پژوهش و نوسعه

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هفتم، شماره ۲۸، زمستان ۱۳۷۸

تعیین الگوی بهینه تلفیق باغداری و زراعت: کاربرد روش مدلسازی ایجاد گزینه‌ها (MGA)[1]

دکتر جواد ترکمانی ، مهندس رضا صداقت*

چکیده

در این مطالعه، الگوی بهینه انجام توأم فعالیتهای باغداری و زراعت نمونه‌ای شامل پسته‌کاران استان فارس با استفاده از الگوی برنامه ریزی ریاضی ایجاد گزینه‌ها (MGA) تعیین گردیده است. همچنین، با استفاده از تابع ترانسندنتال مرزی تصادفی[2]، کارایی فنی این بهره‌برداران و عوامل مؤثر بر آن مشخص شده است. افزون بر آن، برای مطالعه و بررسی عوامل مؤثر بر گرایش بهره‌برداران به کشت پسته و همچنین متغیرهای مؤثر بر قیمت آب و زمین

1. Modelling to Generate Alternatives (MGA)

* به ترتیب : دانشیار و رئیس بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز ، دانشجوی پیشین کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

2. Transcendental Stochastic Frontier Function

کشاورزی، به ترتیب، مدل لوجیت[۱] و تابع قیمت هدونیک[۲] به کار رفته است. داده‌های مورد نیاز این مطالعه با استفاده از روش خوشه‌ای دو مرحله‌ای از ۱۸۰ بهره‌بردار و از طریق تکمیل پرسشنامه و مصاحبه حضوری جمع‌آوری شده است.

نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که سطح زیر کشت پسته در الگوهای «بهینه» و «به نسبت بهینه» بهره‌بردار نماینده آب شیرین، تفاوت معنیداری با وضعیت فعلی آنها ندارد. با وجود این، در مورد پسته‌کاران دارای آب شور، این سطح به طور معنیداری بیشتر از سطح زیرکشتی است که در حال حاضر این بهره‌برداران به پسته اختصاص داده‌اند. از این‌رو، رعایت الگوهای «بهینه» و «به نسبت بهینه» بویژه در مورد بهره‌بردار نماینده پسته‌کاران دارای آب‌شور موجب افزایش چشمگیری در بازده آنها خواهد شد. براساس نتایج مطالعه حاضر، سطح زیرکشت و سن پسته دو عامل مهم و مؤثر بر قیمت آب و زمین کشاورزی به شمار می‌آیند. در این راستا تعیین کارایی فنی و بررسی عوامل مؤثر بر آن نشان داد که متوسط کارایی فنی برابر ۰/۶۹ است و رابطه مثبتی با متغیرهای سواد، استفاده از خدمات ترویجی، بومی بودن و سابقه کشاورزی دارد.

مقدمه

تعیین برنامه مناسب کشت یکی از مسائل اساسی در تولید محصولات کشاورزی است. این برنامه می‌تواند حداکثر بازده ممکن را، با توجه به محدودیتها و شرایط موجود، عاید بهره‌بردار کند. به طور کلی، آگاهی و تجربه بهره‌برداران می‌تواند نقش مهمی در تعیین این الگو داشته باشد. با این حال، برنامه‌ریزان اقتصاد کشاورزی می‌توانند با در نظر گرفتن عوامل مختلف، از جمله امکانات و محدودیتهای واحد مورد مطالعه، شرایط فنی و اقتصادی حاکم بر جریان تولید و بازار نهاده‌ها و محصولات و همچنین خصوصیات بهره‌برداران، در مدلهای ریاضی، سیاستگذاران و کشاورزان را در گرفتن تصمیمهای مناسبت تر یاری نمایند.

یکی از مسائل مهم در زمینه تعیین الگوی مناسب کشت، توجه به این واقعیت است که،

3. Logit Model

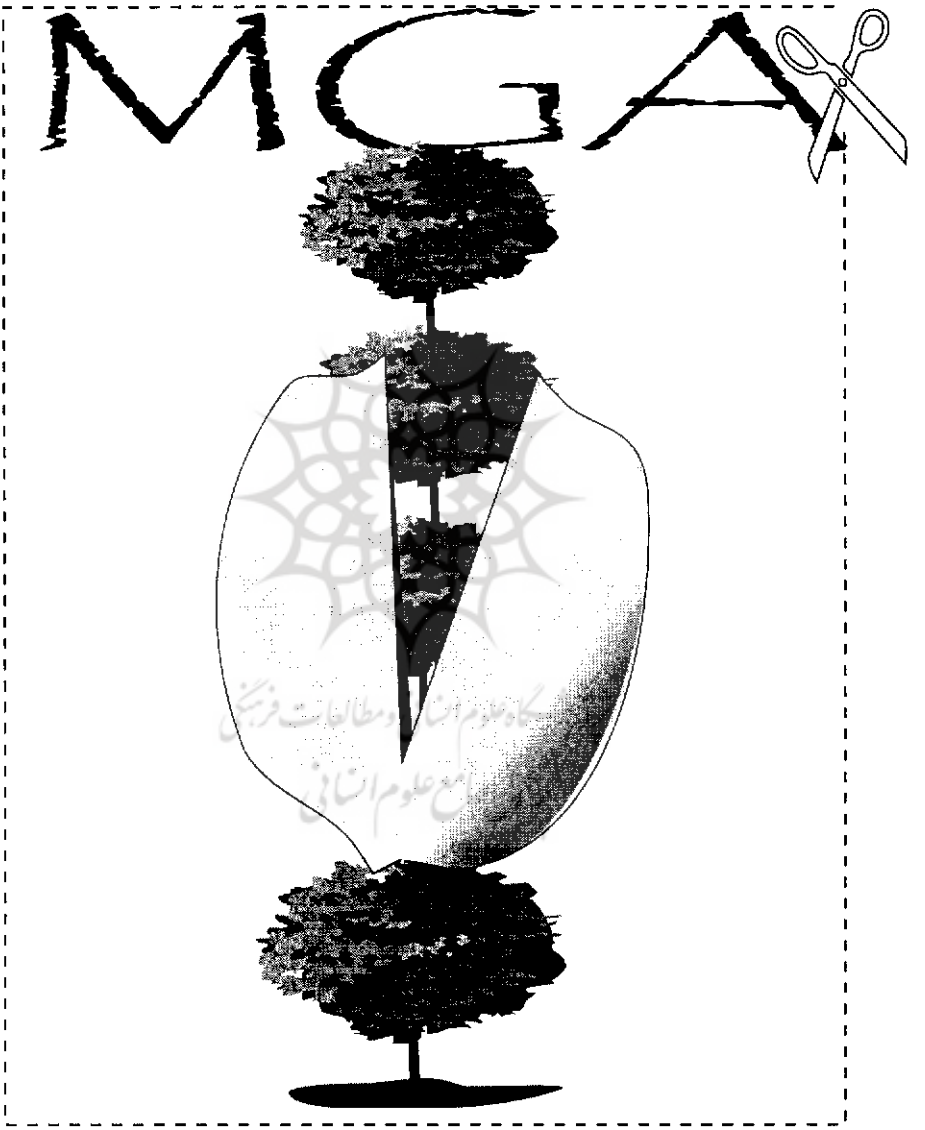
4. Hedonic Price Function

در موارد قابل توجهی، بهره‌برداران کشاورزی همزمان به انجام رشته فعالیتهای متعدد از جمله زراعت و باغداری اشتغال دارند. لذا، این بهره‌برداران در فرایند تصمیمگیری، به‌طور همزمان، به مجموعه فعالیتهای دارای طبیعت متفاوت توجه دارند. در این موارد، عوامل مختلف تولید بین این رشته فعالیتهای متفاوت به گونه‌ای اختصاص پیدا می‌کنند که امکان جداسازی کامل آنها و تصمیمگیری مستقل در مورد هریک از این فعالیتهای متفاوت و ارائه برنامه‌های جداگانه برای هریک از آنها، معمولاً، غیرمنطق است.

