مجله توسعه و سرمایه/ سال دوم/ شماره ۴/ پاییز و زمستان ۱۳۸۸/ صفحات ۲۴-۹

بررسی رابطه کارایی فنی تولیدکنندگان پسته با سطح زیرکشت (مطالعه موردی استان کرمان)

دکتر حسین اکبری فرد*
دکتر حسین مهرابی بشرآبادی**

تاریخ دریافت: ۸۵/۱۰/۱۱ تاریخ پذیرش: ۸۸/۶/۲۲

چکیده

بیش از ۸۰ درصد تولید و حدود ۷۷ درصد سطح زیرکشت محصول پسته کشور به استان کرمان مربوط است. بخش عمده‌ای از منابع کشاورزی این استان به این محصول اختصاص یافته است. در این مطالعه کارایی فنی واحدهای بهره‌بردار پسته اندازه گیری شده است.

برای اندازه‌گیری کارایی فنی، روش تحلیل فراگیر داده‌ها و روش تحلیل مرزی تصادفی وجود دارد. در این مطالعه از روش اقتصاد سنجی تحلیل مرزی تصادفی، که فارل آن را پیشنهاد کرده، استفاده شده است. تابع تولید مرزی تصادفی کاب- داگلاس بر اساس روش حداکثر راستنمایی برآورد شده است. برای تخمین ضرایب و محاسبهٔ کارایی از نرم افزار فرانتیر[1] استفاده شده است.

اطلاعات مورد نیاز از ۱۰۹ بهره‌بردار در دو مقطع زمانی، سالهای زراعی ۸۳-۸۲ و ۸٤-۸۳ به دست آمده است. نتایج نشان می‌دهد که متوسط کارایی فنی ۸۰ درصد است. بررسی کارایی نمونه‌های مختلف نشان می‌دهد با افزایش سطح زیر کشت، کارایی فنی کاهش یافته است. بر اساس تجزیه و تحلیل آنالیز واریانس نیز فرضیه تساوی میانگین

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان. Email: akbari45@Gmail.com
** دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان

[1]- Frontier4.1

کارایی بین طبقات مختلف رد می‌شود؛ یعنی واحدهای با سطح زیر کشت بیشتر، کارایی کمتری دارند.

واژه‌های کلیدی: روش مرزی تصادفی، روش حداکثر راستنمایی، کارایی فنی، تولید کنندگان پسته.
طبقه بندی JEL: D61, Q12, Q55

مقدمه

استان کرمان با تولید بیش از ۸۰ درصد پسته کل کشور و دارا بودن ۷۷ درصد کل سطح زیر کشت کشور از مناطق عمده تولید این محصول در کشور است. علاوه بر این طبق آمار جدول یک، این استان در حدود ۵۰ درصد تولید و سطح زیر کشت پسته جهان را دارا است (اکبری فرد، ۱۳۸۱).

بنابراین از یک جهت ورود منابع فیزیکی و انسانی نسبتاً زیاد به این بخش و از جهت دیگر با توجه به اینکه بخش عمده ای از تولید صادر می‌شود و رقیبان جدی برای محصول وجود دارد، بررسی وضعیت کارایی بین واحدهای تولیدی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. علاوه بر این برای رسیدن به نرخ رشد لازم از آنجا که توسعه عوامل تولید (بویژه آب و سرمایه) و تغییرات عمده در فناوری با محدودیت‌های زیادی همراه است، بهبود کارایی فنی مناسب‌ترین راه است. کارایی به مفهوم عدم اتلاف منابع است که از نسبت کل ستانده به کل نهاده به دست می‌آید. بهره‌وری به مفهوم مقایسه کارایی یک بنگاه طی دو زمان متفاوت و یا مقایسهٔ کارایی دو بنگاه نسبت به یکدیگر در یک زمان است؛ به عبارت دیگر بهره‌وری، مقایسهٔ کارایی است.

