

---

## بررسی کارایی فنی گندمکاران فارس، مطالعه موردی

---

بهاءالدین نجفی و منصور زیبایی \*



---

هدف از این تحقیق، اندازه‌گیری و مقایسه کارایی فنی گندمکاران منطقه مرودشت با استفاده از تخمین تابع تولید مرزی است. داده‌های مورد نیاز با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای در فاصله سالهای زراعی ۱۳۶۷ - ۶۸ تا ۱۳۷۰ - ۷۱ بدست آمده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هرچند کارایی فنی زارعان در سالهای مورد بررسی روند افزایشی داشته است و به طور متوسط از ۶۷/۶ درصد به ۷۹/۷ درصد رسیده است اما هنوز امکان افزایش تولید از طریق بهبود کارایی فنی به میزان درخور توجهی وجود دارد.

---

\* اعضای هیئت علمی بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

## مقدمه

نوسانات در آمد ارزی حاصل از صادرات نفت، موجب شده است که از یکسو، تولید جهت جایگزینی یا واردات مورد تاکید بیشتر قرار گیرد و از سوی دیگر، تشویق صادرات محصولات غیرنفتی به منظور تأمین بخشی از نیازهای ارزی، ابعاد گسترده‌تری یابد.

در این میان بخش کشاورزی، در صورت افزایش تولید، قادر است که در هر دو زمینه نقش درخور ملاحظه‌ای را ایفا کند. از میان راههای مختلف افزایش تولید در بخش کشاورزی نیز، توسعه عوامل تولید و تغییرات عمده در تکنولوژی موجود، با محدودیتهایی روبه‌روست و شاید مناسبترین راه حل برای برقرار ساختن نرخ رشد لازم در بخش کشاورزی، بهبود کارایی فنی یعنی به دست آوردن تولید بیشتر از مجموعه ثابتی از عوامل تولید است. از این رو مطالعات مربوط به کارایی محصولات مختلف در شرایط فعلی از اهمیت خاصی برخوردار است، به همین دلیل در مطالعه حاضر، روند تغییرات کارایی فنی گندمکاران استان فارس (شهرستان مرودشت) در فاصله سالهای ۶۷ - ۶۸ تا ۷۰ - ۷۱ مورد بررسی قرار گرفته است. هدف اصلی تحقیق، بررسی آثار مجموعه سیاستهای دولت بویژه سیاست آزادسازی اقتصادی و طرح محوری گندم بر کارایی فنی گندمکاران در فاصله سالهای مذکور بوده است. علاوه بر این میزان افزایش تولید از طریق کاهش اختلاف بین بهترین تولید کننده و سایر تولید کنندگان تعیین شده است.

