اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هشتم، شماره ۳۰، تابستان ۱۳۷۹

تعیین کارایی فنی انجیرکاران استان فارس:
کاربرد توابع تولید متعالی مرزی تصادفی

بهروز حسن‌پور، دکتر جواد ترکمانی*

چکیده

استان فارس، با بیش از ۳۰ هزار هکتار انجیرستان، نخستین استان انجیرخیز کشور است و نزدیک به ۹۵ درصد انجیر خشک ایران در مناطق مختلف این استان تولید می‌شود. در مطالعه حاضر، کارایی فنی نمونه‌ای که ۱۹۱ نفر از انجیرکاران را در بر می‌گیرد، با بهره‌گیری از توابع تولید متعالی وترانسلوگ مرزی تصادفی برآورد شد. داده‌های مورد نیاز، با روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌بندی شده در سال ۱۳۷۵، از شهرستانهای استهبان، جهرم، کازرون و نی‌ریز، که مناطق عمده تولید انجیر استان به شمار می‌آیند، گردآوری شد.

نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی انجیرکاران در

* به ترتیب: کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی مرکز تحقیقات کشاورزی کهگیلویه و بویراحمد و دانشیار و رئیس بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

شهرستانهای استهبان، کازرون و نی‌ریز، به ترتیب ۶۵/۷، ۸۰/۲ و ۶۳/۷ درصد است. افزون بر آن، بررسی تأثیر عوامل اقتصادی - اجتماعی مختلف بر کارایی فنی نیز نمایان می‌کند که تعداد دفعات بَردادن (گرده‌افشانی انجیر)، اندازه باغ و سطح تحصیلات بهره‌برداران رابطه مستقیمی با سطح کارایی فنی انجیرکاران دارد.

مقدمه

در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته جهان، با توجه به محدودیت منابع تولید مواد غذایی و نیازهای غذایی رو به رشد جوامع بشری، می‌توان با اندازه‌گیری کارایی فنی بهره‌برداران کشاورزی، میزان شکاف میان بهترین تولید کننده و دیگر تولیدکنندگان را در شرایط یکسان فن‌آوری تعیین کرد. بنابراین، تعیین کارایی کشاورزان می‌تواند در تجزیه و تحلیل مجموعه سیاستهای به کار رفته در زمینه کشاورزی بسیار سودمند باشد. به طور کلی با توجه به شناخت امکانات و محدودیتهای موجود در بخش کشاورزی اقتصاد ایران، شاید بتوان گفت که مناسبترین راه حل و راهکار برای افزایش تولید و درآمد کشاورزان از راه به کارگیری درست و مطلوب عوامل تولید موجود، بهبود کارایی فنی، یا همانا، به دست آوردن حداکثر تولید از مجموعه ثابتی از عوامل تولید باشد (۵ و ۲۹). بنابراین، مطالعات مربوط به کارایی تولید محصولات کشاورزی و عوامل مؤثر بر آن، در شرایط کنونی، از اهمیت خاصی برخوردار است.

یکی از محصولات عمده باغی و خشکباری ایران، بویژه استان پهن‌دشت فارس، انجیر است که وسعت کشت و تولید در خور توجهی دارد. در سال ۱۳۷۳، کل سطح زیرکشت باغهای انجیر در استان فارس ۳۰۵۷۸ هکتار بود که نزدیک به ۹۹/۲ درصد آن را باغهای دیم تشکیل می‌داد. محصول انجیر دیم این باغها در استان فارس در نوع خود بی‌همتاست. در این استان، سالانه بیش از ۶۴ هزار تن انجیر خشک تولید می‌شود(۶). انجیرکاری در استان فارس به ترتیب اهمیت در شهرستانهای استهبان، کازرون، جهرم، نی‌ریز، شیراز، داراب و فیروزآباد متمرکز شده است و نزدیک به $\frac{۲}{۳}$ انجیر استان نیز در شهرستان استهبان تولید می‌شود. با این حال، تمام یا بخشی از

امرار معاش بیش از ۹۰ درصد شهروندان این شهرستان، از راه تولید انجیر تأمین می‌شود(۴).

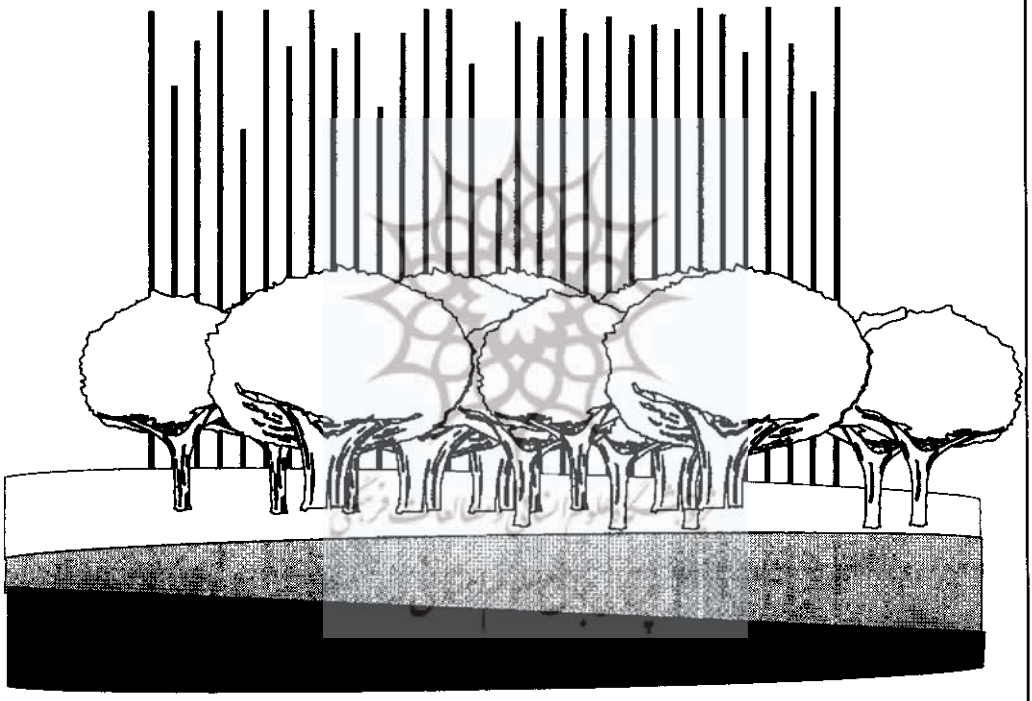
به طور کلی کشت و تولید انجیر نه تنها در اقتصاد کشاورزی شهرستانهای نامبرده و استان، هم از نظر اشتغالزایی و هم از نظر کسب درآمد و امرار معاش، اهمیت بسزایی دارد بلکه با صدور این محصول به خارج از کشور نیز می‌توان ضمن فراهم کردن بخشی از ارز مورد نیاز کشور، سبب رشد صادرات غیرنفتی شد. به هر حال، به دلیل مزیت نسبی و اهمیتی که این محصول در استان فارس به صورت دیم دارد و همچنین با توجه به وسعت کشت زیاد و نبود مطالعه اقتصادی در زمینه تعیین کارایی فنی و شناخت عوامل مؤثر بر آن، ضرورت تحقیق حاضر نمایان می‌شود.

