فصلنامه راهبردهای توسعه روستایی
جلد ۲، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۴ ص: ۲۴۵-۲۲۹

تحلیل اقتصادی تبدیل سیستم سنتی به مدرن آبیاری محصول گندم در استان فارس

رضا اسفنجاری کناری[1*]، مصطفی اسکندری[2]، حسین مهرابی بشرآبادی[3]

تاریخ دریافت: ۷ اسفند ۱۳۹۳ **تاریخ پذیرش:** ۱۴ اردیبهشت ۱۳۹۴

چکیده

در مطالعه حاضر با استفاده از تابع مرزی پوششی نسبت شکاف تکنولوژیکی روش‌های مختلف آبیاری محصول گندم در استان فارس مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. برای انجام تحقیق از اطلاعات ۱۰۰ گندم‌کار در سال ۱۳۹۲ که به‌صورت تصادفی مورد مصاحبه قرار گرفته‌اند، استفاده شده‌است. مزارع نمونه بر حسب روش‌های مختلف آبیاری به دو گروه دارای سیستم آبیاری بارانی و فاقد سیستم آبیاری بارانی تقسیم شده‌اند. نتایج حاصل از تخمین تابع تولید مرزی منطقه‌ای نشان داد کارایی فنی برای گروه دارای سیستم آبیاری بارانی ۰/۸۷ و روش فاقد سیستم آبیاری ۰/۸۲ می‌باشد. یعنی این واحدها با به کاربردن میزان مشخصی از نهاده‌های تولید به‌طور متوسط به ترتیب حدود ۸۷ درصد و ۸۲ درصد مقدار محصولی را تولید می‌کنند که با استفاده از همین میزان نهاده و تکنولوژی موجود می‌توانست تولید شود. کارایی فنی نسبت به تابع تولید فرامرزی در سیستم آبیاری بارانی ۰/۸۴ و در گروه فاقد سیستم آبیاری بارانی ۰/۷۲ می‌باشد. نسبت شکاف تکنولوژیکی برای دو گروه فوق به ترتیب ۰/۹۶ و ۰/۸۸ می‌باشد یعنی سیستم آبیاری بارانی عملکرد تکنیکی بهتری دارد و دارای نسبت شکاف تکنولوژیکی بالاتری در مقایسه با روش فاقد سیستم آبیاری می‌باشد. این امر نقطه امید بخشی برای سیاست‌گذاران بخش کشاورزی است که با بهبود تکنیک‌های تولید و استفاده از موجودی منابع فعلی، سطح تولید را ارتقاء بخشید. نتایج حاصل از عوامل مؤثر بر پذیرش تکنولوژی سیستم آبیاری بارانی که با استفاده از مدل پروبیت مورد بررسی قرار گرفت نشان داد که متغیرهای تجربه کشاورز، شرکت در کلاس‌های ترویجی، دارایی کشاورز، وام، تمایلات ریسکی و مالکیت چاه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر پذیرش تکنولوژی سیستم آبیاری بارانی دارند.

واژه‌های کلیدی: پروبیت، تابع فرامرزی، گندم، نسبت شکاف تکنولوژیکی.

۱ - دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل
۲ - کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل
۳ - استاد بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان
(*- نویسنده مسئول: rezasfk@gmail.com)

مقدمه

جمعیت جهان به‌صورت چشمگیری در حال افزایش می‌باشد. مطابق آمار سازمان ملل متحد، جمعیت جهان در سال ۲۰۵۰ به ۹/۴ میلیارد نفر و در سال ۲۱۵۰ به ۱۰/۸۴ میلیارد نفر خواهد رسید (گلد، ۲۰۰۷)[1]. از آنجا که این افزایش جمعیت در کشورهای در حال توسعه شتاب بیشتری خواهد داشت، بنابراین دست‌یابی به امنیت غذایی پایدار در این کشورها از اهمیت بیشتری برخوردار می‌باشد. علیرغم این‌که در طول ۵۰ سال گذشته سیاست‌های توسعه‌ی کشاورزی در این کشورها به‌صورت قابل توجهی با استفاده از نهاده‌های مثل آب‌های سطحی و زیرزمینی موجب افزایش تولیدات کشاورزی شده‌اند، اما در مقابل، این رشد محصولات کشاورزی و استفاده بیش از حد از نهاده آب مشکلاتی بوجود آورده که ضمن بر هم زدن توازن و تعادل اکوسیستم‌های زراعی و طبیعی، کاهش آب‌های سطحی، پایین رفتن سطح آب‌های زیر زمینی و شوری آب‌ها، تخریب جنگل‌ها، افزایش مصرف آفت‌کش‌ها، سموم، کودهای شیمیایی و همچنین مشکلات اجتماعی از قبیل، کاهش تعداد کشاورزان و بر هم ریختن سیستم اجتماعی محلی تولید و افزایش مهاجرت را باعث شده است (رولینگ[2]، ۲۰۰۹).

غلات از مهم‌ترین مواد غذایی موردنیاز انسان است که کمبود آن در جیره غذایی انسان می‌تواند موجب سوء تغذیه و به خطر افتادن سلامتی افراد آن جامعه شود، از خانواده‌ی غلات، گندم نقش مهمی در برنامه غذایی ایرانیان دارد و از سوی دیگر گندم یکی از محصولات عمده کشاورزی در ایران بوده و از موقعیت استراتژیک برخورداراست و با توجه به رشد جمعیت کشور ایران و افزایش تقاضا برای گندم، افزایش تولید گندم و کاهش هزینه تمام‌شده آن از جمله مواردی است که می‌تواند نقش مؤثری در تأمین سلامت افراد جامعه و بهبود سطح تغذیه آن‌ها داشته باشد. همچنین به دلیل این‌که کشور ایران در ناحیه گرم و خشک کره زمین واقع شده است و همواره با کمبود آب مواجه بوده است بررسی رابطه بین کارایی فنی گندم‌کاران و روش‌های مختلف آبیاری این محصول از موضوعات حائز اهمیت می‌باشد که در این تحقیق با استفاده از مدل فرامرزی[3] و نسبت شکاف تکنولوژیکی[4]، دو روش مختلف آبیاری (سیستم آبیاری بارانی، سیستم بدون آبیاری بارانی) گندم‌کاران استان فارس بر اساس تابع مرزی و فرامرزی مورد بررسی قرار گرفته است، با توجه به این‌که استان فارس در سال زراعی ۹۳ رتبه نخست تولید محصول گندم با بیش یک میلیون هفتصد هزار تن و رتبه اول محصولات باغی با تولید پنج میلیون دویست هزار تن به‌دست آورد و از طرفی قرارگرفتن این استان در ناحیه گرم و خشک کشور برای صیانت از میزان تولید محصولات زراعی باید به روش‌های نوین آبیاری اهتمام جست. تاکنون مطالعات زیادی در رابطه با انواع کارایی و به‌ویژه کارایی فنی محصولات کشاورزی انجام شده است که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره‌کرد.

نجفی و زیبایی (۱۳۷۴) کارایی تکنیکی گندم‌کاران استان فارس را با استفاده از روش مرزی تصادفی در دوره ۷۱-۱۳۶۸ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که کارایی فنی در دوره مورد مطالعه از ۶۸ به ۸۰ درصد افزایش یافته است. کریم کشته، اکبری و مهری (۲۰۰۴) کارایی تکنیکی، تخصیصی و اقتصادی مزارع گندم در استان سیستان و بلوچستان را بررسی کرده‌اند آنها از فرم تابع کاب - داگلاس و روش حداقل مربعات اصلاح شده و حداکثر راست‌نمائی استفاده کرده‌اند میانگین کارایی تکنیکی به‌دست آمده از روش حداقل مربعات اصلاح شده و حداکثر راست‌نمائی به ترتیب ۵۰ و ۶۰ درصد بوده است میانگین کارایی تخصیصی و اقتصادی به ترتیب ۶۳ و ۳۸ درصد گزارش شده‌است. مهرابی بشر آبادی و همکاران (۱۳۸۷)

1- Gold
2- Roling
3- Metafrontier
4- Technological Gap Ratio

کارایی فنی گندم کاران استان کرمان را با استفاده از تابع تولید ترانسلوگ برآورد کرده و شکاف تکنولوژیکی منطقه‌ای را در پنج ناحیه عمده تولید گندم در این استان محاسبه کرده‌اند، نتایج محاسبه نشان می‌دهد که در نواحی کم آب‌تر شکاف تکنولوژیکی بیشتری در مقایسه با تابع پوششی وجود دارد. موسوی و خلیلیان (۱۳۸۴) با استفاده از رهیافت تابع تولید مرزی تصادفی در یک دوره زمانی هفت ساله به تخمین تابع کارایی فنی گندم در تعدادی از مزارع شهرکرد پرداختند، متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل: میزان کاربرد آبیاری تحت فشار، فعالیت‌های آموزشی و ترویجی و اندازه مزارع بود. نتایج حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار این متغیرها برکارایی فنی گندم بوده است.

بخشوده و تامسون[1] (۲۰۰۱) با استفاده از داده‌های ۱۶۵ مزرعه گندم در سال ۱۳۷۴ در استان کرمان رابطه بین کارایی فنی مبتنی بر میزان محصول خروجی (شاخص تیمر) و مبتنی بر نهاده‌ای ورودی (شاخص کوپ) را بررسی کرده‌اند، آن‌ها تابع تولید مرزی کاب – داگلاس را به‌کار گرفته‌اند، متوسط شاخص تیمر و کوپ به ترتیب ۹۳ و ۹۱ بوده است.

پورزند (۱۳۸۸) کارایی فنی و نسبت شکاف تکنولوژیکی ۳۰۰ ذرت‌کار استان فارس را برحسب میزان پایداری کشاورزی با استفاده از تابع مرزی پوششی محاسبه و ارزیابی نمود. نتایج مطالعه نشان داد که شکاف تکنولوژی در مناطق نسبتاً پایدار بیشتر از مناطق ناپایدار است. مهرابی بشرآبادی و همکاران (۲۰۰۷) در مقاله‌ای با نام تجزیه تحلیل فرامرزی چه زمانی مناسب است؟ با استفاده از داده‌های نمونه‌ای مربوط به تولید سه رقم پسته مختلف در ایران دو معیار را برای توجیه استفاده مناسب روش تحلیل فرامرزی عنوان کردند اول، ناتوانی کشاورزان در تغییر نوع تکنولوژی مورد استفاده در کوتاه مدت و دوم اینکه، آزمون‌های آماری مربوط به ضرایب تابع فرامرزی تا چه حد رضایت‌بخش است. نتایج نشان‌می‌دهد که تفاوت بسیار اندکی در کارایی فنی بین مزارعی که واریته‌های مختلف کشت می‌کنند وجود دارد اما چشم‌پوشی از محدودیت‌های اعمال شده بر تولید که ناشی از انتخاب واریته‌های مختلف درخت است، می‌تواند منجر به افزایش دامنه فعالیت کشاورزان برای بهبود کارایی تکنیکی‌شان از طریق اعمال فعالیت‌های بهتر کشاورزی گردد. همچنین نتایج بیان‌گر آن است که توجه به نتایج عملکرد در واحد سطح برای مقایسه کارآمدی ارقام سه گانه به تنهایی کفایت نمی‌کند. موریرا و براوو[2] (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای تحت عنوان کارایی فنی و نسبت‌های شکاف تکنولوژیکی مزارع گندم یک رویکرد فرامرزی کارایی فنی را برای کشورهای آرژانتین، شیلی و اروگوئه در دوره‌های زمانی ۱۹۹۶-۲۰۰۳ مقایسه کردند، متوسط نسبت‌های شکاف تکنولوژیکی برای این کشورها به ترتیب ۸۳/۸، ۷۹/۶ و ۹۱/۴ درصد بود، متوسط کارایی‌های فنی برآورد شده با توجه به تابع فرامرزی به ترتیب برابر با ۷۲/۸، ۶۵/۸ و ۷۳/۴ درصد بود، نتایج حاکی از آن است که مرزهای تصادفی کشورهای آرژانتین و اروگوئه به فرامرزی نزدیک‌تر بوده و درصد متوسط کارایی فنی این کشورها بالاتر از کشور شیلی می‌باشد از این‌رو پیشنهاد شد که کشورهای آرژانتین و اروگوئه سرمایه‌گذاری بیشتری در راستای دستیابی به تکنولوژی‌های جدید داشته باشند، با توجه به نتایج حاصل، کشور شیلی می‌توانست منفعت حاصل از انطباق با تحقیقات برگرفته از تکنولوژی کشورهای اروگوئه و آرژانتین که راه مؤثری در بهبود عملکرد مزارع گندم دارد را از آن خود کند. اودنل[3] و همکاران (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان چارچوب‌های فرامرزی برای مطالعه کارایی و شکاف تکنولوژی در سطح بنگاه‌ها به مقایسه کارایی فنی مزارعی که در گروه‌های مختلفی دسته‌بندی شده بودند پرداختند، این مطالعه با معرفی چارچوب نظری اصلی مورد نیاز جهت تعریف تابع فرامرزی، نشان می‌دهد که چطور این تابع می‌تواند با استفاده از روش‌های پارامتریک و غیر پارامتریک تخمین زده شود در اکثر قریب به اتفاق مطالعاتی که تا به حال در داخل و خارج

1- Bakhshoodeh. and Thomson
2- Moreira and Bravo
3- O'donnell

انجام شده است. فرض بر این است که تکنولوژی تولید در تمام مزارع (بنگاه‌ها و یا مناطق) مورد مطالعه، یکسان است در حالی‌که در سال‌های اخیر پیشرفت‌هایی در زمینه محاسبه کارایی فنی به وجود آمده‌است که بر اساس آن این فرض را کنار می‌گذارد (رائو[1] و همکاران، ۲۰۰۳).

در این تحقیق با فرض عدم یکنواختی تکنولوژی در روش‌های مختلف آبیاری (سیستم آبیاری بارانی و فاقد سیستم آبیاری بارانی) در مزارع گندم استان فارس، کارایی فنی نسبت به تابع مرزی و فرامرزی و نسبت شکاف تکنولوژیکی بین دو روش آبیاری محاسبه گردید و در پایان عوامل مؤثر بر پذیرش سیستم آبیاری بارانی از سوی کشاورزان با استفاده از مدل پروبیت مورد بررسی قرار گرفته است، که بر حسب بررسی‌های انجام شده، مطالعه حاضر اولین مطالعه بررسی رابطه بین نسبت شکاف تکنولوژیکی و روش‌های مختلف آبیاری می‌باشد. هدف این تحقیق در مرحله اول آزمون عدم یکنواختی تکنولوژی در مزارع با روش‌های مختلف آبیاری مورد مطالعه با استفاده از آزمون کروسکال – والیس و در مرحله دوم، بررسی کارایی گندم کاران استان فارس و ارائه راهکارهایی برای بهبود آن است و در مرحله آخر عوامل مؤثر بر پذیرش روش آبیاری بر اساس سیستم آبیاری بارانی بر اساس مدل پروبیت و خوبی برازش این مدل می‌باشد.

مواد و روش‌ها

مفهوم دقیق تعریف کارایی را می‌توان در تعریف پارتو[2] جستجو کرد (عیسی خانی، ۱۳۸۹). طبق تعریف کارایی، یک سیستم دارای کارایی پارتو است به‌طوری‌که بهبود وضع اقتصادی یک فرد از جامعه بدون بدتر شدن وضع اقتصادی فرد دیگری امکان‌پذیر نباشد. به‌عبارت دیگر تخصیص مجدد منابع باعث بدتر شدن وضع عده‌ای از جامعه نگردد. در ادبیات نظری این مفهوم اقتصادی به تفکیک کارایی فنی[3]، کارایی تخصیصی[4] و کارایی اقتصادی[5]، تعریف و مورد سنجش قرار گرفته است. در سال ۱۹۷۵ فارل[6] اقدام به اندازه‌گیری کارایی برای یک واحد تولیدی نمود، و سرانجام چارنز، کوپر و رودز دیدگاه فارل را توسعه داده و مدل (CCR) را ارائه کردند، که از حرف اول نام این سه فرد تشکیل شده است، مدل (CCR) با تبدیل ورودی‌ها و خروجی‌های چندگانهٔ یک واحد (بنگاه)، به یک ورودی و یک خروجی مجازی، روش فارل (۱۹۵۷) را که بر اساس دو ورودی و یک خروجی ارائه شده است، جامعیت می‌بخشد به گونه‌ای که فرآیند تولید چند ورودی و چند خروجی را در بر می‌گیرد. کارآیی واحد (j) به روش (CCR) را می‌توان به‌صورت زیر بیان نمود:

$$\max \theta = \frac{u_1 y_{1j} + u_2 y_{2j} + \ldots + u_s y_{sj}}{v_1 x_{1j} + v_2 x_{2j} + \ldots + v_m x_{mj}}$$

$$s.t: \quad \frac{u_1 y_{1j} + u_2 y_{2j} + \ldots + u_s y_{sj}}{v_1 x_{1j} + v_2 x_{2j} + \ldots + v_m x_{mj}} \leq 1 \qquad (۱)$$

$$v_1, v_2, \ldots, v_m \geq 0$$

$$u_1, u_2, \ldots, u_s \geq 0$$

$$j = (1, 2, 3, \ldots, n)$$

1- Rao
2 - Pareto
3 - Technical Efficiency (TE)
4 - Allocative Efficiency (AE) Economic Efficiency (EE)
5 - Economic Efficiency (EE)
6 - Faral

در رابطه ۱، $x_{1j}, x_{2j}, x_{3j}, ..., x_{mj}$ نشان‌دهنده نهاده‌های واحد j می‌باشند و $y_{1j}, y_{2j}, y_{3j}, ..., y_{sj}$ نشان‌دهنده ستاده‌های واحد j می‌باشند. قید مثبت بودن ضرایب وزنی بدین منظور است که در تمامی واحدها، همه ورودی‌ها و خروجی‌ها لحاظ شوند. در رابطه فوق هدف محاسبه مقادیر بهینه بردارهای $U= u_1, u_2, \dots, u_s$ و $V= v_1, v_2, \dots, v_m$ است به گونه‌ای که نسبت کل مجموع وزنی محصولات به مجموع وزنی ورودی‌ها حداکثر بوده و کارایی هیچ واحدی بیشتر از یک نباشد. اما این رابطه جواب‌های بیشمار خواهد داشت. زیرا اگر U و V یک جواب بهینه باشد αU و αV نیز جواب بهینه خواهد بود. از طرف دیگر این مدل غیرخطی و غیر محدب است. ابتکاری که در مدل (CCR) صورت گرفته-است، بدین شکل می‌باشد که با تساوی مخرج کسر برابر یک در رابطه ۱ این رابطه به مدل برنامه‌ریزی خطی تبدیل می‌شود (چارنز و همکاران[1]، ۱۹۷۸):

$$\begin{aligned} &\max \ \mu' y_i \\ &s.t: \\ &\nu' x_i = \\ &\mu' y_i - \nu' x_i \le 0 \\ &\mu \ge 0 \ , \nu \ge 0 \end{aligned} \qquad (۲)$$

محاسبه مسئله فوق به‌صورت دوگان، علاوه بر تحمیل قیود کمتر، این مزیت را خواهد داشت که کارایی فنی را برای هر بنگاه به تفکیک ارائه نماید (چارنز و همکاران، ۱۹۷۸):

$$\begin{aligned} &\min \theta \\ &s.t: \\ &-y_i + Y\lambda \ge 0 \\ &\theta x_i - x\lambda \ge 0 \\ &\lambda \ge 0 \end{aligned} \qquad (۳)$$

λ یک بردار (N*1) است که شامل اعداد ثابت و بیان‌گر وزن‌های مجموعه مرجع خواهد بود مقادیر اسکالر به‌دست‌آمده برای θ نیز کارایی بنگاه‌ها را نشان می‌دهد. در این مدل بر اساس برنامه‌ریزی خطی، لازم است N بار و هر مرتبه برای یکی از بنگاه‌ها حل شود و در نهایت کارایی هر بنگاه به دست خواهد آمد. کوئلی[2] (۲۰۰۵)، مدل CRS را جهت اندازه‌گیری بازده متغیر به مقیاس بسط دادند. مدل VRS با اضافه کردن قید $NI'\lambda = 1$ (قید تحدب) به مدل CRS به‌دست می‌آید که به صورت رابطه ۴ می‌باشد.

$$\begin{aligned} &\min \theta \\ &s.t: \\ &-y_i + Y\lambda \ge 0 \\ &\theta x_i - x\lambda \ge 0 \\ &NI'\lambda = 1 \\ &\lambda \ge 0 \end{aligned} \qquad (۴)$$

1 - Charnes et al.
2 - Coelli

تابع فرامرزی بر اساس مدل DEA

تابع فرامرزی بر پایه داده‌های ترکیب شده برای تمامی واحدها در تمامی سطوح تکنولوژی ساخته‌می‌شود. از آنجا که تمامی واحدها $L=\sum_{k=1}^{n} L_k$ می‌باشند، مدل برنامه‌ریزی خطی (LP) یاد شده را بایستی مجدداً با ماتریس‌های نهاده و ستانده جدید برای تمامی واحدها اجرا نمود (باتیس و همکاران، ۲۰۰۴):

$$\begin{aligned} &MaX_{\phi^*,\lambda^*}\phi^*, \\ &st: \\ &-\phi^* y_i + Y^*\lambda^* \geq 0 \\ &x_i - X^*\lambda^* \geq 0 \\ &\lambda^* \geq 0 \end{aligned} \qquad (۵)$$

که در آن: $y^{\bullet}{}_i$: بردار M×1 مقدار ستاده برای i مین واحد، $x^{\bullet}{}_i$: بردار مقدار نهاده برای i مین واحد، Y^*: ماتریس مقدار ستاده برای تمامی L واحد، $X^{\bullet}$: ماتریس مقدار نهاده برای تمام L واحد، λ^* بردار L×1 وزن‌ها و ϕ^*: اسکالر می‌باشند. تابع فرامرزی، پوششی از نقاط تولیدی با کارایی بالا در مناطق مختلف است. مفهوم تابع فرامرزی، جذب است به این دلیل که بر این فرض استوار است که کل تولیدکننده‌گان در گروه‌های مختلف (کشورها، مناطق و غیره) پتانسیل و دستیابی به یک تکنولوژی یکسان دارند (باتیس و همکاران[1]، ۲۰۰۴). اگر فرض شود تکنولوژی سطحی از دانش در یک زمان است، آنگاه آنچه به‌عنوان تکنولوژی در واحدهای تولیدی به‌کار گرفته می‌شود در واقع اجزای تکنولوژی می‌باشد. بنابراین، متاتکنولوژی به عنوان تمامیتی از تکنولوژی‌های به‌کار گرفته شده در کلیه واحدهای تولیدی تعریف می‌شود. به‌عنوان مثال اگر محصول بتواند با استفاده از بردار نهاده‌های تولیدی در واحد (سطح تکنولوژی) تولید شود گفته می‌شود که (x,y) متعلق به متاتکنولوژی T^* می‌باشند که به‌صورت زیر تعریف می‌شود (باتیس و همکاران، ۲۰۰۴).

$$T^* = \{(x,y): x \geq 0, \qquad T^1, T^2, ..., T^k \ \} \qquad (۶)$$

به‌طوری که x می‌تواند محصول y را حداقل در یک سطح تکنولوژی تولید کند. از تعریف فوق معلوم می‌شود T^1, T^2 ,.....T^K,زیر مجموعه‌ای از متاتکنولوژی T^* می‌باشد. اگر $D_0^*(x,y)$ و $D_1^*(x,y)$ نمایانگر توابع فاصله‌ای ستانده و نهاده با استفاده از تکنولوژی T^* باشند، با استفاده از تعریف متاتکنولوژی می‌توان به نتایج زیر دست پیدا کرد:

نتیجه ۱: برای هر واحد مفروض K

$$D_0^k(x,y) \geq D_0^*(x,y), \qquad k = 1,2,....., K \qquad (۷)$$

نتیجه ۲: برای هر واحد مفروض K

1- Battese et al

$$D_i^k(x,y) \geq D_i^*(x,y), \qquad k = 1,2,\ldots\ldots\ldots,K \tag{۸}$$

این نتایج از آنجا ناشی می‌شوند که مجموعه‌های نهاده و ستاده برای هر واحد تولیدی زیر مجموعه‌ای از متاتکنولوژی هستند (باتیس و رائو ۲۰۰۴). شکل زیر تابع فرامرزی و توابع مرزی مرجع را برای واحدهای تولیدی نشان می‌دهد. فرض می‌شود واحدهای تولیدی محصول y را با استفاده از تنها یک نهاده x و سطوح مختلف تکنولوژی تولید می‌کنند. تعدادی از واحدها با تکنولوژی ۱، تعدادی با تکنولوژی ۲ و بقیه با تکنولوژی ۳ به تولید مشغول‌اند. بنابراین برای هر سطح از تکنولوژی می‌توان یک تابع مرزی مشخص نمود که به‌منظور اندازه‌گیری کارایی، واحدها با آن سنجیده می‌شوند (شکل۱). به عبارت دیگر برای هر گروه از واحدها که با یک سطح از تکنولوژی فعالیت می‌کنند می‌توان یک تابع مرزی تعریف نمود که مبنای مقایسه واحدهای مذکور با یکدیگر باشند. تابع فرامرزی در حقیقت بالاترین سطح بکارگیری تکنولوژی در واحدها را در بر می‌گیرد (اسفنجاری کناری و زیبایی، ۱۳۹۱). نتایج یک و دو نشان می‌دهند که هرگاه یک نابرابری و عدم تساوی واضح مشاهده شود، می‌توان شکاف تکنولوژی واحد K را به کمک متاتکنولوژی به دست آورد. بدین منظور می‌توان از شاخص‌های ستاده‌گرا[1] یا نهاده‌گرا[2] استفاده نمود. در این‌جا شاخص نهاده‌گرا به‌منظور بدست آوردن شکاف تکنولوژیکی بین واحدهای تولیدی تشریح می‌شود.

شاخص‌های نهاده‌گرا

کارایی فنی نهاده‌گرای جفت (x,y) با توجه به تکنولوژی واحد K به‌صورت زیر تعریف می‌شود (اودنل و همکاران، ۲۰۰۵):

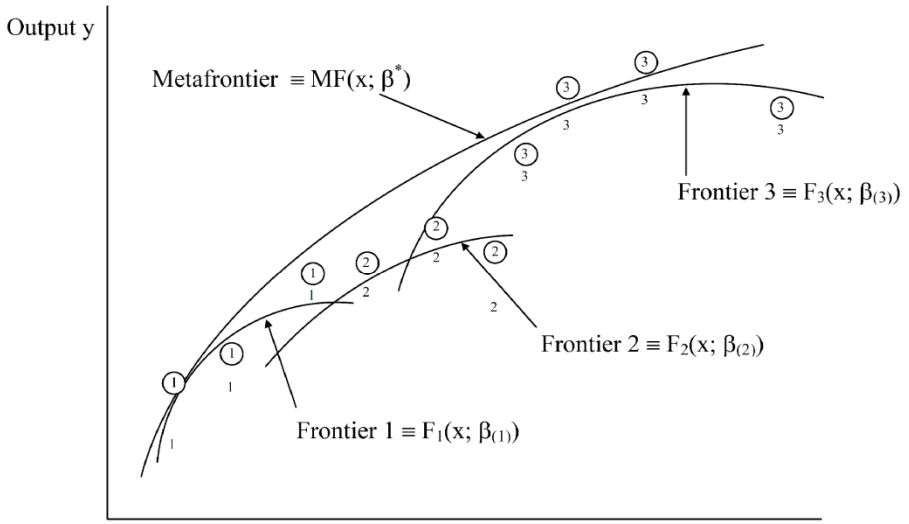
$$TE_i^k(x,y) = \frac{1}{D_i^k(x,y)} \tag{۹}$$

به‌عنوان مثال اگر کارایی فنی نهاده‌گرا برای ۰/۷ باشد، بدین معناست که می‌تواند با استفاده از ۷۰ درصد بردار نهاده تولید شود. نسبت شکاف تکنولوژی می‌تواند با استفاده از توابع ستاده فاصله‌ای برای تکنولوژی به‌صورت زیر تعریف شود (اودنل و همکاران، ۲۰۰۵):

$$TGR_i^k(x,y) = \frac{D_i^k(x,y)}{D_i^*(x,y)} = \frac{TE_i^*(x,y)}{TE_i^k(x,y)} \tag{۱۰}$$

این نسبت همواره بین حداقل صفر و حداکثر یک می‌باشد. این نسبت هر اندازه بزرگتر باشد، کاهش شکاف بین تابع مرزی گروهی و فرامرزی را نشان می‌دهد زمانی که مرز تکنولوژی مرجع واحد K با مرز متاتکنولوژی بر هم منطبق شوند این نسبت برابر یک می‌شود (اودنل و همکاران، ۲۰۰۵).

1- Output Oriented Measures
2- Input Oriented Measures



شکل ۱. الگوی تابع فرامرزی و توابع مرزی در سطوح مختلف تکنولوژی (باتیس و رائو ۲۰۰۴)

مدل پروبیت

در بررسی رفتار افراد هنگامی که با دو گزینه مواجه بوده و فقط یکی از آن‌ها بایستی انتخاب شود، از مدل‌های انتخاب دوتایی در اقتصاد استفاده می‌شود. انتخاب دوتایی شخص i ام به‌طور سنتی با متغیر Y_i نشان‌داده می‌شود که مقدار یک را در حالت انتخاب یک گزینه و مقدار صفر را در صورت عدم انتخاب آن گزینه اختیار می‌نماید. اگر P_i احتمال اختیار مقدار یک به وسیله متغیر Y_i باشد، در نتیجه احتمال اینکه این متغیر مقدار صفر را اختیار نماید معادل $1-P_i$ می‌باشد. این موضوع را می‌توان در تابع احتمال زیر خلاصه نمود (گرین[1]، ۲۰۰۰ و ترین[2]، ۲۰۰۲):

$$f(Y_i) = P_i^{Y_i}(1-P_i)^{1-Y_i} \qquad Y_i = 0\ ,\ 1 \tag{۱۱}$$

مدل پروبیت یکی از دو مدل انتخاب دوتایی اساسی را تشکیل می‌دهد که به طور عمومی برای تحلیل رفتار انتخابی یک فرد که با دو گزینه مواجه بوده و می‌خواهد یکی از آن‌ها را انتخاب کند مورد استفاده قرار می‌گیرد. از نظر تئوری این مدل نیز همانند مدل لاجیت است با این ویژگی که تابع مطلوبیت تصادفی دارای یک جزء خطا می‌باشد که به‌طور نرمال توزیع شده است و احتمال شرطی P_i در مدل لاجیت در مقایسه با مدل پروبیت، با نرخ کمتری به صفر یا یک نزدیک می‌شود (ابریشمی، ۱۳۸۷) بنابراین احتمال انتخاب یک گزینه در مقابل گزینه دیگر به‌صورت فرمول ۱۲ می‌شود:

$$P_i = \Pr(Y_i = 1 \mid X) = \int_{-\infty}^{X_i\beta} (2\pi)^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \phi(X'\beta) \tag{۱۲}$$

که در آن P_i احتمال اینکه متغیر وابسته Y در i امین مشاهده، مقدار یک اختیار نماید را نشان می‌دهد.

1- Green
2- Train

معروف‌ترین مدل‌های انتخاب گسسته در اقتصادسنجی مدل‌های احتمال خطی، مدل لاجیت و مدل پروبیت هستند. برآوردهای به‌دست‌آمده از مدل‌های لاجیت و پروبیت یکی هستند مگر آنکه نسبت مقادیر صفر و یک در نمونه بسیار پایین (نزدیک به صفر) یا بسیار بالا (نزدیک به یک) باشد.

مدل مورد استفاده در پذیرش تکنولوژی آبیاری

برای بررسی تأثیر عوامل مختلف بر پذیرش تکنولوژی آبیاری از مدل پروبیت به‌صورت زیر استفاده شد:

$$\eta_i = \alpha_0 + \alpha_1 X1_i + \alpha_2 X2_i + \alpha_3 X3_i + \alpha_4 X4_i + \alpha_5 X5_i + \alpha_6 X6_i + \alpha_7 X7_i + U_i \quad (۱۳)$$

در رابطه فوق η_i: نشان‌دهنده پذیرش یا عدم پذیرش تکنولوژی آبیاری است که اگر کشاورز تکنولوژی مدرن آبیاری را مورد استفاده قرار داده باشد مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر را اختیار می‌کند. $X1_i$: نشان‌دهنده سطح تحصیلات کشاورز می‌باشد. نحوه لحاظ کردن این متغیر در تابع مورد بررسی می‌تواند به‌صورت متغیرمجازی یا برحسب تعداد سال‌های تحصیل باشد. در این مطالعه این متغیر برحسب سال‌های تحصیل در نظر گرفته شد. $X2_i$: نشان‌دهنده سال‌های تجربه کشاورز می‌باشد. $X3_i$: تعداد دفعات شرکت در کلاس ترویجی را نشان‌می‌دهد. این متغیر می‌تواند هم به‌صورت متغیر مجازی شرکت یا عدم شرکت در کلاس ترویجی و هم به‌صورت تعداد دفعات شرکت در کلاس ترویجی بیان شود. در این مطالعه شرکت در کلاس‌های ترویجی به‌صورت تعداد دفعات شرکت در کلاس‌های ترویجی در نظر گرفته شد. $X4_i$: میزان دارایی کشاورز را نشان می‌دهد که با پرسش سؤالاتی در مورد داریی کشاورز به‌دست آمده است (البته قبل از پرسش به کشاورز اطمینان کامل داده شد که اطلاعات پرسشنامه در کاملاً محرمانه می‌ماند). $X5_i$: میزان وام دریافتی کشاورز را نشان می‌دهد.

$X6_i$: تمایلات ریسکی کشاورز است که این متغیر به‌طور مستقیم در دسترس نبوده و باید از رفتار کشاورز یا از اطلاعات مزرعه استخراج شود، که در مطالعه حاضر با طرح تعدادی سؤال از کشاورزان، تمایلات ریسکی مشخص و به‌صورت یک متغیر مجازی در تابع مورداستفاده قرار گرفت، در واقع برای تعیین تمایلات ریسکی کشاورزان از روش فاستی و گیلسپی[1] (۲۰۰۰) استفاده گردید این روش بر پایه سؤالاتی از کشاورز قرار گرفته است. $X7_i$: مالکیت چاه کشاورز را نشان می‌دهد. اگر کشاورز مالک چاه باشد مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر را اختیار خواهد کرد. داده‌های مورداستفاده در این مطالعه مشتمل بر مقادیر گندم تولیدی و نهاده‌های به کار گرفته‌شده در استان فارس به شرح زیر می‌باشند، X_1 = هزینه سوخت (تومان)، X_2 = نیروی کار (تومان)، X_3 = کود شیمیایی (تومان)، X_4 = بذر (تومان)، X_5 = هزینه آب (تومان) و X_6 = مقدار آب (متر مکعب).

روش نمونه‌گیری

برای جمع‌آوری اطلاعات از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده استفاده شد. با توجه به مدل‌های مورد استفاده و همچنین اهداف تحقیق حجم نمونه با استفاده از فرمول زیر محاسبه گردید (رجسی و مورگان[2]، ۱۹۷۰):

1- Fausti & Gillespie
2- Krejcie & Morgan

$$s = \frac{\chi^2 NP(1-P)}{d^2(N-1) + \chi^2 P(1-P)} \quad (۱۴)$$

که در آن:

s: حجم نمونه

X^2: مقدار آماره جدول χ^2 برای درجه آزادی یک در سطح اطمینان مطلوب

N: حجم جامعه

P: نسبت جامعه

d: درجه دقت (۰/۰۵)

با استفاده از فرمول فوق‌الذکر برای تعداد نمونه برابر ۷۱ به‌دست آمده اما برای افزایش دقت مدل‌های مورد استفاده در این مطالعه از ۱۰۰ نمونه استفاده شد. تعداد ۱۰۰ پرسش‌نامه از مزارع تولید گندم تکمیل شده است که از این تعداد ۲۷ پرسشنامه به علت اطلاعات ناقص حذف گردیده و تعداد ۷۳ پرسشنامه تجزیه و تحلیل شده است. در مطالعه حاضر برای محاسبات، تحلیل‌های آماری و برآورد مدل‌ها از نرم‌افزارهای DEAP2.1 و SHAZAM استفاده گردید.

نتایج و بحث

نتایج مربوط به متوسط تولید گندم و متوسط نهاده‌های مصرفی به ازای هر هکتار سطح زیر کشت برای سیستم‌های آبیاری متفاوت در جدول ۱ گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که نهاده‌های سوخت، نیروی‌کار، بذر و کود در روش‌های مختلف آبیاری دارای تفاوت اساسی نیست اما هزینه‌ی مربوط به آب مصرفی و میزان آب مصرفی دارای تفاوت اساسی است، همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد از نظر متوسط گندم تولیدی به ازای هر هکتار در روش سیستم آبیاری بارانی وضعیت بهتری مشاهده می‌شود و همچنین میزان آب مصرفی و هزینه آب مصرفی در روش سیستم آبیاری بارانی کمتر از روش فاقد سیستم آبیاری بارانی می‌باشد.

نتایج حاصل از تخمین تابع تولیدی مرزی و فرامرزی در جدول ۲ گزارش شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد که در آن TE، *TE و TGR به ترتیب نشان دهنده کارایی فنی ناشی از توابع مرزی تصادفی جداگانه برای دو گروه سیستم آبیاری، کارایی فنی حاصل از تولیدکننده‌گان گندم نسبت به تابع مرزی پوششی و نسبت شکاف تکنولوژی واحدها می‌باشد. میانگین کارایی فنی (TE) حاصل تخمین تابع تولید مرزی منطقه‌ای در گروه دارای سیستم آبیاری بارانی ۰/۸۷ می‌باشد که از حداقل ۰/۵۹ تا حداکثر ۱ نوسان دارد و انحراف معیار آن برابر با ۰/۱۰۲ است، یعنی این واحدها با به کاربردن میزان مشخصی از نهاده‌های تولید به‌طور متوسط حدود ۸۷ درصد مقدار محصولی را تولید می‌کنند که با استفاده از همین میزان نهاده و تکنولوژی موجود می‌توانست تولید شود، به عبارت دیگر واحدهای تولیدی در روش سیستم آبیاری بارانی در صورت پر کردن شکاف فنی خود با بهترین تولیدکننده سیستم آبیاری بارانی تولید گندم می‌توانند تولید خود را به‌طور متوسط تا ۱۳ درصد افزایش دهند.

جدول ۱. متوسط تولید گندم و نهاده‌های مصرفی در هکتار

گروه / فاکتور	سیستم آبیاری بارانی		فاقد سیستم بارانی	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
هزینه سوخت (تومان)	۱۵۹۴۷۲/۲	۱۰۱۷۳۶/۲	۱۵۹۴۷۲/۲	۱۰۱۷۳۶/۲
هزینه نیروی کار (تومان)	۴۱۳۵۲۷/۷	۳۳۲۶۲۵/۱	۴۱۳۵۲۷/۷	۳۳۲۶۲۵/۱
هزینه بذر (تومان)	۱۲۹۱۵۱	۲۹۲۱۳	۱۲۹۱۵۱	۲۹۲۱۳
هزینه کود (تومان)	۱۲۱۳۲۹	۵۶۷۳۶	۱۲۱۳۲۹	۵۶۷۳۶
هزینه آب (تومان)	۵۳/۵۵۵۲۸	۵۶۹۱۶/۲	۴۰۰۰۰۰	۷۸۹۳۳/۷
آب مصرفی (متر مکعب)	۷۱۴۵/۸	۱۴۴۶/۵	۱۰۰۰۵/۶	۱۹۸۶/۸
میزان تولید (تن)	۵/۴۵	۱/۲۶	۴/۷۹	۱/۷۲

مأخذ: داده‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین تابع مرزی و فرامرزی

گروه		سیستم آبیاری بارانی	فاقد سیستم بارانی
TE (به تفکیک گروه‌ها)	میانگین	۰/۸۷۷	۰/۸۲۲
	انحراف معیار	۰/۱۰۲	۰/۱۲۰
	بیشینه	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
	کمینه	۰/۵۹۸	۰/۵۴۸
TE^* (نسبت به تابع فرامرزی)	میانگین	۰/۸۴۱	۰/۷۲۵
	انحراف معیار	۰/۱۰۸	۰/۱۳۵
	بیشینه	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
	کمینه	۰/۵۷۶	۰/۴۹۳
TGR (نسبت به شکاف تکنولوژیکی)	میانگین	۰/۹۶۰	۰/۸۸۱
	انحراف معیار	۰/۰۵۷	۰/۰۸۳
	بیشینه	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
	کمینه	۰/۶۷۸	۰/۷۲۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

واحد یا واحدهای ناکارای منطقه در زمینه بهره‌گیری از بذرهای اصلاح شده، مشاوره از متخصصان کشاورزی، استفاده از بذرهای متناسب با شرایط اقلیمی، مدیریت تولید و استفاده از نهاده‌های تولیدی به‌ویژه هزینه سوخت و نیروی‌کار با سایر واحدهای تولیدی اختلاف‌های دارند که در صورت پر شدن این شکاف واحدها می‌توانند بدون استفاده بیشتر از نهـاده‌هـا و در سطح تکنولوژی موجود، تولید خود را افزایش دهند.

میانگین کارایی فنی (TE) حاصل از تخمین تابع تولید مرزی منطقه‌ای در گروه فاقد سیستم آبیاری بارانی ۰/۸۲ (با انحراف معیار ۰/۱۲) است یعنی این واحدها با به کاربردن میزان مشخصی از نهاده‌های تولید به‌طور متوسط حدود ۸۲ درصد مقدار محصولی را تولید می‌کنند که با استفاده از همین میزان نهاده و تکنولوژی موجود می‌توانست تولید شود، به‌عبارت‌دیگر واحدهای تولیدی در گروه فاقد سیستم آبیاری بارانی در صورت پر کردن شکاف فنی خود با بهترین تولید کننده گروه فاقد سیستم آبیاری بارانی تولید گندم می‌توانند تولید خود را به طور متوسط تا ۱۸ درصد افزایش دهند. همان‌طور که قبلاً اشاره شد میانگین کارایی فنی حاصل از تخمین تابع تولید مرزی منطقه‌ای در دو گروه مذکور غیرقابل مقایسه هستند اما نشان می‌دهد که در صورت پر شدن شکاف بین سایر تولیدکننده‌گان و تولیدکننده‌گان کارا این دو گروه، بدون افزایش مصرف نهاده و تغییر سطح تکنولوژی می‌توان به‌طور متوسط مقدار تولید را به ترتیب در این دو گروه به میزان ۱۳ و ۱۸ درصد افزایش داد.

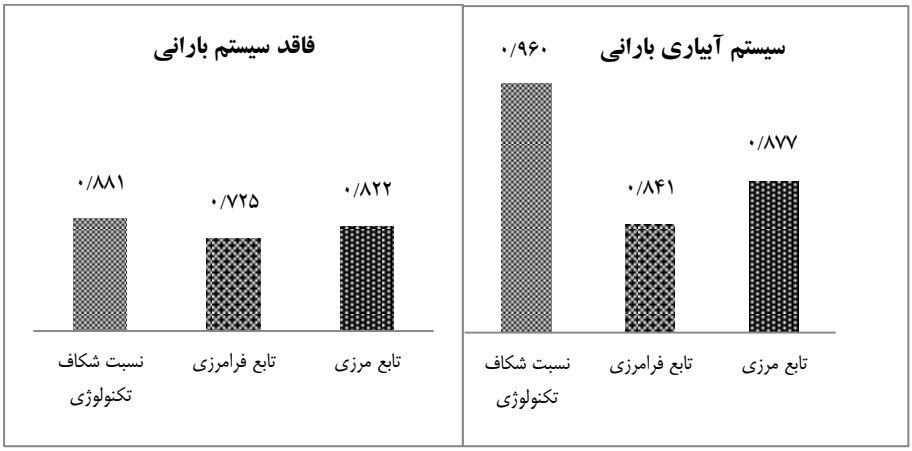
میانگین کارایی فنی (TE*) در روش سیستم آبیاری بارانی حاصل از تخمین تابع فرامرزی ۰/۸۴ است (با انحراف معیار ۰/۱۰۸) که بر این اساس، متوسط نسبت شکاف‌تکنولوژیکی (TGR) در این گروه ۰/۹۶ می‌باشد، به تعبیر دیگر واحدهای تولیدی گندم با روش سیستم آبیاری بارانی با استفاده از عوامل و نهاده‌های تولید و تکنولوژی موجود به‌طور متوسط ۹۶ درصد محصولی را تولید می‌کنند که با بهره‌گیری از تکنولوژی برتر (متاتکنولوژی) می‌توانستند تولید نمایند.

میانگین کارایی فنی حاصل از تخمین تابع تولید فرامرزی نیز در روش فاقد سیستم آبیاری بارانی ۰/۷۲ (با انحراف معیار) است که بر این اساس میانگین نسبت شکاف تکنولوژیکی این روش ۰/۸۸ است، بنابراین واحدهای تولیدی در گروه مذکور با استفاده از عوامل و نهاده‌های تولید و تکنولوژیکی موجود، به طور متوسط ۸۸ درصد محصولی را تولید می‌کنند که با بهره‌گیری از تکنولوژی برتر (متاتکنولوژی) می‌توانستند، تولید نمایند. با توجه به اینکه حداکثر نسبت شکاف تکنولوژیکی در انواع روش‌های آبیاری مزارع گندم، برابر با یک است می‌توان نتیجه گرفت که توابع مرزی تصادفی این دو گروه، بر تابع مرزی پوششی، مماس هستند.

لازم به ذکر است که وقتی که تعداد گروه‌های مورد مطالعه (K) زیاد باشد ممکن است برخی از آن‌ها بر تابع مرزی پوششی مماس نشوند نسبت شکاف تکنولوژیکی در دو گروه مذکور قابل مقایسه است بنابراین روش سیستم آبیاری بارانی نسبت به روش سیستم فاقد آبیاری بارانی عملکرد تکنیکی بهتری دارد با توجه به (شکل ۲) میانگین انواع کارایی فنی برآورد شده برای روش سیستم آبیاری بارانی تا حدی به هم نزدیک بوده و بیانگر نزدیکی سطح تکنولوژیکی به‌کار رفته در این گروه با تکنولوژی برآورد شده تابع مرزی پوششی است این نتیجه به‌وسیله میانگین نسبت شکاف تکنولوژیکی (۰/۹۶) تائید می‌شود. میانگین نسبت شکاف تکنولوژیکی (۰/۸۸) در گروه فاقد سیستم آبیاری بیانگر فاصله بیشتر این گروه با تابع فرامرزی نسبت به گروه دارای سیستم آبیاری بارانی (۰/۹۶) می‌باشد.

در مطالعه‌ی حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر پذیرش تکنولوژی آبیاری بارانی نیز پرداخته شد در الگوهای لاجیت و پروبیت ضریب‌های برآورد شده‌ی اولیه فقط علایم تأثیر متغیرهای توضیحی (سطح تحصیلات، تجربه کشاورز، شرکت در کلاس ترویجی، دارایی کشاورز، میزان وام دریافتی، تمایلات ریسکی، مالکیت چاه) را روی احتمال پذیرش متغیر وابسته η_i نشان می‌دهد، ولی تفسیر مقداری ندارد، در این حالت از اثر نهایی و کشش وزنی استفاده می‌شود (امیرنژاد و اژدری، ۱۳۸۰)، با توجه به جداول، متغیرهای تجربه کشاورز (در سطح ۵ درصد) شرکت در کلاس ترویج (در سطح ۵ درصد) دارایی (در سطح ۵ درصد) میزان وام دریافتی در (سطح ۱۰ درصد) تمایلات ریسکی (در سطح ۵ درصد) و مالکیت چاه در (سطح

۱ درصد) در تمایل افراد برای پذیرش تکنولوژی آبیاری تأثیرگذار است.



شکل ۲. توزیع انواع کارایی و نسبت شکاف تکنولوژی در روش‌های آبیاری مورد مطالعه

با توجه به جدول ۳ ملاحظه می‌گردد که میانگین سطح تحصیلات کشاورزان در نمونه مورد بررسی ۸ سال می‌باشد و میانگین تجربه کشاورز ۱۱ سال است. میانگین دفعات شرکت در کلاس‌های ترویجی حدود ۷ بار می‌باشد. در سمت متغیرهای اقتصادی نیز، متوسط دارایی حدود ۵۱ میلیارد ریال، وام دریافتی حدود ۸۰۰ میلیون ریال می‌باشد.

جدول ۳. شاخص‌های آماری متغیرهای مورد بررسی در مدل پروبیت

متغیر	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
سطح تحصیلات (سال)	۸	۰	۲۰	۳/۴۵
تجربه (سال)	۱۱	۲	۲۴	۴/۲۴
شرکت در کلاس ترویجی (دفعات شرکت)	۷	۰	۳۱	۶/۵۴
دارایی (میلیارد ریال)	۵۰/۷۴	۰/۶۳	۹۳۲/۴۴	۲۰/۲۷
وام (میلیون ریال)	۷۹۹/۲۸	۰	۶۰۰۰	۵۴۲/۴۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول ۴ علامت مثبت قابل انتظار ضریب برآورد شده‌ی متغیر تجربه کشاورز بیان‌گر این است هم‌گام با افزایش تجربه کشاورز در احتمال پذیرش تکنولوژی آبیاری بارانی افزایش می‌یابد، با توجه به کشش وزنی متغیر تجربه کشاورز، با ثابت بودن شرایط دیگر ۱ درصد افزایش در سال‌های تجربه کشاورز احتمال پذیرش تکنولوژی آبیاری بارانی را معادل ۰/۰۷ درصد افزایش می‌دهد، همچنین، با توجه به اثر نهایی این متغیر، افزایش یک سال در تجربه کشاورز، احتمال پذیرش تکنولوژی آبیاری بارانی را ۰/۰۵ افزایش خواهد داد. با توجه به جدول هم‌گام با افزایش شرکت در کلاس‌های ترویج میزان تمایل به پذیرش تکنولوژی آبیاری بارانی افزایش می‌یابد. ضریب برآوردی دارایی که علامت مثبت مورد انتظار داشت و از نظر آماری نیز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شد، نشان‌دهنده‌ی افزایش احتمال پذیرش تکنولوژی همراه با افزایش دارایی

است. بنابراین بر اساس کشش وزنی متغیر دارایی درصورت ثابت بودن سایر عوامل مؤثر، افزایش ۱ درصدی در دارایی احتمال پذیرش تکنولوژی را ۰/۰۴۵ درصد افزایش می‌دهد.

جدول ٤. نتایج برآورد مدل پروبیت عوامل مؤثر بر پذیرش تکنولوژی آبیاری بارانی

متغیر	ضریب	خطای معیار	کشش کلی وزنی	اثر نهایی
عرض از مبدأ	-۳/۱۴***	۰/۷۸		
سطح تحصیلات	۰/۱۳	۰/۰۶	۰/۰۲۶	۰/۰۰۵
تجربه کشاورز	۰/۱۸**	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۴۲
شرکت در کلاس ترویج	۰/۰۸**	۰/۰۷	۰/۵۸	۰/۰۴
دارایی (میلیارد ریال)	۰/۰۶*	۰/۰۴	۰/۰۴۵	۰/۰۸۷
میزان وام دریافتی (هزارریال)	۰/۰۰۳۶*	۰/۰۱۵	۰/۹۸	۰/۰۵۸
تمایلات ریسکی	۰/۴۸**	۰/۰۹	۱/۳۲	۰/۰۷
مالکیت چاه	۰/۹۸***	۰/۰۳۲	۰/۵۹	۰/۰۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

Percentage OF Right Predictions	۰/۸۶		
Mcfadden R-Square	۰/۵۶		
LM2=۷/۰۹	P-value	۰/۰۲۶	

ضریب برآوردی میزان وام دریافتی علامت مثبت مورد انتظار داشت و از نظر آماری نیز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شد، نشان‌دهنده‌ی افزایش احتمال پذیرش تکنولوژی همراه با افزایش میزان وام دریافتی است، بنابراین بر اساس کشش وزنی این متغیر در صورت ثابت بودن سایر عوامل مؤثر، افزایش ۱ درصدی در دریافت وام احتمال پذیرش تکنولوژی ۰/۹۸ درصد افزایش می‌دهد. علامت مثبت قابل انتظار ضریب برآورد شده‌ی متغیر تمایلات ریسکی بیانگر این است. در صورت ریسک‌پذیر بودن کشاورز در سناریوی آبیاری فرضی احتمال پذیرش تکنولوژی آبیاری بارانی افزایش می‌یابد. ضریب برآوردی مالکیت چاه که علامت مثبت مورد انتظار داشت و از نظر آماری نیز در سطح ۱ درصد معنی‌دار شد، نشان‌دهنده‌ی افزایش احتمال پذیرش تکنولوژی آبیاری در صورتی که کشاورز مالکیت چاه را در اختیار داشته باشد می‌باشد. همچنین، ضریب تعیین مک‌فادن که نشان دهنده‌ی خوبی برازش مدل است، گویای این مطلب است که متغیرهای توضیحی مدل حدود ۵۶ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح داده‌اند. درصد پیش‌بینی صحیح مدل نیز تقریباً ۸۶ درصد محاسبه گردید. به عبارت بهتر، تقریباً ۸۶ درصد کشاورزان، تمایل به پذیرش تکنولوژی آبیاری بارانی یا عدم پذیرش تکنولوژی مورد نظر را با ارائه‌ی یک نسبت کاملاً مناسب با اطلاعات به‌درستی اختصاص داده بودند.

نتیجه‌گیری

تاکنون مطالعات زیادی در رابطه با انواع کارایی صورت گرفته و پیشرفت‌های زیادی هم در این زمینه اتفاق افتاده است. یکی از پیشرفت‌های اخیر در ارتباط با محاسبه کارایی فنی، استفاده از تابع مرزی پوششی است که بر اساس آن بنگاه‌های موجود در یک صنعت برحسب نوع تکنولوژی به گروه‌های جداگانه تقسیم شده و به عبارت دیگر، فرض همسان بودن

تکنولوژی برای همه بنگاه‌ها کنار گذاشته می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که استفاده از تابع مرزی تصادفی پوششی می‌تواند تأثیر زیادی بر محاسبات کارایی فنی بگذارد از این‌رو نیاز است که این مسئله، در تحقیقات آتی مربوط به اندازه‌گیری کارایی مورد توجه محققین قرار گیرد (مهرابی بشرآبادی، ۱۳۸۷).

در این مطالعه، با تخمین تابع تولید مرزی منطقه‌ای، کارایی فنی روش‌های آبیاری (سیستم آبیاری بارانی و فاقد سیستم آبیاری بارانی) در تولید محصول گندم مشخص گردید. این یافته می‌تواند تعیین نماید که در صورت پر شدن شکاف بین تولیدکننده‌گان یک گروه با کاراترین تولیدکننده همان گروه تا چه اندازه می‌توان بدون تغییر سطح تکنولوژی و افزایش مصرف نهاده‌ها، تولید را افزایش داد. نتایج تخمین تابع تولید مرزی نشان داد که امکان افزایش تولید در روش سیستم آبیاری بارانی به‌طور متوسط ۱۳ درصد و در روش فاقد سیستم آبیاری بارانی ۱۸ درصد می‌باشد، و از جمله راهکارهای عملی برای پر کردن این شکاف (بین تولیدکننده‌گان یک گروه با کاراترین تولیدکننده همان گروه) بررسی‌های دقیق درزمینه‌ی رفتار گندم‌کاران کارا در زمینه مشاوره از متخصصان کشاورزی (با توجه به اینکه نتایج مدل پروبیت نشان داد که با افزایش شرکت در کلاس‌های ترویج میزان تمایل به پذیرش تکنولوژی آبیاری بارانی افزایش می‌یابد)، استفاده بهینه و اقتصادی از نهاده‌های تولید و تعمیم نتایج حاصل در قالب یک برنامه ترویجی مناسب به سایر تولیدکنندگان می‌باشد. بر حسب بررسی‌های انجام شده، این اولین مطالعه برای بررسی رابطه بین نسبت شکاف تکنولوژیکی و روش‌های مختلف آبیاری می‌باشد و از آنجایی‌که کارایی فنی به‌دست آمده از تخمین تابع تولید مرزی منطقه‌ای غیر قابل مقایسه می‌باشد، در این تحقیق از مفهوم تابع تولید فرامرزی برای تخمین نسبت شکاف تکنولوژی و مقایسه روش‌های آبیاری از نظر تکنولوژی تولید و عملکرد تکنیکی استفاده شد، نتایج حاصل از مقایسه نسبت شکاف تکنولوژی گویای این است که اگر اختلاف بین سطح تکنولوژی گروه‌ها با سطح تکنولوژی برتر، برطرف شود بدون تغییر در مصرف نهاده‌ها تا چه اندازه می‌توان تولید را افزایش داد، نتایج گویای این است که در صورت انتقال سطح تکنولوژی تولید به سطح تکنولوژی برتر، تولید واحدها را می‌توان تا ۱۲ درصد افزایش داد. از آنجایی که، روش سیستم آبیاری بارانی دارای نسبت شکاف تکنولوژیکی (۹۶ درصد) بالاتری در مقایسه با روش فاقد سیستم آبیاری بارانی (۸۸ درصدی) می‌باشد این امر نقطه امید بخشی برای سیاست‌گذاران بخش کشاورزی است که با بهبود سیستم آبیاری و استفاده بهینه از موجودی منابع آب فعلی می‌توان سطح تولید را ارتقا بخشید.

منابع

ابریشمی، ح. ۱۳۸۷. مبانی اقتصاد سنجی جلد ۱و ۲. گجراتی دامودار. انتشارات دانشگاه تهران.

اسفنجاری کناری، ر. و زیبایی، م. ۱۳۹۱. بررسی کارایی فنی و شکاف تکنولوژی واحدهای پرورش مرغ تخم‌گذار ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۶(۴): ۲۶۰-۲۵۶.

امیرنژاد، ح. و اژدری، س. ۱۳۹۰. مقایسه‌ی کاربرد لاجیت، پروبیت و توبیت در ارزش‌گذاری اقتصادی منابع زیست محیطی: مطالعه‌ی موردی برآورد ارزش گردشی منطقه‌ی بهشت گم‌شده‌ی استان فارس. نشریه اقتصاد کشاورزی، ۵(۳): ۱۱۹-۹۵.

پورزند، ف. ۱۳۸۸. کارایی فنی و شکاف تکنولوژی ذرت‌کاران به تفکیک سطح پایداری کشاورزی مناطق مختلف استان فارس. پایان‌نامه دوره کارشناسی، دانشگاه شیراز.

عیسی خانی، ا. ۱۳۸۹. طراحی مدل ریاضی ارزیابی کارایی گروه‌های آموزشی دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها. پایان نامه دوره کارشناسی ارشد ،دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت. مدرس.

موسوی، ح. و خلیلیان، ص. ۱۳۸۴. بررسی عوامل مؤثر بر کارایی فنی تولیدگندم. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۵۲: ۸۹-۷۸.

مهرابی بشرآبادی، ح. ۱۳۸۷. بررسی رابطه بین نسبت شکاف تکنولوژیکی و اندازه مزرعه برای گندم‌کاران استان کرمان. مجله علوم و صنایع کشاورزی، ویژه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۲(۱): ۱۱۶-۱۰۶.

نجفی، ب. و زیبایی، م. ۱۳۷۴ بررسی کارایی فنی گندم‌کاران در استان فارس. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲(۷):۷۱-۸۵..

Bakhshoodeh, M. and Thomson, K. 2001. Input and output technical efficiencies of wheat production in Kerman, Iran. *Journal of Agricultural Economic*, 24:307-313.

Battese, G. E., Rao, D. and O'Donnell, C. 2004. A Metafrontier Production Function for Estimation of Technical Efficiencies and Technology Gaps for Firms Operating Under Different Technologies. *Journal of Productivity Analysis*, 21(1): 91-103.

Charnes, A., Cooper, W. W. and Erodes, G. 1978. Measuring the efficiency of decision making units, *European Journal of Operational Research*, 2(60): 429-444.

Coelli, T. 2005. Guide to DEA P Version 2.1: *A Data Envelopment Analysis (Computer) Program, Center of Efficiency and Productivity analysis.* Department of Econometrics, University of New England.

Fausti, S. and Gillespie, J. 2000. A comparative analysis of risk elicitation procedures. Paper Presented at the Annual Meetings of the Western Agricultural Economics Association, June 29–July, Vancouver, British Columbia, Canada.

Gold, M.V. 2007. Sustainable agriculture: Definitions and terms. Special Reference Briefs Series No. SRB 99-02 Updates SRB94-05, September.

Green, W. 2000. Econometrics analysis. 4th ed., prentice Hall, Englewood Cliffs

Karim Koshteh, M. H., Akbari, A. and Mehri, M. 2004. A survey on efficiency of wheat farms in Sistan area. Proceedings of the 4th Asia-Pacific Productivity Conference, University of Queensland, Brisbane.

Krejcie, R. V. and Morgan, D. W. 1972. Determining sample size for research activities. *Journal of Educational and Psychological measurement*, 30: 607- 610.

Mehrabi Boshrabadi, H., Renato, V. and Euan, F. 2007. Production Relations and Technical Inefficiency in Pistachio Farming Systems in Kerman Province of Iran . *Journal of Forests, Trees and Livelihoods*, 17(2): 141-156.

Moreira, V. H. and Bravo-Ureta, B. 2010. Technical efficiency and metatechnology ratios for agricultural farms in three southern cone contries: a stochastic metafronitier model. *Journal of*

Prod Anal, 33: 33-45.

O'donnell, C J., Rao, D. and Battese, G. 2005. Metafrontier frameworks for the study of firm-level efficiencies and technology ratios. Unpublished paper, Centre for Efficiency and Productivity Analysis, University of Queensland, Brisbane.

O'donnell, C. J., Rao, D. and Battese, G. 2008. Metafrontier Frameworks for The Study of Firm-Level Efficiencies and Technology Ratio. . *Journal of Empirical Economics*, 34: 231-255.

Rao, D. S., O'Donnell, C. and Battese, G. 2003. Metafrontier Functions for the Study of Interregional Productivity Differences, Centre for Efficiency and Productivity Analysis. School of Economics, University of Queensland, Australia, Working Paper Series No.

Roling. N. 2009. Extension's role in sustainable development. FAO. Rome.

Train, K. E. 2002. Discrit choice models with simulation. Cambridge University Press, 334.

Economic Analysis of Transformation of Traditional Irrigation Systems to Modern Systems of Wheat Production in the Fars Province

Reza Esfanjari Kenari[1*], Mostafa Eskandari[2], Hosein Mehrabi Boshrabadi[3]

Received: February 26, 2015 Accepted: May 4, 2015

Abstract

In this study different irrigation methods of wheat in the Fars province were analyzed using metafrontier approach technological gap ratio. For this purpose, information about 100 farmers that were interviewed randomly in 2013 was used. The sample farms were divided into two groups (with and without sprinkler irrigation systems) based on the different irrigation methods. The results of estimating the regional frontier production function showed that the technical efficiency for the group with sprinkler irrigation system and the group without sprinkler irrigation system is 0.87 and 0.82, respectively. It means that these producers with a certain amount of average input produce about 87 percent and 82 percent of the product, respectively that could possibly be produced using the same amount of input and available technology. The technical efficiency relative to the metafrontier production function in the group with sprinkler irrigation system and in the group without sprinkler irrigation is 0.84 and 0.72, respectively. The technological gap ratio for the above two groups is 0.96 and 0.88, which means that the sprinkler irrigation system has a better technical performance, and it has a higher technological gap ratio when compared with the with no irrigation system. This is a promising point for policy makers in the field of agriculture since production level could be improved by improvement in the production techniques and proper use of available resources. The results of the factors that are effective in acceptance of technology of sprinkler irrigation system that was evaluated using the Probit model have showed that variables of farmer experiment, their attending extension classes, farmer's property, loan, risky propensities and ownership of wells all have a positive and significant effect on acceptance of technology of sprinkler irrigation systems.

Keywords: Wheat, Technological gap ratio, Meta frontier function, Probit

1- Ph.D Agricultural Economics, Zabol University, Zabol, Iran
2- M. Sc. of Agricultural Economics, Zabol University, Zabol, Iran
3- Professor of Agriculcural Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
(*-Corresponding Author E-mail: rezasfk@gmail.com)