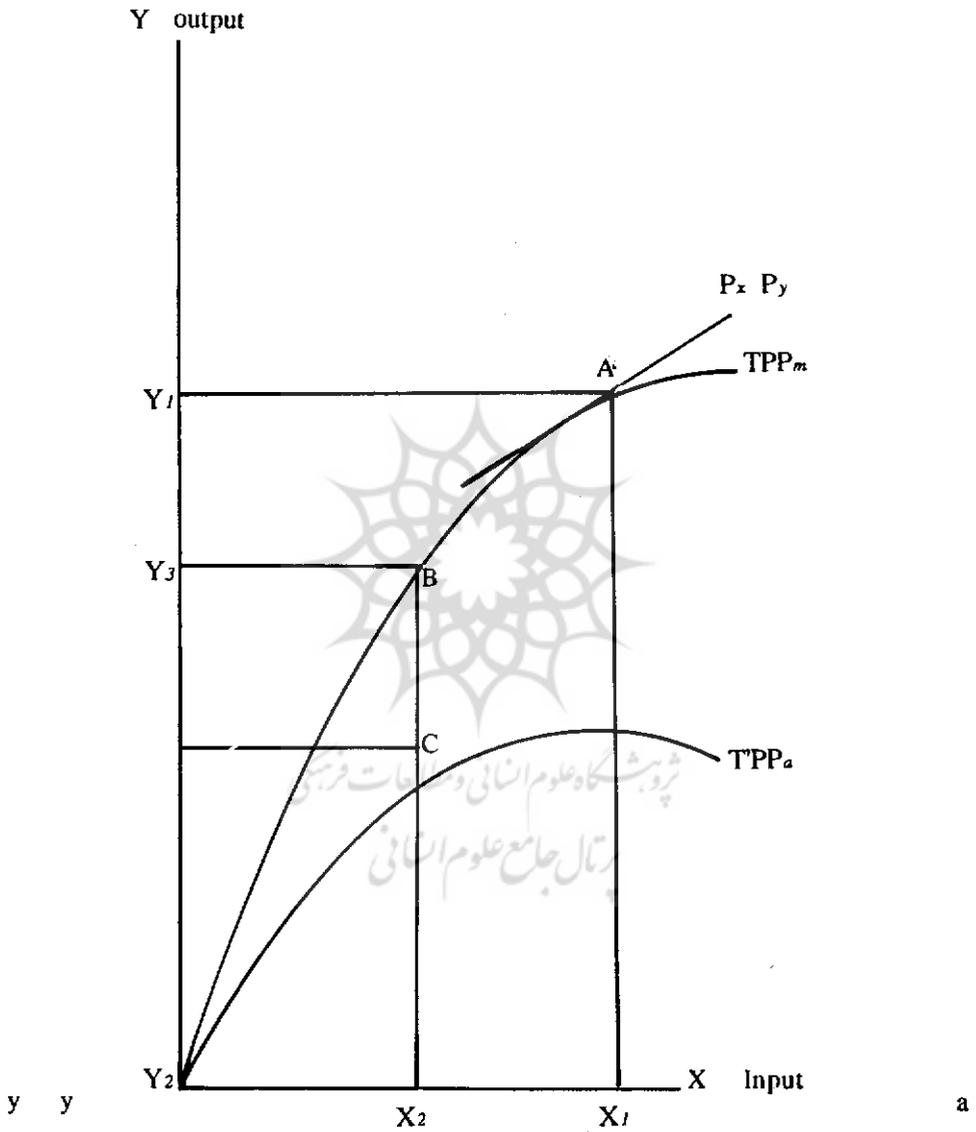
## چارچوب تئوریک

کارایی<sup>۱</sup> در تعریف ساده، عبارت است از ارزش ستانده به ارزش نهاده بنابراین واحد یا واحدهایی که در سطح معینی از تکنولوژی یا اعمال مدیریت صحیح، بیشترین ستانده را از مجموعه مشخصی از عوامل تولید، داشته باشند، دارای بالاترین کارایی هستند. نسبت ستانده سایر واحدهای مشابه به ستانده این واحد، میزان کارایی واحدهای مشابه را به دست خواهد داد. برای روشنتر شدن موضوع، حالتی را در نظر بگیرید که یک نهاده متغیر برای تولید یک محصول به کار گرفته می‌شود، در این حالت همان گونه که در شکل (۱) نشان داده شده است، منحنی  $TPP_m$ ، حداکثر تولید (تولید مرزی)<sup>۲</sup> را در سطح مختلف مصرف نهاده، به دست می‌دهد. در حالی که منحنی  $TPP_e$ ، میزان تولید را برای میانگین واحدها نشان می‌دهد، یا به عبارت دیگر تولید متوسط را در سطوح مختلف مصرف نهاده ارائه می‌دهد، بنابراین تمام نقاطی که پایبندتر از منحنی تولید مرزی  $TPP_m$  قرار دارند، به دلیل اینکه در سطح معینی از مصرف نهاده، حداکثر تولید ممکن را ارائه نمی‌دهند، از نظر فنی، کارآ نیستند. مثلاً چنانچه میزان تولید



نمودار ۱:

کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی



واقعی مزرعه‌ای با مصرف  $X_2$  واحد از نهاده  $X$ ، برابر با  $Y_2$  باشد، نسبت  $Y_2/Y_3$ ، کارایی فنی  $^3$  این مزرعه را مشخص می‌کند. اگر تولید واقعی این مزرعه، درست برابر با  $Y_3$  می‌بود، این مزرعه از نظر فنی، کارآ  $^4$  بود. اما از آنجا که حداکثر سود، تنها زمانی به دست می‌آید که ارزش تولید نهایی نهاده  $^5$  برابر با قیمت آن باشد ( $VMP_x = P_x$ )، بنابراین ممکن است که این مزرعه در آن صورت نیز، از نظر تخصیص، کارآ نباشد. برای اندازه‌گیری کارایی تخصیصی  $^6$ ، کافی است که میزان تولید را در نقطه‌ای که سود را حداکثر می‌کند، به دست آوریم (در شکل ۱، این نقطه با مصرف  $X_1$  واحد از نهاده  $X$ ) نشان داده شده است و تولید متناظر با آن،  $Y_1$  است)، در این صورت نسبت  $Y_3/Y_1$ ، کارایی تخصیص را اندازه‌گیری می‌کند. کارایی اقتصادی  $^7$  نیز در حقیقت حاصل ضرب مقدار کارایی فنی در کارایی تخصیص است:

$$(Y_2/Y_3) * (Y_3/Y_1) = (Y_2/Y_1)$$

بنابراین برای اندازه‌گیری کارایی، باید تابع تولید مرزی تخمین زده شود، این تابع را برخلاف تابع تولید متوسط نمی‌توان با روش حداقل مربعات معمولی  $^8$  تخمین زد. از سه روش معمول برای تخمین تابع تولید مرزی که شامل، روش حداقل مربعات اصلاح شده  $^9$ ، روش برنامه‌ریزی خطی  $^{10}$  و روش حداکثر راستنمایی  $^{11}$  است، در این تحقیق، روش حداکثر راستنمایی مورد استفاده قرار گرفته است و از تابع تولید مرزی تصادفی  $^{12}$  زیر که به وسیله باتس  $^{13}$  و کتلی  $^{14}$  (۱۹۹۲) پیشنهاد شده بهره گرفته شده است. این مدل از توسعه مدل ارائه شده به وسیله ایگنر  $^{15}$  (۱۹۷۷) به دست آمده است.