پسته از محصولاتی به شمار می‌رود که از جایگاه خاصی در صادرات غیر نفتی برخوردار است. پس از فرش دستبافت، دومین رقم صادرات غیرنفتی مربوط به پسته می‌شود. از سوی دیگر، پسته از مقاومترین و سازگارترین محصولات در مقابل شرایط محیطی همچون کم آبی و شوری است. لذا، در سالهای اخیر گرایش خاصی به تولید آن در مناطق مختلف کشور از جمله استان فارس مشاهده شده است. در استان فارس، سطح زیر کشت پسته از ۲۱۲ هکتار در سال ۶۱ به ۳۸۷۸ و ۴۷۹۰ هکتار، به ترتیب، در سالهای ۷۳ و ۷۵ افزایش یافته است (۱ و ۶). این امر نشان می‌دهد که، به رغم محدود بودن کل اراضی قابل کشت استان، به دلایل مختلف، از جمله درآمد مناسب پسته و سازگاری آن با شرایط مساعد آب و خاک سطح زیر کشت پسته افزایش چشمگیری داشته است. با این حال، پسته محصولی سرمایه‌بر است و فاصله زمانی به نسبت طولانی، حدود پنج سال، بین کاشت تا اولین برداشت آن وجود دارد. بنابراین، با انجام توأم پسته‌کاری و زراعت می‌توان، ضمن استفاده بهینه از امکانات بهره‌برداری، درآمد تکمیلی مناسبی برای پسته‌کاری ایجاد کرد.

برای تعیین الگوی بهینه کشت، معمولاً، از روشهای بهینه‌سازی قطعی[1] از جمله الگوی برنامه‌ریزی خطی استفاده می‌شود (۳). با این حال، یکی از فرضهای بنیادی به کارگیری این روشها در تخمین برنامه مطلوب واحدهای کشاورزی، آن است که بهره‌برداران افرادی بی‌تفاوت نسبت به پدیده ریسک یا مخاطره به شمار می‌آیند که در بازاری با رقابت کامل و هدف

1. Deterministic Optimization Techniques


MGA

حداکثر کردن سود فعالیت دارند (۲، ۱۲، ۳۵، ۳۶، ۳۷). روشهای بهینه‌سازی قطعی، با توجه به فرضهای یاد شده، تمامی جوابهای غیربهینه را حذف می‌کنند تا جواب مطلوب فراهم شود. با وجود این، روش مدلسازی ایجاد گزینه‌ها (MGA) امکان دستیابی به دامنه نسبتاً وسیعی از برنامه‌هایی را که در محدوده قابل قبولی از جواب بهینه قرار دارند، فراهم می‌آورد (۱۷ و ۲۵). بنابراین، تصمیمگیرنده قادر خواهد بود تا از میان برنامه‌ها آن برنامه‌ای را که افزون‌بر توجه به امکانات، محدودیتها و روابط داده - ستانده هر واحد، با اهداف و خصوصیاتش سازگاری بیشتری دارد، انتخاب نماید. اساس MGA بر این منطق است که مدلهای ریاضی نمی‌توانند تمامی ابعاد یک مسئله برنامه‌ریزی را بازتاب دهند (۱۷). بنابراین، با فراهم آوردن جوابهایی که در سطوح قابل اغماضی از سطح بهینه قرار دارند، محدوده ممکنی از گزینه‌های قابل قبول را می‌توان جایگزین یک جواب خاص برای مسئله مورد نظر کرد.

بدین ترتیب مجموعه‌ای از برنامه‌های انتخاب شدنی برای تصمیمگیرنده فراهم آورده می‌شود.

با توجه به مطالب پیشگفته، هدفهای این مطالعه عبارت است از: الف. تعیین الگوهای بهینه و به نسبت بهینه کشت توأم محصولات زراعی و پسته، ب. مطالعه نحوه تأثیر نوسانهای قیمتی بر جایگاه پسته در برنامه مطلوب فعالیتهای بهره‌برداران، ج. تعیین کارایی فنی و عوامل مؤثر بر کارایی فنی پسته‌کاران نمونه، د. بررسی تأثیر توسعه اراضی زیر کشت پسته بر قیمت آب و زمین کشاورزی و همچنین الگوی کشت بهره‌برداران.

روش تحقیق

اطلاعات مورد نیاز مطالعه جاری به کارگیری از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای، از طریق مصاحبه حضوری و با تکمیل پرسشنامه، از ۱۸۰ بهره‌بردار پسته‌کار در استان فارس جمع‌آوری شد. برای تعیین کردن گروههای همگن روش تحلیل رگرسیون به کار رفت. بدین منظور، تأثیر عوامل مختلف از جمله اندازه بهره‌برداری و درجه‌شوری آب بردرآمد

خالص در هکتار (بازده برنامه‌ای) بهره‌برداریهای مورد مطالعه، تعیین شد. نتایج این بررسی نمایانگر تأثیر معنیدار درجه شوری آب بود که، در نتیجه، بهره‌برداران مورد بررسی بر اساس درجه شوری آب مورد استفاده به دو گروه دارای آب با درجه شوری زیر ۲/۵ میلی موس و بیشتر از آن تقسیم شدند و در هر گروه، بهره‌برداری نمونه «آب شیرین» و «آب شور» انتخاب گردید.

از مدل بورتن و همکاران (۱۷) برای تعیین کردن الگوهای «بهینه» و «به نسبت بهینه» بهره‌برداران نمونه آب شیرین و آب شور استفاده شد. مدل MGA به کار رفته آنها، که در این مطالعه نیز مورد استفاده قرار گرفت، به روش هاپ - اسکیپ - جامپ[1] مشهور است که شامل دو مرحله کلی است. در مرحله اول، با به کارگیری الگوی برنامه ریزی خطی جوابهای بهینه برای بهره‌برداران نمونه گروههای همگن تعیین شد. سپس، برای هر یک از بهره‌برداران نمونه، ارزش تابع هدف به مقدار سطح قابل اغماض مورد نظر، برای مثال ۵ درصد، کاهش یافته و به عنوان یک رابطه جدید در قسمت محدودیتها ($C'X \geq (1 - \alpha)Z^*$) قرار گرفت. که C' بردار درآمد خالص در هکتار، X بردار فعالیتها، Z^* ارزش بهینه تابع هدف مرحله اول (حداکثر درآمد خالص) و α فاصله (درصد) قابل اغماض از مقدار بهینه تابع هدف است. تابع هدف این مرحله شامل متغیرهایی است که در جواب اصلی صفر شده‌اند. تابع هدف جدید به متغیرهایی که در جواب پیشین اساسی نبوده‌اند امکان انتخاب شدن در این مرحله را نیز خواهد داد. با تکرار این عمل دامنه نسبتاً وسیعی از برنامه‌هایی که بازده کل آنها در محدوده قابل قبولی از جواب بهینه قرار دارد ایجاد می‌شود. با توجه به مطالب پیشگفته، مدل مورد استفاده برای تعیین برنامه‌های بهینه و نسبتاً بهینه مطالعه جاری را می‌توان به صورت زیر نشان داد (۱۷):

حداکثر کنید $Z = C'X$

مشروط به: $AX \leq B$

$C'X \geq (1-\alpha)Z^*$

1. Hop-Skip-Jump (HSJ)

$X \geq 0$

که Z مقدار تابع هدف قابل محاسبه، B بردار میزان مختلف و بقیه ضرایب و متغیرها نیز پیش از این تعریف شده‌اند. برخلاف محصولات زراعی که، معمولاً، درآمد و هزینه آنها در یک سال مشخص می‌شود، محصولات باغی از جمله پسته عمر طولانی دارند که در طول این مدت دارای هزینه و درآمد هستند. بنابراین، به منظور تعیین ضرایب مربوط به درآمد خالص تابع هدف این نوع محصولات، باید معادل درآمد یا هزینه سالانه آنها محاسبه شود. از این‌رو، با استفاده از رابطه زیر معادل منفعت یا هزینه سالانه پسته محاسبه گردید(۷):

$$= P (A / P , i , n)$$

که A معادل منفعت یا هزینه سالانه، P ارزش کنونی منافع و یا هزینه‌ها، i نرخ بهره و n تعداد کل سالهای عمر محصول چند ساله پسته است. برای محاسبه A باید ابتدا ارزش کنونی درآمدها و هزینه‌ها محاسبه شود. ارزش حال منافع و هزینه‌های پسته با استفاده از رابطه زیر محاسبه گردید(۷):

$$P=A_1(P_1 /A_1 ,i,n)(P'_1 /P_1 , i , N)+...+A_n (P_n / A_n , i , n)(P'_n/P_n , i,N)$$

که A_1 ارزش منفعت یا هزینه یکنواخت سالهایی است که شامل سری اول هستند، P_1 ارزش مجموع منافع یا هزینه تمام سالهای سری اول در سال ابتدای این سری، P'_1 ارزش مجموع سالهای سری اول در سال پایه، A_n ارزش منفعت یا هزینه یکنواخت سالهایی است که شامل سری nام می باشد، P_n ارزش مجموع منافع یا هزینه تمام سالهای سری nام در سال ابتدای این سری، P'_n ارزش مجموع سالهای سری nام در سال پایه، i نرخ بهره، n تعداد سالهایی است که شامل یک سری یکنواخت است، N فاصله، بر حسب سال، از شروع هر سری تا سال پایه و P ارزش حال کل منافع و یا هزینه‌های محصول مورد نظر است.

نحوه تأثیر نوسانات قیمتی پسته بر جایگاه آن در برنامه فعالیتهای بهره‌برداران با تخمین تابع عرضه نرماتیو، با استفاده از روش شاموی و چنج (۳۴) مورد بررسی قرار گرفت. آنها برای

تخمین تابع عرضه نرماتیو و تعیین کششهای عرضه مستقیم و غیرمستقیم از روش برنامه‌ریزی خطی استفاده نمودند. در مطالعه حاضر، ابتدا مدل برنامه‌ریزی خطی بهره‌برداران نمونه برای قیمتهای مختلف پسته، با شرط ثابت ماندن سایر قیمتها، اجرا شد. بدین ترتیب سطح زیر کشت مطلوب پسته برای قیمتهای مختلف آن مشخص گردید. سپس، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تابع عرضه و کشش قیمتی مستقیم آن تعیین شد. توابع مربوط به عرضه نرماتیو و کشش قیمتی مستقیم را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$A_i = a_{i0} + a_{i1} P_i + u_i$$

$$E_{ii} = a_{i1} (P_i / A_i)$$

که A_i سطح زیر کشت بهینه محصول iام، P_i بردار قیمت محصول iام، a_{i0} مقدار ثابت، a_{i1} ضریب متغیر مستقل، P_i میانگین قیمت محصول i، A_i میانگین سطح زیر کشت بهینه محصول شماره i و E_{ii} کشش قیمتی مستقیم سطح زیر کشت است.

برای بررسی عوامل مؤثر بر گرایش بهره‌برداران به کشت پسته از روش سالس (۲۹) استفاده شد. او برای تعیین عوامل مؤثر بر تصمیمگیری در مورد خرید آب زیرزمینی مدل لوجیت را به کار برد. در مطالعه جاری برای بررسی عوامل مؤثر بر گرایش بهره‌برداران به کشت پسته از مدل لوجیت به شکل کلی زیر استفاده شد (۴ و ۲۹).

$$Pi = F(Z_i) = F(BX_i) = [(1)/(1+e^{-Zi}) = (1)/(1+e^{-Bi})]$$

$$L_i = Z_i = L_n [(P_i)/(1-P_i)] = BX_i$$

که Pi احتمال گرایش به پسته و z_i خلاصه‌ای از مجموعه صفات فردی است. Z_i برای بهره‌برداران پسته‌کار، یک و برای آنهایی که اقدام به کشت پسته نکرده‌اند دارای ارزش صفر است. افزون بر آن، B بردار $1\times K$ از ضرایب، X بردار $k\times 1$ از صفات بهره بردار و e پایه لگاریتم طبیعی است. با این حال، این مدل در هنگام به کارگیری روش حداقل مربعات با مشکل

واریانس ناهمسانی روبرو گردید که، برای رفع این مشکل با استفاده از وزنهایی به صورت زیر، تعدیل شد:

$$\sqrt{W_i}Li = a\sqrt{W_i} + B\sqrt{W_i}X_i + \sqrt{W_i}U_i$$

که در آن $W_i = nP_i(1 - P_i)$ است. P_i براوردی از مقدار واقعی احتمال گرایش به پسته‌کاری (P_i) می باشد.

برای تعیین عوامل مؤثر بر قیمت آب و زمین تابع قیمت هدونیک، که توسط هالام، مکادو و رپسومانیکیز (۲۳) پیشنهاد شده است، استفاده گردید، آنها برای بررسی قیمت زمین در انگلستان و ویلز این روش را به کار بردند. مدل مورد استفاده آنها را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$PP = F(PV, NV, AV, IV) = F(x_1, x_2, ..., x_n, D_1, D_2, ...D_n)$$

که PP متغیر قیمت، PV متغیرهای مربوط به ملک، NV متغیرهای مربوط به عوامل همسایه، AV متغیرهای مربوط به دسترسی به امکانات، IV متغیرهای مربوط به شرایط آب و هوایی است. x_1 تا x_n متغیرهای حقیق و D_1 تا D_n نیز متغیرهای مجازی مؤثر بر قیمت است. در تحقیق جاری، از مدل زیر برای تعیین عوامل مؤثر بر قیمت آب و زمین استفاده شد. این مدل با به کارگیری دو شکل تابع قیمت خطی و لگاریتمی دو طرفه، براورد گردید:

$$P = F(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8)$$

که x_1 متغیر مجازی کیفیت آب (شور = ۱ و شیرین = ۰)، x_2 تعداد حلقه چاه آبیاری، x_3 متغیر مجازی کیفیت خاک (خوب =۱ و بد = ۰)، x_4 سطح زیر کشت پسته (مترمربع)، x_5 سن درخت پسته (ماه)، x_6 متغیر مجازی مربوط به خریدار ملک (غیربومی = ۱ و بومی = ۰)، x_7 فاصله زمین از منبع تأمین آب (کیلومتر)، x_8 متغیر مجازی کیفیت کانالهای آبرسانی (خوب = ۱ و بد = ۰) و P قیمت آب و زمین است.

کارایی فنی بهره‌برداران نمونه مورد مطالعه، با تخمین تابع تولید مرزی برآورد گردید. براساس تعریف فارل (۲۱)، کارایی فنی، توانایی یک واحد در ایجاد حداکثر محصول با به کارگیری مجموعه معینی از منابع است. بنابراین، او برای براورد کارایی فنی از تابع حداکثر یا مرزی استفاده نمود. امروزه، با توجه به محدودیت منابع و وسعت نیازهای جوامع مختلف، تعیین کارایی فنی و کوشش در جهت کاهش شکاف بین بهترین تولیدکننده و سایر تولیدکنندگان، که در شرایط یکسانی از نظر عوامل مختلف از جمله دسترسی به فن‌آوری تولید و شرایط آب و هوایی فعالیت دارند، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.با توجه به اهمیت تخمین تابع تولید مرزی در تعیین کارایی فنی، روشهای مختلفی برای تخمین این تابع پیشنهاد شده است که می‌توان، به‌طور کلی، آنها را به سه روش برنامه‌ریزی خطی، حداقل مربعات معمولی اصلاح شده و حداکثر درستنمایی تقسیم کرد. با این حال، نتایج حاصل از مطالعات مختلف از جمله برآوو-یورتا و ریجر (۱۶) و ترکمانی و شیروانی (۳) نمایانگر مزیت روش مرزی تصادفی و استفاده از روش حداکثر درستنمایی است.

برای تخمین پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی، ابتدا فرضیات مختلفی در مورد توزیع متغیرهای تصادفی V_i و U_i در چهارچوب مدلهای زیر درنظر گرفته شد:

مدل ۱: بدون محدودیت

مدل ۲: $\mu = 0$

مدل ۳: $\mu = \gamma = 0$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

با توجه به اینکه داده‌های مربوط به این تحقیق، به صورت مقطعی است، بنابراین T=۱ بوده و از براورد مدلهایی که فرضیات مربوط به پارامتر ηرا توضیح می‌دهند، صرفنظر شد. لازم به گفتن است که پارامتر ηمربوط به داده‌های پانل است که در دو یا چند دوره زمانی جمع‌آوری شده باشد.

در این راستا سپس، پارامترهای توابع تولید مرزی بهره‌برداران نمونه در چهارچوب مدلهای پیشگفته به طور جداگانه و به روش حداکثر درستنمایی (ML) تخمین زده شد. برای تخمین

پارامترها، از بسته‌نرم افزاری FRONTIER ۴/۱ استفاده گردید. برای انتخاب بهترین مدل، آزمون نسبت حداکثر درستنمایی تعمیم یافته به کار رفت. در حالی که فرضیه صفر یا $\mu=\gamma=0$ در قالب مدل ۳ بر اساس آزمون یادشده پذیرفته شود، بیانگر آن است که روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به روش حداکثر درستنمایی (ML) ترجیح دارد. به عبارت دیگر تمام تغییرات محصول موردنظر و اختلاف موجود میان بهره‌برداران، مربوط به عواملی است که از کنترل آنها خارج است. بنابراین در چنین شرایطی هیچ تفاوت معنیداری بین کارآیی فنی بهره‌برداران وجود ندارد. اگر فرضیه $\mu=\gamma=0$ پذیرفته نشود، بیانگر آن است که روش حداکثر درستنمایی (ML) به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) ترجیح دارد. بنابراین قسمتی از تغییرات تولید محصول مورد مطالعه و اختلاف موجود بین بهره‌برداران، به عوامل مدیریتی ارتباط دارد. بنابراین در چنین شرایطی کارایی فنی بهره‌برداران قابل مشاهده است.

در حالتی که فرضیه $\mu = 0$ در چارچوب مدل ۲ پذیرفته شود، نشان می‌دهد که کارایی فنی بهره‌برداران، دارای توزیع نیمه نرمال یا توزیع نرمال یک دامنه (دامنه مثبت) است.

برای تعیین شکل مناسب تابع مرزی ابتدا دو فرم تابع تولید کاب - داگلاس و متعالی (ترانسندنتال) با یکدیگر مقایسه شد. بدین منظور تابع تولید با به کارگیری شکلهای یادشده برآورد گردید. سپس، برای گزینش شکل مناسب تابع، آزمون فیشر حداقل مربعات (F) به کار رفت. بدین منظور، تابع کاب ـ داگلاس به عنوان فرم یا مدل مقید و فرم تابع تولید ترانسندنتال (متعالی) به عنوان مدل غیرمقید درنظر گرفته شد. نتایج حاصل از آزمون F نشان داد که مدل غیر مقید یا مدل تابع تولید ترانسندنتال فرم مناسب تولید است که، درنتیجه، از این فرم برای براورد تابع تولید مرزی پسته و همچنین تخمین کارایی فنی بهره‌برداران استفاده شد.

تابع تولید متعالی تابعی نمایی است که به عنوان یکی از توابع تولید تعمیم یافته کاب ـ داگلاس نخستین‌بار توسط هالتر، کارتر و هاکینگ (۲۴) معرفی شد. این تابع، برخلاف تابع کاب - داگلاس که در آن کششهای تولید و جانشینی نهاده‌ها ثابت هستند، قابلیت ارائه کششهای متفاوت دارد. افزون بر آن، تابع تولید ترانسندنتال توانایی نشان دادن نواحی سه‌گانه تولید را

دارد. این تابع در مطالعات مربوط به اقتصاد کشاورزی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. شکل کلی تابع متعالی به صورت زیر است:

$$Y = a_0 \Pi X_i^{ai} \exp(\sum b_i X_i) \qquad i = 1, \ldots n$$

که Y مقدار تولید محصول، Xi نهاده‌های تولید که مقدار مثبت دارند و b_i ، a_i ، a_0 پارامترهای تابع هستند. این تابع دارای شکل غیر خطی است که برای تخمین ضریب آن می‌توان، با لگاریتم گیری، آنرا به شکل خطی زیر درآورد:

$$\log Y = \log a_0 + \sum a_i \log X_i + \sum b_i X_i$$

برای تعیین عوامل مؤثر بر کارایی از روش باتیس و همکاران (۱۴) استفاده شد. در این روش کارایی فنی و عوامل مؤثر بر آن به طور همزمان و در چهارچوب یک مدل تعیین می‌شود. مدل تابع تولید مرزی تصادفی متعالی مورد استفاده برای تعیین کارایی فنی و عوامل مؤثر بر آن به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} LnY =& LnB_0 + B_1 LnX_1 + B_2 LnX_2 + B_3 LnX_3 + B_4 LnX_4 + B_5 LnX_5 + \\ & B_6 LnX_6 + B_7 LnX_7 + B_8 X_1 + B_9 X_2 + B_{10} X_3 + B_{11} X_4 + B_{12} X_5 + B_{13} X_6 + \\ & B_{14} X_7 + B_{15} D_1 + B_{16} D_2 + (V_i - U_i) \end{aligned}$$

$$\mu_i = \delta_0 + \delta_1 Z_1 + \delta_2 Z_2 + \delta_3 Z_3 + \delta_4 Z_4 + \delta_5 Z_5 + \delta_6 Z_6 + \delta_7 Z_7 + \delta_8 Z_8$$

که Y میزان تولید پسته بر حسب کیلو گرم در هکتار در سال، X_1 میزان آب مصرف شده برحسب ساعت در هکتار در سال، X_2 کود حیوانی مصرفی برحسب تن در هکتار در سال، X_3 کود شیمیایی مصرف شده برحسب تعداد کیسه ۵۰ کیلوگرمی در هکتار در سال، X_4 کارگر مصرفی برحسب روز ـ نفر در هکتار در سال، X_5 میزان سم مصرفی برحسب لیتر در هکتار در سال، X_6 میزان ماشین‌افزار مصرف شده برحسب ساعت در هکتار در سال، X_7 سن درخت پسته برحسب سال، D_1 متغیر موهومی سال‌آوری (سال خوب ۲، متوسط ۱، ضعیف ۰) و D_2 متغیر صفر و یک مربوط به شوری آب (آب شیرین ۱ و آب شور ۰) است. Z_1 تا Z_7 عوامل احتمالی مؤثر بر کارایی فنی بهره‌برداران می‌باشد. Z_1 سطح زیر کشت پسته برحسب هکتار، Z_2

متغیر مجازی مربوط به بومی یا غیربومی بودن، Z_3 کیفیت آب کشاورزی، Z_4 متغیر مجازی مربوط به فعالیت ترویجی، Z_5تعداد فرزند، Z_6سابقه کشاورزی برحسب سال، Z_7 سطح سواد بهره‌بردار و Z_8سن بهره‌بردار است.

نتایج و بحث

الگوهای فعلی، بهینه و به نسبت بهینه سطح ۵ درصد بهره‌بردار نماینده آب شیرین در جدول ۱ ارائه شده است. در الگوی بهینه، نسبت به برنامه فعلی، سطح زیر کشت محصول گندم، پنبه، ذرت، یونجه و هندوانه کاهش و سطح زیر کشت جو، یونجه، کنجد و آفتابگردان افزایش یافته است. این در حالی است که، میزان اختصاصی به سطح زیرکشت پسته در الگوی بهینه تفاوتی با برنامه فعلی بهره‌بردار ندارد. این امر در مقایسه برنامه فعلی بهره‌بردار با الگوی به نسبت بهینه سطح ۵ درصد نیز مشاهده می‌شود. بنابراین، افزایش سطح زیر کشت پسته در مورد بهره‌برداران آب شیرین منطق به نظر نمی‌آید و بهتر است، به جای آن، با به کارگیری الگوهای بهینه و به نسبت بهینه استفاده مناسبتر از عوامل تولید و افزایش بازده برنامه‌ای فراهم گردد.

جدول ۲ نیز سطح زیر کشت هر یک از محصولات و بازده برنامه‌ای را در الگوی فعلی، الگوی بهینه و الگوهای نسبتاً بهینه بهره‌بردار نماینده آب شور نشان می‌دهد. همان طوری که ملاحظه می‌شود، در الگوی بهینه نماینده بهره‌برداران آب شور، سطح زیر کشت گندم به میزان خیلی کم کاهش یافته و سطح زیر کشت جو افزایش یافته است. افزون‌بر آن، سطح زیرکشت پنبه و کنجد به صفر رسیده، سطح زیرکشت یونجه کاهش و سطح زیر کشت آفتابگردان افزایش یافته است. در مورد پسته، افزایش سطح زیرکشت از ۲/۲ هکتار به ۴/۸۵ هکتار دیده می‌شود. بازده برنامه‌ای الگوی بهینه، عمدتاً به دلیل افزایش سطح زیرکشت پسته، افزایش چشمگیری یافته است.

مقایسه الگوهای بهینه و به نسبت بهینه بهره بردار نماینده آب شور، در سطح ۵ درصد، با الگوی فعلی این بهره‌بردار نشان می‌دهد که الگوی به نسبت بهینه، دو تفاوت عمده نسبت به

الگوی بهینه دارد. در الگوی به نسبت بهینه، نسبت به الگوی فعلی، سطح زیرکشت کنجد تقریباً ثابت مانده و در میزان سطح زیرکشت پسته، نسبت به الگوی بهینه، افزایش کمتری ایجاد شده است.

جدول شماره ۱. مقایسه برنامه فعلی بهره‌بردار نماینده آب شیرین با الگوهای بهینه و به نسبت بهینه سطح ۵ درصد (هکتار)

محصول	برنامه فعلی	الگوی بهینه	الگوی به‌نسبت‌بهینه ۵ درصد
گندم	۳/۵	۱/۰۳	۰/۳۶
جو	۲/۵	۴/۹۶	۵/۶۳
پنبه	۰/۵	-	-
کنجد	۱/۵	۲/۷۷	۳/۱۶
آفتابگردان	۱/۵	۲/۸۱	۳/۰۸
یونجه	۰/۵	۰/۲۱	۰/۲۱
ذرت	۱/۳	۰/۶	-
هندوانه	۰/۵	-	-
پسته	۱/۲	۱/۲	۱/۲
آیش	۷	۶	۶
جمع (هکتار)	۲۰	۱۹/۶	۱۹/۶
بازده‌برنامه‌ای (ریال)	۱۳۲۴۱۱۴۰	۱۴۶۰۶۸۷۰	۱۳۸۷۶۵۲۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۲. مقایسه برنامه فعلی بهره‌بردار نماینده آب شور با الگوهای بهینه و به نسبت بهینه سطح ۵ درصد (هکتار)

محصول	برنامه فعلی	الگوی بهینه	الگوی به‌نسبت بهینه ۵ درصد
گندم	۱	۰/۸۲	۰/۸۲
جو	۳	۳/۲	۳/۲
پنبه	۱/۳	-	-
کنجد	۱	-	۰/۹۹
آفتابگردان	۱	۱/۶۶	۱/۹۷
یونجه	۰/۵	۰/۳۳	۰/۳۳
پسته	۲/۲	۴/۸۵	۳/۷
آیش	۵	۴	۴
جمع (هکتار)	۱۵	۱۴/۸۶	۱۵
بازده برنامه‌ای(ریال)	۳۵۲۶۵۵۰	۶۱۶۸۸۰۰	۵۸۶۰۳۶۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از براورد تابع عرضه نرماتیو و تعیین کشش قیمتی مستقیم سطح زیرکشت پسته در مورد بهره‌بردار نماینده آب شیرین، نمایانگر روابط زیر شد. تابع عرضه نرماتیو نماینده این گروه نیز به شکل زیر به دست آمد:

$$X = ۰/۰۲۳ + ۰/۹۳ P$$

$$SE \quad (۰/۰۶) \quad (۰/۰۶)$$

$$R^۲ = ۰/۸۶ \qquad \bar{R}^۲ = ۰/۷۹ \qquad F = ۱۲/۹ \qquad Sig.F = ۰/۰۶$$

کشش قیمتی مستقیم سطح زیر کشت به صورت زیر محاسبه شد:

$E_{ii} = \alpha_{i1}[P_i/X_i] = ۰/۹۳ [۷۹/۷۵ : ۱/۶] = ۴۶/۳$

در روابط فوق، X سطح زیر کشت بهینه، P_i قیمتهای مورد انتظار، E_{ii} کشش قیمتی مستقیم، α_{i1} ضریب متغیر مستقل قیمت، است.

نتایج حاصل از تخمین کشش، کشش پذیری بالای قیمت را نسبت به سطح زیر کشت نشان می‌دهد. بنابراین ، منطق است که کشش سطح زیر کشت پسته نسبت به تغییرات قیمت بسیار کم شده باشد. این موضوع در مورد بهره‌بردار نماینده آب شور نیز، به شکل زیر، صدق می‌کند.

$X = ۰/۱۱ + ۰/۹۹P$

SE $(۰/۰۹)(۰/۰۵)$

$R^۲ = ۰/۹۶$ $\bar{R}^۲ = ۰/۸۹$ $F = ۶۷/۸$ $Sig.F = ۰/۷۶$

کشش قیمتی مستقیم سطح زیر کشت به صورت زیر محاسبه شد:

$E_{ii} = \alpha_{i1}[P_i/X_i] = ۰/۹۹ [۶۲/۶ : ۴/۰۹] = ۱۵/۱۵$

جدول ۳ نشان می‌دهد که فرضیه : $\mu=\gamma=۰$ که بر اساس آن تفاوت بین واحدها تنها به عوامل تصادفی خارج از کنترل مدیر نسبت داده می‌شود، پذیرفته نشده است(ارزش $\chi^۲$ محاسباتی، بیشتر از $\chi^۲$ جدول است). در حالی که، مدل مربوط به فرضیه $\mu=۰$ به دلیل کمتر بودن ارزش $\chi^۲$ محاسبه شده آن از ارزش جدول، پذیرفته شده‌است. این امر نشان می‌دهد کارایی فنی واحدهای مورد مطالعه، توزیع نرمال یکسویه مثبت دارد. افزون‌بر آن، بخشی از تفاوت بین کارایی فنی این واحدها در اثر عوامل مدیریتی است و، بنابراین، روش حداکثر راستنمایی به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد.

نتایج حاصل از براورد ضرایب تابع تولید مرزی تصادفی این مطالعه به شکل ترانسندنتال با روش حداکثر راستنمایی و با توجه به فرضیات مختلف در مورد شیوه توزیع اجزای جمله پسماند در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول شماره ۳. آزمون نسبت حداکثر راستنمایی تعمیم یافته

مدلها	χ^2 محاسباتی	χ^2 جدول	تصمیم
$\mu=0$	۱/۲۲	۳/۸۴	پذیرش
$\mu=\gamma=0$	۹/۲۵	۵/۹۹	عدم پذیرش

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۴ نشان می‌دهد که از میان عوامل احتمالی مؤثر بر کارایی فنی پسته‌کاران، که قبلاً توضیح داده شد، متغیرهای بومی بودن بهره‌برداران، استفاده از خدمات ترویجی، تجربه بهره‌بردار و میزان سواد او، تأثیر مثبت برمیزان کارایی فنی دارند. در حالی که، سطح زیر کشت و تعداد فرزند دارای تأثیر منفی بر کارایی فنی است.

توزیع فراوانی کارایی فنی واحدهای تحت بررسی نیز در جدول ۵ نشان داده شده است. همان طور که از این جدول ملاحظه می‌شود، متوسط کارایی فنی پسته‌کاران حدود ۶۹ درصد است. این امر نشان می‌دهد که با بهبود کارایی فنی واحدهای تحت مطالعه می‌توان به نحوچشمگیری بازده آنها را افزایش داد. همچنین سرمایه گذاری مناسب در عوامل مؤثر بر کارایی فنی از جمله تحقیقات درازمدت و ترویج نتایج آن به پسته‌کاران می‌تواند موجب افزایش بازده نهاده‌ها گردد. در این راستا در کوتاهمدت، با توجه به شکاف چشمگیر بین واحد دارای کمترین کارایی فنی و کاراترین پسته‌کار، می‌توان با گسترش کلاسهای ترویجی و بهبود شیوه مدیریت واحدها و ترویج روشهای مورد استفاده در واحدهای دارای کارایی فنی بهتر به دیگر پسته‌کاران، شکاف را کاهش داد.

جدول شماره ۴. نتایج تخمین تابع مرزی تصادفی ترانسندنتال و عوامل مؤثر بر کارایی فنی

متغیر	ضریب	آماره t
B_0	-۰/۱۹	۲/۵
B_1	۰/۶۷	۷/۸
B_2	-۰/۱۳	-۱/۴
B_3	-۰/۲۹	-۴/۹
B_4	-۰/۷۸	-۴/۱
B_5	-۰/۳۶	-۰/۶۲
B_6	-۰/۵۳	-۰/۸۵
B_7	۱/۴	۱/۷
B_8	-۰/۹۹	-۶/۵
B_9	-۰/۳۴	-۰/۱۴
B_{10}	۰/۱۱	۱/۲
B_{11}	-۰/۲	-۱/۲
B_{12}	-۰/۵۴	-۱/۲
B_{13}	-۰/۱۶	-۰/۴۳
B_{14}	-۰/۲۱	۰/۲۳
B_{15}	-۰/۲۱	-۰/۳۴
B_{16}	۰/۸۶	۵/۲
σ^2	۰/۳۳	۲/۴
γ	۰/۹۹	۳۲
δ_0	-۰/۲۹	-۰/۲۹
δ_1	-۰/۶۷	-۹/۱۹
δ_2	۰/۱۵	۳/۳۲
δ_3	-۰/۲۹	-۰/۳۴
δ_4	۰/۴۳	۵/۵۸
δ_5	-۰/۱۶	-۲/۱
δ_6	۰/۲۵	۳/۱
δ_7	۰/۹۱	۲/۷
δ_8	۰/۸۷	۰/۳۷
Log-likelihood	-۰/۲۵	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول شماره ۵. توزیع فراوانی کارایی فنی واحدهای مورد بررسی

کارایی فنی(٪)	تعداد
بیشتر از ۲۰ تا ۳۰	۱۲*(۶/۶۶)
بیشتر از ۳۰ تا ۴۰	۱۶(۸/۸۸)
بیشتر از ۴۰ تا ۵۰	۳۲(۱۷/۷۷)
بیشتر از ۵۰ تا ۶۰	۲۰(۱۱/۱۱)
بیشتر از ۶۰ تا ۷۰	۴۸(۲۶/۶۶)
بیشتر از ۷۰ تا ۸۰	۲۸(۱۵/۵۵)
بیشتر از ۸۰ تا ۹۰	۴۸(۷/۷۷)
بیشتر از ۹۰	۱۰(۵/۵۵)
میانگین	۶۹/۷
حداقل	۲۴
حداکثر	۹۹
دامنه	۷۵

* اعداد داخل پرانتز درصد فراوانی را نشان می‌دهند.

جدولهای ۶، ۷ و ۸، به ترتیب، تأثیر متغیرهای میزان کل اراضی قابل کشت، به عنوان شاخصی از درآمد، درجه شوری آب و میزان آب قابل استفاده بر گرایش به پسته‌کاری نمونه مورد مطالعه را نشان می‌دهد. براساس جدول ۶، ۶۳ درصد بهره‌برداران گروه کمتر از ۱۰ هکتار، ۶۹ درصد از گروه ۱۰ تا ۲۰ هکتار و ۷۸ درصد از بهره‌برداران دارای بیشتر از ۲۰ هکتار زمین قابل استفاده برای کشت، پسته‌کار به شمار می‌آیند. در این زمینه، جدول ۷ نیز نشان می‌دهد که بیشتر از ۹۳ و ۹۶ درصد بهره‌برداران که شوری آب آنها به ترتیب، ۰/۲۵ - ۲/۵ و بالای ۲/۵ میلی موس است پسته‌کار هستند. اما در ارتباط با میزان آب، بیشتر از ۹۷ درصد از بهره‌برداران که میزان آب سالانه آنها کمتر از ۱۷۵۰ ساعت، با دبی متوسط ۱۲ لیتر در ثانیه است به پسته‌کاری رو آورده‌اند (جدول ۸). در حالی که، با افزایش میزان آب این درصد به گونهٔ چشمگیری کاهش یافته است. به طوری که درصد پسته‌کاران در گروههای ۱۷۵۰ و ۲۱۰۰ و

بیشتر از ۲۱۰۰ به ترتیب، ۶۷/۱۵ و ۱۳/۸۸ است.

با به کارگیری مدل لوجیت، اثر متغیرهای کل اراضی قابل کشت، شوری آب و کم آبی، بر گرایش به پسته‌کاری در چارچوب روابط زیر مشخص گردید.

الف : اثر متغیر کل اراضی قابل کشت

$L_i^* = ۹/۸۵ + ۱۰^{-۳} + ۰/۹۹X^*$

SE ۰/۰۲۴ ۰/۵۹

$R^۲ = ۰/۹۹$ $\bar{R}^۲ = ۰/۹۸$ $F = ۱۲/۲۵$ $Sig.F = ۰/۰۵۹$

که X^* کل اراضی قابل کشت و L_i^* احتمال گرایش به پسته‌کاری است. بنابراین، حساسیت گرایش به متغیر کل اراضی قابل کشت (E) بسیار زیاد است (۲۴/۶۵).

ب : اثر متغیر شوری آب

$L_i^* = ۱/۳۲۷ + ۰/۷۷X^*$

SE ۰/۷۸ ۰/۱۳

$R^۲ = ۰/۵۹$ $\bar{R}^۲ = ۰/۴۹$ $F = ۱/۴۸$ $Sig.F = ۰/۱۳$

که X^* میزان شوری آب و L_i^* احتمال گرایش به پسته‌کاری است. بنابراین، حساسیت گرایش به پسته‌کاری به متغیر کل اراضی قابل کشت (E) حدود ۰/۶۶ محاسبه می‌شود. نکته قابل توجه در این مورد پایین بودن مقادیر آزمونهای مختلف است که نشاندهنده عدم برازش خوب این رگرسیون است. بر همین اساس جدول ۷ نشان می‌دهد که گرایش بهره‌برداران در دو سطح شوری ۰/۲۵ – ۲/۵ و بیشتر از ۲/۵ تقریباً یکسان است.

جدول شماره ۶. پراکندگی نمونه مطالعه شده براساس اراضی قابل کشت و گرایش به پسته کاری

کل اراضی قابل کشت (هکتار)	تعداد درنمونه	تعداد پسته کار	تعداد غیر پسته کار	درصد پسته کار
کمتر از ۱۰	۸۷	۵۵	۳۲	۶۳
۱۰ تا ۲۰	۴۷	۳۳	۱۴	۶۹
بیشتر از ۲۰	۴۶	۳۶	۱۰	۷۸
جمع	۱۸۰	۱۲۴	۵۶	۶۸/۸۸

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول شماره ۷. پراکندگی نمونه مطالعه شده براساس شوری و گرایش به پسته کاری

میزان شوری (میلی موس)	تعداد درنمونه	تعداد پسته کار	تعداد غیر پسته کار	درصد پسته کار
کمتر از ۰/۲۵	۷۷	۲۶	۵۱	۳۳/۷۶
۲/۵-۰/۲۵	۴۵	۴۲	۳	۹۳/۳۳
بیشتر از ۲/۵	۵۸	۵۶	۲	۹۶/۵۵
جمع	۱۸۰	۱۲۴	۵۶	۶۸/۸۸

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول شماره ۸. پراکندگی نمونه مطالعه شده براساس میزان آب و گرایش به پسته‌کاری

آب قابل استفاده	تعداد درنمونه	تعداد پسته‌کار	تعداد غیرپسته‌کار	درصدپسته‌کار
کمتر از ۱۷۵۰*	۷۴	۷۲	۲	۹۷/۳۰
۱۷۵۰ تا ۲۱۰۰	۷۰	۴۷	۲۳	۶۷/۱۵
بیشتر از ۲۱۰۰	۳۶	۵	۳۱	۱۳/۸۸
جمع	۱۸۰	۱۲۴	۵۶	۶۸/۸۸

مأخذ: یافته های تحقیق

* میزان آب سالیانه به ساعت با دبی متوسط ۱۲ لیتر در ثانیه است.

به بیان دیگر، همان طوری که در عمل نیز مشاهده می‌شود، بهره‌برداران به محض ملاحظه تغییر آب (در همان آغاز شور شدن) پسته‌کاری را شروع می‌کنند.

ج : اثر متغیر کم آبی بر گرایش به پسته‌کاری

$$L_i^* = -۹/۵۶+۱۰^{-۳}-۰/۹۶X^*$$

SE ۰/۰۷۹ ۰/۰۱۷۶

$R^۲ = ۰/۹۲$ $\bar{R}^۲ = ۰/۸۵$ $F = ۱۲/۴$ $Sig.F = ۰/۰۱۷۶$

که X^* کل میزان آب قابل دسترس و L_i^* احتمال گرایش به پسته‌کاری است. بنابراین، حساسیت گرایش به پسته‌کاری به متغیر کل اراضی قابل کشت (E) بسیار زیاد و منفی است (۷۲-) که نمایانگر ارتباط منفی بین میزان آب قابل دسترس و گرایش بهره‌برداران به پسته‌کاری است. به بیان دیگر، کم آبی تأثیر زیادی برگرایش به پسته‌کاری دارد.

نتایج حاصل از تعیین عوامل مؤثر بر قیمت آب و زمین کشاورزی به شکل زیر محاسبه گردید:

$$P = -۲۰۴۳۴-۰/۱۵X_۱+۰/۳۷X_۲+۰/۸X_۳+۰/۲۴X_۶$$

SE ۰/۱۱ ۰/۰۶ ۰/۰۳ ۰/۰۰۱ ۰/۰۲

R^2 = ۰/۸۹ $\bar{R}^2$ = ۰/۸۶ F = ۳۵/۶ Sig.F = ۰/۰۰

که X_1 متغیر مجازی آب، X_2 تعداد حلقه چاه آبیاری کشاورزی ، X_3 متغیر مجازی کیفیت خاک، X_4 سطح زیر کشت پسته، X_5 سن درخت پسته، X_6 متغیر مجازی خریدار ملک (بومی یا غیربومی)، X_7 فاصله زمین از منبع تأمین آب، X_8 متغیر مجازی کیفیت کانالهای آبرسانی و P قیمت آب و زمین است. نتایج حاصل از براورد بالا نشاندهنده آن است که شوری آب تأثیر منفی و تعداد حلقه چاه، سطح زیر کشت پسته و خریداران غیربومی، تأثیر مثبت بر قیمت آب و زمین کشاورزی دارد.

سپاسگزاری

این تحقیق با اعتبارات شورای پژوهشی دانشگاه شیراز به اجرا درآمده است که بدین وسیله از این شورا صمیمانه سپاسگزاری می‌گردد. از آقای عباس نجاتی کارشناس بخش نیز برای همکاری در جمع‌آوری بخشی از آمار و اطلاعات این مطالعه قدردانی می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. اداره کل آمار و اطلاعات وزارت کشاورزی (۱۳۷۵)، آمارنامه کشاورزی. وزارت کشاورزی، تهران.

۲. ترکمانی، ج.(۱۳۷۵)، «دخالت دادن ریسک در برنامه‌ریزی اقتصاد کشاورزی: کاربرد برنامه‌ریزی درجه دوم توأم با ریسک». اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۵: ۱۳۰- ۱۳۵

۳. ترکمانی، ج. و ع. شیروانیان، (۱۳۷۶)، «مقایسه توابع مرزی آماری قطعی و تصادفی در تعیین کارایی فنی بهره‌برداران کشاورزی: مطالعه موردی چغندرکاران در استان فارس». فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۹: ۳۱-۴۵

۴. دامودار،ا. (۱۳۷۲)، مبانی اقتصادسنجی. ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

۵. سازمان برنامه و بودجه استان فارس (۱۳۷۵)، آمارنامه استان فارس، شیراز.

۶. سازمان کشاورزی استان فارس (۱۳۷۵)، آمار تولید و سطح زیر کشت محصولات باغی استان فارس، شیراز.

۷. سلطانی، غ. (۱۳۶۹). اقتصاد مهندسی. انتشارات دانشگاه شیراز.

۸. نجفی، ب. و م.زیبائی (۱۳۷۲) «بررسی کارایی فنی گندمکاران فارس: مطالعه موردی». اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۷: ۷۱-۸۶.

9. Afriat, S.N. (1972). "Efficiency Estimation of production function" , *International Economic Review*, 13:568-598.

10. Aigner, D.J. and S.F. Chu (1968), " On estimating the industry production function", *American Economic Review*. 58:826-836.

11. Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and P.Schmidt (1977)," Formulation and estimation of stochastic frontier production function models", *Journal of Econometrics*. 6:21-37

12. Anderson, J.R., Dillon J.L. and J.B. Hardaker (1977) Agricultural

decision analysis. Iowa State University Press, Ames.

13. Battese, G.E. (1992)." Frontier Production functions and technical efficiency : A survey of empirical application in agricultural economics", *Agricultuarl Economics*. 7:183-203

14. Battese, G.E., Malik .S.J. and M.A. Gill (1996),"An investigation of technical inefficiencies of production of wheat farmers in four districts of Pakistan" *Journal of Econometrics*. 47(1):37-49.

15. Bravo-Ureta, B.E. and R.E. Evenson (1994). "Efficiency in agricultural production: The case of peasant farmers in Eastern Paraguay". *Agricultural Economics*. 10:27-37.

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

17. Burton. R.O, Gidley. J,S., Baker. B.S and K.J. Reda-wilson(1987), " Nearly optimal linear programming solution: some conceptual issues and a farm management application", *American Journal of Agricultural Economics* 69:813-818.

18. Coelli, T.J.(1995),"Recent developments in frontier modelling and efficieny measurement". *Australian Journal of Agricultural Economics*. 39:219-245.

19. Coelli, T.J. (1994),"A guid to FRONTIER Version 4.1: A computer program for stochastic frontier production function and cost function estimation", Department of Econometrics, University of New England,

Armidale, Australia.

20. Dillon, J.L. and P. Scandizzo (1978), " Risk attitudes of subsistence farmers in Northeast Brazil: A sampling approach". *American Jouranl of Agricultural Economics*. 60:425-435.

21. Farrell, M.J. (1957)," The measurment of productive efficiency". *Journal of the Royal Statistical Society*. A 120:81-253.

22. Forsund, F.R., Lovell, C.A.K. and P.Schmidt (1980), " A survey of frontier production function and of their relationship to efficiency measurment", *Journal of Ecomometrics*. 13:5-25.

23. Hallam, D., Machado, F. and G.Rapsomanikis (1992)," Co-integration analysis and the determination of land price", *Journal of Agricultural Economics*, 43:28-37.

24. Halter, A.N. Cartter, H.O and J.G. Hocking (1957)," A note on the transcendental production". *Journal of Farm Economics*. 36:966-974.

25. Jeffrey, S.R., Gibson, R.R and M.D. Famminow (1992)," Nearly optimal linear programming as a guide to agricultural planning", *Agricultural Economics* 8:1-19.

26. Kohls, R.l. (1961). Marketing of Agricultural products. Macmillian Publishing Company, New York.

27. Meeusen, W. and J. van dem Broeck (1977)," Efficiency estimation from cobb-douglas production functions with composed error", *International Economic Review*. 18:435-444.

28. Russel, N.P. and T. Young (1983)." Frontier production functions and

the measurment of technical effecieny". *Journal of Agricultural Economics*. 34:139-150.

29. Saleth, R.M. (1971)," Factor affecting farmers decision to buy ground water: Empirical evidence from the Indo-genetic region", *Indian Journal of Economics*. 46:346-354.

30. Schmidt, P. (1956)," Frontier production function", *Econometric Review*. 4:289-328.

31. Shapiro. K.H. (1983)." Efficiency differentials in peasant agriculture and their implications for development policies". *Journal of Development Studies*. 19:179-190.

32. Shepherd, G.S. and G.A. Futrell (1969). Marketing farm products: economic analysis. Iowa state Univercity Press. Iowa.

33. Stevenson. R.E. (1980)," Likelihood function for generalized stochastic frontier estimation", *Jouranl of Econometrics*. 13:57-66.

34. Shumway, C.R. and A.A. change (1997)," Linear programming versus positively estimated supply function: An empirical and methodological critique". *American Journal of Agricultural Economics*. 59:344-357.

35. Torkamani, J. (1996a)," Decision criteria in risk analysis: An application of stochastic dominance with respect to a function", *Iran Agricultural Research*. 15:1-18.

36. Torkamani,J. (1996b),"Measuring and incorporating attitudes toward risk into mathematical programming models: the case of farmers in Kavar district, Iran", *Iran Agricultural Research*. 15:85-99.

37. Torkamani, J. and J.B. Hardaker (1996)," A study of economic efficiency of Iranian farmers: An application of stochastic programming". *Agricultural Economics*. 14:73-83.

38. Tranvo. H.S., Coelli, T.G and T.G.Fleming (1993)." Analysis of the technical efficiency of state rubber farm in Vietnam", *Agricultural Economics*. 9:183-201.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی