Consumable) که بیان کننده ی مقدار مصرف برنج تولیدی خانوار بهره بردار است.

در پایان این قسمت و در جدول ۲ به نتایج برآورد همزمان مدل مرزی تصادفی و مدل عدم کارایی فنی برنجکاران شهرستان مرودشت به روش حداکثر درستنمایی (MLE) پرداخته ایم.

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۲، بسیاری از متغیرهای تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ معنادار شده اند. متغیرهای اصلی و مورد بحثی که معنادار شده اند عبارتند از: سطح زیر کشت، نیروی کارگر، ماشین آلات، بذر، کودهای شیمیایی فسفر و اوره و سموم مصرفی. این بیان کننده آنست که بین تمام متغیرهای مستقل و متغیر وابسته (میزان تولید) رابطه معنی داری وجود دارد.

چون مقادیر پارامترها در تابع ترانسلوگ به گونه‌ی مستقیم قابل تفسیر نیست، از کشش های نهاده با توجه به مقادیر نهاده‌ها برای تفسیر استفاده می شود. کشش تولید نهاده نشان می‌دهد که در اثر یک درصد در میزان مصرف نهاده مقدار تولید چند درصد تغییر خواهد کرد. ضمن اینکه با استفاده از کشش تولید نهاده می توان نواحی تولید را برای هر نهاده معلوم کرد (۱۳). بدین ترتیب منطقی بودن برنجکاران در مصرف هر یک از نهاده‌ها نیز مشخص می شود. تخمین های کشش محصول با استفاده از میانگین مقادیر لگاریتمی عوامل تولید و نهاده‌ها مشخص شد که

ب) نتایج برآورد همزمان تابع تولید مرزی و عوامل مؤثر بر عدم کارایی فنی

اکنون، پس از برآورد و تصریح مدل و انتخاب تابع ترانسلوگ به عنوان تابع تولید مناسب، با بهره گیری از نرم افزار Frontier ۴،۱ به برآورد همزمان تابع تولید ترانسلوگ مرزی تصادفی و مدل عدم کارایی فنی به روش حداکثر درستنمایی (MLE)، پرداخته می‌شود.

تولید مرزی برنج، با توجه به نهاده هایی که در قسمت قبل معرفی شد، توسط رابطه زیر تخمین زده می شود:

(۱۰)

$$\ln(Q_i) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^7 \alpha_i \ln X_{ik} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^7 \alpha_{ij} \ln X_{ik} \ln X_{jk} + V_i - U_i$$

در این رابطه، i شماره مزرعه، \ln عملکرد محصول برنج در هکتار مزرعه i ام، نهاده های استفاده شده در تولید برنج شامل زمین (A) بر حسب هکتار، نیروی کارگر (L) بر حسب روز نفر، ماشین آلات (M) بر حسب ساعت، بذر (S) بر حسب کیلوگرم، کود فسفات (P) و کود اوره (O) بر حسب کیلوگرم، سموم مصرفی (H) بر حسب لیتر می باشند. همانطور که قبلاً گفته شد بخش تصادفی و بخش عدم کارایی جمله خطای مرکب () را نشان می‌دهد. همچنین Σ بترتیب علائم حاصلضرب و حاصل جمع می‌باشد.

مدل عدم کارایی با استفاده از رابطه (۱۱) مشخص می شود:

$$U_i = \delta_0 + \sum_{j=1}^9 \delta_j Z_j \quad (11)$$

در این تابع ۸ پارامتر U_i مقدار عدم کارایی فنی هر برنجکار می‌باشد که از معادله (۷) بدست آمده است. همچنین متغیر Z_j نشان دهنده عوامل اقتصادی اجتماعی زارع و مزرعه‌ی او می‌باشد که ممکن است بر روی کارایی کشاورزان تأثیر بگذارد. در این مطالعه عوامل مؤثر بر عدم کارایی که متغیرهای

جدول ۲- نتایج برآورد مدل مرزی تصادفی همزمان با مدل عدم کارایی به روش MLE

متغیرها	ضرایب	آماره t	متغیرها	ضرایب	آماره t
مدل مرز تصادفی					
Constant	۲۱۱/۲۶ *	۲۰۰/۳۲	Edu	-۰/۲ **	-۲/۲۳
Ln A	۳۵/۶۹ *	۲۷/۱۷	Fam size	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۲
Ln L	۴۸/۲۲ *	۵۳/۲۴	Exper	-۰/۰۱ ***	-۱/۳۲
Ln M	۱۶۲/۰۹ *	۱۲۶/۴۵	Size. plot	-۰/۰۸ **	-۱/۸۶
Ln S	۴۰/۷۵ *	۴۸/۲۷	Other job	۰/۱۲	۰/۸۱
Ln P	-۲۲۳/۹۳ *	-۲۸۵/۵۰	Po. Land	۰/۴۳ *	۵/۶۱
Ln O	۵۵/۳۲ *	۴۸	Po. Mach	-۰/۰۵	-۰/۲۸
Ln H	-۴۱/۷۹ *	-۴۵/۱۴	Member	-۰/۱۴ **	-۲/۱۳
(ln A) ²	-۲۰/۱۸ *	-۴۲/۵۰	Con-own	۰/۰۰۰۰۹	۰/۰۳
(ln L) ²	-۰/۱۰	-۰/۵۸	σ^2	۰/۲۹ *	۱۰/۷۰
(ln M) ²	-۲۱/۴۲ *	-۳۲/۱۹	γ	۰/۹۹ *	۱۰۰/۴۱
(ln S) ²	-۱۰/۲۵ *	-۲۵/۸۰	۸۶/۶۳ Log likelihood		
(ln P) ²	۱۰/۹۳ *	۴۰/۶۸	LR	۱۰۰/۸۳	
(ln N) ²	۰/۰۶ ***	۱/۳۳	test ^a		
(ln H) ²	-۰/۱۳ **	-۱/۸۶	No. of observation	۱۴۴	
lnA × lnL	۱۷/۷۳ *	۲۲/۴۱			
lnA × lnM	۱۰۴/۷۶ *	۸۳/۷۰			
lnA × lnS	۴۰/۲۹ *	۵۵/۹۳			
lnA × lnP	-۸۸/۶۹ *	-۱۳۶/۵۱ *			
lnA × lnN	۳۱/۵۶ *	۶۱/۱۷			
lnA × lnH	-۲۴/۱۷ *	۴۳/۳۸			
lnL × lnM	-۱/۲۸ ***	-۱/۳۲			
lnL × lnS	-۱۰/۷۹ *	-۱۱/۶۴			
lnL × lnP	-۱۰/۰۴ *	-۸/۵۵			
lnL × lnN	۴/۱۹ *	۵/۷۸			
lnL × lnH	۱/۳۵ **	۲/۱۹			
lnM × lnS	-۵/۳۵ *	-۶/۱۶			
lnM × lnP	-۱/۸۴ *	-۲/۵۵			
lnM × lnN	-۲۳/۸۱ *	-۱۵/۳۸			
lnM × lnH	۱۴/۴۳ *	۲۶/۶۱			
lnS × lnP	۴۳/۷۳ *	۵۰/۶۴			
lnS × lnN	-۲۰/۱۸۶ *	-۲۳/۲۶			
lnS × lnH	-۵/۳۴ *	-۵/۵۱			
lnP × lnN	۲/۹ *	۳/۰۲			
lnP × lnH	۸/۴۸ *	۱۳/۸۶			
lnN × lnH	۴/۷ *	۸/۶۹			
مدل اثرات عدم کارایی					
Constant	-۰/۵۳	-۰/۱۸۴			
Age	-۰/۰۰۵ ***	-۱/۳			

* و ** و *** بترتیب معنی داری در سطح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد نشان می دهد.

در جدول ۳ ارائه شده است.

همان گونه که داده های جدول ۳ نشان می دهد از میان عامل های کارآمد بر افزایش محصول، کشش تولید سطح زیر کشت مثبت است و این نشان می دهد که با یک درصد استفاده بیشتر از سطح زیر کشت، تولید ۰/۲۱ درصد افزایش می یابد. همچنین از آنجا که این مقدار بین صفر و یک قرار گرفته است، استفاده از این نهاد در ناحیه دوم تولید قرار می گیرد. به بیان دیگر استفاده از این نهاد منطقی و اقتصادی بوده است. درباره ی نیروی کارگر، کشش منفی آن نشان دهنده ی این است که استفاده از این نهاد در ناحیه سوم تولید قرار می گیرد. به ازای افزایش یک درصد نیروی کار مورد استفاده، میزان عملکرد ۰/۲۶ کاهش می یابد. علت این امر را می توان استفاده ی بیش از حد و نامناسب این نهاد عنوان کرد. با یک درصد افزایش در مصرف ماشین آلات، بذر و کود فسفات میزان عملکرد به ترتیب ۰/۵۸، ۰/۲۸۲ و ۰/۲۷۸ درصد افزایش یافته است که بیانگر مصرف در سطح بهینه از این عامل های تولید می باشد. در نهایت، نهاد های کود نیترات و سم نیز از عامل هایی بود که در ناحیه ی سوم استفاده شده بود. به بیان دیگر، با کاهش مصرف کود نیترات و سموم مصرفی نه تنها تولید کاهش نمی یابد بلکه چنانچه کود نیترات و سموم مصرفی به اندازه ی کافی و در زمان مناسب

اندازه قطعات برای یک هکتار: ضریب منفی این متغیر نشان می‌دهد که در این حالت رابطه‌ی اندازه قطعات با عدم کارایی معکوس است یعنی با افزایش اندازه قطعات زیر کشت برنج، کارایی افزایش می‌یابد. این مطلب نتایج تان و همکاران در ۲۰۱۰ را تأیید می‌کند. آنها نیز بیان نمودند که کارایی فنی برای بهره بردارانی که اندازه قطعات بیشتری را در نظر می‌گیرند، بالاتر است.

اندازه ی یک درصد افزایش می‌دهد که این حالت را بازده ثابت نسبت به مقیاس گویند.

در پایین جدول ۱ نتایج مربوط به جمله خطا که عدم کارایی، جزیی از آن می‌باشد، ارائه شده است. تخمین پارامترهای σ^2 و γ به طور معناداری متفاوت از صفر هستند و این نشان دهنده ی اینست که عدم کارایی به طور معناداری تحت تأثیر سطح محصول و تغییرات عملکرد مزارع مختلف برنج در شهرستان مرودشت می‌باشد. همانطور که در جدول می‌بینیم مقدار مدل نهایی نزدیک به ۱ می‌باشد و در نتیجه می‌توان گفت که آزمون فرض رد می‌شود و این بیان کننده آن است که بیش از ۹۰ درصد از اختلاف تولید بین واحدها در مقدار مشخصی از نهاده، ناشی از عوامل مدیریتی می‌باشد و عوامل تصادفی دخیل نبوده اند. بنابراین می‌توان با شیوه های مناسب بکارگیری نهاده ها و اعمال مدیریت کارآمد، میزان تولید را در سطح منابع موجود افزایش داد.

در این مطالعه مقدار آماره ی محاسباتی مربوط به آزمون حداکثر درستنمایی، $100/83$ بدست آمده که از مقدار بحرانی آن در سطح یک درصد ($26/2$) بیشتر است. لذا در این مورد فرضیه صفر رد شده و روش حداکثر درستنمایی بر روش حداقل مربعات معمولی ترجیح داده می‌شود و همچنین این مطلب را تأیید می‌کند کارایی فنی در مزارع مختلف شهرستان مرودشت قابل مشاهده است.

اکنون به بررسی عوامل موثر بر کارایی فنی که در نتایج جدول ۲ نیز آورده شده است، می‌پردازیم:

سن کشاورز: ضریب تأثیر سن بر عدم کارایی معنادار و منفی است. این ضریب نشان می‌دهد میان سن و عدم کارایی فنی کشاورزان یک رابطه ی عکس برقرار می‌باشد. به بیان دیگر با افزایش سن کارایی فنی کشاورزان افزایش یافته است.

تحصیلات: تأثیر این عامل بر عدم کارایی معنادار و منفی است. این ضریب نشان می‌دهد که کشاورزان بی‌سواد از کارایی فنی پایین تری برخوردار هستند لذا در صورتی که کشاورزان از دانش و سواد کافی برخوردار باشند باعث می‌شود که کارایی فنی آنان افزایش می‌یابد.

سابقه برنجکاری: رابطه میان این عامل و عدم کارایی معنی دار و منفی است. ضریب مربوطه نشان می‌دهد که با بالا رفتن تجربه ی شالیکاران، کارایی فنی مزارع افزایش می‌یابد. این مطلب رابطه ی معکوس، بین سن و عدم کارایی را تأیید می‌کند.

مصرف شود، افزایش خواهد یافت.

مجموع کشت‌های تولید نهاده‌ها می‌تواند بازده نسبت به مقیاس و در واقع انعطاف تولید را تعیین کند. از نتایج جدول می‌توان دریافت که بازده نسبت به مقیاس در برنجکاران مورد بررسی، $0/978$ است. بدین ترتیب می‌توان بیان نمود یک درصد افزایش در مصرف نهاده های تولیدی میزان تولید را تقریباً به اندازه ی یک درصد افزایش می‌دهد که این حالت را بازده ثابت نسبت به مقیاس گویند.

در پایین جدول ۱ نتایج مربوط به جمله خطا که عدم کارایی، جزیی از آن می‌باشد، ارائه شده است. تخمین پارامترهای σ^2 و γ به طور معناداری متفاوت از صفر هستند و این نشان دهنده ی اینست که عدم کارایی به طور معناداری تحت تأثیر سطح محصول و تغییرات عملکرد مزارع مختلف برنج در شهرستان مرودشت می‌باشد. همانطور که در جدول می‌بینیم مقدار مدل نهایی نزدیک به ۱ می‌باشد و در نتیجه می‌توان گفت که آزمون فرض $\gamma = 0$ رد می‌شود و این بیان کننده آن است که بیش از ۹۰ درصد از اختلاف تولید بین واحدها در مقدار مشخصی از نهاده، ناشی از عوامل مدیریتی می‌باشد و عوامل تصادفی دخیل نبوده اند. بنابراین می‌توان با شیوه های مناسب بکارگیری نهاده ها و اعمال مدیریت کارآمد، میزان تولید را در سطح منابع موجود افزایش داد.

در این مطالعه مقدار آماره ی محاسباتی مربوط به آزمون حداکثر درستنمایی، $100/83$ بدست آمده که از مقدار بحرانی آن در سطح یک درصد ($26/2$) بیشتر است. لذا در این مورد فرضیه صفر رد شده و روش حداکثر درستنمایی بر روش حداقل مربعات معمولی ترجیح داده می‌شود و همچنین این مطلب را تأیید می‌کند کارایی فنی در مزارع مختلف شهرستان مرودشت قابل مشاهده است.

اکنون به بررسی عوامل موثر بر کارایی فنی که در نتایج جدول ۲ نیز آورده شده است، می‌پردازیم:

سن کشاورز: ضریب تأثیر سن بر عدم کارایی معنادار و منفی است. این ضریب نشان می‌دهد میان سن و عدم کارایی فنی کشاورزان یک رابطه ی عکس برقرار می‌باشد. به بیان دیگر با افزایش سن کارایی فنی کشاورزان افزایش یافته است.

تحصیلات: تأثیر این عامل بر عدم کارایی معنادار و منفی است. این ضریب نشان می‌دهد که کشاورزان بی‌سواد از کارایی فنی پایین تری برخوردار هستند لذا در صورتی که کشاورزان از دانش و سواد کافی برخوردار باشند باعث می‌شود که کارایی فنی آنان افزایش می‌یابد.

سابقه برنجکاری: رابطه میان این عامل و عدم کارایی معنی دار و منفی است. ضریب مربوطه نشان می‌دهد که با بالا رفتن تجربه ی شالیکاران، کارایی فنی مزارع افزایش می‌یابد. این مطلب رابطه ی معکوس، بین سن و عدم کارایی را تأیید می‌کند.

می‌رسیم که از طریق کاهش اختلاف کارایی بین کاراترین بهره‌بردار و سایر بهره‌برداران می‌توان به طور متوسط کارایی فنی مزارع مورد مطالعه را به میزان ۱۶ درصد بهبود بخشید. بنابراین می‌توان بدون تغییر عمده در سطح فناوری و منابع بکار رفته و صرفاً از طریق افزایش کارایی فنی کشاورزان، تولید را به مقدار زیادی افزایش داد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه پس از برآورد شکل تابعی ترانسلوگ و انتخاب آن به عنوان شکل بهینه‌ی روابط میان تولید و مصرف نهاده‌ها، کارایی فنی همراه با ریسک تولید نهاده‌های مزارع برنج این شهرستان به روش تحلیل مرزی تصادفی اندازه‌گیری شد. نتایج این بررسی نشان داد که میانگین کارایی فنی در مزارع مورد بررسی ۸۳ درصد بوده است که از کمینه ۳۲ درصد تا بیشینه ۹۹ درصد نوسان داشته است. این بیان‌کننده‌ی این است که ظرفیت افزایش تولید با استفاده از ترکیب مناسب نهاده‌ها امکان‌پذیر می‌باشد.

در مجموع با توجه به نتایج بدست آمده در تابع مرزی تصادفی و مدل عدم کارایی فنی توأم با ریسک تولید نهاده‌ها، می‌توان پیشنهادات زیر را ارائه داد:

۱) کاهش تعداد نیروی کار در مراحل مختلف زراعی، به شرط اعمال مدیریت صحیح، تا بتوان مصرف این نهاده را به منطقه اقتصادی تولید (ناحیه دو) نزدیک کرد.

۲) بهبود تحصیلات و افزایش اندازه قطعات و یکپارچگی اراضی منطقه، به منظور افزایش در کارایی فنی بهره‌بردارانی که از سطح کارایی پایینی برخوردار هستند.

۳) با توجه به اینکه استفاده از نهاده‌ی سم مصرفی در ناحیه سوم تولید است و نهاده‌ی کود نیترا، ریسک تولید را در مزارع شهرستان مرودشت، افزایش می‌دهد، انجام خدمات ترویجی و ایجاد کلاس‌های آموزشی جهت بالا بردن میزان آگاهی برنجکاران نسبت به حد بهینه استفاده از نهاده‌ها، بویژه آشنایی با روش مناسب مصرف سموم و کودهای شیمیایی، پیشنهاد می‌گردد.

۴) در پایان با توجه به یافته‌های این مطالعه، شکاف نسبتاً زیادی میان برخی از مزارع از نظر کارایی فنی وجود دارد که با پیدا کردن علل کارایی بالای برخی از مزارع و کارایی پایین مزارع دیگر، می‌توان امکانات بهره‌برداران ناکارا را تا حدی افزایش داد. و چون ظرفیت بالایی جهت افزایش تولید از راه بهبود مدیریت وجود دارد لازم است اقدام‌های ضروری متناسب با آن انجام شود.

مطلب رابطه‌ی معکوس، بین سن و عدم کارایی را تأیید می‌کند. **اندازه قطعات برای یک هکتار:** ضریب منفی این متغیر نشان می‌دهد که در این حالت رابطه‌ی اندازه قطعات با عدم کارایی معکوس است یعنی با افزایش اندازه قطعات زیر کشت برنج، کارایی افزایش می‌یابد. این مطلب نتایج تان و همکاران در ۲۰۱۰ را تأیید می‌کند. آنها نیز بیان نمودند که کارایی فنی برای بهره‌بردارانی که اندازه قطعات بیشتری را در نظر می‌گیرند، بالاتر است.

مالکیت زمین: ضریب این متغیر نشان می‌دهد که چگونگی مالکیت (شخصی، اجاره‌ای) تأثیر معنادار و مثبت بر روی عدم کارایی دارد. لذا، در این مطالعه، شالیکارانی که مالک زمین هستند نسبت به شالیکارانی که زمین را اجاره می‌کنند، از کارایی بالاتری برخوردار هستند.

عضویت در تعاونی تولید: تأثیر این عامل بر عدم کارایی منفی و معنادار است. این بدان معناست که عضویت زارع در تعاونی تولید محصولات کشاورزی باعث هماهنگی‌های بیشتر در زراعت برنج شده و سبب بهبود کارایی فنی مزرعه‌ی او می‌شود.

در مورد متغیرهای اندازه خانوار، شغل غیر برنجکاری، مالکیت ماشین‌آلات و خود مصرفی کشاورز باید بیان نمود که با توجه به آماره t مربوط به هر کدام از آنها، هیچ اثر معنی‌داری بر روی کارایی فنی ندارند.

ج) تخمین‌های ریسک تولید نهایی نهاده‌ها

تخمین ریسک تولید نهایی نهاده‌های مورد بررسی، در جدول ۴ آورده شده است. جهت تخمین این مورد از روش حداقل مربعات معمولی استفاده شده است.

طبق نتایج جدول ۴، فقط کودهای شیمیایی مصرفی دارای تأثیر معنی‌داری بر تغییرات تولید هستند. کود فسفات باعث کاهش ریسک تولید می‌شود اما با افزایش میزان کود نیترا ریسک تولید افزایش یافته است. در نتیجه، کشاورز به دلیل ضعف مدیریتی با استفاده نامناسب مالکیت زمین: ضریب این متغیر نشان می‌دهد که چگونگی مالکیت (شخصی، اجاره‌ای) تأثیر معنادار و مثبت بر روی عدم کارایی دارد. لذا، در این مطالعه، شالیکارانی که مالک زمین هستند نسبت به شالیکارانی که زمین را اجاره می‌کنند، از کارایی بالاتری برخوردار هستند.

از کود نیترا باعث آسیب رساندن به کیفیت و کمیت محصول می‌شود.

بررسی مقادیر کارایی فنی مزارع

برای هر یک از مزارع مورد بررسی، مقدار شاخص کارایی فنی با استفاده از نرم افزار فرانتیر بدست آمده است. جدول ۵ خلاصه نتایج برآوردهای کارایی فنی را نشان می‌دهد.

با بررسی وضعیت کارایی فنی برنجکاران شهرستان مرودشت و مقادیر حداقل، حداکثر و میانگین آن در جدول ۵، به این نتیجه

جدول ۳- مقادیر کشتی تولید نهاده‌ها در تابع تولید مرزی تصادفی

نهاده	کشتی	خطای استاندارد
سطح زیر کشت	۰/۲۱۷	۰/۶۴۴
نیروی کارگر	-۰/۲۶۸	۰/۱۸۷
ماشین آلات	۰/۱۵۸	۰/۳۹۶
بذر	۰/۲۸۲	۰/۳۵۷
کود فسفات	۰/۲۷۸	۰/۳۳۱
کود نیترات	-۰/۰۹۷	۰/۰۸۱
سموم مصرفی	-۰/۰۱۴	۰/۰۸۱
بازده نسبت به مقیاس	۰/۹۷۸	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴- تخمین ریسک تولید نهایی بر حسب مقادیر میانگین نهاده‌ها

نهاده	ضریب	آماره t
سطح زیر کشت	۴/۶۱	۱/۲۶
نیروی کارگر	۰/۱۹	۰/۱۶
ماشین آلات	-۱/۱۸	-۰/۵۱
بذر	-۱/۳۹	-۰/۷۲
کود فسفات	-۳/۴۱**	-۱/۸۲
کود اوره (نیترات)	۰/۹۱**	۲/۱۵
سم مصرفی	۰/۲۹	۰/۶۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* و ** و *** بترتیب معنی داری در سطح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

جدول ۵- خلاصه برآوردها و آماره‌های توصیفی کارایی فنی برنجکاران شهرستان مرودشت

بیشینه	کمینه	میانگین	انحراف معیار
۰/۹۹	۰/۳۲	۰/۸۳	۰/۱۵
دامنه تغییرات کارایی		تعداد	درصد
<۰/۵۰		۴	۲/۷۷
۰/۵۰ - ۰/۶۰		۱۰	۶/۹۴
۰/۶۰ - ۰/۷۰		۱۴	۹/۷۲
۰/۷۰ - ۰/۸۰		۲۵	۱۷/۳۶
۰/۸۰ - ۰/۹۰		۳۱	۲۱/۵۳
۰/۹۰ - ۰/۹۵		۲۱	۱۴/۵۸
>۰/۹۵		۳۹	۲۷/۰۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پاورقی ها

- 1- Translog
- 2- Stochastic Frontier Analysis (SFA)
- 3-Data Envelopment Analysis (DEA)
- 4- Cobb Douglas
- 5- Transendental
- 6- Ordinary Least Squares (OLS)
- 7-Generalized Likelihood Ratio

منابع مورد استفاده

- ۱۰- شاکری ع.، گرشاسبی ع.، ۱۳۸۷. برآورد کارایی فنی برنج در استانهای منتخب ایران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی علوم اقتصادی. سال ۸. شماره ۳.
- ۱۱- زیبایی م.، سلطانی غ.، ۱۳۷۴. روش های مختلف تخمین تابع تولید مرزی و کارایی فنی واحدهای تولید شیر. مجله برنامه و توسعه. دوره دوم، شماره ۱۱. ص ۹۴-۷۳.
- ۱۲- کوپاهی م.، سادات باریکانی س.، کاوسی کلاشمی س.، ساسولی م.، ۱۳۸۸. اثر کاربرد نهاده ها بر ریسک تولید برنج استان گیلان. علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. سال ۱۳. شماره ۴۸.
- ۱۳- کوپاهی م.، ۱۳۸۳. اصول اقتصاد کشاورزی. چاپ نهم. مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.
- ۱۴- گجراتی د.، ۱۳۸۵. مبانی اقتصاد سنجی. جلد اول. چاپ پنجم. مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.
- ۱۵- مهری م.، ۱۳۷۹. بررسی کارایی گندمکاران در منطقه سیستان. پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- 16- Aigner D.J, Lovell C.A.K and Schmidt P(1977) Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, vol 6: 125-138.
- 17- Bateese G.E, Coelli TG1995 . A model for technical inefficiency effect in a stochastic frontier production function for panel data. *Emp. Econ* .20(2):325-332
- 18- Bateese G.E,G.S Corra TG(1977) Estimation of production frontier model: with application to the postoral zone Eastern Australia. *Journal of Agricultural Economic*, 21: 169-17.
- 19- Brazil , Frantisek(2006) *Non-parametric analysis of technical efficiency*, Factors affecting efficiency of west Java rice farms. 16(5):225248-.
- 20- Coelli, T.J., D.SC. and GEE. Battese (1998) *An Introduction of Efficiency and Productivity Analysis*" Kluwer Academic Publishers,Boston,U.S .A.
- 21- Khan, A, F. Azmal Huda, A. Alam(2010) Farm Household Technical Efficiency: A Study on Rice Producers in Selected Areas of Jamalpur District in Bangladesh, *European Journal of SocialSciences*.14 (2): 432-470.
- 22- Farrell M.T(1957)The Measurement of Production Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*.120: 253-281.
- ۱- امامی میبیدی ع.، ۱۳۸۴. چاپ دوم، اصول اندازه گیری کارایی و بهره وری (علمی و کاربردی). تهران. موسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی.
- ۲- بریم نژاد و.، محتشمی ت.، ۱۳۸۸. مطالعه کارایی فنی تولید گندم در ایران: مطالعه موردی، مجله ی تحقیقات اقتصاد کشاورزی. جلد ۱، شماره ۱.
- ۳- حسن پور ب.، ترکمانی ج.، ۱۳۷۹. تعیین کارایی فنی انجیر کاران استان فارس: کاربرد توابع متعالی مرزی تصادفی. اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال ۸. شماره ۳۰. ۱۳۷۹.
- ۴- دبرتین د.، ۱۳۷۶. اقتصاد تولید کشاورزی. ترجمه دکتر محمد قلی موسی نژاد و دکتر رضا نجارزاده. چاپ اول. مؤسسه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس.
- ۵- دفتر آمار و فناوری اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی، آمار نامه کشاورزی جلد اول محصولات زراعی سال زراعی ۸۷-۱۳۸۶، تهران، وزارت جهاد کشاورزی و معاونت برنامه ریزی، ۱۳۸۸.
- ۶- سادات مودنی س.، کرباسی ع.، ۱۳۸۷. اندازه گیری انواع کارایی با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده ها: مطالعه موردی پسته کاران شهرستان زرنند. اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال ۱۶. شماره ۶۱.
- ۷- سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، پایگاه داده ها، بخش کشاورزی، www.cbi.ir.
- ۸- سیدان س.، ۱۳۸۳. بررسی عوامل موثر بر عدم کارایی فنی بهره برداران سیر کار: مطالعه موردی در استان همدان. پژوهش و سازندگی. شماره ۶۴.
- ۹- شفیعی ل.، جواهری م.، پوجویاری ز.، ۱۳۸۵. تعیین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی چغندرکاران شهرستان بردسیر. چغندر قند ۲۲(۲):۱۰۹-۱۲۱.

- 23- Kumbhakar, S. C. and Lovel, CAK. 2000. Stochastic Frontier Analysis. Cambridge University Press.
- 24- M eenusen W and Van den Broeck j 1977) Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Function with Composed Error. *International Economic Review*, 18(2): 126-153.
- 25- Necat m. Alemdar T. 2005 . *Technical Efficiency Analysis of Tobacco Farming in Southeastern Anatolia*, Department of Agricultural Economics of Çukurov. University Turkey, 20 (5): 375-405.
- 26- Niño T. Pate A. Tan-Cruz (2007) *Technical Efficiency of Philippine Rice-Producing Regions: An Econometric Approach*. 10th National Convention on Statistics (NCS) EDSA Shangri-La Hotel October
- 27- Tan, s, N. Heerinkb, A. Kuyvenhovenb, F. Quc. 2010. Impact of land fragmentation on rice producers' technical efficiency in South-East China.. *Wageningen Journal of Life Sciences* 57. 117–123.
- 28- Rafael A. Cuesta C.A. Knox Lovell, José L. Zofío (2009) Environmental efficiency measurement with translog distance functions: A parametric approach. *Ecological Economics* 68. 2232–2242.
- 29- Renato V. Fleming E (2006) Technical Inefficiency and Production Risk in Rice Farming: Evidence from Central Luzon Philippines, *Asian Economic Journal*. Vol, 20, No, 1, 29-46.
- 30- www.FoaStat.com, (FAO, Various Years) [Online]/ <http://www.fao.org/> [1 Sep 2011].