$$Y_{it} = f(X_{it}; B) \cdot e^{E_{it}} \quad (1)$$

$Y_{it}$ ، تولید واحد  $i$  ام در سال  $t$ ،  $f(0)$ ، تابع مناسب به طور مثال تابع کاب داگلاس؛  $X_{it}$ ، یک بردار  $k \times 1$  از مقدار نهاده‌ی واحد  $i$  ام در سال  $t$ ،  $B$ ، یک بردار  $k \times 1$  از پارامترهای نامعلوم،  $E_{it}$ ، جمله پسمانده که خود از دو جزء مستقل از هم تشکیل شده است به گونه‌ای که می‌توانیم بنویسیم:

$$E_{it} = V_{it} - u_{it} \quad (2)$$

$V_{it}$ ، جزء متقارنی است که تغییرات تصادفی تولید، ناشی از تأثیر عوامل خارج از کنترل زارع مانند آب و هوا و بیماریها را در بر می‌گیرد. این جزء دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس  $\sigma^2_v$  است  $[V_{it} \approx N(0, \sigma^2_v)]$ .  $u_{it}$  مربوط به کارایی فنی واحدها است  $^{16}$ . این جزء دارای توزیع نرمال یک دامنه است  $[U_{it} \approx N(\mu, \sigma^2)]$ . برای واحدهایی که مقدار تولید آنها بر روی تابع تولید مرزی قرار می‌گیرد،  $u_{it}$  برابر با صفر است. اما برای واحدهایی که تولید آنها زیر منحنی تولید مرزی قرار می‌گیرد

$U_i$  بزرگتر از صفر است، بنابراین  $U_i$ ، بیانگر مازاد تولید مرزی از تولید واقعی در سطح معینی از مصرف نهاده است. رابطه بین  $U_i$  و  $U_{it}$  را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$U_{it} = \eta u_i = \{ \exp[-\eta(t-T)] \} u_i \quad (2)$$

همچنین از رابطه ۲، به دست می‌آید که:

$$\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2 \quad (4)$$

$$\gamma = \frac{\sigma^2}{\sigma_s^2} = \frac{\sigma^2}{\sigma_v^2 + \sigma^2} \quad (5)$$

مقدار  $\gamma$ ، بین صفر و یک متغیر است، چنانچه مقدار  $\gamma$ ، برابر یا صفر باشد، به عبارت دیگر،  $U_i$  در مدل موجود نباشد، بیانگر آن است که تمام اختلافات موجود بین واحدها، مربوط به عواملی است که از کنترل زارع، خارج است. بنابراین در چنین شرایطی کارآیی فنی مشاهده شدنی نیست و روش حداقل مربعات معمولی، به روش حداکثر راستنمایی ترجیح داده می‌شود، در غیر این صورت روش راستنمایی مورد استفاده قرار می‌گیرد و کارآیی فنی را می‌توان اندازه‌گیری کرد. با اعمال محدودیت‌هایی بر این مدل، می‌توان مدل‌های خاصی را که تاکنون در این زمینه (تخمین تابع تولید مرزی) ارائه شده است، به دست آورد. چنانچه مقدار  $\eta$  برابر با صفر در نظر گرفته شود، مدل به مدلی که توسط باتس، کنلی و کولبی<sup>۱۷</sup> در سال ۱۹۸۹ پیشنهاد شده، تبدیل می‌شود در این مدل، میزان کارآیی فنی در طول زمان ثابت فرض شده است.<sup>۱۸</sup> اگر محدودیت  $\mu = 0$  نیز اضافه شود، مدل به مدل پیت<sup>۱۹</sup> و لی<sup>۲۰</sup> (۱۹۸۱) تبدیل می‌شود. همچنین اگر محدودیت دیگری به صورت  $T = 1$  اضافه شود، مدل به مدل اصلی که به وسیله ایگنر، لاول<sup>۲۱</sup> و اشمیت<sup>۲۲</sup> (۱۹۷۷) ارائه شده، باز خواهد گشت. به همین ترتیب اگر تمام این محدودیتها به استثنای  $\mu = 0$  را در الگو وارد کنیم، مدل استونسون<sup>۲۳</sup> (۱۹۸۰) به دست خواهد آمد.

تمام مدل‌های پیشگفته را می‌توان با استفاده از بسته نرم افزاری Frontier 2 که به وسیله کنلی (۱۹۹۲) تهیه شده، تخمین زد. برای تشخیص مدل مناسب یک مطالعه خاص نیز از آزمون نسبت حداکثر راستنمایی تعمیم یافته<sup>۲۴</sup> استفاده می‌شود.

### داده‌ها و مدل تحقیق

داده‌های مورد نیاز، از طریق تکمیل پرسشنامه و مصاحبه بازار عین جمع‌آوری شده است، به منظور انتخاب نمونه مورد مطالعه با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای، ابتدا با در نظر گرفتن

عوامل موثر بر مسئله مورد تحقیق، تعداد ۸ روستا از روستاهای منطقه مرودشت انتخاب و در مرحله بعد با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی روشمند از هر روستا، تعدادی زارع، انتخاب و در مجموع با چهل نفر از آنها مصاحبه شد و به منظور بررسی آثار سیاستهای مختلف از جمله سیاست آزاد سازی اقتصادی و طرح محوری گندم بر کارآیی فنی گندم کاران، این کار برای چهار سال زراعی (۶۷ - ۶۸ تا ۷۰-۷۱) تکرار شده است. مدل مورد استفاده در این تحقیق نیز معادله ۱، در فرم کاب داگلاس به صورت زیر است:

$$\text{Ln}Y_{it} = B_0 + B_1 \text{Ln}X_{1it} + B_2 \text{Ln} X_{2it} + B_3 \text{Ln} X_{3it} + B_4 \text{Ln} X_{4it} + B_5 \text{Ln} X_{5it} + B_6 \text{Ln} X_{6it} + V_{it} - U_{it} \quad (۱)$$

که در آن:

$Y_{it}$ ، میزان تولید گندم مزرعه  $i$  در سال  $t$  بر حسب تن،  $X_{1it}$ ، هزینه ماشین‌آلات هر هکتار مزرعه  $i$  در سال  $t$  بر حسب ریال،  $X_{2it}$ ، هزینه نیروی کار هر هکتار مزرعه در سال  $t$  بر حسب ریال،  $X_{3it}$ ، میزان مصرف کود شیمیایی مزرعه  $i$  در سال  $t$  بر حسب کیلوگرم،  $X_{4it}$ ، تعداد دفعات آبیاری مزرعه  $i$  در سال،  $X_{5it}$ ، سطح زیر کشت مزرعه  $i$  در سال  $t$  بر حسب هکتار،  $X_{6it}$ ، هزینه خرید سایر نهاده‌ها (بذر، سم و مواد ضد عفونی و ...) برای هر هکتار مزرعه  $i$  در سال  $t$ ،  $U_{it}$  و  $V_{it}$  نیز قبلاً تعریف شده‌اند.

## نتایج و بحث

برای تعیین مدل مناسب تحقیق، فرضیات مختلفی در مورد توزیع متغیرهای تصادفی  $U_{it}$  و  $V_{it}$  در قالب مدل‌های زیر برای معادله ۱ در نظر گرفته شد:

مدل I: بدون محدودیت

مدل II:  $\mu = 0$

مدل III:  $\eta = 0$

مدل IV:  $\mu = \eta = 0$

مدل V:  $\gamma = \mu = \eta = 0$

پارامترهای مدل‌های فوق (۱) پارامتر مربوط به متغیرهای تصادفی  $U_{it}$  و  $V_{it}$  با استفاده از روش حداکثر راستنمایی تخمین زده شد. تخمین حداکثر راستنمایی پارامترهای مدل‌های پنجگانه در جدول ۱ نشان داده شده است. قبل از بحث در مورد هر یک از پارامترهای موجود در مدل‌ها، ابتدا فرضیات مختلف در مورد توزیع متغیرهای تصادفی  $U_{it}$  و  $V_{it}$  با استفاده از آزمون نسبت حداکثر راستنمایی تعمیم یافته،

آزمایش شده است. دلیل استفاده از این آزمون آن است که کاربرد آزمون  $t$ ، به دلیل تقریبی بودن انحراف معیار ضرایب، اطمینان بخش نیست. نتیجه آزمون در جدول ۲ درج شده است، فرضیه  $\mu = \eta = \gamma = 0$  در قالب مدل ۷، آزمون شده است. به طور کلی در صورتی که این فرضیه پذیرفته شود، بیانگر آن است که روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به روش حداکثر راستنمایی (ML) ترجیح دارد، به عبارت دیگر نشاندهنده این واقعیت است که تفاوت موجود بین مزارع، ناشی از عوامل کنترل‌ناپذیر است و اثر مدیریت را در بر نمی‌گیرد. بنابراین پذیرش این فرض، بدین مفهوم است که کارایی فنی، مشاهده شدنی نیست اما در تحقیق حاضر، همان گونه که ملاحظه می‌شود. ارزش  $F_{25, 25}$  محاسبه شده از ارزش  $X^2$  جدول در سطح ۹۵ درصد با سه درجه آزادی بیشتر است، در نتیجه این فرضیه رد می‌شود و نتیجه گرفته می‌شود که روش حداکثر راستنمایی به روش OLS ترجیح دارد و کارایی فنی قابل اندازه‌گیری است. فرضیه  $\eta = 0$  نیز که در قالب مدل III، مورد بررسی قرار گرفته است نیز پذیرفته نمی‌شود ( $X^2$  محاسباتی از  $X^2$  جدول در سطح ۹۵ درصد با یک درجه آزادی بیشتر است). در صورتیکه این فرضیه پذیرفته می‌شد، بیانگر آن بود که کارایی فنی واحدها در طول زمان ثبت باقیمانده است، اما با رد این فرضیه، نتیجه گرفته می‌شود که کارایی فنی واحدها در طول زمان تغییر کرده است و از آنجا که مقدار  $\eta$ ، مثبت و برابر با ۰/۱۹ تخمین زده شده است، نشان دهنده آن است که کارایی فنی واحدها در فاصله سالهای زراعی ۶۸ - ۶۷ تا ۷۰ - ۷۱ روند افزایشی داشته است. اما فرضیه  $\mu = 0$  که در قالب مدل II آزمایش شده است، پذیرفته شده است. (مقدار  $X^2$  محاسباتی از  $X^2$  جدول در سطح ۹۵ درصد با یک درجه آزادی کمتر است) که نشاندهنده آن است که کارایی فنی واحدها دارای توزیع نرمال یک دامنه (دامنه مثبت) است. از آنجا که فرضیه  $\eta = \mu = 0$  نیز رد شده است، بنابراین مدل مناسب برای تحقیق، مدل II انتخاب شده است. براساس این مدل، کارایی فنی هر یک از مزارع در سالهای مورد بررسی به تفکیک برآورد و در جدول ۳ نشان داده شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود میانگین کارایی فنی مزارع در سال زراعی ۶۷ - ۶۸، ۶۸/۶ درصد بوده است که به ۷۹/۷ درصد در سال زراعی ۷۰ - ۷۱، افزایش یافته است. بنابراین مجموعه سیاستهای اعمال شده از جمله سیاست افزایش قیمت گندم، و اجرای طرح محوری گندم، موجب افزایش کارایی فنی زارعین شده است. در سال ۶۷ - ۶۸، پایینترین کارایی فنی مربوط به زارع شماره ۱۱، با ۴۱ درصد و بالاترین میزان کارایی فنی، مربوط به زارع شماره ۱۴ با ۹۲/۳ بوده است. این اختلاف بین بهترین زارع و بدترین زارع در سال پایانی به ۳۶/۷ درصد کاهش یافته است، اما هنوز بیانگر آن است که با محدود ساختن شکاف بین بهترین تولیدکننده و سایر تولیدکنندگان (بدون

تغییر در سطح تکنولوژی و منابع) می‌توان تولید گندم را به میزان درخور توجهی افزایش داد (به طور متوسط ۲۰/۴ درصد). جدول ۴، توزیع فراوانی واحدها را براساس میزان کارآیی فنی نشان می‌دهد، همان گونه که ملاحظه می‌شود، در سال زراعی ۱۳۶۷ - ۶۸، ۶ واحد دارای کارآیی پایینتر از ۵۰ درصد بوده‌اند اما در سال پایانی دوره مورد بررسی کارآیی فنی تمامی واحدها بالای ۵۵ درصد بوده است.

جدول شماره ۱:

تخمین حداکثر راستنمایی پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی

مدل					ضرایب
V	IV	III	II	I	
۲/۷۵	۲/۷۵	۳/۳۷	۲/۸۷	۲/۸۹	B <sub>0</sub>
(۱/۰۱)	(۰/۹۶)	(۲/۱)	(۰/۹۶)	(۱/۳۹)	
۰/۴۵	۰/۴۹	۰/۵۱	۰/۴۹	۰/۴۶	B <sub>1</sub>
(۰/۰۹)	(۰/۱۰)	(۰/۰۹)	(۰/۰۸)	(۰/۰۹)	
۰/۲۵	۰/۳۲	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۲۰	B <sub>2</sub>
(۰/۸۱)	(۰/۸۲)	(۰/۸۱)	(۰/۸۱)	(۰/۸۱)	
۰/۲۱	۰/۲۴	۰/۲۶	۰/۲۸	۰/۲۴	B <sub>3</sub>
(۰/۸۲)	(۰/۸۳)	(۰/۸۳)	(۰/۸۲)	(۰/۸۳)	
۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۵	B <sub>4</sub>
(۰/۰۶)	(۰/۰۷)	(۰/۰۶)	(۰/۰۶)	(۰/۰۷)	
۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۷	۰/۰۲	B <sub>5</sub>
(۰/۰۶)	(۰/۰۷)	(۰/۰۶)	(۰/۰۶)	(۰/۰۸)	
-۰/۰۴	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۴	-۰/۰۵	B <sub>6</sub>
(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)	
۰/۸۵	۰/۸۸	۰/۸۵	۰/۸۶	۰/۸۹	$\sigma^2_s = \sigma^2_v + \sigma^2$
.	(۰/۰۴)	(۰/۰۲)	(۰/۰۷)	(۰/۰۸)	
.	۰/۲۸	۰/۲۰	۰/۲۹	۰/۳۹	$\gamma = \sigma^2_v / \sigma^2_s$
.	(۰/۸۲)	(۰/۰۹)	(۰/۸۱)	(۰/۸۶)	
.	.	.	۰/۸۴	۰/۳۰	$\eta$
.	.	.	(۰/۸۱)	(۰/۸۴)	
.	.	۰/۸۲	.	-۰/۳۱	$\mu$
-۷۶/۳۲	۷۴/۰۷	-۷۱/۶۹	-۶۶/۹۴	-۶۶/۲۰	Loglikelihood

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب است.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه انجام شده بر روی گروه چهل نفری از تولیدکنندگان گندم در استان فارس نشان می‌دهد که مجموعه‌ای از تغییرات انجام شده در این سالها که به طور عمده در قالب اصلاح سیاست قیمت‌گذاری گندم و اجرای طرح محوری گندم انجام گرفته آثار مثبتی بر کارآیی فنی تولیدکنندگان گندم داشته است. در واقع افزایش قیمت‌ها انگیزه‌ای را فراهم آورده که طرح محوری گندم که به صورت راهنماییها و حمایت‌های فنی است مورد استقبال بیشتر کشاورزان قرار گیرد. این امر نشان‌دهنده آن است که هرچند خدمات ترویجی و حمایتی در قالب طرح محوری گندم می‌تواند نقش اولیه و اساسی در افزایش عملکرد داشته باشد افزایش قیمت‌ها عاملی است که می‌تواند زمینه را برای پذیرش تکنولوژی و افزایش عملکرد هموارسازد مطالعه همچنین نشان می‌دهد که هر چند اختلافات میان زارعین پیشرفته با کارآیی بالا و کشاورزان با کارآیی پایین در طول سالهای مورد مطالعه کاهش یافته است ولی هنوز میان این دو گروه اختلاف چشمگیری وجود دارد. این اختلاف نشان می‌دهد که با گسترش و ترویج روشهای اعمال شده در مزارع پیشرفته می‌توان تولید گندم را به میزان بیست درصد افزایش داد. در عین حال علاوه بر ترویج روشهای پیشرفته زراعی توجه به گسترش دانش مدیریت در میان کشاورزان به منظور افزایش کارآیی نیز حائز اهمیت است.

## جدول شماره ۲:

آزمون نسبت حداکثر راستنمایی تعمیم یافته

مدل	$H_0$ (محدودیت)	ارزش $\chi^2$	ارزش جدول (۹۵٪)	تصمیم
V	$\mu = \eta = \gamma = 0$	۲۰/۲۴	۷/۸۱	عدم پذیرش
IV	$\mu = \eta = 0$	۱۵/۲۴	۵/۹۹	عدم پذیرش
III	$\eta = 0$	۱۰/۹۸	۳/۸۴	عدم پذیرش
II	$\mu = 0$	۱/۴۸	۳/۸۴	پذیرش

جدول شماره ۳:

تخمین کارایی فنی گندمکاران منطقه مرودشت در فاصله سالهای ۶۷ - ۶۸ تا ۷۰ - ۷۱

کارایی فنی				شماره مزرعه
۷۱ - ۷۰	۷۰ - ۶۹	۶۹ - ۶۸	۶۸ - ۶۷	
/۷۲۴۴	/۰۰۰۰	/۶۳۹۴	/۵۷۶۴	۱
/۷۱۵۲	/۶۶۹۴	/۶۱۸۵	/۵۶۳۰	۲
/۷۱۷۱	/۶۷۱۴	/۶۲۰۸	/۵۶۰۲	۳
/۷۲۲۴	/۶۷۱۴	/۶۲۰۸	/۵۶۵۵	۴
/۷۲۲۴	/۶۷۷۴	/۶۲۷۴	/۵۷۲۷	۵
/۷۱۵۴	/۶۶۹۵	/۶۱۸۷	/۵۶۳۱	۶
/۶۱۰۲	/۵۵۳۳	/۰۰۰۰	/۴۲۸۲	۷
/۶۷۲۳	/۶۲۱۳	/۵۶۵۶	/۵۰۵۵	۸
/۶۸۸۱	/۶۳۹۰	/۵۸۴۹	/۵۲۶۵	۹
/۶۳۴۷	/۵۷۹۸	/۵۲۰۴	/۴۵۷۵	۱۰
/۵۹۴۴	/۰۰۰۰	/۰۰۰۰	/۴۱۰۴	۱۱
/۶۴۸۰	/۵۹۴۵	/۵۲۶۳	/۴۷۴۳	۱۲
/۷۶۹۳	/۷۳۰۶	/۶۸۷۰	/۶۳۸۷	۱۳
/۹۶۰۷	/۹۵۳۳	/۹۴۴۲	/۹۳۳۶	۱۴
/۷۵۵۴	/۷۱۴۷	/۶۶۹۲	/۶۱۸۸	۱۵
/۷۳۱۷	/۶۸۷۹	/۶۳۹۲	/۵۸۵۷	۱۶
/۶۴۳۲	/۵۸۹۱	/۵۲۰۵	/۴۶۸۱	۱۷
/۶۷۳۰	/۶۲۲۱	/۵۶۶۴	/۵۰۶۵	۱۸

ادامه جدول شماره ۳:

کارایی فنی

شماره مزرعه

۷۱ - ۷۰	۷۰ - ۶۹	۶۹ - ۶۸	۶۸ - ۶۷	
/۸۲۷۳	/۸۰۸۷	/۷۷۵۹	/۷۳۸۸	۱۹
/۶۸۶۶	/۶۳۷۳	/۵۸۳۰	/۵۲۴۴	۲۰
/۶۹۷۰	/۶۴۸۹	/۵۹۵۹	/۵۳۸۳	۲۱
/۶۸۹۸	/۶۴۰۸	/۵۸۷۰	/۵۲۸۷	۲۲
/۸۰۸۹	/۷۷۵۹	/۷۳۸۴	/۶۹۶۴	۲۳
/۶۶۳۹	/۶۱۱۹	/۵۵۵۳	/۴۹۴۶	۲۴
/۷۳۹۴	/۶۹۶۶	/۶۴۸۹	/۵۹۶۳	۲۵
/۷۱۳۸	/۶۶۷۷	/۶۱۶۷	/۵۶۰۶	۲۶
/۷۷۷۶	/۷۴۰۰	/۶۹۷۷	/۶۵۰۶	۲۷
/۷۹۶۳	/۷۶۱۷	/۷۳۲۱	/۶۷۷۹	۲۸
/۹۳۰۴	/۹۱۷۳	/۹۰۲۰	/۸۸۴۱	۲۹
/۸۴۴۸	/۸۱۷۴	/۷۸۶۰	/۷۵۰۳	۳۰
/۸۸۰۶	/۸۵۹۰	/۸۳۴۰	/۸۰۵۳	۳۱
/۹۱۵۳	/۸۹۹۵	/۸۸۱۱	/۸۵۹۸	۳۲
/۹۲۹۴	/۹۱۶۱	/۹۰۰۵	/۸۸۲۴	۳۳
/۹۱۰۷	/۸۹۴۲	/۸۷۴۹	/۸۵۲۶	۳۴
/۹۲۳۷	/۹۰۹۴	/۸۹۲۷	/۸۷۳۲	۳۵
/۹۱۷۳	/۹۰۱۹	/۸۸۳۹	/۸۶۳۰	۳۶
/۸۲۱۷	/۷۹۰۷	/۷۵۵۳	/۷۱۵۴	۳۷
/۷۸۷۷	/۷۵۱۶	/۷۱۰۸	/۶۶۵۳	۳۸
/۸۱۴۵	/۷۸۲۶	/۰۰۰۰	/۷۰۵۶	۳۹
/۸۶۱۰	/۸۳۶۲	/۸۰۷۶	/۷۷۵۰	۴۰
/۷۹۶۷	/۷۶۳۷	/۷۳۶۸	/۶۸۶۳	میانگین

جدول شماره ۴ :

توزیع فراوانی واحدها براساس میزان کارآیی فنی واحدها

تعداد				میزان کارایی
۷۱ - ۱۳۷۰	۷۰ - ۱۳۶۹	۶۹ - ۱۳۶۸	۶۸ - ۱۳۶۷	(%)
۰	۰	۰	۰	۴۰ - ۱
۰	۰	۰	۲	۴۵ - ۴۰
۰	۰	۰	۴	۵۰ - ۴۵
۰	۰	۳	۶	۵۵ - ۵۰
۱	۴	۷	۹	۶۰ - ۵۵
۴	۷	۹	۲	۶۵ - ۶۰
۷	۸	۳	۴	۷۰ - ۶۵
۹	۳	۳	۳	۷۵ - ۷۰
۵	۵	۳	۲	۸۰ - ۷۵
۵	۳	۲	۱	۸۵ - ۸۰
۲	۳	۲	۶	۹۰ - ۸۵
۶	۴	۳	۱	۹۵ - ۹۰
۱	۱	۰	۰	۱۰۰ - ۹۵

منابع

- Aigner, D. J., C. A. K. Lovell and p. schmidt, 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production function Model, *Journal of Econometrics*, 6: 21 - 370
- Ali, M. and J. C. Flinn, 1988. profit efficiency in basmatirice production, *American Journal of Agricultural Economics*, 71 (2) : 303 - 310.
- Ali, M. and M. A. Chaudhry, 1990 Inter - regional farm efficiency in pakistavis punjab: A Frontier production function Study, *Journal If Agricultural Economics*, 41 (1) : 62 - 74.
- Battese, G. E., 1993. Frontier production functions and technical efficiency: a Survey of empirical application in Agricultural economics, *Agicultural Economics*, 7: 183 - 203
- Battese, G.A.Tessema, 1993. Estimation of stochastic frontier production function with time - Varying parametery and technical Villages, *Agricultural Econmics*, 9: 313 -333.
- Battese, G.E. and T.J.Coelli, 1992. Frontier production functions, Technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India, *Journal productive, Anal.*, 3. 153 -169.
- Battese, G.E., T.J.Coelli and T.C. Colby, 1989. Estimation of frontier production functions and the efficiency of Indian farmer Using panel data from ICRISAT, S Village level studies, *journal Quant. Econ.* 5: 327 - 348
- Bravo - Ureta B.E. and L.Rieger, 1990. Alternative production frontier methodologies and dairy farm efficiency, *Journal of Agricultural Economics*, 41 (1): 215 -226.
- Coelli, T.J., 1991. **Maximum - Likelihood estimation of Stochastic frontier production functions with time - varying technical efficiency using the computer program, FRONTIER version 2. 0.** *Econometrics, Appl. Stat. Work. Pap.* 57, Department of Econometrics, University of new England, Armidale, N.S.W., Australia, 45 pp.
- Coelli, T.J. (1985). A generalised Frontier production Function

- for cross - Sectional, Time - Sereis Data, Unpulished B.App.Ec. (Honours) Dissertation, University of New England, Armidale, NSW, Australia.
- Coelli, T.J.(1989), Estimation of Frontier Production Functions: A Guide to the computer program, FRONTIER, Working papers in Econometrics and Applied Statistics, NO. 34, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, pp31.
- Forsund, F.R., C.A.K. Lovell and p. Schmidt (1980), A Survey of Frontier Production Functions and of their Relationship to Efficiency Measurement. Journal of Econometrics, 13, 5 -25.
- Himmelblau, D.M. (1972), Applied Non - Linear programming, McGraw - Hill, New York.
- Hughes, M.D. (1988), «A Stochastic Frontier Cost Function for Residential child Care provision» Journal of Applied Econometrics, 3, 203 - 214.
- Meeusen, W. and J.Van den Broeck (1977), «Efficiency Estimation from Cobb - Douglas production Functions with Composed Error», International Economic Review, 18, 435 -444.
- Ley, E. (1990). A Bibliograehy on production and Efficiency, mimeo, Department of Economics, Unverrsity of Ann Arbor, MI 48109, PP.32.
- Pitt, M.M. and L. - F. Lee (1981), «Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian weaving industry», Journal If Development Economics, 9, 43 - 64.
- Schmidt, p. (1986), «Frontier production Functions», Econometric Reviews, 4, 289 - 328.
- Stevenson, R.E, (1980) «Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation», Jounal of Econometrics, 13, 57 - 66.



## پانوشت

- 1) Efficiency
- 2) Frontier production
- 3) Technical Efficiency
- 4) Efficient
- 5) Value of Marginal product
- 6) Allocation Efficiency
- 7) Economic Efficiency
- 8) Ordinary Least Squares
- 9) Corrected Ordinary Least Squares
- 10) Linear Programming
- 11) Maximum Likelihood Estimation
- 12) Stochastic Frontier Production Function
- 13) Battese
- 14) Coelli
- 15) Aigner
- 17) Colby
- 18) Time Invariant Model
- 19) Pitt
- 20) Lee
- 21) Lovell
- 22) Schmidt
- 23) Stevenson
- 24) Generalized Likelihood Ratio Test

۱۶) بنابراین در این روش، تنها بخشی از تفاوت تولید واقعی از تولید مرزی (در شکل ۱،  $Y_1$  از  $Y$ ) به نداشتن کارایی نسبت داده می‌شود.

۲۵) کای اسکور

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی