

## تعیین کارآیی فنی، تخصصی و اقتصادی پنبه کاران استان تهران (مطالعه موردی شهرستان ورامین)

محسن رفعتی<sup>\*</sup>، یدالله آذرین فر<sup>\*\*</sup>، علی کلایی<sup>\*</sup>، محمد زاد<sup>\*</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۱۰/۱۹ تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۹/۳۰

### چکیده

به منظور تعیین درجه‌ی موقبیت پنبه کاران استان تهران در استفاده‌ی بهینه از منابع مشخص و همچوین بررسی امکان افزایش تولید محصول با استفاده از مجموعه‌ی مشخصی از منابع و عوامل تولید به تعیین کارآیی فنی، تخصصی و اقتصادی این گروه از کشاورزان برداخته شد. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز مطالعه از میان ۱۰ پنبه کار در شهرستان ورامین با استفاده از روش نمونه‌گیری بیسیستماتیک تصادفی در سال ۱۳۸۷ جمع آوری گردید. پس از برآورد تابع تولید مرزی تصادفی و تعیین میزان کارآیی فنی بهره‌برداران با استفاده از قسمیه‌ی دوگانگی تابع هزینه‌ی مرزی تخمین زده شد، و در نهایت میزان کارآیی تخصصی و اقتصادی بهره‌برداران محاسبه گردید. براساس نتایج، متغیرهای سطح زیرکشت پنبه، ماشین‌آلات، نیروی کار، میزان مصرف بنر و تعداد دور آبیاری از لحاظ آماری دارای اثر معنی دار و مثبت بر تولید پنبه در شهرستان ورامین بود. همچنین متغیرهای سن کشاورز و شرکت در کلاس‌های تربیجی و آموزشی با ناکارآیی فنی بهره‌برداران ارتباط معکوس نشان داد، اما تعداد قطعات زمین دارای تاثیر مثبت و معنادار بر ناکارآیی فنی پنبه کاران بود. نتایج محاسبه‌ی انواع کارآیی نشان داد که میانگین کارآیی فنی، تخصصی و اقتصادی بهره‌برداران نمونه به ترتیب  $40\%$ ،  $93\%$ ،  $80\%$  و  $77\%$  است. همچنین اختلاف میان حداقل و حداکثر کارآیی فنی  $40\%$ ، اختلاف میان حداقل و حداکثر کارآیی تخصصی  $43\%$  و اختلاف میان حداقل و حداکثر کارآیی اقتصادی پنبه کاران نیز حدود  $31\%$  محسوس شد، که در جای خود قابل تأمل است. با توجه به یافته‌های دقیق، آموزش و تربیج کشاورزی در زمینه‌ی کاربرد بهینه‌ی عوامل تولید و ارتقای سطح دانش کشاورزان بهمنظور افزایش تولید و بهبود کارآیی از ضروریات است.

### G14.D61: JEL

واژه‌های کلیدی: پنبه، کارآیی اقتصادی، کارآیی تخصصی، کارآیی فنی، ورامین، استان تهران

\* و \*\* به ترتیب اعضای هیات علمی و کارشناس ارشد موسسه‌ی پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه‌ی روستایی

E-mail: mrafaati@gmail.com

**مقدمه**

اقتصاددانان توسعه در ترسیم نقش بخش‌های مختلف اقتصادی در توسعه‌ی اقتصادی وظایف مختلفی را به بخش کشاورزی محول نموده، و بر همین مبنای توسعه‌ی بهنگام بخش کشاورزی و بخش صنعت تاکید ورزیده اند (تودارو، ۱۳۷۸). در راستای این سیاست، بخش کشاورزی به منظور ایفاده هر چه بهتر نقش خود در توسعه‌ی کشور و پاسخ‌گویی به نیازهای روزافزون به مواد غذایی، ملزم به افزایش تولید محصولات کشاورزی است. این امر موجب می‌گردد که تجزیه و تحلیل‌های کمی تولید و افزایش تولید محصولات کشاورزی در راست سیاست‌های این بخش قرار گیرد. در میان راه‌های مختلفی که برای افزایش تولید محصولات کشاورزی ارائه شده است، افزایش استفاده از منابع و نهاده‌های اساسی (مانند زمین، آب و ...) و توسعه‌ی فن‌آوری‌های جدید با مشکلات و تنگناهایی روبرو است. شاید مناسب‌ترین روش برای تحقق نرخ رشد لازم در بخش کشاورزی بهبود و افزایش کارآبی تولیدکنندگان از طریق به کارگیری صحیح و بهینه‌ی نهاده‌ها در این بخش باشد (محرابی بشرآبادی و پاکروان، ۱۳۸۸). افزایش کارآبی را می‌توان به عنوان یک مکمل مناسب و بادوام برای مجموعه‌ی سیاست‌هایی که تولیدات داخلی را تشویق و حفاظت و همچنین استفاده‌ی بهینه از منابع را ترویج می‌کند در نظر گرفت. کارآبی عامل بسیار مهمی در رشد بهره‌وری منابع تولید به ویژه در اقتصاد کشاورزی کشورهای درحال توسعه است. این کشورها از یک طرف با فرصت‌های محدود برای توسعه و پذیرش فن‌آوری‌های جدیدتر مواجه اند، و از سوی دیگر از فن‌آوری‌های موجود هم به طور کارآ استفاده نمی‌کنند. بنابر این هر مطالعه در زمینه‌ی کارآبی کشاورزان در تولید محصولات کشاورزی و کوشش در جهت بهبود کارآبی آن‌ها، بهره‌وری عوامل تولید در کشاورزی را افزایش خواهد داد. با تجزیه و تحلیل کارآبی، از یک سو درجه‌ی موفقیت بهره‌برداران در استفاده‌ی بهینه از منابع مشخص می‌شود، و از سوی دیگر امکان افزایش تولید محصولات با استفاده از مجموعه‌ی مشخصی از منابع و عوامل تولید مورد بررسی قرار می‌گیرد (حسن پور، ۱۳۷۶).

پنجه به عنوان یک محصول چندمنظوره مطرح است که در بخش‌هایی از صنعت، صنایع غذایی و دامپروری مورد استفاده قرار می‌گیرد. این محصول علاوه بر تامین مواد اولیه‌ی صنایع نساجی و روغن‌کشی در اشتغال‌زایی بخش‌های کشاورزی، صنعت و بازرگانی نقش مهمی ایفا می‌کند. کمتر محصول کشاورزی از نظر قابلیت ایجاد ارزش افزوده و تنوع فراورده‌ها، یارای برابری با پنجه را دارد (صبوحی و مجرد، ۱۳۸۸). با توجه به امکانات و محدودیت‌های موجود در تولید پنجه، مناسب‌ترین راه کار برای افزایش درآمد و کاهش هزینه‌ها، تخصص مطلوب عوامل تولید موجود و بهبود کارآبی در تولید است. کارآبی تأثیر بسیار زیادی بر افزایش عمل کرد دارد، و با تخمین کارآبی و شناسایی علل ناکارآبی در تولید، می‌توان امید داشت که یکی از اهداف سیاست تولید پنجه یعنی بهبود کارآبی محقق گردد ( حاجیانی و همکاران، ۱۳۸۴).

مطالعه و بررسی در خصوص نحوه‌ی مدیریت و استفاده از منابع در دسترس کشاورزان و شناسایی عوامل مؤثر بر ناکارآبی تولیدکنندگان در جهت رفع شکاف میان بهترین تولیدکننده و تولیدکنندگان دیگر از وظایف مهم محققان و پژوهشگران است. در این رابطه محققان مطالعات مختلفی در داخل و خارج از کشور در رابطه با محصولات مختلف با استفاده از روش‌های مختلف انجام داده اند. به عنوان مثال فریادرس و همکاران (۱۳۸۱) با استفاده از روش تحلیل فرآگیر داده‌ها، انواع کارآبی پنجه کاران ۱۳ استان منتخب کشور را بررسی کردند. نتایج این بررسی نشان داد که کارآبی فنی پنجه کاران در اکثر استان‌ها (به جز استان فارس) بسیار بالا است، و بنابراین برای افزایش تولید بایستی بر راه کارهای مبتنی بر پیشرفت فناوری تأکید نمود. هم‌چنین بر اساس نتایج این مطالعه، کارآبی مدیریتی بهره‌برداران با متوسط ۰/۹۶ به دست آمد که نشان‌دهنده‌ی بالا بودن قدرت مدیریت کشاورزان در ترکیب کردن مناسب نهاده‌های تولیدی است. متوسط کارآبی تخصصی و اقتصادی پنجه کاران در کل استان‌ها هر کدام در حدود ۰/۸ به دست آمد، اما کارآبی فنی، تخصصی و اقتصادی پنجه کاران استان تهران هر کدام ۱۰۰ درصد محاسبه شده است. نورانی آزاد و همکاران (۱۳۸۵) نیز در مطالعه‌یی که تحت عنوان تعیین کارآبی فنی کشاورزان پنجه کار در استان فارس انجام داده اند، نتایج مطالعه‌ی فریادرس و همکاران راجع به استان فارس را تایید کرده اند. نتایج این مطالعه که کارآبی فنی

را با استفاده از تابع ترانسندنتال مرزی تصادفی و روش تخمین حداکثر درست نمایی محاسبه کرد، حکایت از آن دارد که میان حداکثر و حداقل کارآبی فنی محاسبه شده حدود ۸۶٪ اختلاف وجود دارد. این اختلاف زیاد میان حداکثر و حداقل کارآبی فنی محاسبه شده بیانگر آن است که می‌توان بدون تغییر عمدی فن‌آوری یا نهاده و با اعمال روش‌های ترویجی و مدیریتی مناسب، کارآبی پنبه‌کاران این استان را افزایش داد. متوسط کارآبی فنی پنبه‌کاران استان فارس حدود ۵۷٪ است. افزون بر نتایج گفته شده، عوامل سطح سواد و شرکت در کلاس‌های ترویجی از جمله مهم‌ترین عوامل مؤثر در افزایش کارآبی فنی کشاورزان شناخته شد.

اما بر خلاف این نتایج، یزدانی و پیش‌بهار (۱۳۸۳) در مطالعه‌یی که انواع کارآبی و عوامل مؤثر بر آن را با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها برای دو محصول پنبه و چغندر قند بررسی کردند، نتیجه گرفتند که کارآبی بهره‌برداران در بیش‌تر استان‌های ایران مطلوب نیست، و فقط با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس مقدار کارآبی پنبه‌کاران در استان یزد در حد مطلوب است. صبوحی و مجرد (۱۳۸۸) نیز نتایجی مبنی بر تولید اکثریت پنبه‌کاران استان خراسان در یک مقیاس نامطلوب گرفتند. آنان در مطالعه‌یی به بررسی کارآبی پنبه‌کاران استان داده‌های ترکیبی پرداختند. نتایج این بررسی نشان داد که میزان کارآبی فنی نسبت به کارآبی مقیاس کم‌تر و متوسط کارآبی فنی و مقیاس پنبه‌کاران به ترتیب ۶۳٪ و ۸۸٪ است. از این رو اظهار داشتند که اکثر پنبه‌کاران در یک مقیاس نامطلوب تولید می‌کنند. به علاوه از میان عوامل موثر بر کارآبی فنی پنبه‌کاران این استان، آموزش و ترویج کشاورزی اثر مثبت و معنی‌داری نشان داد.

هم‌چنین در خصوص دیگر محصولات در سال‌های اخیر در مناطق مختلف مطالعاتی صورت گرفته است که از جمله می‌توان به مطالعات دهقانیان و همکاران (۱۳۸۵)، باریکانی و همکاران (۱۳۸۷) و مهرابی بشرآبادی و پاکروان (۱۳۸۸) اشاره کرد. این مطالعات با استفاده از روش تخمین تابع تولید مرزی تصادفی و یا تحلیل پوششی داده‌ها به برآورد انواع مختلف کارآبی پرداخته است. با استناد به نتایج این مطالعات، امکان افزایش کارآبی از طریق کاهش

فاصله میان کشاورزان دارای بالاترین کارآیی و دیگر بهره‌برداران وجود دارد. هم‌چنین نگاهی به نتایج این مطالعات گویای آن است که نبود کارآیی اقتصادی در این منطقه در درجه‌ی اول مربوط به نبود کارآیی تخصصی و در درجه‌ی دوم به علت کیفیت‌های متفاوت نهاده‌ها از قبل آب و زمین است. این نتیجه بهویژه در مورد بهره‌برداران آفتاب‌گردان در شهرستان خوی مشاهده شده است. در بخش دیگری از نتایج این مطالعات، تاثیر معنی‌دار متغیرهای نیروی کار، تعداد دفعه‌های آبیاری، سطح زیر کشت، ساعت‌های استفاده از ماشین‌آلات، سابقه‌ی کار کشاورزی، سن کشاورز، میزان تحصیلات او، و تعداد افراد خانواده بر سطح تولید زیره سبز مشاهده شده است.

از جمله مطالعات انجام شده در خارج از کشور می‌توان به مطالعه‌ی سینگ و همکاران (۱۹۹۲)، کومباکار (۱۹۹۴)، باتیس و کوئلی (۱۹۹۵) و کالیا و انگل (۲۰۰۴) اشاره کرد. در این مطالعات نیز کارآیی فنی بهره‌برداران و کارآیی استفاده از نهاده‌های مختلف در تولید با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی و یا تحلیل فراگیر داده‌ها محاسبه شده است. به‌طور کلی نتایج این مطالعات بیان‌گر آن است که امکان افزایش تولید محصول از طریق بهبود کارآیی فنی و استفاده‌ی بهینه از منابع تولید بهویژه در کشور هندوستان وجود دارد. در دسترس بودن خدمات ترویجی به عنوان عامل اصلی موثر بر کارآیی هزینه شناخته شده است.

به هر روی، به دلیل این‌که روش تحلیل فراگیر داده‌ها قادر به تفکیک ناکارآیی ناشی از عوامل غیر قابل کنترل از ناکارآیی فنی نیست (ویرات، ۲۰۰۱)، در این مطالعه با توجه به هدف مطالعه که برآورد تابع ناکارآیی و شناسایی عوامل مؤثر بر ناکارآیی فنی است، از روش پارامتریک یعنی برآورد تابع مرز تصادفی بهره گرفته شد. مدل‌های تصادفی مرزی به‌طور گستردگی برای تخمین کارآیی با استفاده از داده‌های مقطعی و یا ترکیبی به کار می‌رود (صبوحی و مجرد، ۱۳۸۸).

با استناد به آمار سازمان خوار و بار و کشاورزی (FAO) بیست کشور عمده‌ی تولید کننده‌ی پنبه در دنیا وجود دارد که چین و هندوستان و آمریکا سه کشور اول است، و ایران در تولید بذر پنبه در رده‌ی بیست قرار دارد. پنبه در ۱۷ استان ایران کشت می‌شود (پایگاه ایترنیتی

خانه کشاورز ایرافو، ۱۳۸۹). سهم استان تهران از تولید این محصول طی دوره ۱۳۶۲ تا ۱۳۸۸ در حدود ۴٪ محاسبه شد، که سهم چندان کمی در بین ۱۷ استان نیست، و آن را در میان یکی از استان‌های مهم تولید کننده‌ی پنبه در ایران قرار داده است. این در حالی است که به‌نظر می‌رسد بتوان با تدبیری خاص سهم این محصول را از تولید کل کشور افزایش داد. بنابراین، با توجه به اهمیت موضوع، ضرورت دارد تا مساله‌ی شیوه‌ی استفاده و تخصیص منابع و هم‌چنین کارآیی اقتصادی تولید کنندگان پنبه در این استان با دقت بیشتری مورد بررسی قرار گیرد. به‌ویژه آن که در پیشینه‌ی مطالعات، در سال‌های اخیر به طور جدی مطالعه‌یی در باره‌ی این محصول در این استان منتشر نشده است. بنابر آن چه گفته شد، مطالعه‌ی حاضر با هدف تخمین هم‌زمان تابع تولید مرزی تصادفی و تابع عدم کارآیی فنی تصادفی پنبه‌کاران استان تهران و محاسبه مقادیر کارآیی فنی، تخصیصی و در نهایت اقتصادی آنان شکل گرفت تا درجه‌ی موفقیت بهره‌برداران در استفاده‌ی بهینه از منابع مشخص، و هم‌چنین امکان افزایش تولید محصول با استفاده از مجموعه‌ی مشخصی از منابع و عوامل تولید بررسی گردد.

### روش تحقیق

کارآیی به صورت خیلی ساده، نسبت ارزش ستاده به ارزش نهاده تعریف می‌شود. فارل (۱۹۵۷) مفهوم کلی کارآیی را به سه بخش کارآیی فنی، کارآیی تخصیصی و کارآیی اقتصادی تقسیم کرده است. بتیس و کوئلی (۱۹۹۵) با معرفی مدلی برای تخمین تابع تولید مرزی تصادفی، به‌طور هم‌زمان کارآیی فنی و عوامل موثر بر عدم کارآیی فنی زارعان را محاسبه کرده‌اند. در تشریح این مدل اگر تابع تولید مرزی تصادفی به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$Y_{it} = \exp(X_{it}B + V_{it} - U_{it}) \quad (1)$$

به طوری که  $Y_{it}$  مقدار تولید واحد  $i$  در زمان  $t$  بردار  $X_{it} \times k$  از میزان مصرف نهاده‌ها توسط واحد  $i$  در زمان  $t$  بردار  $1 \times k$  از پارامترهای تابع،  $V_{it}$  جمله‌ی خطای تصادفی که به‌طور مستقل از  $U_{it}$  توزیع شده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس  $\delta^2$  است.  $U_{it}$  متغیر تصادفی غیرمنفی بیان‌گر نبود کارآیی فنی واحد، و دارای توزیع نرمال با میانگین

$Z_{it}$  و واریانس  $\gamma^2$  است. اثر عوامل مختلف بر نبود کارآیی فنی تولید ( $U_{it}$ ) در مدل (۱) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_{it} = Z_{it}\gamma + W_{it} \quad W_{it} \geq -Z_{it}\gamma \quad (2)$$

که در آن  $W_{it}$  متغیر تصادفی دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس  $\delta^2$  است. با توجه به آنچه گفته شد، کارآیی فنی را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$TE_{it} = \exp(-U_{it}) = \exp(-Z_{it}\gamma - W_{it}) \quad (3)$$

محاسبه کارآیی اقتصادی مستلزم استخراجتابع هزینه‌ی مرزی از تابع تولید مرزی است که این امر با حداقل نمودن تابع هزینه نسبت به سطح مشخص از تابع تولید مرزی امکان‌پذیر خواهد بود. لذا اگر تابع هزینه به صورت زیر فرض شود:

$$C = \sum_{i=1}^m P_i X_i \quad (4)$$

به طوری که  $C$  هزینه‌ی واحد تولیدی،  $X_i$  میزان مصرف نهاده‌ی  $i$  و  $P_i$  قیمت واحد نهاده‌ی  $i$  است. با حداقل نمودن تابع هزینه نسبت به سطح مشخص از تولید مرزی، تابع هزینه‌ی مرزی به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$C = \mu \left( A \prod_{i=1}^m B_i^{B_i} \right)^{(-1/\mu)} \left[ \left( \prod_{i=1}^m P_i^{B_i} \right) Y \right]^{(1/\mu)} \quad (5)$$

مشتق تابع هزینه‌ی مرزی نسبت به قیمت نهاده‌ی  $i$  بیان‌گر مقدار مصرف نهاده‌ی  $i$  که کارآیی اقتصادی کامل را ایجاد می‌نماید ( $X_{ie}$ ) است. به عبارت دیگر:

$$X_{ie} = \frac{\partial C}{\partial P_i} = \left[ \left( C \cdot B_i \right) / \mu \right] / P_i \quad (6)$$

در این شرایط کارآیی اقتصادی برابر خواهد بود با:

$$EE = \left( \sum_{i=1}^m P_i X_{ie} \right) / \left( \sum_{i=1}^m P_i X_i \right) \quad (7)$$

پس از محاسبه‌ی کارآیی فنی و اقتصادی، کارآیی تخصصی به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$AE = EE / TE \quad (8)$$

## الگوی مورد استفاده

جهت برآورد میزان کارآیی فنی، تخصیصی و اقتصادی، ابتدا ضروری است که شکل تابعی مناسب و بهینه مطابق با ماهیت داده‌های مطالعه انتخاب و سپس کارآیی بر اساس آن تعیین گردد. در این مطالعه نیز توابع کاب داگلاس و ترانسلوگ برای برآورد تابع تولید پنجه کاران برآورد گردید. شکل کلی این توابع به صورت زیر است:

$$Y = \alpha \prod_{i=1}^n x_i^{\beta_i} \quad (9) \text{ تابع تولید کاب داگلاس}$$

$$\ln Y = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln x_i + \frac{1}{2} \gamma \sum_{ij} (\ln x_i)^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=2}^n \gamma_{ij} (\ln x_i)(\ln x_j) \quad (10) \text{ تابع تولید ترانسلوگ}$$

در توابع فوق،  $\alpha$  پارامترها،  $Y$  میزان تولید محصول و  $x_i$  میزان نهاده‌های مورد استفاده در تولید است.  $\ln$  نیز نشان دهنده‌ی لگاریتم طبیعی،  $\gamma$  نشان دهنده‌ی حاصل ضرب و حاصل جمع است. به منظور انتخاب بهترین تابع تولید پنجه کاران، تابع تولید در قالب الگوهای کاب داگلاس و ترانسلوگ برآورد گردید و سپس با استفاده از آماره‌ی LR (آزمون نسبت درست‌نمایی) بهترین و مناسب‌ترین شکل تابعی انتخاب گردید. این آماره به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$LR = -2 \ln \left( \frac{LR}{LU} \right) \quad (11)$$

در رابطه‌ی فوق، LR آماره‌ی آزمون نسبت درست‌نمایی،  $\ln(LR)$  مقدار آماره‌ی درست‌نمایی تابع کاب داگلاس و  $\ln(LU)$  مقدار آماره‌ی درست‌نمایی تابع ترانسلوگ است. با توجه به نتایج به دست آمده که در ادامه ارائه شده است، شکل تابعی مناسب برای برآورد تابع تولید پنجه کاران شهرستان ورامین، تابع تولید کاب داگلاس شناخته شد. بنابراین شکل کلی تابع تولید مورد نظر در این مطالعه به صورت زیر است:

$$Y_i = \beta_0 X_{1i}^{\beta_1} X_{2i}^{\beta_2} X_{3i}^{\beta_3} X_{4i}^{\beta_4} X_{5i}^{\beta_5} X_{6i}^{\beta_6} X_{7i}^{\beta_7} e^{Ei} \quad (12)$$

در رابطه‌ی فوق  $Y_i$  میزان تولید پنبه‌ی مزرعه  $i$  (تن)،  $X_{1i}$  سطح سبز پنبه در مزرعه  $i$  (هکتار)،  $X_{2i}$  تعداد ساعت‌های استفاده از ماشین آلات در مزرعه  $i$ ،  $X_{3i}$  تعداد نیروی کار استفاده شده در مزرعه  $i$  (ساعت نفر)،  $X_{4i}$  میزان مصرف بذر (با احتساب واکاری) در مزرعه  $i$  (کیلوگرم)،  $X_{5i}$  میزان مصرف کود شیمیایی در مزرعه  $i$  (کیلوگرم)،  $X_{6i}$  میزان مصرف سم در مزرعه  $i$  (لیتر)،  $X_{7i}$  تعداد دور آبیاری محصول در مزرعه  $i$  و  $E_i$  جمله‌ی پس‌ماند تابع که خود از دو جزء زیر تشکیل شده است:

$$E_i = V_i + U_i \quad (13)$$

در برگیرنده‌ی تغییرات تصادفی تولید منتج از تاثیر عوامل خارج از کنترل بهره‌بردار است و  $U_i$  نیز بیان‌گر نبود کارآبی واحدها است. در مطالعه‌ی حاضر  $U_i$  به صورت زیر در نظر گرفته شد:

$$U_i = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1i} + \alpha_2 Z_{2i} + \alpha_3 Z_{3i} + \alpha_4 Z_{4i} + \alpha_5 Z_{5i} + \alpha_6 Z_{6i} \quad (14)$$

در این رابطه  $Z_{1i}$  سن بهره‌بردار،  $Z_{2i}$  میزان تحصیلات،  $Z_{3i}$  تعداد قطعات زمین،  $Z_{4i}$  بیمه نمودن (نمودن) محصول،  $Z_{5i}$  ضد عفونی کردن (ذکردن) بذر توسط بهره‌بردار و  $Z_{6i}$  شرکت (عدم شرکت) در کلاس‌های ترویجی است.

پس از انتخاب شکل تابعی مناسب، برآورد پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی با توجه به فرضیات زیر در مورد توزیع متغیرهای  $u_i$  و  $v_i$  صورت گرفت (Coelli, and Battese, 1993) و (1995):

$$\gamma = Z_i = 0 \quad (1)$$

$$\gamma = 0 \quad (2)$$

$$Z_i = 0 \quad (3)$$

اگر فرضیه‌ی  $\gamma = Z_i = 0$  رد شود، وجود تاثیرات نبود کارآبی فنی در مدل تایید خواهد شد. نپذیرفتن فرضیه‌ی  $\gamma = 0$  نیز میان این است که می‌توان کارآبی فنی بهره‌برداران را محاسبه

- با توجه به این که زمان آبیاری از اهمیت خاصی برخوردار است، تعداد دفعات آبیاری به جای میزان مصرف آب در الگو منظور شده است.

نمود و روش حداکثر راست‌نمایی برای برآورد مدل نسبت به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد. در صورتی که فرضیه  $Z_i=0$  رد شود می‌توان گفت که متغیرهای اقتصادی اجتماعی منظور شده در مدل ناکارآیی فنی بر کارآیی فنی پنهان کاران تاثیر گذار است. با توجه به فروض فوق، هر کدام از مدل‌ها به طور مجزا با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی برآورد گردید. سپس آزمون نسبت حداکثر راست‌نمایی تعیین یافته به منظور تشخیص و تعیین مدل مطلوب به کار گرفته شد (Battese, 1993):

$$\lambda = -2[\log \text{likelihood}(H_0) - \log \text{likelihood}(H_1)] \quad (15)$$

به طوری که  $\lambda$  نسبت حداکثر راست‌نمایی،  $H_0$  فرضیه صفر و  $H_1$  فرضیه یک است. در ادامه و پس از برآورد تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از قضیه duality تابع هزینه‌ی مرزی از تابع فوق به صورت زیر استخراج می‌شود (Battese and Coelli, 1995):

$$C_f = C_0 r_1^{\beta_1} r_2^{\beta_2} r_3^{\beta_3} r_4^{\beta_4} r_5^{\beta_5} r_6^{\beta_6} r_7^{\beta_7} Y^{(1/\mu)} \quad (16)$$

$$\mu = \sum_{i=1}^7 \beta_i \quad (17)$$

$$C_0 = \mu (\beta_0 \prod_{i=1}^7 \beta_i^{\beta_i})^{(-1/\mu)} \quad (18)$$

به طوری که  $C_f$  تابع هزینه‌ی مرزی،  $C_0$  ضریب ثابت،  $r_i$  اجاره (یا هزینه‌ی فرصت) هر هکتار سطح سبز،  $r_2$  هزینه‌ی هر ساعت استفاده از ماشین آلات،  $r_3$  دست‌مزد (هزینه‌ی فرصت) هر ساعت استفاده از نیروی کار،  $r_4$  قیمت هر کیلوگرم بذر،  $r_5$  قیمت هر کیلوگرم کود شیمیایی،  $r_6$  قیمت هر لیتر سم،  $r_7$  هزینه‌ی هر دور آبیاری محصول و  $Y$  میزان تولید محصول است.

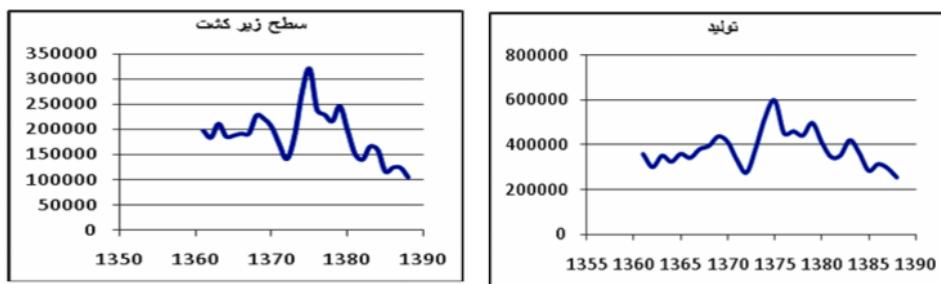
پس از برآورد تابع هزینه‌ی مرزی مقادیر مصرف بهینه‌ی نهاده‌ها ( $X_{ie}$ ) محاسبه شد و سپس مقادیر کارآیی اقتصادی واحدها (EE) به دست آمد. در نهایت پس از برآورد میزان کارآیی اقتصادی واحدها، کارآیی تخصیصی واحدها نیز با استفاده از رابطه‌ی  $\lambda$ ، محاسبه گردید. ذکر این نکته لازم است که برآورد هم‌زمان تابع تولید مرزی تصادفی و تابع نبود کارآیی فنی زارعان با استفاده از نرم افزار Frontier صورت پذیرفت. تابع تولید کاب داگلاس و ترانسلوگ پنهان کاران نیز با استفاده از افزار Microfit برآورد گردید.

## داده‌ها و اطلاعات

جامعه‌ی آماری مورد بررسی در مطالعه‌ی حاضر، ۱۱۰۰ کشاورز پنبه کار شهرستان ورامین است که داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز مطالعه از طریق تکمیل پرسش‌نامه و مصاحبه‌ی حضوری با گروهی از پنبه کاران این شهرستان در سال ۱۳۸۷ به دست آمد. به منظور تعیین حجم نمونه ابتدا پنبه کاران بر اساس آمار و اطلاعات گرفته شده از مدیریت جهاد کشاورزی شهرستان ورامین و با در نظر داشتن سطح قرارداد آنان با مدیریت جهاد کشاورزی به سه گروه کم‌تر از ۲/۵ هکتار، بین ۲/۵ تا ۸ هکتار و ۸ هکتار به بالا طبقه‌بندی شد و سپس در هر کدام از طبقات به ترتیب ۵۳، ۵۲ و ۳۵ پرسش‌نامه (در مجموع تعداد ۱۱۰ پرسشنامه) با استفاده از روش نمونه‌گیری سیستماتیک تکمیل گردید. هدف از انتخاب نمونه‌ی مورد مطالعه از میان سه گروه یاد شده، افزایش اعتبار نتایج و انتخاب نمونه‌ی بود که تمام اطلاعات و ویژگی‌های جامعه را به‌طور کامل در هر سه سطح قرارداد در بر داشته باشد. حجم نمونه با استفاده از فرمول کوکران تعیین گردید. برای تعیین قابلیت اعتماد پرسش‌نامه‌ها (پایایی)، ضریب آلفای کرونباخ برابر ۰/۷۴ محسوبه گردید، که این مقدار نشان از اعتبار و پایایی پرسشنامه‌ها دارد. اطلاعات سری زمانی سطح زیر کشت و تولید پنبه در ایران و استان مریبوط به دوره‌ی زمانی ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۸ است (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۸۹).

## نتایج و بحث

روند تغییرات تولید و سطح زیر کشت پنبه در ایران طی دوره‌ی زمانی ۸۸-۱۳۶۱ در نمودارهای ۱ و ۲ نشان داده شده است. هم‌چنان که ملاحظه می‌گردد، میزان تولید و سطح زیر کشت این محصول دائماً در معرض نوسان قرار داشته است. آن‌چه از این نمودارها برداشت می‌شود این است که آهنگ نوسانات دو منحنی تقریباً مشابه یک‌دیگر است. بنابراین می‌توان گفت که ارتباط تنگاتنگی میان سطح زیر کشت و تولید پنبه وجود دارد. در شرایطی که امکان افزایش سطح زیر کشت فراهم نباشد، افزایش عمل کرد از طریق بهبود کارآبی تولیدکنندگان پنبه از اهمیت خاصی برخوردار است.



نمودار (۲). روند تغییرات سطح زیر کشت پنبه هکتار در ایران (۸۸ ۴۳۶۱) (۸۸ ۴۳۶۱)

براساس محاسبات صورت گرفته، با وجود کاهش ۴۷ درصدی سطح زیر کشت پنبه‌ی کشور در سال ۱۳۸۸ نسبت به سال ۱۳۶۱، میزان تولید پنبه در کشور از رشد کاهشی کمتری (معادل با ۲۹ درصد) برخوردار بود، و از ۳۵۸/۲ هزار تن در سال ۱۳۶۱ به ۲۵۴ هزار تن در سال ۱۳۸۸ کاهش یافت. در این دوره سطح زیر کشت پنبه در استان تهران با رشد منفی معادل ۳۰٪ کاهش یافته است. این در حالی است که تولید پنبه استان در این دوره رشدی افزایشی در حدود ۶۱٪ داشته است.

#### الف) نتایج انتخاب تابع تولید مرزی تصادفی و محاسبه‌ی کارآیی فنی پنبه‌کاران شهرستان ورامین

به منظور پیگیری اهداف مطالعه، ابتدا آزمون تشخیص مناسب‌ترین مدل برای برآورد تابع تولید پنبه‌کاران صورت پذیرفت، که نتایج در جدول‌های زیر ارائه شده است. برای این منظور هم‌چنان که پیش‌تر نیز اشاره شد، تابع تولید پنبه‌کاران در قالب دو الگوی کاب داگلاس و ترانسلوگ در قالب روش حداقل مربعات معمولی برآورد گردید و سپس با استفاده از آماره‌ی LR بهترین مدل میان این دو انتخاب گردید. قابل ذکر است که ابتدا در خصوص بودن یا نبودن هم خطی میان متغیرها از ماتریس ضرایب خودهم‌بستگی استفاده شد، که مسئله خاصی مشاهده نگردید. واریانس ناهمسانی نیز با استفاده از آزمون وایت بررسی شد، که مشکل

خاصی را مشخص نکرد. نتایج برآورد تابع تولید کاب داگلاس و ترانسلوگ پنبه کاران و همچنین آزمون نسبت درست‌نمایی در زیر قابل مشاهده است.

جدول (۱). نتایج برآورد تابع تولید پنبه کاران در قالب الگوی کاب داگلاس

آماره‌ی $t$	ضریب	متغیر
۴/۱۸***	۱۰۳/۳	$\beta_0$
۲/۷۴**	۰/۵۹	$X_1$
۱/۹۶*	۰/۳۷	$X_2$
۲/۱۷*	۰/۴۳	$X_3$
۲/۰۹*	۰/۳۶	$X_4$
۲/۹۹	۰/۰۴	$X_5$
۰/۰۷	۰/۸۱	$X_6$
۲/۲۳*	۰/۵۹	$X_7$
$R^2 = ۰/۵۷$	$\bar{R}^2 = ۰/۵۲$	$F = ۱۰/۵***$
		LogLikelihood=۱۲/۹

(\*\* و \*\*\*: به ترتیب معنی‌داری در سطح ۰/۱، ۰/۵ و ۰/۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲). نتایج برآورد تابع تولید پنبه کاران در قالب الگوی ترانسلوگ

آماره‌ی $t$	ضریب	متغیر	آماره‌ی $t$	ضریب	متغیر
۱/۲۶	۰/۱۳	$X_2 X_5$	۱/۱۸	۱۵/۸۷	$\beta_0$
۲/۴۹	۰/۰۸	$X_2 X_6$	۲/۷۴**	۰/۸۱	$X_1$
۰/۰۰۶	۰/۸۶	$X_2 X_7$	۲/۹۶**	۰/۶۳	$X_2$
۰/۳۸	۰/۴۴	$X_3 X_3$	۰/۱۷	۰/۱۲	$X_3$
۰/۹۲	۰/۲۱	$X_3 X_4$	۱/۹۷*	۰/۴۹	$X_4$
۱/۹۹*	۰/۰۴	$X_3 X_5$	۰/۳۸	۰/۱۶	$X_5$
۰/۸۷	۰/۰۰۶	$X_3 X_6$	۱/۴۲	۰/۷۸	$X_6$

## ادامه جدول (۲). نتایج برآورد تابع تولید پنبه کاران در قالب الگوی ترانسلوگ

t آماره‌ی	ضریب	متغیر	t آماره‌ی	ضریب	متغیر
۲/۰۹*	۰/۸۳	X <sub>3</sub> X <sub>7</sub>	۳/۲۲***	۰/۶۶	X <sub>7</sub>
۰/۰۰۱	۰/۶۵	X <sub>4</sub> X <sub>4</sub>	±/۱۶*	±/۳۱	X <sub>1</sub> X <sub>1</sub>
±/۳۵	±/۴۹	X <sub>4</sub> X <sub>5</sub>	۰/۳۴	۰/۰۴	X <sub>1</sub> X <sub>2</sub>
۲/۳۳*	۰/۰۱	X <sub>4</sub> X <sub>6</sub>	±/۹۷*	±/۷۳	X <sub>1</sub> X <sub>3</sub>
۰/۷۸	۰/۶۰	X <sub>4</sub> X <sub>7</sub>	۰/۴۶	۰/۶۵	X <sub>1</sub> X <sub>4</sub>
۲/۴۵**	۰/۲۲	X <sub>5</sub> X <sub>5</sub>	۱/۳۱	۰/۴۶	X <sub>1</sub> X <sub>5</sub>
±/۰۹	±/۳۶	X <sub>5</sub> X <sub>6</sub>	±/۲۴*	±/۳۹	X <sub>1</sub> X <sub>6</sub>
۰/۱۷	۰/۱۹	X <sub>5</sub> X <sub>7</sub>	۱/۱۷	۰/۰۰۱	X <sub>1</sub> X <sub>7</sub>
±/۱۱	±/۴۸	X <sub>6</sub> X <sub>6</sub>	۱/۶۳	۰/۶۶	X <sub>2</sub> X <sub>2</sub>
±/۸**	۰/۰۰۳	X <sub>6</sub> X <sub>7</sub>	±/۵۸	±/۹۱	X <sub>2</sub> X <sub>3</sub>
±/۷۷	±/۰۰۸	X <sub>7</sub> X <sub>7</sub>	۱/۲۰	۰/۹۹	X <sub>2</sub> X <sub>4</sub>
R <sup>2</sup> = ۰/۵۴	$\bar{R}^2 = ۰/۴۸$	F = ۱۳/۴۲***		LogLikelihood=۴۲/۶	

(\*\*\* و \*\*: به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱٪)

مأخذ: یافته های تحقیق

با استناد به نتایج به دست آمده از آزمون نسبت درست نمایی مندرج در جدول ۳، ملاحظه می گردد که آماره LR محاسبه شده بزرگتر از آماره LR بحرانی است، بنابراین تابع تولید مناسب برای برآورد تابع تولید پنبه کاران، تابع تولید کاب داگلاس است.

## جدول (۳). نتایج آزمون نسبت درست نمایی برای انتخاب شکل تابعی مناسب

تابع	مقدار آماره درست نمایی	LR محاسبه شده	LR بحرانی
کاب داگلاس	۱۲/۹	۵۹/۴	۵۳/۶۷***
ترانسلوگ	۴۲/۶		

(\*\*: معنی داری در سطح ۱٪)

مأخذ: یافته های تحقیق

پس از انتخاب شکل تابع مناسب برای برآورد تابع تولید، برآورد پارامترهای تابع تولید مرزی تصادفی با توجه به فرضیات زیر صورت گرفت. نتایج آزمون نسبت حداکثر درست‌نمایی تعیین یافته برای پارامترهای مدل مرزی نبود کارآبی در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول (۴). نتایج آزمون نسبت حداکثر راست‌نمایی تعیین یافته

نتیجه‌ی آزمون	$\lambda$ جدول	$\lambda$ محاسباتی	فرضیه‌ی $H_0$
عدم پذیرش	۹/۴۹	۱۱/۴	$\gamma = Z_i = 0$
عدم پذیرش	۳/۸۴	۵/۲۱	$\gamma = 0$
عدم پذیرش	۷/۸۱	۸/۶۹	$Z_i = 0$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

عدم پذیرش فرضیه‌ی  $Z_i = 0 = \gamma$  میان وجود تاثیرات نبود کارآبی فنی در مدل است. رد فرضیه‌ی  $\gamma = 0$  بیان‌گر این است که می‌توان کارآبی فنی بهره‌برداران را محاسبه نمود. از این رو روش حداکثر راست‌نمایی برای برآورد مدل نسبت به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد. هم‌چنین مردود نمودن فرضیه‌ی سوم ( $Z_i = 0$ ) نشان دهنده‌ی این نکته است که متغیرهای اقتصادی اجتماعی منظور شده در مدل ناکارآبی فنی بر کارآبی فنی پنبه کاران تاثیر گذار است. بنابراین با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌ها، تابع تولید مرزی تصادفی پنبه کاران شهرستان ورامین (رابطه‌ی ۱۲) با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی برآورد گردید. نتایج به دست آمده در جدول ۵ آورده شده است.

جدول (۵). نتایج برآورد تابع تولید مرزی تصادفی پنبه کاران شهرستان ورامین

آماره‌ی $t$	مقدار	پارامتر
۳/۶۸***	۴/۰۱	$\beta_0$
۲/۰۵**	۰/۰۵	$\beta_1$
۲/۶۹**	۰/۰۱	$\beta_2$
۱/۸۹*	۰/۰۶	$\beta_3$

ادامه جدول (۵). نتایج برآورد تابع تولید مرزی تصادفی پنبه‌کاران شهرستان ورامین

آماره‌ی $t$	مقدار	پارامتر
۱/۹۷*	۰/۶۱	$\beta_4$
۴/۰۱	۰/۰۳	$\beta_5$
۰/۸۹	۰/۵۷	$\beta_6$
۲/۲۸**	۰/۶۴	$\beta_7$
۳/۰۴***	۰/۳۱	$\alpha_0$
۴/۸۷**	۰/۰۴	$\alpha_1$
۴/۰۷	۰/۲۷	$\alpha_2$
۲/۴۶**	۰/۰۹	$\alpha_3$
۰/۳۱	۰/۱۶	$\alpha_4$
۱/۱	۰/۰۸	$\alpha_5$
۴/۹۶*	۰/۱۵	$\alpha_6$
+۱۲/۹		Log Likelihood

(\*، \*\* و \*\*\*: بدترتب معنی‌داری در سطح ۰.۱، ۰.۵ و ۰.۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج حاصل از برآورد تابع تولید مرزی تصادفی پنبه‌کاران، متغیرهای سطح زیرکشت پنبه، ماشین آلات، نیروی کار، میزان مصرف بذر و تعداد دور آبیاری از لحاظ آماری دارای اثر معنی‌دار بر تولید پنbe در شهرستان ورامین است. گفتنی است که متغیرهای سطح زیرکشت پنbe، ماشین آلات و تعداد دور آبیاری در سطح ۹۵٪ و متغیرهای نیروی کار و میزان مصرف بذر در سطح ۹۰٪ معنی‌دار شده است. این متغیرها دارای علامت مطابق انتظار یعنی مثبت و کمتر از یک است، که نشان‌دهنده‌ی تولید نهایی مثبت و نزولی است. به عبارت دیگر در این شهرستان میزان استفاده‌ی نهاده‌های پیش‌گفته در ناحیه‌ی دوم تولید قرار گرفته است، که این موضوع میین فعالیت پنbe‌کاران در ناحیه‌ی اقتصادی تولید است. اما متغیرهای میزان سم مصرفی و کود شیمیایی در تولید پنbe اثر معناداری نشان نداد. نبود معناداری تاثیر این متغیرها به لحاظ آماری به دلیل نبود تفاوت معنی‌دار در استفاده از این نهاده‌ها توسط پنbe‌کاران

است، به عبارت دیگر میان بهره‌برداران پنبه کار شهرستان ورامین از لحاظ میانگین میزان مصرف کود شیمیایی و سم تفاوت معنی داری وجود ندارد. نتایج مطالعه‌ی صبوری و مجرد (۱۳۸۸) نیز حکایت از تاثیر مثبت و معنادار متغیرهای سطح زیرکشت، نیروی کار، ماشین آلات و آب بر تولید پنبه در استان خراسان دارد که از این حیث با نتایج این مطالعه تقریباً همسان است.

نتایج حاصل از برآورد تابع عدم کارآیی فنی تولیدکنندگان پنبه در شهرستان ورامین میین ارتباط معکوس میان متغیرهای سن کشاورز و شرکت در کلاس‌های ترویجی و آموزشی با نبود کارآیی فنی بهره‌برداران به ترتیب در سطح معنی داری ۵ و ۱۰٪ است. به عبارت دیگر، مزارعی که در آن‌ها فعالیتهای آموزشی و ترویجی بیشتر بود و از کارشناسان کشاورزی استفاده کرده بوده اند، به لحاظ فنی از سایر مزارع کارآتر عمل کرده اند. ارتباط معکوس میان ناکارآیی فنی زارعان با سن آنان نیز به کسب تجربه و افزایش مهارت‌های مربوط به کشت پنبه مربوط است. صبوری و مجرد (۱۳۸۸) نیز اثر مثبت و معنی دار آموزش و ترویج کشاورزی را بر کارآیی فنی پنبه کاران استان خراسان تایید کردند. نورانی آزاد و همکاران (۱۳۸۵) نیز در مطالعه‌ی خود شرکت در کلاس‌های ترویجی را از جمله‌ی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر افزایش کارآیی فنی کشاورزان پنبه کار استان فارس دانسته اند. یکی دیگر از متغیرهای موثر و معنی دار بر ناکارآیی فنی پنبه کاران، تعداد قطعات زمین است. بدین مفهوم که ارتباط مستقیم میان تعداد قطعات زمین و ناکارآیی فنی نشان می‌دهد که با افزایش قطعات زمین، ناکارآیی فنی تولیدکنندگان پنبه نیز افزایش می‌یابد. این مسئله می‌تواند ناشی از نبود مدیریت صحیح مزرعه و نبود استفاده‌ی بهینه از نهاده‌های تولید و به کارگیری تکنیک‌های پیش‌رفته در مزارع کوچک باشد. به طور مشخص می‌توان به هزینه‌بر بودن و نبود قابلیت اجرا و پیاده‌سازی سیستم‌های آبیاری تحت فشار و یا استفاده از ماشین آلات پیش‌رفته در مزارع کوچک در قیاس با مزارع بزرگ اشاره کرد. اما متغیرهای میزان تحصیلات کشاورز، بیمه نمودن محصول و ضد عفونی کردن بذر به لحاظ آماری با کارآیی فنی رابطه‌ی معنی داری نشان نداد. اما بر خلاف نتایج این

مطالعه، نورانی آزاد و همکاران (۱۳۸۵) سطح تحصیلات را در افزایش کارآیی فنی کشاورزان استان فارس موثر ارزیابی کرده اند.

پس از برآورد تابع تولید مرزی تصادفی، مقادیر کارآیی فنی پنبه‌کاران شهرستان ورامین محاسبه شد که نتایج در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول (۶). نتایج محاسبه‌ی کارآیی فنی پنبه‌کاران شهرستان ورامین

درصد	فراوانی	دامنه‌ی کارآیی فنی
۲/۷	۳	$۵۵ \leq TE < ۶۵$
۱/۸	۲	$۶۵ \leq TE < ۷۵$
۱۷/۳	۱۹	$۷۵ \leq TE < ۸۵$
۴۴/۵	۴۹	$۸۵ \leq TE < ۹۵$
۳۳/۷	۳۷	$۹۵ \leq TE$
۹۹		حداکثر
۵۹		حداقل
۹۳		میانگین

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به استناد نتایج جدول فوق، کارآیی فنی ۴۴/۵ درصد بهره‌برداران در دامنه‌ی ۸۵ تا ۹۵٪ است. قابل ذکر است که فقط کارآیی فنی ۲/۷٪ بهره‌برداران در پایین‌ترین دامنه‌ی کارآیی یعنی ۵۵ تا ۶۵٪ قرار دارد. حداکثر کارآیی فنی تولیدکنندگان ۹۹٪ و حداقل آن نیز ۵۹٪ با میانگین ۹۳٪ محاسبه شده است. اختلاف ۴۰ درصدی میان حداقل و حداکثر کارآیی فنی نشان از قابلیت افزایش قابل ملاحظه‌ی آن دارد. فریادرس و همکاران (۱۳۸۱) کارآیی فنی پنبه‌کاران استان تهران را ۱۰۰٪ برآورد کرده اند. نورانی آزاد و همکاران (۱۳۸۵) نیز در مطالعه‌ی خود در استان فارس، متوسط کارآیی فنی کشاورزان پنبه‌کار این استان را حدود ۵۷٪ برآورد کردند. نتایج مطالعه‌ی آنان حکایت از آن دارد که میان حداکثر و حداقل کارآیی فنی محاسبه شده حدود ۸۶٪ اختلاف وجود دارد، که بر این اساس معتقد اند که می‌توان بدون تغییر عمدی در

فن آوری یا نهاده و با اعمال روش های ترویجی و مدیریتی مناسب، کارآیی پنبه کاران این استان را افزایش داد. صبوحی و مجرد (۱۳۸۸) نیز در مطالعه‌یی در استان خراسان، متوسط کارآیی فنی پنبه کاران این استان را ۶۳٪ برآورد کردند. همچونین نتایج جدول ۶ گویای آن است که کارآیی فنی حدود ۷۸٪ پنبه کاران بالاتر از ۸۵٪ به دست آمده است. به طور کلی اگر چه میانگین کارآیی فنی بهره‌برداران در سطح نسبتاً مطلوبی قرار دارد، اما با افزایش کارآیی فنی پنبه کارانی که در گروه‌های کارآیی کم قرار گرفته اند، امکان بهبود آن وجود دارد.

#### ب) نتایج برآورد کارآیی اقتصادی و تخصیصی پنبه کاران

نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه‌ی مرزی پنبه کاران در جدول ۷ نشان داده شده است. چونان که از اطلاعات این جدول برداشت می‌شود، متغیرهای هزینه‌ی هر ساعت استفاده از ماشین آلات، قیمت هر کیلو گرم بذر و هزینه‌ی هر دور آبیاری از متغیرهای اثر گذار بر هزینه‌ی تولید پنبه در سطح معنی‌داری ۱۰٪ است. این متغیرها دارای ارتباط مستقیم با هزینه‌ی تولید است. بدین مفهوم که با ۱٪ افزایش در هزینه‌ی استفاده از ماشین آلات، بذر و هر دور آبیاری، هزینه‌ی تولید پنبه به ترتیب ۰/۸۷، ۰/۴۹ و ۰/۹۷٪ افزایش خواهد یافت. سایر متغیرها اثر معنی‌داری بر هزینه‌ی تولید پنبه نشان نداد.

جدول (۷). نتایج برآورد تابع هزینه‌ی مرزی پنبه کاران

آماره‌ی $t$	مقدار	پارامتر
۲/۱۱***	۲/۳۴	$C_0$
۱/۳۸	۰/۶۱	$\beta_1$
۱/۹۱*	۰/۸۷	$\beta_2$
۷/۲۸	۰/۵۶	$\beta_3$
۲/۰۲*	۰/۴۹	$\beta_4$

## ادامه جدول (۷). نتایج برآورد تابع هزینه‌ی مرزی پنبه‌کاران

پارامتر	مقدار	آماره‌ی $t$
$\beta_5$	-۰/۴۸	+۲/۲۱
$\beta_6$	۰/۴۲	۰/۹۹
$\beta_7$	۰/۹۷	۲/۴۳*

(\*) و (\*\*): به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ و ۱٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد تابع هزینه‌ی مرزی پنبه‌کاران شهرستان ورامین، میزان کارآیی اقتصادی و تخصیصی آن‌ها محاسبه گردید. نتایج به دست آمده در جدول‌های ۸ و ۹ نشان داده شده است. به استناد نتایج جدول ۸ حداکثر کارآیی تخصیصی تولیدکنندگان پنبه ۹۹٪، حداقل آن ۵۹٪ و میانگین کارآیی تخصیصی بهره‌برداران ۸۰٪ است. کارآیی تخصیصی ۴۰٪ از بهره‌برداران در دامنه‌ی میان ۷۵ تا ۸۵٪ است. با استناد به نتایج، کارآیی فنی حدود ۷۷٪ پنبه‌کاران ورامین زیر ۸۵٪ است. تنها کارآیی تخصیصی بخش اندکی از تولیدکنندگان (۱۰٪) بیش‌تر از ۹۵٪ بود که این رقم حکایت از نبود تخصیص و استفاده‌ی بهینه‌ی عوامل تولید در تولید پنbe توسعه بخش زیادی از پنبه‌کاران دارد. چونان که نتایج نشان می‌دهد، میان حداقل و حداکثر کارآیی تخصیصی محاسبه شده ۴۳٪ اختلاف وجود دارد. نتیجه‌ی مطالعه‌ی فریادرس و همکاران (۱۳۸۱) در خصوص محاسبه‌ی کارآیی تخصیصی نیز نشان داد که کارآیی تخصیصی پنبه‌کاران استان تهران ۶۹٪ است.

در جدول ۹ نتایج محاسبه‌ی کارآیی اقتصادی با استفاده از اطلاعات مربوط به کارآیی فنی و تخصیصی در چارچوب رابطه‌ی ۸ ارائه شده است. چونان که ملاحظه می‌گردد، بخش زیادی از تولیدکنندگان پنbe (۵۲٪) از کارآیی اقتصادی نه‌چندان قابل قبولی (در دامنه‌ی ۶۵ تا ۷۵٪) برخوردار اند. حداکثر و حداقل کارآیی اقتصادی پنbe‌کاران شهرستان ورامین به ترتیب ۹۲

و ۶۱٪ محاسبه شده است. گفتنی است که کارآبی اقتصادی فقط ۴/۶٪ بهره برداران بیش از ۸۵٪ بوده است.

جدول (۸). نتایج محاسبه کارآبی تخصصی پنبه کاران شهرستان ورامین

درصد	فرابنی	دامنه کارآبی تخصصی
۸/۲	۹	۵۵≤ AE <۶۵
۲۹/۱	۳۲	۶۵≤ AE <۷۵
۴۰	۴۴	۷۵≤ AE <۸۵
۱۲/۷	۱۴	۸۵≤ AE <۹۵
۱۰	۱۱	۹۵≤ AE
۹۹		حداکثر
۵۶		حداقل
۸۰		میانگین

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول (۹). نتایج محاسبه کارآبی اقتصادی پنبه کاران شهرستان ورامین

درصد	فرابنی	دامنه کارآبی اقتصادی
۲۱/۸	۲۴	۵۶≤ EE <۶۵
۵۱/۸	۵۷	۶۵≤ EE <۷۵
۲۱/۸	۲۴	۷۵≤ EE <۸۵
۴/۶	۵	۸۵≤ EE <۹۰
۹۲		حداکثر
۶۱		حداقل
۷۴		میانگین

مأخذ: یافته های تحقیق

محاسبه‌ی میزان کارآیی تخصصی و اقتصادی پنbe کاران ورامین نشان داد که عدم کاربرد نهاده‌ها در سطح بهینه موجب گردیده است که میزان کارآیی تخصصی بهره‌برداران در سطوح پایین تر از کارآیی فنی آنها قرار گیرد، و کلیه‌ی این عوامل موجب گشته است تا میانگین میزان کارآیی اقتصادی آن‌ها با ۱۹٪ کاهش نسبت به کارآیی فنی به ۷۴٪ تنزل یابد. فریدرس و همکاران (۱۳۸۱) کارآیی اقتصادی پنbe کاران را در استان تهران ۶۹٪ تخمین زدند. ناگفته نماند که اختلاف میان حداقل و حداکثر کارآیی اقتصادی پنbe کاران در مطالعه‌ی حاضر حدود ۳۱٪ محاسبه شد که شایان توجه است.

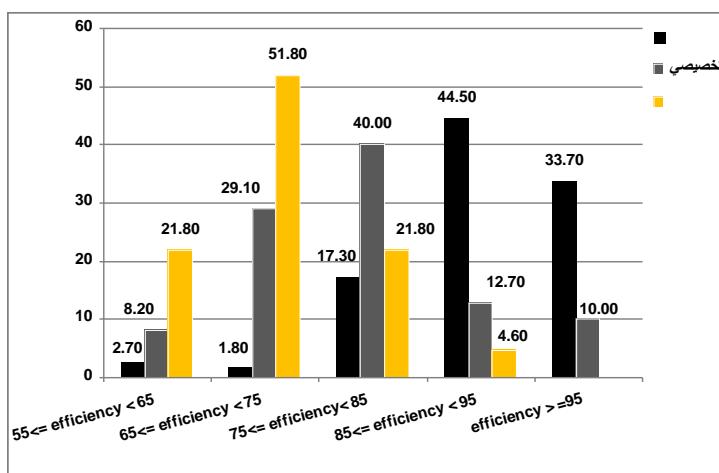
### نتیجه‌گیری و پیش‌نهادها

نتایج برآورد تابع تولید مرزی تصادفی پنbe کاران شهرستان ورامین نشان داد که متغیرهای سطح زیرکشت پنbe، ماشین آلات، نیروی کار، میزان مصرف بذر و تعداد دور آبیاری از لحاظ آماری دارای اثر معنی‌دار و مثبت بر تولید پنbe در شهرستان ورامین است، اما متغیرهای میزان سم مصرفی و کود شیمیایی در تولید پنbe اثر معناداری نشان نداد. همچونین نتایج تخمین تابع عدم کارآیی فنی تولیدکنندگان پنbe بیان‌گر ارتباط غیر مستقیم میان متغیرهای سن کشاورز و شرکت در کلاس‌های ترویجی و آموزشی با نبود کارآیی فنی بهره‌برداران است. از این رو مزارعی که در آن‌ها فعالیت‌های آموزشی و ترویجی بیشتر بود و از متخصصان کشاورزی استفاده کرده بودند، به لحاظ فنی از مزارع دیگر کارآتر عمل کرده‌اند. از این رو برگزاری دوره‌های آموزش فنی و ترویجی مناسب در رابطه با مدیریت صحیح منابع و چگونگی استفاده‌ی بهینه از عوامل تولید پیشنهاد می‌شود. ارتباط معکوس میان ناکارآیی فنی زارعان با سن آنان نیز به کسب تجربه و افزایش مهارت‌های مربوط به کشت پنbe مربوط است. استفاده از تجربیات عملی کشاورزان با تجربه و قدیمی نیز در کنار علم و دانش کارشناسان کشاورزی باید مورد توجه قرار گیرد.

تعداد قطعات زمین نیز دارای تاثیر مستقیم بر ناکارآیی فنی پنbe کاران است. به دیگر سخن، با افزایش قطعات زمین، ناکارآیی فنی تولیدکنندگان پنbe نیز افزایش یافته است. متغیرهای میزان

تحصیلات کشاورز، بیمه نمودن محصول و ضد عفونی کردن بذر به لحاظ آماری با کارآیی فنی رابطه‌ی معنی‌داری نشان نداد. بنابراین یکی دیگر از راه‌های بهبود کارآیی فنی، یکپارچه سازی زمین‌ها تا حد ممکن و به عبارت دیگر جلوگیری از تقسیم آن‌ها است.

خلاصه‌ی نتایج به‌دست آمده در خصوص برآورد کارآیی فنی، تخصیصی و اقتصادی پنبه کاران شهرستان ورامین در نمودار ۳ نشان داده شده است. هم‌چونان که در این نمودار مشاهده می‌شود، کارآیی فنی تعداد زیادی از تولیدکنندگان پنبه (حدود ۷۸٪) بیش‌تر از ۸۵٪ است. این در حالی است که کارآیی تخصیصی حدود ۲۳٪ تولیدکنندگان بالای ۸۵٪ و کارآیی تخصیصی ۷۷٪ دیگر تولیدکنندگان پنبه زیر ۸۵٪ و عمدتاً میان ۷۵٪ تا ۸۵٪ است. نگاهی به کارآیی اقتصادی تولیدکنندگان پنبه نیز میین آن است که کارآیی قتصادی بخش قابل توجهی از تولیدکنندگان پنبه زیر ۸۵٪ است، بنابراین شیوه‌ی عمل کرد آن‌ها در سطح رضایت‌بخش نیست و نتوانسته اند حداکثر سود ممکن را کسب نمایند.



نمودار (۳). مقایسه‌ی کارآیی فنی، تخصیصی و اقتصادی پنبه کاران

با توجه به مطالب پیش‌گفته و هم‌چونین اختلاف میان حداقل و حداکثر کارآیی فنی (۴۰٪) و نیز میانگین کارآیی فنی پنبه کاران، چونین به نظر می‌رسد که امکان افزایش تولید از طریق

بهبود کارآیی فنی پنهان کاران وجود دارد. بنابراین اگر کشاورزان پنهان کار از فن آوری‌های موجود به طور کارآتر استفاده کنند، می‌توانند متوسط تولید خود را به میزان ۷٪ بهبود بخشنند. بنا به نتایج حاصل از محاسبه‌ی کارآیی تخصیصی، اختلاف میان حداقل و حداکثر کارآیی تخصیصی ۴۳٪ بددست آمد. بر این اساس می‌توان اظهار نمود که تخصیص بهینه‌ی نهاده‌ها و مدیریت مناسب عوامل تولید در حد زیادی ممکن است. پایین بودن کارآیی فنی و تخصیصی موجب کاهش کارآیی اقتصادی تولیدکنندگان پنهان شده است، به طوری که اختلاف میان حداقل و حداکثر کارآیی اقتصادی پنهان کاران حدود ۳۱٪ برآورد گردید.

بر اساس نتایج میان حداقل و حداکثر انواع کارآیی بهره‌برداران شکاف قابل لمسی وجود دارد. بنابراین به نظر می‌رسد پنهان کاران مورد مطالعه می‌توانند با کاهش استفاده از نهاده‌های اضافی بدون کاهش در میزان محصول کارآیی فنی خود را افزایش دهند، و از این طریق می‌توانند از هدر رفتن نهاده‌های تولید جلوگیری کنند و روی مرز کارآیی تولید قرار گیرند. بر این اساس پیش‌نهاد می‌شود به عنوان نقطه‌ی شروع دوره‌های آموزش فنی و ترویجی مناسب در رابطه با استفاده‌ی هوشمندانه از عوامل تولید شامل ماشین آلات، کود شیمیایی، آب و ... برای پنهان کاران برگزار شود. آشنایی آنان با شیوه‌های مناسب استفاده از عوامل تولید موجب افزایش بهره‌وری و در نهایت بهبود کارآیی فنی، تخصیصی و اقتصادی پنهان کاران خواهد شد. در پایان لزوم مطالعه‌ی بیشتر در زمینه‌ی سایر عوامل تاثیرگذار بر افزایش کارآیی تولید مانند توسعه‌ی فن آوری مکانیکی، افزایش هزینه‌های آموزش و تحقیقات، و گسترش کاربرد فن آوری‌های ژنتیکی و بذرهای اصلاح شده در راستای بهبود روند تولید پنهان مورد تأکید است.

## منابع

- باریکانی، ا.، محمدزاده، ر. و شاهنوشی، ن. (۱۳۸۷). تحلیل اقتصادی تولید و بازاریابی زیره سیز، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، (۶۴): ۴۳۸-۱۱۹.
- پایگاه اینترنتی خانه کشاورز (۱۳۸۹). قابل دسترس در: <http://www.irafol.ir/p2.asp?id=25>

تودارو، م. (۱۳۷۸). توسعه اقتصادی در جهان سوم، ترجمه‌ی غلامعلی فرجادی، انتشارات بازتاب. ص ۳۰۸.

حاجیانی، پ.، خلیلیان، ص. ابریشمی، ح. و پیکانی، غ. (۱۳۸۴). بررسی کارآبی فنی ناوگان صید میگوی خلیج فارس، مطالعه موردی استان بوشهر، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ویژه نامه بهره‌وری و کارآبی، ۲۰۱ ۴۲۵.

حسن پور، ب. (۱۳۷۶). بررسی اقتصادی تولید و بازاریابی انجیر در استان فارس، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز، ص ۴۶ و ۴۷.

دهقانیان، س.، شاهنوشی، ن. و آذرین، فر. (۱۳۸۵). بررسی و تحلیل کارآبی و بازاریابی زرتشک کاران استان خراسان (مطالعه موردی: شهرستان قاینات)، مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، ۱۳(۴): ۴۷۳-۱۶۵.

صبوحی، م. و مجرد، ع. (۱۳۸۸). بررسی کارآبی پنbe کاران استان خراسان با استفاده از رهیافت پارامتریک، مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، (۲): ۴۵-۲۷.

فریادرس، و.، چیذری، ا. و مرادی، ا. (۱۳۸۱) اندازه گیری و مقایسه کارایی پنbe کاران ایران، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۰(۱۰): ۴۰۲-۸۹.

مهرآبی بشرآبادی، ح. و پاکروان، م. ر. (۱۳۸۸). محاسبه انواع کارآبی و بازده به مقیاس تولیدکنندگان آفتابگردان شهرستان خوی، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، ۲۳(۲): ۴۰۳-۹۶.

نورانی آزاد، ح.، محمدی، ح. و نجاتی، ع. (۱۳۸۵). تعیین کارآبی فنی کشاورزان پنbe کار در استان فارس، فصلنامه توسعه و بهره‌وری، ۱۱(۲): ۵۲-۴۱.

وزارت جهاد کشاورزی. (۱۳۸۹). اداره کل آمار و اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی، قابل دسترس در: <http://dbagri.maj.ir/zrt/year.asp>.

یزدانی، س. و پیش بهار، ا. (۱۳۸۳). ارزیابی انواع کارآبی محصولات پنbe و چغدرقهند در ایران با استفاده از روش تحلیلی داده‌های فراگیر (پوششی)، فصلنامه کشاورزی دانشگاه تهران، ۶(۱): ۴-۷.

- Battese, G.E. (1993). Frontier production function and technical efficiency: A survey of empirical applications in agricultural economics, *Agricultural Economics*, 7: 185-208.
- Coelli, T.J. (1995). Recent developments in frontier modelling and efficiency measurement, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 3: 219-24.
- Battese, G.E. and Coelli, T.J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data, *Emperical, Econ.* (20): 325-332.
- Farrel, M.J. (1957). The measurement of productive efficiency, *J. Royal Stat Society*, 120(3): 253-281.
- Kaliba, A.R. and Engle, C.R. (2004). Cost efficiency of catfish farms in chicot county, arkansas: the impact of extension services. Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, USA.
- Kumbhakar, S.C. (1994). Production frontiers, panel data and time varying technical efficiency, *J. Econometrics*, 46(2): 201–211.
- Singh, V.K. Gupta, D.D. and Singh, H. (1992). Input use efficiency in wheat crop in Haryana, *Ind. J. Agr. Econ.*, 47: 125–134.
- Wirat, K. (2001). Measurement of technical efficiency in Thai agricultural production, online: [www.Std.cpc.ku.ac.th](http://www.Std.cpc.ku.ac.th).