جدول۱ مقایسه سهم تولید و سطح زیر کشت پسته(به تفکیک نهال و بارور) در استان کرمان با کل کشور و جهان

سال	سهم زیر کشت نهال استان از کل کشور (درصد)	سهم سطح زیر کشت بارور استان از کل کشور(درصد)	سهم بارور استان از جهان (درصد)	سهم تولید استان از کشور (درصد)	سهم تولید استان از جهان (درصد)
۱۳۶۸	۸۹/۷	۹۰/۹	۴۹/۲	۸۹/۷	۴۹/۸
۱۳۶۹	۸۸/۶	۹۱/۳	۵۱/۲	۸۸/۷	۵۲/۹
۱۳۷۰	۸۷/۷	۹۰/۷	۵۰/۲	۸۶/۹	۴۸/۲
۱۳۷۱	۸۲/۸	۹۰/۳	۴۹/۷	۹۱/۲	۵۲/۹
۱۳۷۲	۷۷/۳	۸۲/۲	۴۹/۱	۶۳/۵	۵۰/۱
۱۳۷۳	۷۲/۲	۸۱/۶	۴۸/۷	۶۳/۷	۳۶/۳
۱۳۷۴	۷۰/۶	۸۰/۲	۴۸/۸	۸۶/۲	۵۲/۴
۱۳۷۵	۶۷/۵	۸۲/۳	۵۰/۵	۸۸/۱	۵۳/۶
۱۳۷۶	۶۵/۹	۸۱/۲	۵۳/۱	۷۲/۲	۲۴/۵
۱۳۷۷	۶۰/۸	۸۰/۴	۵۲/۹	۸۶/۸	۵۳/۲
۱۳۷۸	۶۲/۷	۸۷/۳	–	۶۸/۴	–
میانگین دوره	۷۶/۳	۸۵/۱۷	۵۰/۳۵	۸۴/۷	۴۷/۳۹

مأخذ : بانک اطلاعاتی FAOSTAT و محاسبات تحقیق

با توجه به اهمیت مطالعه کارایی در این مطالعه، کارایی فنی تولید کنندگان پسته بر اساس روش پیشنهاد شده توسط فارل (Farrell ,1957) مورد بررسی قرار خواهد گرفت. وی پیشنهاد کرد که مناسب‌تر است عملکرد هر بنگاه با عملکرد بهترین بنگاه‌های موجود در آن صنعت مورد مقایسه قرار گیرد. در این روش از مفهوم تابع تولید مرزی استفاده می‌شود. در نظریهٔ تولید می‌توان فرض کرد که بعضی از تولیدکنندگان غیرکارا هستند؛ یعنی از مجموعهٔ مشخصی از عوامل تولید حداکثر ممکن محصول را به دست نمی‌آورند. فارل نظریاتش را در اندازه‌گیری کارایی بر مبنای کارهای انجام شده توسط دبرو وکوپمنز (دبرو و کوپمنز، 1951) آغاز کرد.

امتیاز عمده روش فارل این است که مستقل از واحد اندازه‌گیری است ودر مطالعات و تحقیقات تجربی کارایی فنی بیشتر مورد توجه است که به اطلاعات قیمتی در مورد محصول و عوامل تولید نیازی ندارد.

کارایی فنی نشان دهنده میزان توانایی هر بنگاه برای حد اکثرسازی تولید با توجه به عوامل تولید مشخص است. کارایی تخصیصی نشان دهنده توانایی بنگاه برای استفاده از ترکیب بهینه عوامل تولید با توجه به قیمت آنها است و نهایتاً کارایی اقتصادی حاصل ضرب کارایی فنی در کارایی تخصیصی است. اندازه‌گیری کارایی فنی تا اواخر دهه ۱۹۷۰ هنگامی که دو روش اساسی اندازه‌گیری کارایی، روش تحلیل فرا گیر داده (DEA)[1] و روش مرزی تصادفی (SFA)[2] معرفی شد در مطالعات تجربی کمتر دیده می‌شود. این دو روش به لحاظ روشی، که تابع تولید را براورد می‌کند، متفاوت است؛ بدین معنی فردی که روش DEA را به کار می‌برد بر برنامه‌ریزی خطی و روش معین متکی است، ولی متخصص اقتصاد سنجی با استفاده از تجزیه و تحلیل SFA بر روش‌های اقتصادسنجی و تصادفی متکی است.

۱. مروری بر مطالعات انجام شده

در سال ۱۹۵۷ فارل طی مقاله‌ای روش اندازه‌گیری کارایی را بر مبنای نظریه‌های اقتصادی معرفی، و کارایی بخش کشاورزی امریکا را محاسبه کرد. اما به دلیل مشکلات عملی در اندازه‌گیری و محدودیت‌هایی که در روش فارل (بازده ثابت نسبت به مقیاس) مطرح بود، این روش کاربرد عملی چندانی نیافت. در سال ۱۹۷۷ در دو قاره از جهان (امریکا و اروپا) به طور همزمان، اندازه‌گیری عملی کارایی بر حسب تعریف فارل طبق روش اقتصاد سنجی (SFA) امکان‌پذیر شد. هم‌چنین در سال ۱۹۸۷ از طریق روش برنامه ریزی خطی (DEA) نیز اندازه گیری کارایی ممکن گردید.

---

[1] -Data Envelopment Analysis

[2] - Stochastic Frontier Analysis

با توجه به محدودیت‌های داده‌های مقطعی، تخمین تابع تولید مرزی تصادفی در سال ۱۹۸۴ با داده‌های تلفیقی توسط سی‌کل و اشمیت (۱۹۸۴) پیشنهاد شد. با استفاده از داده‌های تلفیقی، پژوهشگران دیگر مجبور نیستند فرض کنند که سطح عدم کارایی مستقل از متغیرهای برون‌زای مدل است و نیازی به مشخص نمودن توزیع صریح برای تأثیرات عدم کارایی به علاوه بزرگ‌ترین مزیت داده‌های تلفیقی ارزیابی دقیق‌تری از کارایی بنگاه نیست. مورد مطالعه ارائه می‌کند؛ زیرا طبق تغییر عملکرد سال به سال محصول ممکن است یک واحد تولیدی هم روی تابع مرزی و هم در داخل آن قرار گیرد.

روش‌های گوناگونی برای تخمین توابع مرزی پیشنهاد شده است از این میان سه روش معمولی تخمین توابع مرزی عبارت از روش حداقل مربعات اصلاح شده، روش برنامه ریزی خطی و روش حداکثر درستنمایی است. نتایج فعالیت براوو- بورتاوریجر(۱۹۵۰)، زیبایی، سلطانی (۱۳۷۴)، ترکمانی و شیر وانیان (۱۳۷۶) ضمن بررسی ویژگی‌های داده‌ها برتری روش حداکثر درست‌نمایی را بر دیگر روش‌های تخمین کارایی فنی نشان می‌دهد.

در مطالعات دیگری از جمله حسن پور (۱۳۷۶)، بتیس، کوئلی (۱۹۹۲،۱۹۷۹)، بتیس، مالیک و گیل (۱۹۹۶)، براووبورتا و دیگر (۱۹۹۴)، کالیرانجان و فلین(۱۹۸۳) و باریخ و شه (۱۹۹۴) از تخمین مدل رگرسیون و روش یک مرحله‌ای باتیس و کوئلی استفاده شد و پس از محاسبه کارایی فنی، آن را به عنوان متغیری وابسته وارد یک معادله رگرسیونی، و از عوامل اقتصادی ـ اجتماعی به عنوان متغیرهای مستقل استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه، تأثیر معنی‌دار عوامل یاد شده را بر کارایی فنی نشان می دهد. با این حال بتیس، مالیکا و گیل (۱۹۹۵) اعتقاد دارند که استفاده از این روش با فرض‌های متناقضی همراه است؛ بنابراین آنها روش دیگری را پیشنهاد کردند. در این روش عوامل مؤثر بر کارایی فنی به طور همزمان به عنوان متغیرهای مستقل معادله رگرسیونی خطی را، که جزء اختلال تابع تولید، متغیر وابسته آن است در تابع تولید مرزی وارد کرده‌اند.

براوو- بورتا و ایونسون (۱۹۹۴) برای تعیین عوامل مؤثر بر کارایی فنی کشاورزان پاراگوئه از روش آنالیز واریانس استفاده کرده اند. در این روش دو متغیر اقتصادی ـ اجتماعی به

سطوح مختلفی (دو یا چند سطح) طبقه‌بندی، و سپس توزیع فراوانی کارایی فنی بر اساس سطوح مختلف تعیین می‌شود. سرانجام متوسط کارایی فنی هر گروه محاسبه و با یکدیگر مقایسه می‌شود. در این مطالعه از این روش برای بررسی کارایی فنی گروه‌های مختلف بهره‌بردار از نظر سطح زیرکشت استفاده شده است.

ترکمانی (۱۳۷۷) از روش تابع تانسندنتال مرزی تصادفی[1] و روش حداکثر درستنمایی کارایی فنی کشاورزان استان فارس و عوامل اقتصادی ـ اجتماعی مؤثر بر آن را تعیین که است. وی کارایی فنی را ۶۵ درصد محاسبه کرده و اختلاف کارایی فنی میان بهره‌برداران را به طور معنی‌داری متفاوت دانسته است.

از روش تابع تولید مرزی تصادفی به منظور بررسی کارایی فنی در مطالعات بسیار زیادی استفاده شده است. در مورد محصولات کشاورزی این روش کاربرد بسیار زیادی داشته است. ثانداکی (۱۹۹۷) با استفاده از یک نمونهٔ ۱۸۲ کشاورز در ۱۲ روستا در یکی از نواحی میانمار[2]، کارایی فنی تولید کنندگان برنج را مورد مطالعه قرار داد. وی از تابع تولید مرزی تصادفی کاب – داگلاس استفاده کرد. نتایج کاربردی نشان داد که از بین متغیرهای توضیحی، کود شیمیایی اوره بهترین متغیر توضیحی است. بنابراین کارایی مزارع تا حد زیادی به میزان کود استفاده در تولید برنج مربوط می‌شود.

کارایی فنی گندمکاران استان فارس در سال‌های ۶۸-۱۳۶۷ تا ۱۳۷۱-۱۳۷۰ از روش‌های تابع تولید مرزی توسط نجفی و زیبایی(۱۳۷۶)[3] مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه روش حداکثر راست‌نمایی مورد استفاده قرار گرفته است. با استفاده از تابع تولید کاب- داگلاس و با فرض اینکه کارایی فنی واحدها دارای توزیع نرمال یک دامنه است، کارایی فنی گروه چهل نفری از تولیدکنندگان گندم مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد در طول سال‌های مورد مطالعه، که سیاست افزایش قیمت و طرح محور

[1]- Stochastic frontier transcendental Function

[2]-Myanmar

۳- در باره اقتصاد کشاورزی ایران (۱۳۷۶).

گندم اجرا شده، میانگین کارایی فنی افزایش یافته است. از روش‌های اقتصاد سنجی در بررسی کارایی فنی در واحدهای صنعتی نیز استفاده شده است.

۲. چارچوب نظری تابع مرزی تصادفی

این روش بر مبنای مدل‌های اقتصادسنجی و نظریه‌های اقتصاد خرد بنا شده است و در تحلیل‌ها از انواع تست‌های آماری استفاده می‌شود. در این روش ابتدا تابع تولید (هزینه) با توجه به فروض در نظر گرفته شده براورد می‌شود و با توجه به آن، کارایی واحدها اندازه‌گیری می‌شود. برتری مدل‌های مرزی تصادفی نسبت به مدل‌های معمول اقتصادسنجی این است که در برازش تابع، نقاط متوسط[1] را در نظر نمی‌گیرد بلکه نقاط مرزی و سرحد[2] را لحاظ می‌کند.

از آنجا که تابع مرزی هیچ‌گاه در عمل قابل دسترسی نیست، فارل (۱۹۵۷) پیشنهاد که تابع مرزی با اطلاعات نمونه (بنگاه‌ها) تخمین زده شود.

۲-۱) مدل مرزی معین و آماری[3]

ایگنر و چاو(۱۹۷۷) تابع تولید مرزی پارامتریک را به شکل کاب- داگلاس با استفاده از آمار N بنگاه نمونه برآورد کردند. مدل آنها به صورت زیر بیان شده بود:

$$h(y_i) = x_i\beta - v_i \qquad (۱)$$

که درآن y بردار محصول، x بردار نهاده، β پارامتر ناشناخته که باید تخمین زده شود و v_i متغیر تصادفی غیر منفی که بیانگر عدم کارایی فنی تولید است. اما محدودیت مدل این بود که امکان تأثیرگذاری خطا و سایر اجزای اختلال را در تخمین مرز تصادفی در نظر نمی‌گرفت و لذا همهٔ انحرافات از مرز را نتیجهٔ عدم کارایی فنی می‌دانست. برای رفع این مشکل پیشنهاد شد که درصدی از مشاهدات را، که به مرز تخمین بسیار نزدیک است، رها کنند و مرز را دوباره با استفاده از داده‌های کاهش یافته براورد نمایند. در این روش به

[1] - Average
[2] - Frontier

۳- امامی میبدی، علی "اصول اندازه کیری کارائی و بهره وری ۱۳۷۹

صورت اختیاری درصدی از مشاهدات انتخاب شده حذف می‌شود. این مدل بعدها به مـدل مرزی آماری معروف شد.

۲-۲) تابع تولید مرزی

ساختار اساسی مدل تابع تولید مرزی تصادفی به صورت زیر است:

$$y = \beta' x + v - u \qquad (۲)$$

به‌طوری‌که:

V: جزء اختلال $V \approx N(o, \delta^2{}_v)$

U: تأثرات عدم کارایی $U = |U|, U \approx N(o, \delta^2{}_u)$

Y: محصول بنگاه X: بردار نهاده ها β: بردار پارامترها

تفاضل دو عبارت (V-U) نا متقارن و غیر نرمال است که درجهٔ عدم تقارن آن به مقدار $\lambda = \delta_u / \delta_v$ بستگی دارد. در صورتی که $\lambda = 0$ باشد، تابع به رگرسیون معمولی با جمله اختلال تبدیل شود که توزیع نرمال دارد.

انحراف نقاط مشاهده شده از تابع تولید مرزی به دو بخش V,U مربوط می‌شود که ماهیتی متفاوت دارند. منطق اقتصادی تفکیک U و V این است که این دو جمله اختلال تصادفی، قابل تفکیک و دارای خواص متفاوت است.

جملهٔ اختلال معمولی (V)، توضیع دهنده عواملی است که خارج از حوزه کنترل تولید کننده قرار دارد (از قبیل حوادث مساعد و نا مساعد خارجی، اشتباهات اندازه گیری در آمارها و متغیرهای غیر مهم کنار گذاشته شده). این متغیر تصادفی دارای توزیع نرمال بوده و مستقل از U است.

از سوی دیگر U نشان دهنده عدم کارایی و نماینده مسائلی است که عدم کارایی در تولید از قبیل مهارت‌ها و تلاش یا عدم تلاش مدیریت و کارکنان، اطلاعات منحصر به فرد هر بنگاه و محدودیت‌های اطلاعاتی و غیره را دربرمی‌گیرد.

تفسیر اقتصادی U، که عدم کارایی را بیان می‌کند با تعریف فارل سازگار است. از آنجا که کارایی نمی‌تواند بزرگ‌تر از یک باشد U باید اندازه‌های یکطرفه را شامل شود.

توزیع‌های یکطرفه زیادی وجود دارد که از بین آنها می‌توان به توزیع نیمه نرمال اشاره کرد. انتخاب نوع توزیع برای U مهم است؛ زیرا بر اساس آن می‌تواند به وسیله روش حداکثر راستنمایی (ML) در یک مرحله بر اساس فرضیات توزیع V و U تخمین زده شود.

برای واحدهایی که مقدار تولید آنها روی تابع تولید مرزی قرار می‌گیرد، U برابر صفر است اما برای واحدهایی که تولید آنها زیر منحنی تولید مرزی قرار می‌گیرد، U از صفر بزرگتر است.

تحلیل تابع مرزی تصادفی را روش پارامتریک نیز می‌نامند؛ زیرا به منظور تخمین پارامترهای تابع (β)شکل خاصی از تابع مرزی باید در نظر گرفته شود که شکل‌های کاب-داگلاس و ترانسلوگ رایجتر است.

۳. داده‌ها و مدل تحقیق

داده‌های مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه و مصاحبه با تولیدکنندگان پسته در شهرستان‌های پسته‌خیز استان کرمان جمع‌آوری شده است. با مراجعه به مراکز خدمات کشاورزی هر منطقه، زارعان شناسایی و از روش نمونه گیری تصادفی تعداد ۱۰۹ بهره‌بردار انتخاب شدند که در مورد آنها پرسشنامه تکمیل گردیده است. برای دو سال زارعی ۸۳-۸۲ و ۸۴-۸۳ تمام اطلاعات مورد نیاز از کشاورزان به دست آمده است.

مدل مورد استفاده در این تحقیق تابع کاب – داگلاس به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln A_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln W_{it} + \beta_4 Af_{it} + \beta_5 P_{it} + \beta_6 M_{it} + \beta_7 F_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (۳)$$

y_{it} مقدارتولید پستهٔ تر در واحد تولیدی i بر حسب تن در زمان t، A_{it} اندازهٔ باغ برحسب قصب[۱]، Af_{it} مقدارکود حیوانی برحسب تن[۱]، F_{it} مقدار کود شیمیایی برحسب

۱- واحد اندازه گیری محلی و هر قصب برابر با بیست و پنج متر مربع یا ۰.۰۰۲۵ هکتار.

پاکت ۵۰ کیلویی، L_{it} نیروی کار مورد استفاده برحسب روز-نفر، M_{it} مقداراستفاده از تراکتور برحسب ساعت، P_{it} مقدار نهاده سم مورد استفاده برحسب لیتر و W_{it} مقدار آب استفاده شده بر حسب ساعت است[۲]. u_{it} و v_{it} نیز قبلاً تعریف شده است.

٤. براورد مدل

برای تعیین مدل مناسب، فرضیات مختلفی در مورد توزیع متغیرهای تصادفی v_i و u_i در نظر گرفته شده است و نهایتاً توزیع نیمهٔ نرمال تعمیم یافته در مورد u_i (مربوط به کارایی فنی واحدهای تولید کننده پسته) در نظر گرفته شده است. در مدلی که از داده‌های تلفیقی استفاده شده است در مقایسه با سایر حالت‌ها از نظر آماری نتایج قابل قبول‌تری را نشان می‌دهد و لذا از داده‌های تلفیقی (گروه ۱۰۹ نفری از تولیدکنندگان پسته در دو سال زراعی ۸۳-۸۲ و ۸۴-۸۳) استفاده شده است.

نتایج تخمین تابع تولید مرزی تصادفی کاب – داگلاس براساس نرم افزار فرانتیر به این شرح است. متغیر وابسته ($\ln y_{it}$) لگاریتم مقدار تولید پسته برحسب تن است.

جدول شماره ۲: نتایج تخمین تابع تولید مرزی تصادفی کاب - داگلاس

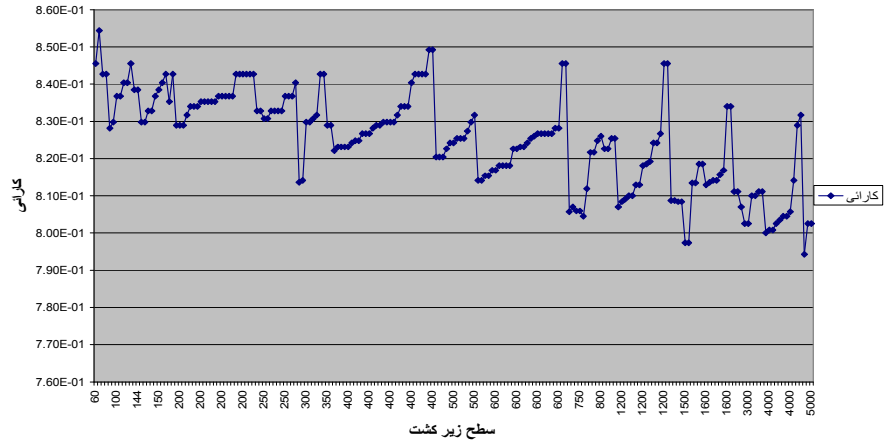
متغیرهای توضیحی	پارامترها	ضرایب	نسبت t
ثابت	β_0	-۳/۲۴۴۰	-۲/۲۴۴۸
Ln A	β_1	۰/۲۸۱۱	۲/۷۶۸۸
Ln L	β_2	۰/۴۳۴۵	۴/۸۱۸۱
Ln W	β_3	۰/۱۴۳۱	**۱/۳۸۸٤**
Ln AF	β_4	۰/۰۳۸۰	۲/۴۳۲۸
Ln P	β_5	۰/۰۸۶۵	۲/۱۹۴۲

۲- منظور مجموع کود گاوی، گوسفندی و مرغی است. به دلیل تفاوت کارایی این سه نوع کود با توجه بـه اطلاعـات به دست آمده از تولید کنندگان هر تن کود مرغی معادل ۱.۵ تن کود گوسـفندی و ۲ تـن کـود گـاوی در نظـر گرفتـه شده است.

۳- دبی آب ۳۰ لیتر در ثانیه است. در مواردی دبی آب متفاوت بوده است؛ لذا آن را تعدیل کرده ایم.

پس از استخراج نتایج مربوط به کارایی فنی واحدهای بهره‌بردار از نرم افزار فرانتیر، کارایی فنی در بین طبقات مختلف بهره‌بردار بررسی شده است. در نمودار زیر، محور عمودی کارایی فنی و محور افقی سطح زیر کشت نشان داده شده است.

نمودار شماره ۱ – رابطه کارایی فنی با سطح زیر کشت پسته



با توجه به نمودار، واحدهای بهره‌بردار با سطح زیر کشت کمتر، دارای کارایی فنی بیشتر هستند. از روش حداقل مربعات معمولی رابطه این دو متغیر منفی و در سطح ۹۹ درصد، ضریب معنی‌دار است:

$$Eff=0.83-0.0000035Area$$

در رابطه فوق، Eff کارایی فنی و Area سطح زیر کشت است.

به منظور بررسی این موضوع، کل واحدهای تولیدی به چهار طبقه تقسیم شده و بر اساس تجزیه و تحلیل آنالیز واریانس، تفاوت میانگین کارایی در طبقات مختلف آزمون شده است. جدول زیر طبقه بندی گروه‌های چهارگانه را نشان می‌دهد:

جدول شماره ۳ : طبقه بندی گروه‌های بهره‌بردار بر اساس سطح زیر کشت

کد	تعداد	میانگین کارائی	انحراف معیار
۱	۷۲	۰.۸۴۰۶	۰.۰۲۱۶
۲	۷۴	۰.۸۳۰۱	۰.۰۲۱۷
۳	۴۶	۰.۸۱۹۴	۰.۰۱۸۸
۴	۲۶	۰.۸۱۸۴	۰.۰۴۰۹
مجموع	۲۱۸	۰.۸۲۹۹	۰.۰۲۵۶

در جدول شماره ۳، کد۱ مربوط به بهره‌برداری‌های زیر یک هکتار، کد۲ مربوط به بهره‌برداری‌های یک تا دو هکتار، کد۳ مربوط به بهره‌برداری‌های دو تا پنج هکتار و کد۴ مربوط به بهره‌برداری‌های بیش از پنج هکتار است.

با توجه به این طبقه‌بندی، آنالیز واریانس مربوط به مساوی بودن میانگین کارایی گروه‌های مختلف انجام شده که نتایج آن در جدول زیر آمده است:

جدول شماره ٤: نتایج آنالیز واریانس مربوط به تساوی میانگین کارایی گروه‌های بهره‌بردار

منشأ تغییرات	درجه آزادی	مجموع مجذورات	میانگین مجذورات	آماره F محاسباتی	سطح معنی‌داری
بین گروه‌ها	۳	۰.۰۱۶۷	۰.۰۰۵۶	۹.۴۹۵۸	۰.۰۰۰۰
داخل گروه‌ها	۲۱۴	۰.۱۲۵۳	۰.۰۰۰۶		
کل	۲۱۷	۰.۱۴۱۹	۰.۰۰۰۷		

با توجه به نتایج جدول، سطح معنی‌داری از یک درصد کمتر شده است؛ یعنی آماره محاسباتی F با مقدار ۹.۴۹ به حدی بزرگ است که حتی از مرز بحرانی یک درصد نیز عبور کرده است. بنابراین با اطمینان بیش از ۹۹ درصد تساوی میانگین کارایی بین طبقات

مختلف رد می‌شود. بنابراین در طبقات مختلف بهره‌بردار، که سطح زیر کشت متفاوتی دارند، تفاوت میانگین کارایی فنی، معنی دار است.

۵. نتیجه‌گیری

اثر تمامی متغیرها برتولید پسته در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است و بازدهی کاهنده در تولید این محصول وجود دارد. نیروی کار بر تولید تأثیر بیشتری دارد.

بر اساس داده‌های دو سال زارعی و با توجه به متغیرهای توضیحی موجود در مدل تمام واحدهای تولید دارای بیش از ۸۰ درصد کارایی فنی هستند. میانگین کارایی در بین ۱۰۹ واحد تولید در دو سال مورد نظر ۸۰ درصد بوده است.

واحدهای تولیدی براساس کارایی فنی مرتب شده‌اند. با مراجعه به پرسشنامه (که حاوی تمام خصوصیات تولیدکنندگان است) واحدهای تولیدی که کارایی کمتری دارند، مشخص می‌شود که اندازه باغ مورد استفاده، مقدار کود حیوانی استفاده شده، میزان و کیفیت آب مصرفی، خصوصیات فردی تولید کنندگان و زمان استفاده از نهاده‌های کود حیوانی، آب مصرفی و سموم دفع آفات از جمله عواملی است که کارایی فنی واحدهای تولید پسته را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ضمناً در مقایسه با داده‌های مقطعی، در مورد محصول پسته به دلیل اینکه این محصول دارای مسئله سال آوری است، داده‌های تلفیقی، نتایج قابل قبول‌تری را نشان می‌دهد. نتیجهٔ نهایی اینکه میزان، نوع و چگونگی استفاده از عوامل تولید و زمان مصرف نهاده‌های تولید بر کارایی فنی تأثیر قابل توجهی دارد. این موارد باید براساس اصول مهندسی تولید، مشخص و در بین تولید کنندگان ترویج داده شود تا به دنبال آن کارایی فنی افزایش یابد. این امر می‌تواند نگرانی‌های مربوط به حضور رقیبان را در بازارهای جهانی و کاهش صادرات محصول تا حد زیادی رفع کند.

کارایی فنی بین طبقات مختلف بهره‌بردار بررسی شده است. واحدهای بهره‌بردار با سطح زیر کشت کمتر، کارایی فنی بیشتر می‌دارند. آماره محاسباتی F با مقدار ۹.۴۹ بیانگر

این است که با اطمینان بیش از ۹۹ درصد تساوی میانگین کارایی بین طبقات مختلف رد می‌شود. بنابراین در طبقات مختلف بهره‌بردار، که سطح زیر کشت متفاوتی دارند، تفاوت میانگین کارایی فنی معنی دار است. می‌توان با تغییر اندازه باغات و تعیین سطح زیرکشت بهینه، کارایی فنی را افزایش داد.

منابع

- اکبری فرد، حسین، (۱۳۸۱) «*بررسی وضعیت توزیع اراضی پسته در استان کرمان*» اداره کل امور اقتصادی و دارایی استان کرمان.
- امامی میبدی، علی(۱۳۷۹) ، *اصول اندازه گیری کارایی و بهره‌وری*، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- ترکمانی، ج. و ع .ر. شیروانیان، (۱۳۷۶)،*مقایسه توابع مرزی آماری قطعی و تصادفی در تعیین کارایی فنی بهره‌برداران کشاورزی*، اقتصاد کشاورزی و توسعه.۱۹:۳۱-۴۵.
- ترکمانی، جواد (۱۳۷۷)، *تعیین درجه ریسک گریزی، کارایی فنی و عوامل مؤثر بر آن (مطالعه موردی استان فارس)* ـ اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۲۴.
- حسن پور، ب، (۱۳۷۶)، *بررسی اقتصادی تولید و بازاریابی انجیر در استان فارس*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- زیبایی، م. وغ. سلطانی، (۱۳۷۴)، *روش‌های مختلف تخمین تابع تولید مرزی و کارایی فنی واحدهای تولید شیر*، مجله برنامه و توسعه، شماره۱۱.
- نجفی، بهاالدین، (۱۳۷۶)، *درباره اقتصادکشاورزی ایران*، شرکت انتشارات علمی وفرهنگی، چاپ اول.

Aigner, d. j, C. AK. Lovell and p. Schmidt (1977). *"Formulation and estimation of stochastic frontier production function model"* journal of econometrics, 6:21-37.

Battese, G.E. and T.J. Coelli (1992). *"Frontier Production Functions, Technical and panel data: With application to paddy farmers in India"*. Journal of Productive Analysis. 153-169.

Battese, G.E., S.J. Malik and M.A. Gill. (1996). *"An investigation of technical inefficiencies of production of wheat farmers in four district of Pakistan"*. Journal of Agricultural Economics. 47:37-49.

Battese, G.E., T.J. Coelli and T.C. Colby. (1989). *"Estimation of Frontier Production Function and the Efficiency of Indian farmers using panel data from ICRISAT and village level studies"*. Journal of Quantitative. Economics. 5:327-348.

Battess, g.e (1993). *"Frontier production function and technical efficiency: A survey of empirical application in agricultural economics,* Agricultural economics, and 7:185-208.

Bravi- Ureta, B.E. and R.E. Evenson. (1994*). "Efficiency in agricultural production.* Journal of Agricultural Economics. 10: 27-37.

Bravo- Ureta, B.E. and L. Rieger (1990*). "Alterative productive frontier methodologies and dairy farm efficiencies.*" Journal of Agricultural Economics. 41:215-226.

Daehoon.N, Niramon Sutummakid (2003*). "Efficiency of Agricultural Production in the central Region of Thailand"* Department of Economic Macquarie University Sydney Nsw2109, AUSTRALIA.

Farrel .M.J (1957). *"The Measurement of Productive Efficiency",* Journal of Royal Statistical Society, Series A, 120, Part 3, pp 31 -253.

Kalirajan , K.P. and J.C. Flinn. (1983*). "The measurement of farm specific technical efficiency"* Pakistan Journal of Applied Economics. 2:167-180.

Parikh and k.Shah. (1994*). " Measurement of technical efficiency in the north- west frontier province of Pakistan"*. Journal of Agricultural Economics. 45:132-138.

Schmidt, P., and R. C. Sickles (1984). *"Production Frontiers and Panel Data: Journal of Business and Economic Statistics",* Vol. 2, pp. 367-374.

Thanda.k, Matthias von (1997). *"An Economic Analysis of Technical Efficiency of Rice Farmers At delta Region Myanmar".*