چارچوب نظری و پیشینه تحقیق

نظریه مباحث مربوط به کارایی، نخست از سوی فارل (۱۸) مطرح شد. او کارایی اقتصادی را به دو جزء کارایی فنی و کارایی تخصیصی تفکیک کرد و برای سنجش آنها از مفهوم حداکثر یا مرز تولید[1] استفاده کرد. مدلی که در ابتدا به وسیله فارل معرفی شد، مدل غیر پارامتریک[2] بود، زیرا شکل خاصی از تابع تولید معرفی نشد. براساس تعریف فارل، توانایی یک واحد تولیدی برای رسیدن به حداکثر تولید بامجموعه ثابتی از منابع موجود راکارایی فنی نامند و توانایی آن واحد، در تخصیص بهینه منابع میان محصولات مختلف بر حسب ارزش تولید نهایی منابع و قیمت محصولات را کارایی تخصیصی آن واحد گویند. کارایی اقتصادی از حاصل‌ضرب کارایی فنی و کارایی تخصیصی به دست می‌آید. روش کار فارل به وسیله یک مثال ساده و با توجه به نمودار شماره ۱ به صورت زیر شرح داده می‌شود:

فرض کنید یک بنگاه اقتصادی در شرایط ثابت بودن بازده نسبت به مقیاس[3]، از دو نهاده X_1 و X_2 برای تولید محصول yاستفاده می‌کند. نقاط واقع بر منحنی ´SS، که ترکیبی از مصرف دو نهاده X_1 و X_2 است، حداکثر یا مرز تولید بنگاه را نشان می‌دهد. بنابراین از نظر تکنیکی یا فنی،

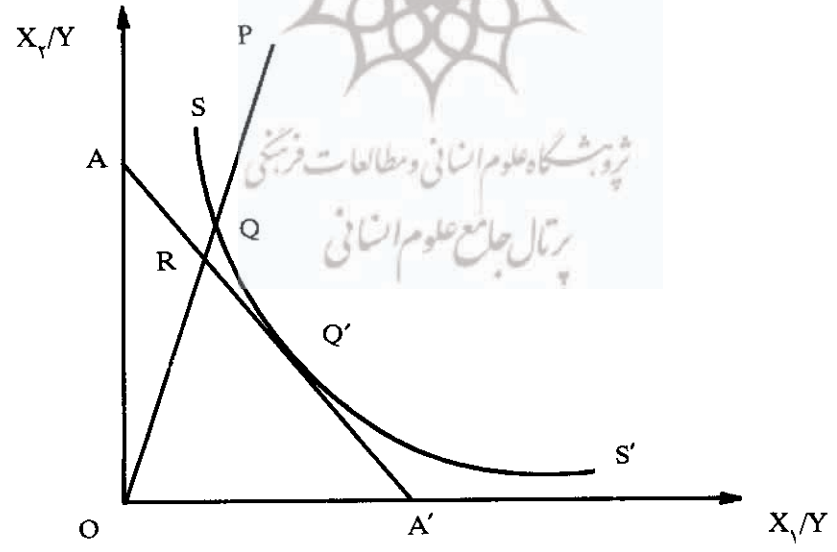
1. Production Frontier
2. Nonparametric Model
3. Constant Return to Scale



زمانی یک بنگاه به طور صد درصد کارا خواهد بود که برای تولید مقدار معینی از محصول، روی منحنی تولید همسان ´SS عمل کند. چنانچه بنگاه برای تولید محصول y در نقطه P عمل کند، کارایی فنی بنگاه با بهره‌گیری از OQ/OP اندازه‌گیری می‌شود. بنابراین، بنگاه می‌تواند از مصرف نهاده‌ها آنقدر بکاهد تا به نقطه Q برسد بدون آنکه در تولید محصول تغییری ایجاد شود. نقطه Q جایی است که بنگاه از نظر فنی به طور کامل کاراست. با استفاده از منحنی هزینه یکسان ´AA در نمودار شماره ۱ می‌توان کارایی تخصیصی را نشان داد. اگر بنگاه در نقطه P عمل کند، کارایی تخصیصی آن با بهره‌گیری از OR/OQ اندازه‌گیری می‌شود. چنانچه بنگاه از نظر تخصیصی، صددرصد کارا عمل می‌کرد می‌باید هزینه تولید را به مقدار RQ کاهش می‌داد تا به طور دقیق برابر با هزینه تولید در نقطه ´Q شود. نقطه ´Q جایی است که بنگاه از نظر تخصیصی، به طور کامل کارا عمل می‌کند. اگر بنگاه در نقطه P عمل کند، کارایی اقتصادی آن با بهره‌گیری از OR/OP اندازه‌گیری می‌شود که از حاصل‌ضرب کارایی فنی در کارایی تخصیصی به دست آمده است:

$$(OQ/OP)\ (OR/OQ) = (OR/OP)$$

مقدار هر یک از کارایی‌های فنی، تخصیصی و اقتصادی میان صفر و یک خواهد بود(۱۷).



نمودار شماره ۱. کارایی فنی و تخصیصی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

روشهای تعیین کارایی در مزارع کشاورزی به صورت کاربردی، نخست به وسیله کریلیچز (۲۱) پیشنهاد شد؛ سپس روشهای محاسبه کارایی فنی، از سوی اقتصاددانان دیگری همچون تیمر (۲۸)، آپتون (۳۰)، گرین (۲۰)، فورساند، لاول و اشمیت (۱۹) و کاپ (۲۵) به وسیله تخمین توابع مرزی تولید با به کارگیری روشهای برنامه‌ریزی خطی[1] (LP) و حداقل مربعات معمولی اصلاح شده[2] (COLS)، توسعه پیدا کرد. به طور کلی دو دهه پس از فارل، توجه بیشتر پژوهشگران اقتصادی، به سوی تخمین توابع مرزی تولید قطعی[3] (DPF) که به طور عمده از روشهای LP و COLS برآورد می‌شدند متمرکز شده‌بود. ولی به دلیل نقاط ضعف این روشها، در سالهای گذشته توجه اقتصاددانان بیشتر به تخمین توابع مرزی تولید تصادفی[4] (SPF)، مانند روش پیشنهادی باتیس و کوئلی (۱۱)، معطوف شده است. این روش از توسعه مدل ارائه شده از سوی ایگنر، لاول‌واشمیت (۷) و نیز میوسن و وان‌دن بروک (۲۶) به دست آمده است. آنها برای تعیین کارایی فنی، از مدل تابع مرزی تولید تصادفی (SPF) با به کارگیری تخمین حداکثر درستنمایی[5] (ML)، بهره گرفتند. نتایج تحقیقات برخی از پژوهشگران مانند براوو-یورتا و ریجر(۱۴) و همچنین زیبایی و سلطانی (۳) نشان می‌دهد که اولاً با داده‌های یکسان، روشهای پیشگفته در تعیین کارایی فنی، نتایج متفاوتی را پدید می‌آورد و در ثانی دو روش LP و COLS بشدت نسبت به مشاهدات انتهایی[6] حساس‌اند، به گونه‌ای که حذف چند مشاهده سبب می‌شود میانگین کارایی فنی محاسبه شده با این دو روش، قبل و بعد از حذف مشاهدات انتهایی، اختلاف معنیداری پیدا کند. با این حال، در سالهای گذشته، بیشتر اقتصاددانان بر این نکته اتفاق نظر داشتند که: تکنیکهای تخمین توابع مرزی تصادفی به روش حداکثر درستنمایی (ML)، در اندازه‌گیری کارایی فنی، نتایج مطلوبتری را نسبت به روشهای دیگر به بار آورده است.

برخی از تحقیقات خارجی که در زمینه تعیین کارایی فنی بهره‌برداران کشاورزی به روش

1. Linear Programming
2. Corrected Ordinary Least Square
3. Deterministic Production Frontier
4. Stochastic Production Frontier
5. Maximum Likelihood
6. Outlier

تخمین توابع تولید مرزی تصادفی انجام شده، عبارت است از: مطالعه بگی(۹) برای مزارع غلات ایالت متحد آمریکا؛ کالی راجان و فلین (۲۴) برای مزارع برنج فیلیپین؛ علی و فلین (۸) برای مزارع برنج پاکستان، براوو - یورتا و ریجر (۱۴) برای گاوداریهای شیری ایالات متحد آمریکا؛ باتیس و تسیا(۱۲) برای مزارع کشاورزی هندوستان؛ براوو - یورتا و ایونسن (۱۵) برای مزارع پنبه پاراگوئه و سرانجام باتیس، مالیک و گیل (۱۳) برای مزارع گندم پاکستان.

مطالعات منتشر شده در ایران در زمینه تعیین کارایی فنی بهره‌برداران کشاورزی به روش تخمین توابع تولید مرزی تصادفی عبارت است از: مطالعه نجفی و زیبایی(۵) برای مزارع گندم استان فارس و همچنین مطالعه زیبایی و سلطانی (۳) و زیبایی (۲) برای گاوداریهای شیری استان فارس.

با مرور تحقیقات داخلی و خارجی که در زمینه تعیین کارایی فنی بهره‌برداران کشاورزی به روش تخمین توابع تولید مرزی تصادفی، انجام شده است می‌توان دریافت که تاکنون از سوی پژوهشگران هیچگونه تأکیدی در انتخاب درست مدل تابع تولید متوسط و مرزی در مزارع کشورهای مختلف دنیا وجود نداشته است، به طوری که در اکثر تحقیقات، از تابع تولید کاب-داگلاس[1] برای برآورد تابع تولید مرزی تصادفی استفاده شده است. حال آنکه با توجه به کاستیهایی که در تابع کاب-داگلاس وجود دارد به طوری که قادر به تبیین ویژگیهای اساسی تابع تولید نئوکلاسیک‌ها[2] نیست، ممکن است مدلهای تابع تولید متعالی همچون لگاریتمی متعالی (ترانسلوگ)[3] و متعالی (ترانسندنتال)[4]، بهتر بتوانند توابع تولید مرزی تصادفی را در تعیین کارایی فنی مزارع کشاورزی توضیح دهند که به طور حتم با کمک آزمونهای آماری، این موضوع مشخص می‌شود.

دو نمونه از تحقیقات خارجی که در آن از مدلهای تابع تولید متعالی مرزی تصادفی برای

1. Cobb-Douglas Production Function
2. Neoclasic Production Function
3. Transcendental Logarithmic (Translog)
4. Transcendental

تعیین کارایی فنی بهره‌برداران کشاورزی استفاده شده است، یکی مطالعه هوانگ و بگی (۲۲) است که در آن برای تعیین کارایی فنی گندمکاران شمال غرب هندوستان از مدل تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ[1] استفاده شد و دیگری نیز مطالعه پاریخ و شاه (۲۷) است که در آن برای تعیین کارایی فنی کشاورزان شمال غرب پاکستان، مدل تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ به کار رفت. برای تخمین مدلهای هر دو تحقیق پیشگفته نیز از روش حداکثر درستنایی (ML) استفاده شده است.

هدفها و فرضیه‌های تحقیق

هدفهای اصلی این مطالعه عبارت است از:

۱. تعیین کارایی فنی انجیرکاران استان فارس

۲. بررسی چگونگی تأثیر عوامل اجتماعی - اقتصادی بر کارایی فنی انجیرکاران

در انجام این تحقیق، فرضیه‌های زیر نیز بررسی شد:

۱. میزان تولید انجیر را می‌توان از راه بهبود کارایی فنی انجیرکاران افزایش داد.

۲. تعداد دفعات بَر دادن (گرده‌افشانی انجیر)، اندازه باغ و سطح تحصیلات، رابطه مستقیمی با میزان کارایی فنی انجیرکاران دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

روش تحقیق

۱. گردآوری اطلاعات

در این مطالعه براساس نسبت سطح زیرکشت انجیر در هر یک از شهرستانهای انجیرخیز استان فارس به کل سطح زیرکشت این محصول در استان، به ترتیب شهرستانهای استهبان، کازرون، جهرم و نی‌ریز انتخاب شدند. این شهرستانها بیش از ۹۶ درصد سطح زیرکشت انجیر دیم استان را به خود اختصاص داده‌اند. از این‌رو، اعضای نمونه، به روش نمونه‌گیری تصادفی

1. Translog Stochastic Frontier Production Function

طبقه‌بندی شده[1]، برگزیده شدند. داده‌های مورد نیاز نیز از راه تکمیل پرسشنامه در تابستان ۱۳۷۵ گرد آوری شد. در مجموع، اطلاعات ۱۹۱ پرسشنامه مبنای تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

۲. مدلهای مورد استفاده

به منظور برآورد کارایی فنی انجیرکاران، نخست برای هریک از شهرستانهای مورد مطالعه دو تابع تولید، یکی به شکل متعالی (ترانسندنتال) و دیگری به شکل لگاریتم متعالی (ترانسلوگ) به روش حداقل مربعات معمولی[2] (OLS) برآورد شد که بی گمان هر دو تابع پیشگفته توانایی تبیین ویژگیهای تابع تولید نئوکلاسیک‌ها را دارند. سپس برای مقایسه بهترین شکل تابع تولید انجیر، آزمون F حداقل مربعات مقید[3] به کار رفت. پس از انتخاب بهترین شکل تابع تولید برآورد شده برای هر شهرستان، تابع تولید مرزی تصادفی در چارچوب یکی از مدلهای زیر تخمین زده شد:

الف. مدل تابع تولید متعالی (ترانسندنتال) مرزی تصادفی

$$LnY_i = \beta_0 + \beta_1 LnX_{1i} + \beta_2 LnX_{2i} + \beta_3 LnX_{3i} + \beta_4 X_{1i} + \beta_5 X_{2i} + \beta_6 X_{3i} + E_i \quad (i=1\text{و}2\text{و}\ldots n) \qquad (1)$$

ب. مدل تابع تولید لگاریتمی متعالی (ترانسلوگ) مرزی تصادفی

$$LnY_i = \beta_0 + \beta_1 LnX_{1i} + \beta_2 LnX_{2i} + \beta_3 LnX_{3i} + \beta_{11}(LnX_{1i})^2 + \beta_{22}(LnX_{2i})^2 + \beta_{33}(LnX_{3i})^2 + \frac{1}{2}\beta_{12} LnX_{1i} LnX_{2i} + \frac{1}{2}\beta_{13} LnX_{1i} LnX_{2i} + \frac{1}{2}\beta_{13} LnX_{1i} LnX_{3i} + \frac{1}{2}\beta_{23} LnX_{2i} LnX_{3i} + E_i \quad (i=1\text{و}2\text{و}\ldots n) \qquad (2)$$

1. Stratified Random Sampling
2. Ordinary Least Squares
3. Restricted Least Squares

در مدلهای بالا، Y_i مقدار تولید انجیر در باغ i بر حسب کیلوگرم است و X_{1i} مقدار مصرف بَر در باغ i بر حسب کیلوگرم، X_{2i} مقدار مصرف سم در باغ i بر حسب لیتر، X_{3i} نیروی کار به کار رفته در باغ i بر حسب روز - نفر و β_0 جمله ثابت تابع به صورت لگاریتم در پایه e (عدد نپر) است. همچنین β_1 تا β_6 در مدل الف؛ β_1 تا β_3، β_{11} تا β_{33}، β_{12}، β_{13} و β_{23} در مدل ب؛ پارامترهایی است که باید به روش حداکثر درستنمایی (ML) تخمین زده شود.

E_i در هر دو مدل یاد شده، جمله خطاست که از دو جزء مستقل زیر تشکیل شده است:

$$E_i = V_i - U_i \qquad (۳)$$

V_i جزء متقارنی است که تغییرات تصادفی تولید انجیر را، که برخاسته از تاثیر عوامل خارج از کنترل انجیرکار (مانند عوامل جوی و بیماریها) است، نشان می‌دهد. این جزء دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ_v^2 است. U_i نیز جزء دیگر جمله خطاست که به کارایی فنی انجیرکاران مربوط می‌شود. این جزء دارای توزیع نیمه نرمال با میانگین صفر و واریانس δ_u^2 است.

واریانس جمله خطا، با توجه به رابطه ۳، به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\delta_s^2 = \delta_v^2 + \delta_u^2 \qquad (۴)$$

باتیس و کورا (۱۰) برای تعیین کارایی فنی، پارامتر γ را به صورت زیر معرفی کردند:

$$\gamma = \frac{\delta_u^2}{\delta_s^2} = \frac{\delta_u^2}{\delta_v^2 + \delta_u^2} \quad , \quad 0 \le \gamma \le 1 \qquad (۵)$$

اگر $\gamma = 0$ باشد پس U_i در مدل وجود ندارد. از این رو، تمام تغییرات تولید و اختلاف موجود میان واحدها به عواملی ارتباط پیدا می‌کند که خارج از کنترل کشاورز است. در شرایط یاد شده، کارایی فنی مشاهده نمی‌شود و روش حداقل مربعات معمولی نیز به روش حداکثر درستنمایی ترجیح داده می‌شود؛ در غیراین صورت، یعنی در شرایطی که بخشی از جمله خطا به عوامل زیر کنترل کشاورز مربوط است، روش حداکثر درستنمایی به کار می‌رود.

جان درو، لاول، ماترو و اشمیت (۲۳) نشان دادند که می‌توان معیار کارایی فنی را برای

هر یک از واحدها، از راه محاسبه امید ریاضی U_i، به شکل زیر محاسبه کرد:

$$E(U_i/E_i)= \frac{\delta_u-\delta_v}{\delta}\left[\frac{f^*(E_i\lambda/\delta)}{1-F^*(E_i\lambda/\delta)} - \frac{E_i\lambda}{\delta}\right] \qquad (۶)$$

در رابطه ۶، f^* و F^* به ترتیب تابع چگالی نرمال استاندارد و تابع توزیع نرمال استاندارد و $\lambda = \delta_u / \delta_v$ است. آنها همچنین ثابت کردند که معیار کارایی فنی (TE) واحدها را می‌توان از رابطه زیر به دست آورد:

$$TE = \exp [-E (U_i/ E_i)] \qquad (۷)$$

برای تخمین پارامترهای هریک از توابع تولید مرزی تصادفی ۱ و ۲، نخست فرضیه‌های مختلفی در مورد توزیع متغیرهای تصادفی V_i و U_i در چارچوب مدلهای زیر در نظر گرفته می‌شود:

مدل ۱: بدون محدودیت

مدل ۲: $\mu = ۰$

مدل ۳: $\mu = \gamma = ۰$ (فرضیه صفر)

پارامترهای توابع ۱ و ۲ در چارچوب مدلهای بالا به طور جداگانه و به روش حداکثر درستنمایی (ML) تخمین زده شد. برای تخمین پارامترها، بسته نرم افزاری FRONTIER 4.1 تهیه شده از سوی کوئلی (۱۶) به کار رفت. برای انتخاب بهترین مدل نیز از آزمون نسبت حداکثر درستنمایی تعمیم یافته[1]، به صورت زیر استفاده شد:

$$\lambda = -۲[\text{Loglikelihood}(H_0)-\text{Loglikelihood}(H_2)] \qquad (۸)$$

در رابطه ۸، آماره λ نسبت حداکثر درستنمایی، H_0 فرضیه صفر و H_1 فرضیه یک است. آماره λ تحت فرضیه صفر با آماره x^2 (chi - Square) به طور مجانبی، هم توزیع است(۱).

اگر فرضیه صفر یا $\mu = \gamma = ۰$ در چارچوب مدل ۳، پذیرفته شود، این امر گویای آن است که روش حداقل مربعات معمولی (OLS) نسبت به روش حداکثر درستنمایی (ML) ترجیح دارد. به دیگر سخن، تمام تغییرات تولید انجیر و اختلاف موجود میان انجیرکاران به عواملی تصادفی مربوط

1. Generalized Likelihood Ratio Test

می‌شود که از کنترل انجیرکار خارج است. بنابراین در چنین شرایطی، هیچ تفاوت معنیداری میان کارایی فنی انجیرکاران وجود ندارد. با این حال، اگر فرضیه $\mu = \gamma = 0$ پذیرفته نشود، بخشی از اختلاف موجود میان انجیرکاران به عوامل مدیریتی مربوط می‌شود. بنابراین در چنین شرایطی کارایی فنی انجیرکاران قابل مشاهده است و روش حداکثر درستنایی نسبت به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد.

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

به منظور بررسی ویژگیهای اجتماعی - اقتصادی و تاثیر آن بر روی کارایی فنی انجیرکاران، عواملی همچون سن، تجربه، میزان تحصیلات، اندازه خانوار، تعداد دفعات بَر دادن، سن متوسط باغ، اندازه باغ، سطح سواد، بهره گیری از اعتبارات و اشتغال خارج از انجیرکاری، بررسی شد. برای آزمون معنیدار بودن اختلاف میانگین کارایی فنی در سطوح مختلف ویژگیهای اجتماعی - اقتصادی انجیرکاران، مانند مطالعه براوو - یورتا و ایونسن (۱۵)، از تحلیل واریانس (ANOVA) استفاده شد و بر حسب اینکه ویژگیهای یاد شده به ۲ سطح یا بیشتر از ۲ سطح تقسیم شده است، به ترتیب، از آزمونهای T و F بهره گرفته شد.

نتایج و بحث

با استفاده از اطلاعات گردآوری شده، برای اعضای نمونه هر یک از شهرستانهای مورد مطالعه، توابع تولید انجیر به دو شکل متعالی و لگاریتمی متعالی برآوردشد، سپس با کمک آزمون F حداقل مربعات مقید، بر اساس جدول شماره ۱، مشخص شد که در شهرستانهای استهبان و نی‌ریز مدل متعالی و در شهرستانهای جهرم و کازرون مدل لگاریتمی متعالی، تابع تولید انجیر را بهتر می‌توانند توضیح دهند.

جدول شماره ۱. آزمون F برای انتخاب بهترین مدل تابع تولید انجیر در شهرستانهای استهبان، جهرم، کازرون و نی‌ریز

شهرستان	F محاسباتی	F جدول (۹۵٪)	مدل انتخابی
استهبان	۰/۴۸	۲/۷۵	متعالی
جهرم	۱۰/۰۱	۲/۹۱	لگاریتمی متعالی
کازرون	۵/۸۶	۲/۹۰	لگاریتمی متعالی
نی ریز	-۰/۰۵	۲/۹۹	متعالی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور برآورد کارایی فنی انجیرکاران، توابع تولید مرزی تصادفی، برای هریک از شهرستانهای مورد مطالعه، به روش حداکثر درستنایی (ML) برآورد شد. بدین ترتیب، برای شهرستانهای استهبان و نی‌ریز از مدل تابع تولید متعالی مرزی تصادفی (رابطه ۱) و برای شهرستانهای جهرم و کازرون از مدل تابع تولید لگاریتمی متعالی مرزی تصادفی (رابطه ۲) استفاده شده است.

برای تخمین پارامترهای توابع تولید مرزی تصادفی پیشگفته، روش کار بدین صورت است که نخست، سه فرضیه بدون محدودیت، $\mu = 0$ و $\mu = \gamma = 0$ برای متغیرهای تصادفی U_i و V_i، به طور جداگانه، به روش حداکثر درستنایی (ML)، تخمین زده شد؛ سپس با بهره‌گیری از آزمون نسبت حداکثر درستنایی تعمیم یافته (رابطه ۸)، از میان مدلهای سه گانه پیشگفته، بهترین مدل برگزیده شد.

نتایج تخمین حداکثر درستنایی توابع تولید مرزی تصادفی انجیرکاران که در چارچوب مدلهای سه گانه، برای شهرستانهای استهبان، جهرم، کازرون و نی‌ریز به دست آمد، به ترتیب در جدولهای شماره ۲، ۳، ۴ و ۵ آورده شده است.

جدول شماره ۲. تخمین حداکثر درستنمایی پارامترهای تابع تولید متعالی (ترانسندنتال) مرزی تصادفی انجیرکاران شهرستان استهبان در چارچوب مدلهای مختلف

مدل:	(۱) بدون محدودیت		(۲) $\mu = ۰$		(۳) $\mu = \gamma = ۰$	
پارامترها	ضریب	SE	ضریب	SE	ضریب	SE
$\beta_۰$	۳/۲۳۴	۰/۱۹۸	۳/۴۷۴	۰/۱۵۵	۲/۱۴۳	۰/۶۴۹
$\beta_۱$	۰/۷۸۲	۰/۰۷۸	۰/۷۸۴	۰/۰۴۹	۰/۶۹۶	۰/۱۱۶
$\beta_۲$	۰/۰۴۲	۰/۰۲۰	۰/۰۱۱	۰/۱۱۳	۰/۰۱۷	۰/۰۵۷
$\beta_۳$	۰/۱۰۴	۰/۰۸۴	۰/۰۲۴	۰/۰۸۹	۰/۳۹۱	۰/۲۵۵
$\beta_۴$	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۴
$\beta_۵$	۰/۰۰۲	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۶	۰/۰۱۸	۰/۰۰۸
$\beta_۶$	۰/۰۰۹	۰/۰۰۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲
$\delta_s^۲ = \delta_u^۲ + \delta_v^۲$	۰/۲۹۵	۰/۰۷۳	۰/۳۹۶	۰/۰۲۰	۰/۱۲۵	-
$\gamma = \delta_u^۲ / \delta_s^۲$	۰/۹۹۹	۰/۵×۱۰$^{-۴}$	۰/۹۹۹	۰/۸×۱۰$^{-۷}$	۰	-
μ	۰/۱۹۶	۰/۳۵۸	۰	-	۰	-
Log-likelihood	-۱۷/۵۸۶	-	-۱۷/۲۶۶	-	-۲۳/۹۸۹	-

SE: خطای معیار

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ۳. تخمین حداکثر درستنمایی پارامترهای تابع تولید لگاریتمی متعالی (ترانسلوگ) مرزی تصادفی انجیرکاران شهرستان جهرم در چارچوب مدلهای مختلف

مدل:	(۱) بدون محدودیت		(۲) $\mu = 0$		(۳) $\mu = \gamma = 0$	
پارامترها	ضریب	SE	ضریب	SE	ضریب	SE
β_0	۵/۸۹۴	۰/۹۱	۶/۱۰۵	۱/۳۲۳	۶/۷۵۴	۱/۴۳۹
β_1	-۰/۶۷۴	۰/۱۶۶	-۰/۶۵۸	۰/۱۸۵	-۰/۵۹۹	۰/۲۱۴
β_2	۰/۴۲۳	۰/۳۱۹	۰/۴۱۷	۰/۳۵۹	۰/۳۷۷	۰/۳۶۹
β_3	۰/۳۷۱	۰/۶۲۳	۰/۲۰۹	۰/۹۰۵	-۰/۴۵۵	۰/۸۹۸
β_{11}	۰/۰۰۳	۰/۰۲۶	۰/۰۱۲	۰/۰۲۵	۰/۰۲۵	۰/۰۲۷
β_{12}	-۰/۰۴۱	۰/۰۰۹	۰/۰۴۰	۰/۰۰۹	۰/۰۴۰	۰/۰۱۱
β_{13}	۰/۲۰۸	۰/۰۴	۰/۲۰۳	۰/۰۴۵	۰/۱۸۵	۰/۰۵۲
β_{22}	۰/۰۸۹	۰/۰۵۸	۰/۰۸۶	۰/۰۶۳	۰/۰۷۵	۰/۰۶۶
β_{23}	-۰/۰۰۲	۰/۰۵۷	-۰/۰۰۳	۰/۰۶۲	-۰/۰۰۳	۰/۰۶۶
β_{33}	-۰/۱۳۷	۰/۲۱۶	-۰/۰۹۰	۰/۲۹۹	۰/۱۰۴	۰/۲۸۸
$\delta_s^2 = \delta_u^2 + \delta_v^2$	۰/۶۷۲	۰/۴۹۷	۰/۲۱۲	۰/۰۸۱	۰/۱۲۸	-
$\gamma = \delta_u^2/\delta_s^2$	۰/۹۵۷	۰/۰۶۵	۰/۸۴۸	۰/۱۵۹	۰	-
μ	-۰/۰۱۶	۱/۶۲۹	۰	-	۰	-
Log-likelihood	-۸/۷۰۴	-	-۹/۳۸۵	-	-۱۰/۳۲۲	-

SE: خطای معیار

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ۴. تخمین حداکثر درستنمایی پارامترهای تابع تولید لگاریتمی متعالی (ترانسلوگ) مرزی تصادفی انجیرکاران شهرستان کازرون در چارچوب مدلهای مختلف

مدل:	(۱) بدون محدودیت		(۲) $\mu = ۰$		(۳) $\mu = \gamma = ۰$	
پارامترها	ضریب	SE	ضریب	SE	ضریب	SE
$\beta_۰$	۳۱/۰۸۶	۰/۹۹۸	۳۱/۰۸۰	۰/۹۹۱	۳۰/۹۵۲	۸/۰۲۷
$\beta_۱$	-۲/۱۴۷	۰/۹۷۳	-۲/۱۴۷	۰/۸۴۸	-۲/۱۶۷	۰/۹۷۸
$\beta_۲$	۳/۱۰۹	۰/۹۷۸	۳/۱۸۴	۰/۸۲۳	۲/۷۶۲	۰/۵۴۶
$\beta_۳$	-۷/۹۹۶	۰/۹۵۴	-۷/۹۹۵	۰/۸۸۱	-۸/۰۱۵	۲/۸۹۶
$\beta_{۱۱}$	-۰/۱۵۱	۰/۵۴۱	-۰/۱۶۴	۰/۵۳۴	-۰/۰۸۵	۰/۱۶۱
$\beta_{۱۲}$	-۰/۱۵۱	۰/۱۷۱	-۰/۱۵۷	۰/۱۶۶	-۰/۰۸۶	۰/۰۷۸
$\beta_{۱۳}$	۰/۷۳۸	۰/۶۰۳	۰/۷۵۲	۰/۶۰۳	۰/۶۷۲	۰/۲۵۵
$\beta_{۲۲}$	۰/۱۵۹	۰/۱۰۱	۰/۱۶۳	۰/۰۵۷	۰/۱۳۹	۰/۰۲۶
$\beta_{۲۳}$	-۰/۴۲۳	۰/۲۲۲	-۰/۴۲۹	۰/۱۸۹	-۰/۴۲۷	۰/۱۲۷
$\beta_{۳۳}$	۰/۸۴۲	۰/۶۴۹	۰/۸۲۷	۰/۶۱۶	۰/۹۱۴	۰/۶۴۱
$\delta_s^۲-\delta_u^۲+\delta_v^۲$	۰/۰۶۷	۰/۰۷۵	۰/۰۷۸	۰/۰۶۶	۰/۰۴۰	-
$\gamma=\delta_u^۲/\delta_s^۲$	۰/۹۹۹	۰/۹۹۱	۰/۹۹۹	۰/۹۷۴	۰	-
μ	۰/۰۸۹	۰/۳۰۵	۰	-	۰	-
Log-likelihood	۱۸/۵۹۹	-	۱۸/۹۶۲	-	۱۳/۷۰۴	-

SE: خطای معیار

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ۵. تخمین حداکثر درستنمایی پارامترهای تابع تولید متعالی (ترانسندنتال) مرزی تصادفی انجیرکاران شهرستان نی‌ریز در چارچوب مدلهای مختلف

مدل:	(۱) بدون محدودیت		(۲) $\mu = ۰$		(۳) $\mu = \gamma = ۰$	
پارامترها	ضریب	SE	ضریب	SE	ضریب	SE
$\beta_۰$	-۱/۴۱۳	۰/۰۵۳	-۱/۰۶۶	۱/۳۵۵	۱/۲۵۷	۱/۲۰۲
$\beta_۱$	۰/۴۴۸	۰/۰۱۸	۰/۳۸۷	۰/۲۱۲	۰/۲۳۵	۰/۲۸۹
$\beta_۲$	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۲	-۰/۰۵۸	۰/۰۴۳	۰/۰۰۶	۰/۰۵۰
$\beta_۳$	۱/۷۷۴	۰/۰۲۸	۱/۷۶۹	۰/۳۷۷	۱/۱۴۸	۰/۴۱۰
$\beta_۴$	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲
$\beta_۵$	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۴	۰/۰۱۰	۰/۰۰۹	۰/۰۰۶	۰/۰۱۱
$\beta_۶$	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۴
$\delta_s^۲=\delta_u^۲+\delta_v^۲$	۱/۷۲۱	۰/۳۳۳	۰/۴۴۵	۰/۰۷۹	۰/۱۹۸	-
$\gamma=\delta_u^۲/\delta_s^۲$	۰/۹۹۱	$۰/۳\times۱۰^{-۵}$	۰/۹۹۹	۰/۰۰۹	۰	-
μ	-۲/۶۲۳	۰/۵۸۶	۰	-	۰	-
Log-likelihood	-۱۰/۱۲۲	-	-۱۲/۹۱۶	-	-۱۷/۴۲۸	-

SE: خطای معیار

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای تعیین کارایی فنی انجیرکاران، باید مناسبترین تابع مرزی تصادفی برآورد شده در چارچوب دو فرضیه $\mu = ۰$ و $\mu = \gamma = ۰$ انتخاب شود. با قرار دادن مقادیر Log-likelihood توابع مرزی تصادفی برآورد شده در رابطه ۸ (که پیش از این نیز شرح داده شد)، مقدار آماره $X^۲$ یا Chi-Square به دست می‌آید. چنانچه ارزش $X^۲$ محاسباتی هر کدام از فرضیه‌های یاد شده، از ارزش $X^۲$ جدول در سطح احتمال ۵ درصد بیشتر باشد، فرضیه پیشگفته رد می‌شود.

آزمون نسبت حداکثر درستنمایی تعمیم یافته که برای انتخاب مدل مناسب تابع تولید مرزی تصادفی در شهرستانهای مورد مطالعه انجام گرفت، در جدول شماره ۶ خلاصه شده‌است.

جدول شماره ۶ آزمون نسبت حداکثر درستنمایی تعمیم یافته برای انتخاب مدل مناسب در شهرستانهای استهبان، جهرم، کازرون و نی‌ریز

شهرستان	فرضیه H_0	ارزش X^2 محاسباتی	ارزش X^2 جدول (۹۵٪)	تصمیم
استهبان	$\mu = \gamma = 0$	۱۲/۸۱	۵/۹۹	عدم پذیرش
	$\mu = 0$	-۰/۶۴	۳/۸۴	پذیرش
جهرم	$\mu = \gamma = 0$	۳/۲۴	۵/۹۹	پذیرش
	$\mu = 0$	۱/۳۶	۳/۸۴	پذیرش
کازرون	$\mu = \gamma = 0$	۹/۷۹	۵/۹۹	عدم پذیرش
	$\mu = 0$	-۰/۷۳	۳/۸۴	پذیرش
نی ریز	$\mu = \gamma = 0$	۱۴/۶۱	۵/۹۹	عدم پذیرش
	$\mu = 0$	۵/۵۹	۳/۸۴	عدم پذیرش

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول شماره ۶ نشان می‌دهد که H_0 مبنی بر $\mu = \gamma = 0$ با دو درجه آزادی در مورد انجیر کاران شهرستانهای استهبان، کازرون و نی ریز مردود است. بنابراین، نتیجه گرفته شد که روش حداکثر درستنمایی (ML) برای تخمین تابع تولید مرزی تصادفی انجیرکاران شهرستانهای یاد شده، به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) ترجیح دارد. این مطلب نشان می‌دهد که بخشی از تفاوت موجود در تولید انجیر، در میان اعضای نمونه شهرستانهای یادشده، تأثیرپذیر از عوامل مدیریتی است. بنابراین، مقدار کارایی فنی انجیرکاران شهرستانهای استهبان ، کازرون و نی‌ریز قابل اندازه گیری است.

در شهرستان جهرم به دلیل پذیرش فرضیه $\mu = \gamma = 0$ با دو درجه آزادی، روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به روش حداکثر درستنمایی (ML) ترجیح دارد. بنابراین، تمام تغییرات تولید انجیردر میان اعضای نمونه شهرستان یاد شده، به عواملی مربوط می‌شود که از کنترل انجیرکار خارج است؛ پس در چنین وضعیتی، هیچ تفاوت معنیداری میان مقادیر کارایی فنی انجیرکاران اعضای نمونه شهرستان جهرم وجود ندارد و کارایی فنی قابل اندازه گیری نیست.

با توجه به جدول شماره ۶، پذیرش فرضیه $\mu = 0$ با یک درجه آزادی در شهرستانهای استهبان و کازرون نشان می‌دهد که کارایی فنی انجیرکاران در شهرستانهای پیشگفته دارای توزیع نیمه نرمال بوده است و عدم پذیرش فرضیه $\mu = 0$ با یک درجه آزادی در شهرستان نی‌ریز نیز نشان دهنده این است که کارایی فنی انجیرکاران در این شهرستان، توزیع نیمه نرمال نداشته است.

سرانجام، با تخمین تابع تولید متعالی مرزی تصادفی برای شهرستانهای استهبان و نی‌ریز و همچنین تابع تولید لگاریتمی متعالی مرزی تصادفی برای شهرستان کازرون، کارایی فنی انجیرکاران محاسبه شد.

توزیع فروانی انجیرکاران در سطوح مختلف کارایی فنی در جدول شماره ۷ آورده شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی انجیرکاران در استهبان ۶۵/۷ درصد است که از حداقل ۲۰/۷ درصد تا حداکثر ۹۹/۹ درصد نوسان داشته است. میانگین کارایی فنی انجیرکاران در کازرون نیز ۸۰/۲ درصد است که دارای حداقل ۴۴/۹ درصد تا حداکثر ۹۹/۹ درصد نوسان بوده است. همچنین میانگین کارایی فنی انجیرکاران در نی‌ریز ۶۳/۷ درصد است که از حداقل ۱۵/۱ درصد تا حداکثر ۹۹/۹ درصد نوسان داشته است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ۷. توزیع فراوانی انجیرکاران در سطوح مختلف کارایی فنی در شهرستانهای استهبان، کازرون و نی‌ریز

سطوح کارایی فنی(درصد)	استهبان		کازرون		نی ریز	
	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد
≥ ۳۰	۵	۶/۸	۰	۰	۲	۵/۷
< ۳۰ ≥ ۴۰	۴	۵/۵	۰	۰	۴	۱۱/۴
< ۴۰ ≥ ۵۰	۱۱	۱۵/۱	۱	۲/۴	۵	۱۴/۳
< ۵۰ ≥ ۶۰	۱۰	۱۳/۷	۵	۱۱/۹	۳	۸/۶
< ۶۰ ≥ ۷۰	۱۱	۱۵/۱	۳	۷/۱	۴	۱۱/۴
< ۷۰ ≥ ۸۰	۱۰	۱۳/۷	۹	۲۱/۴	۳	۸/۶
< ۸۰ ≥ ۹۰	۱۲	۱۶/۴	۱۳	۳۱/۰	۴	۱۱/۴
< ۹۰	۱۰	۱۳/۷	۱۱	۲۶/۲	۱۰	۲۸/۶
میانگین		۶۵/۷		۸۰/۲		۶۳/۷
دامنه		۷۹/۲		۵۵/۰		۸۴/۸
حداقل		۲۰/۷		۴۴/۹		۱۵/۱
حداکثر		۹۹/۹		۹۹/۹		۹۹/۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از نظر فن‌آوری تولید و مدیریت، شکاف میان بهترین و ضعیفترین تولید کننده در استهبان ۷۹/۲ درصد، در کازرون ۵۵/۰ درصد و در نی‌ریز نیز ۸۴/۸ درصد است. این ارقام نشاندهنده پتانسیل بالای افزایش تولید انجیر در استان فارس از راه بهبود کارایی فنی انجیر کاران در شرایط فن‌آوری موجود است.

بدون تردید برگزار کردن کلاسهای آموزشی - ترویجی در زمینه اصول باغبانی انجیر (آفات و بیماریها، گرده افشانی، هرس، سمپاشی و خشک کردن محصول) در مناطق عمده انجیرخیز استان فارس و همچنین شرکت فعال انجیرکاران در این کلاسها، می‌تواند منجر به محدود ساختن شکاف میان بهترین تولید کننده و دیگر تولید کنندگان از نظر کارایی فنی شود. بنابراین، فرضیه اول، بر پایه اینکه «میزان تولید انجیر را می‌توان از راه بهبود کارایی فنی انجیرکاران افزایش داد» پذیرفتنی است.

نتایج تحلیل واریانس ویژگیهای اجتماعی - اقتصادی انجیرکاران نمونه مورد بررسی، در جدول شماره ۸ خلاصه شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که در استهبان، میان سن انجیرکار و کارایی فنی، رابطه مثبت و معنیداری در سطح احتمال ۵ درصد وجود داشته در حالی که در کازرون و نی‌ریز تفاوت معنیداری میان میانگین کارایی فنی در سطوح مختلف سنی دیده نشده‌است. همچنین بین میانگین کارایی فنی در سطوح مختلف تجربه، تفاوت معنیداری وجود نداشته است. میزان تحصیلات انجیرکار نیز دارای رابطه مستقیمی با میانگین کارایی فنی در استهبان، کازرون و نی‌ریز بوده به طوری که با افزایش سطح تحصیلات، کارایی فنی نیز افزایش یافته است ولی از نظر آماری، براساس آزمون F، تفاوت معنیداری در میانگین کارایی فنی دیده نشده است. در استهبان و کازرون، میان تعداد دفعات بَر دادن (گرده افشانی انجیر) و میانگین کارایی فنی، رابطه مثبت و معنیداری در سطح احتمال ۵ درصد وجود داشته در حالی که در نی ریز این اختلاف معنیدار نبوده است. در مورد رابطه میان سطوح مختلف اندازه خانوار و کارایی فنی، نتایج تحلیل واریانس نشان داد که خانواده‌های ۵ تا ۱۰ نفره نسبت به خانواده‌های زیر ۵ نفره و بالای ۱۰ نفره، بیشترین میزان کارایی فنی را داشته‌اند که براساس آزمون F در کازرون، در سطح احتمال ۵ درصد، معنیدار است در حالی که در استهبان و نی‌ریز این اختلاف معنیدار نبوده است.

در مورد رابطه میان سطوح مختلف سن متوسط باغ و کارایی فنی، نتایج تحلیل واریانس نشان داد که بیشترین میزان کارایی فنی در استهبان، مربوط به باغهای بین ۴۰ تا ۶۰ سال و در کازرون و نی‌ریز، مربوط به باغهای بین ۲۰ تا ۴۰ سال است که بر اساس آزمون F در کازرون و در سطح احتمال ۵ درصد معنیدار بوده در حالی که در استهبان و نی‌ریز این اختلاف، معنیدار نبوده است.

اندازه باغ رابطه مستقیمی با میانگین کارایی فنی در استهبان، کازرون و نی‌ریز داشته به طوری که با افزایش اندازه باغ، کارایی فنی نیز افزایش یافته است. از نظر آماری نیز براساس آزمون F، تفاوت در میانگین کارایی فنی در سطوح مختلف اندازه باغ، در استهبان و کازرون به

ترتیب در سطح احتمال ۱۰ و ۵ درصد معنیدار بوده در حالی که در نی‌ریز این تفاوت معنیدار نبوده است.

داشتن سواد، تاثیر مثبتی بر میانگین کارایی فنی داشته است و براساس آزمون T، در کازرون تفاوت در میانگین کارایی فنی در سطح احتمال ۱۰ درصد معنیدار بوده در حالی که در استهبان و نی‌ریز این تفاوت معنیدار نبوده است.

استفاده از اعتبارات در استهبان تاثیر مثبت و در کازرون و نی‌ریز تاثیر منفی بر میانگین 0کارایی فنی انجیرکاران داشته است و براساس آزمون T، در نی‌ریز، تفاوت در میانگین کارایی فنی، در سطح احتمال ۱۰ درصد معنیدار بوده در حالی که در استهبان و کازرون این تفاوت معنیدار نبوده است.

داشتن اشتغال غیر انجیر کاری، رابطه معنیداری با میانگین کارایی فنی انجیرکاران نداشته است.

به طور کلی نتایج تحلیل واریانس ویژگیهای اجتماعی - اقتصادی انجیرکاران نمونه مورد بررسی، نشان داد که سن انجیرکار، میزان تحصیلات انجیرکار، تعداد دفعات بَر دادن و اندازه باغ در تمام شهرستانهای مورد مطالعه و اعتبارات در استهبان، رابطه مستقیمی با میزان کارایی فنی انجیرکاران داشته‌است. بنابراین، فرضیه دوم مبنی بر اینکه «تعداد دفعات بَر دادن ، اندازه باغ و سطح تحصیلات رابطه مستقیمی با میزان کارایی فنی انجیرکاران دارد» پذیرفتنی است.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ۸. مقایسه میانگین کارایی فنی انجیرکاران با توجه به ویژگیهای اجتماعی - اقتصادی آنها در شهرستانهای استهبان، کازرون و نی‌ریز

متغیر و سطوح آن	استهبان		کازرون		نی ریز	
	کارایی	تعداد	کارایی	تعداد	کارایی	تعداد
۱. سن (سال):						
۴۰ ≥	۶۹/۳	۲۳	۸۶/۹	۱۲	۶۹/۰	۵
۵۰ ≥ ۴۰ <	۵۰/۴	۱۲	۷۷/۷	۱۴	۵۸/۹	۷
۵۰ <	۶۸/۱	۳۸	۷۷/۱	۱۶	۷۰/۴	۲۳
F - Value	۴/۰۲**		۲/۰۲		۰/۵۳	
۲. تجربه (سال):						
۲۰ ≥	۶۵/۶	۲۹	۸۸/۹	۱۰	۷۴/۶	۸
۴۰ ≥ ۲۰ <	۶۶/۹	۲۸	۷۷/۱	۲۶	۷۱/۴	۱۳
۴۰ <	۶۳/۳	۱۶	۷۸/۲	۶	۶۰/۹	۱۴
F - Value	۰/۱۴		۲/۷۲*		۰/۹۰	
۳. تحصیلات:						
بی سواد	۶۲/۸	۲۳	۷۷/۲	۲۷	۶۵/۰	۱۸
ابتدایی و راهنمایی	۶۶/۱	۳۴	۸۵/۸	۱۳	۶۷/۹	۱۳
متوسطه	۶۵/۵	۱۳	۸۲/۰	۲	۷۵/۰	۳
عالی	۸۰/۷	۳	-	۰	۹۹/۰	۱
F - Value	۰/۶۴		۱/۶۴		۰/۶۱	
۴. اندازه خانوار (نفر):						
۵ ≥	۶۵/۹	۲۱	۸۱/۸	۵	۶۲/۶	۸
۱۰ ≥ ۵ <	۶۷/۰	۳۸	۸۴/۸	۲۲	۶۹/۹	۲۲
۱۰ <	۶۱/۰	۱۴	۷۲/۶	۱۵	۶۷/۸	۵
F - Value	۰/۴۲		۳/۷۵**		۰/۲۲	
۵. سن متوسط باغ (سال):						
۲۰ ≥	۵۳/۳	۶	۸۴/۵	۴	۶۶/۰	۲
۴۰ ≥ ۲۰ <	۶۵/۶	۱۷	۸۲/۳	۳۰	۷۱/۶	۹
۶۰ ≥ ۴۰ <	۴۸/۲	۱۹	۷۳/۱	۷	۵۵/۳	۷
۶۰ <	۶۶/۳	۳۱	۴۵/۰	۱	۷۱/۴	۱۷
F - Value	۰/۷۷		۳/۴۶**		۰/۷۰	
۶. اندازه باغ (درخت):						
۱۰۰ ≥	۵۴/۶	۱۷	۸۹/۰	۹	۶۹/۸	۹
۳۰۰ ≥ ۱۰۰ <	۶۸/۴	۳۶	۷۷/۲	۱۹	۶۷/۷	۲۰

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ادامه جدول شماره ۸

متغیر و سطوح آن	استهبان		کازرون		نی ریز	
	کارایی	تعداد	کارایی	تعداد	کارایی	تعداد
۳۰۰ ≤ ۵۰۰ >	۶۸/۶	۱۳	۶۵/۵	۴	۴۳/۳	۳
۵۰۰ <	۷۲/۱	۷	۸۳/۴	۱۰	۸۸/۰	۳
F - Value	۲/۱۵*		۳/۵۶**		۱/۶۰	
۷. تعداد بَر دادن (دفعه):						
۲ ≥	۴۵/۰	۵	۹۷/۰	۱	۹۴/۰	۳
۳	۶۵/۸	۵۰	۵۹/۰	۲	۶۳/۹	۲۵
۴ ≥	۷۰/۶	۱۸	۸۰/۷	۳۹	۷۱/۰	۷
F - Value	۳/۰۴**		۳/۲۴**		۱/۹۸	
۸. داشتن سواد:						
۰	۶۲/۸	۲۳	۷۷/۲	۲۷	۶۵/۰	۱۸
۱	۶۶/۸	۵۰	۸۵/۳	۱۵	۷۱/۰	۱۷
T - Value	-۰/۷۰		-۱/۸۶*		-۰/۶۸	
۹. استفاده از اعتبارات:						
۰	۶۵/۰	۴۵	۸۱/۵	۳۰	۷۲/۲	۲۵
۱	۶۶/۴	۲۸	۷۶/۵	۱۲	۵۷/۲	۱۰
T - Value	-۰/۲۸		۰/۹۲		۱/۸۹*	
۱۰. اشتغال غیر انجیرکاری:						
۰	۶۳/۲	۲۳	۸۰/۳	۱۷	۶۵/۴	۱۶
۱	۶۶/۷	۵۰	۷۹/۹	۲۵	۷۰/۰	۱۹
T - Value	-۰/۶۴		۰/۰۸		-۰/۵۰	

(**) و (*): به ترتیب معنیدار بودن را در سطح احتمال ۵ و ۱۰ درصد نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. بهبودیان، ج . ۱۳۷۰. آمار ریاضی . انتشارات امیرکبیر. تهران. ۲۸۷ ص.

۲. زیبایی، م . ۱۳۷۵. بررسی تاثیر مجموعه سیاستهای اتخاذ شده در فاصله سالهای ۶۹ تا ۷۲ برکارایی فنی واحدهای تولید شیر استان فارس. مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشکده کشاورزی زابل. ص ۲۸۸ تا ۳۰۲.

۳. زیبایی، م. و غ. سلطانی. ۱۳۷۴. روشهای مختلف تخمین تابع تولید مرزی و کارایی فنی واحدهای تولید شیر. مجله برنامه و توسعه. شماره (۱۱). ص ۷۳ تا ۹۴.

۴. فقیه، ح. ۱۳۷۱. انجیر استهبان. مجله زیتون. شماره (۱۰۷). ص ۳۰ تا ۳۱.

۵. نجفی، ب. وم. زیبایی. ۱۳۷۳. بررسی کارایی فنی گندمکاران فارس: مطالعه موردی. اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره(۷). ص ۷۱ تا ۸۶.

۶. وزارت کشاورزی. ۱۳۷۴ آمارنامه کشاورزی سال ۱۳۷۳. معاونت طرح و برنامه. اداره کل آمار و اطلاعات. شماره(۱۸).

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

8. Ali, M. and J.C. Flinn 1989. Profit efficiency among Basmati rice producers in Pakistan Panjad. *American Journal of Agricultural Economics*, 71:303-310.

9. Bagi, F.S. 1982. Economic efficiency of share cropping: reply and some further results. *Malayan Economics Review*,27:86-95.

10. Battese, G.E. and G.S. Corra 1977. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia. *Journal of Agricultural Economics*, 21:169-179.

11. Battese, G.E. and T.J. Coelli 1992. Frontier production functions,technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of Productive Analysis,*3:153-169.

12. Battese, G.E. and G.A. Tessema 1993. Estimation of stochastic frontier production functions with time-varying parameters ans technical efficiencies using panel data from India villages. *Agricultural Economics,* 9:313-333.

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

14. Bravo-Ureta, B.E. and L. Rieger, 1990. Alternative production frontier methodologies and dairy farm efficiencies. *Journal of Agricultural Economics,*41:215-226.

15. Bravo-Ureta, B.E. Evenson. 1994. Efficiency in agricultural production: the case of peasant farmers in Eastern Paraguay. *Agricultural Economics*, 10:27-37.

16. Coelli, T.J. 1994. A guid to FRONTIER Version 4.1 : a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. Departments of Econometrics University of New England, Armidale.

17. Coelli. T.J. 1995. Recent developments in frontier modeling and efficiency measurement. *Australian Agricultural Economics,* 39:219-245.

18. Farrell, M.T.J. 1957. The measurement of production efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society,*120:253-281.

19. 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.

20.Green, W.H. 1980. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. *Journal of Econometrics,*13:27-56.

21. Griliches, Z. 1963. Estimates of the aggregate agricultural production function from cross-sectional data. *Journal of Farm Economics,* 45:419-428.

22. Huang, C.J and F.S. Bagi. 1984. Technical efficiency on individual farms in North - West India. *Southern Economic Journal,*51:108-115.

23. Jondrow, J., C.A.K. Lovell, I.S. Materov and P.Schmidt. 1982. On the estimation of the technical inefficiency in the stochastic frontier production function. *Journal of Econometrics,* 19: 233-238

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

25. Kopp, R.J. 1981. The measurement of production efficiency: a reconsideration.*Australian Journal of Economics,*97:477-503.

26. Meeusen, W. and J. Von Den Broeck. 1977. Efficiency estimation from Cobb-Douglus production functions with composed error.

International Economic Review, 18:435-444.

27. Parikh, A. and k. Shah 1994. Measurement of technical efficiency in the North - West frontier province of Pakistan. *Journal of Aricultural Economics,* 45:132-138.

28. Timmer, C.P. 1971. Using a probabilistic frontier production to measure technical efficiency. *Journal of Political Economy,* 79:776-794.

29. Torkamani, J. and J.B. Hardaker 1996. A study of economic efficiency of Iranian farmers in Ramjerd district: an application of stochastic programming. *Agricultural Economics,* 14:73-83.

30. Upton, M. 1979. The unproductive production function. *Journal of Agricultural Economics,*30:179-191.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی