Archive of SID

نشریه علمی پژوهشی دانش کشاورزی و تولید پایدار
جلد ۳۱ شماره ۱ / سال ۱۴۰۰ صفحات ۳۴۸-۳۳۱

# اثرات خاک‌ورزی حفاظتی بر کارایی فنی گندم‌کاران در شهرستان دزفول

آزاده تنورساز[۱]، محمد بخشوده[۲]*، حسن آزرم[۳]

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۱/٦ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۱/۱۹
۱-دانش آموخته کارشناسی ارشد بخش اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز
۲-استاد بخش اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز
۳-دانشجوی دکتری بخش اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز
*مسئول مکاتبه: Email: bakhshoodeh@hotmail.com

**چکیده**

**اهداف:** پژوهش حاضر با هدف تحلیل اثرات پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی بر میزان و احتمال وقوع کارایی فنی انجام گردید.

**مواد و روش‌ها:** برای دستیابی به هدف تحقیق، از مدل دو مرحله‌ای هکمن استفاده شد. از داده‌های مقطعی در سال زراعی ۹۵- ۱۳۹٤ استفاده شد. داده‌ها از طریق تکمیل پرسشنامه از ۱٦۸ تولیدکننده گندم به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای در شهرستان دزفول جمع‌آوری شد.

**یافته‌ها:** نتایج تحلیل مالی نشان داد که خاک‌ورزی حفاظتی در مقایسه با روش خاک‌ورزی مرسوم عملکرد و سود ناخالص در هر هکتار را به ترتیب ۲۰/۲۲ و ۲۱/٤٤ درصد افزایش می‌دهد. میانگین کارایی فنی در بین زارعین مورد بررسی نیز ۰/۷۸ است. همچنین، نتایج نشان داد از نظر تکنولوژی تولید و مدیریت، اختلاف کارایی فنی میان کارآمدترین و ناکارآمدترین تولیدکننده ۰/٤۳ است. علاوه بر این، متغیرهای پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی، نسبت موجودی ماشین‌های مخصوص کشت حفاظتی در هر روستا، سابقه کشاورزی، میزان آب مصرفی و سطح تحصیلات اثر مثبت و متغیرهای نیروی کار و فاصله از روستا اثر منفی و معنی‌داری بر کارایی فنی گندمکاران دارند. متغیر پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی با اثر نهایی ۰/٤۸ واحدی نیز بیشترین اثر را بر افزایش کارایی فنی دارد. همچنین به طور میانگین کارایی فنی تولیدکنندگانی که اقدام به استفاده از تکنولوژی‌های خاک‌ورزی حفاظتی کرده‌اند به میزان ۰/۳۵ از سایر واحدها بزرگ‌تر است.

**نتیجه‌گیری:** با افزایش استفاده از تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی و فراهم آوردن ماشین‌های مخصوص این نوع تکنولوژی، احتمال افزایش کارایی فنی تولید گندم وجود دارد. با توجه به اقتصادی‌تر بودن کشت به روش خاک‌ورزی حفاظتی نسبت به خاک‌ورزی مرسوم و وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین متغیر پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی و کارایی فنی تولید گندم، می‌توان با افزایش اطلاعات و آگاهی کشاورزان نسبت به مزایای کشت خاکورزی حفاظتی و اعطای تسهیلات به کشاورزان برای پذیرش این تکنولوژی، کشاورزان را به سمت استفاده از تکنولوژی‌های خاک‌ورزی حفاظتی ترغیب نمود.

**واژه‌های کلیدی:** الگوی دو مرحله‌ای هکمن، خاک‌ورزی حفاظتی، شهرستان دزفول، کارایی فنی، گندم‌کاران

www.SID.ir

Archive of SID



# The Effects of Conservation Tillage on Technical Efficiency of Wheat Growers in Dezful County

**Azadeh Tanursaz[1], Mohammad Bakhshoodeh[2*], Hassan Azarm[3]**

Received: January 26, 2020 Accepted: February 7, 2021
1-MSc. Graduated of Agricultural Economics, University of Shiraz, Iran.
2-Prof. of Agricultural Economics, University of Shiraz, Iran.
3-PhD. student of Agricultural Economics, University of Shiraz, Iran.
*Corresponding Author Email: bakhshoodeh@hotmail.com

**Abstract**

**Background and Objective:** The purpose of this study was to evaluate the effects of adoption conservation tillage technology on the incidence and probability of technical efficiency.

**Materials and Methods:** To achieve the research goal, Heckman two-step model was used. The applied cross sectional data cover the growing season of 2015-16. the data were collected through completing questionnaires from a sample of 168 wheat growers in Dezful county who were selected by multistage random cluster sampling method.

**Results:** The results of financial analysis showed that conservation tillage increases yield and gross profit per hectare by 20.22% and 21.44%, respectively compared to conventional tillage proceders. The average technical efficiency of the selected farmers is 0.78. Also, the results indicated that in terms of production and management technology, the technical efficiency difference between the most efficient and inefficient producer is 0.43. Furthermore, It is found that technology adoption of conservation tillage, ratio of available cultivation machines of conservation tillage in each village, growing experience water use and education level have significant effects and Labor and distance from village variables have negative and significant effect on technical efficiency of farmers. The conservation tillage adoption with a marginal effect of 0.48 showed the highest effect on the technical efficiency. The results also showed that farmers who use conservation tillage technologies are expected to be more efficient by 0.35, on average.

**Conclusion:** Adoption of conservation tillage technology and providing the relevant machines will increase the possibility higher technical efficiency. Regarding that conservation tillage is more beneficial compared to the conventional one and that there is a positive and significant relationship between adoption of conservation tillage and technical efficiency of wheat growers, farmers should be encouraged to adopt conservative technology through enhancing farmers' knowledge and awareness of the benefits of conservation method and increasing the provision of facilities to farmers.

**Keywords:** Heckman Two-Step Model,Conservation Tillage, Dezful County, Technical Efficiency, Wheat Growers

www.SID.ir

Archive of SID



**مقدمه**

کشاورزی پایدار با هدف بهره‌وری حداکثری از منابع و نهاده‌ها در کنار حفاظت از منابع آب و خاک از مهم‌ترین دغدغه‌های مدیران، برنامه‌ریزان و پژوهشگران مرتبط با علوم کشاورزی و منابع طبیعی است. از طرف دیگر، تخریب منابع آب و خاک، افت سطح منابع آب‌های زیرزمینی، افت کیفیت خاک، خشک شدن بسیاری از اراضی کشاورزی و افزایش فرسایش خاک از مشکلاتی است که شدت آن‌ها در چند دهه اخیر افزایش یافته است (وان دن پوت و همکاران ۲۰۱۰ و سوامیناسن ۲۰۱۳). بنابراین چالش‌هایی در خصوص چگونگی رفع محدودیت‌های سیستم تولید کشاورزی رایج و افزایش تولید به منظور پاسخ دادن به تقاضای رو به افزایش مواد غذایی با در نظر گرفتن پایداری وجود دارد. در واقع در حال حاضر با توجه به آسیب‌های وارده به محیط‌زیست چیزی به غیر از الگوی کشاورزی رایج به منظور دستیابی به تولید پایدار نیاز خواهد بود (ماندا و همکاران ۲۰۱۵). کاربرد فناوری‌های مطلوبی همانند سیستم‌های خاک‌ورزی حفاظتی به عنوان یکی از روش‌های کاربردی در کشاورزی پایدار، می‌تواند سبب کند شدن روند تخریب زمین‌ها و افزایش پایداری در کشاورزی گردد (گادفرای و همکاران ۲۰۱۱، لوساکا ۲۰۱٤، ماندا و همکاران ۲۰۱۵ و هادی‌پور و همکاران ۲۰۱۹).

هر روش خاک‌ورزی که در آن حداقل ۳۰ درصد بقایای گیاهی بعد از برداشت محصول بر روی سطح خاک حفظ شود تا باعث کاهش فرسایش خاک و حفظ مواد آلی خاک گردد، خاک‌ورزی حفاظتی نامیده می‌شود (وان دن پوت و همکاران ۲۰۱۰). خاک‌ورزی حفاظتی از سه اصل انجام حداقل عملیات خاک‌ورزی، مدیریت بقایای گیاهی و رعایت تناوب زراعی مناسب تشکیل شده است (کامکار و دامغانی ۲۰۰۸). کاهش سرعت رواناب، افزایش رطوبت ذخیره شده در خاک، کاهش مصرف آب و افزایش راندمان آبیاری، افزایش مواد آلی خاک، افزایش نفوذپذیری آب در خاک و کاهش فرسایش خاک در مقابل بارش باران و رواناب، کاهش تعداد عملیات در مزرعه و در نتیجه کاهش هزینه سوخت و هزینه ماشین‌آلات و افزایش کارایی نیروی کار و در مجموع پتانسیل بازسازی و بهبود کیفیت خاک و بهبود بهره‌وری در یک شیوه تولید پایدار از مزایای متعدد روش‌های خاک‌ورزی حفاظتی محسوب می‌شوند که بر بهبود عملکرد محصول تأثیر قابل ملاحظه‌ای دارند (برتکو و همکاران ۲۰۱۸، سینتیلکومار و همکاران ۲۰۰۹، عرفانی‌فر و همکاران ۲۰۱٤ و هادی‌پور و همکاران ۲۰۱۹).

بررسی مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که کشاورزی حفاظتی با افزایش عملکرد و درآمد، افزایش کارایی و بهره‌وری کشاورزان را به دنبال دارد. از جمله، مهلا و همکاران (۲۰۰۰) درآمد حاصل از کشت گندم را با استفاده از سیستم خاکورزی حفاظتی تخمین زدند. یافته‌ها افزایش درآمد و بهبود کارایی را تأیید می‌کنند. میلدر و همکاران (۲۰۱۱) نشان دادند که اصول مربوط به کشاورزی حفاظتی می‌تواند موجب تقویت حاصلخیزی خاک، چرخه مواد مغذی و کمک به افزایش عملکرد، سوددهی مزرعه و کاهش نیاز به نهاده‌ها گردد. کریشنا و ویتیل (۲۰۱٤) اثرهای خاک‌ورزی حفاظتی بر کارایی و بهره‌وری کشت گندم در دشت‌های شمال غرب هندوستان را با استفاده از تکنیک تابع تولید برآورد کردند. یافته‌ها دلالت بر آن دارد که خاک‌ورزی حفاظتی سبب افزایش کارایی و بهره‌وری گندم می‌شود. چان و همکاران (۲۰۱۷) به این نتیجه رسیدند استفاده از سیستم حفاظتی در کشت ذرت در هندوستان در مقایسه با سیستم کشت مرسوم ٦۰ تا ۷۰ درصد عملکرد این محصول را افزایش داده است. نتایج مطالعه آرویناداکشان و همکاران (۲۰۱۸) نشان داد که با پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی کارایی فنی گندم در آسیای جنوبی ۲۳ درصد افزایش می‌یابد. عرفانی‌فر و همکاران (۲۰۱٤) نشان دادند که با بکارگیری روش‌های خاک‌ورزی حفاظتی بازده برنامه‌ای و امنیت غذایی افزایش و مقدار مصرف سوخت سالانه در مزرعه نماینده به مقدار ۲۷

www.SID.ir

Archive of SID



درصد کاهش می‌یابد. نتیجه مطالعه عابدی و همکاران (۲۰۱۷) حاکی از آن است که با پذیرش تکنولوژی کشاورزی حفاظتی، می‌توان هزینه کل تولید گندم را به مقدار ۳٦ درصد کاهش داد. نتیجه ارزیابی مالی کاربرد کشاورزی حفاظتی در تولید گندم در استان فارس مؤید سودآوری کشاورزی حفاظتی است. به طوری‌که سود ناخالص حاصل از هر هکتار کشت بی‌خاکورزی گندم ۲/۵ برابر سود ناخالص حاصل از کشت مرسوم گندم بدست آمد (عابدی و همکاران ۲۰۱۷). نتایج تحلیل مالی هادی‌پور و همکاران (۲۰۱۹) نشان داد که کشاورزی حفاظتی منجر به ۲۹/۷۳ درصد کاهش نیروی کار، ٤۸/۱۲ درصد کاهش مصرف آب، ۲۵ درصد کاهش استفاده از ماشین‌آلات، ۱۷/٦۳ درصد کاهش بذر، ۱۷/۹۸ درصد کاهش کودشیمیایی و در مجموع ۱۹/٦۹ درصد افزایش عملکرد گندم می‌شود. همچنین، هر هکتار کشاورزی حفاظتی در مقایسه با کشاورزی مرسوم در کشت گندم، از ۲٤۷۱۵ ریال سود ناخالص بیشتری برخوردار است.

از طرفی، ریسک‌های همراه با بکارگیری روش‌های خاک‌ورزی حفاظتی، کشاورزان را در پذیرش این روش-ها دچار تردید کرده است. عوامل متعدد اجتماعی و اقتصادی بر پذیرش روش‌های مختلف خاک‌ورزی حفاظتی مؤثر است. نداشتن تجربه مدیریتی در زمینه این تکنولوژی و در برخی موارد در دسترس نبودن و یا حتی فقدان ماشین‌های کاشتی که بتوانند در بقایای گیاهی به درستی عملیات کاشت بذر را انجام دهند از دلایل عدم پذیرش این روش‌ها می‌باشند (نولر و بردشاو ۲۰۰۷ و مقدسی و همکاران ۲۰۱۸). بنابراین با توجه به اثرگذاری این عوامل بر پذیرش و عملکرد روش‌های خاک‌ورزی حفاظتی و در نتیجه بر میزان کارایی فنی زارعین بررسی و شناخت جنبه‌های رفتاری کشاورزان و امکانات جامعه روستایی امری ضروری است (صبور و همکاران ۲۰۱۷ و هادی‌پور و همکاران ۲۰۱۹).

خاک‌ورزی حفاظتی اولین بار از دهه ۱۹٤۰ در اروپا و آمریکا به عنوان یک سیستم جایگزین کشت، به علت خشکسالی‌های به‌وجود آمده مورد توجه قرار گرفت (کومار و همکاران ۲۰۰۲). برآورد شده است که از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۹ مطابقت با تکنولوژی حفاظتی از ٤۵ میلیون هکتار به ۱۱۱ میلیون هکتار در سطح جهان افزایش یافته است و در سال ۲۰۱٤ نیز به ۱۵۵ میلیون هکتار رسید (درپسچ ۲۰۰۸ و کاسم و همکاران ۲۰۱٤). اجرای کشاورزی حفاظتی در ایران نیز از سال ۱۳۸٦ در چهار استان خوزستان، فارس، گلستان و خراسان در سطحی معادل ۱۵۰ هکتار که عمدتا مربوط به کشت گندم بوده، آغاز شده است (وزارت جهاد کشاورزی ۲۰۱۵). استان خوزستان با تولید ۱ میلیون و ۳۹٦ هزار تن در سال ۱۳۹۵ رتبه اول تولید گندم را به خود اختصاص داده است. حدود ۱۵ درصد از تولید گندم این استان مربوط به شهرستان دزفول می‌باشد. علاوه بر این، محصول گندم تولید شده در دزفول به دلیل داشتن کیفیت و پروتئین بالا جزو بهترین گندم تولید شده در ایران بوده که از ارزش غذایی بالایی برخوردار است. استفاده از ادوات در رطوبت‌های نامناسب و چسبنده بودن خاک‌های رسی در سالیان متوالی در این منطقه یک لایه سخت در زیر عمق نفوذ ادوات ایجاد کرده است که این مسئله کاهش عملکرد گندم را به دنبال داشته است. استدلال می‌شود با بکارگیری روش خاک‌ورزی حفاظتی در این منطقه می‌توان این اثرات را تعدیل نمود (افضلی و جواهری ۲۰۱۱). بر اساس آمار سال ۲۰۱۵، ٦۵۰۰ هکتار از مزارع گندم دزفول به انواع روش‌های خاک‌ورزی حفاظتی از جمله کم‌خاکورزی، کشت مستقیم و بدون انجام عملیات خاک‌ورزی انجام می‌شود. بررسی‌ها حاکی از آن است که بکارگیری خاک‌ورزی حفاظتی در این شهرستان علاوه بر کاهش ۵۰ درصدی هزینه آماده‌سازی زمین و کاشت، در افزایش راندمان آبیاری و در نتیجه بهبود کارایی فنی زارعین مؤثر بوده است (سازمان جهاد کشاورزی خوزستان ۲۰۱۵). این در حالی است که تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی هنوز از سوی برخی از کشاورزان این منطقه مورد پذیرش قرار نگرفته

www.SID.ir

Archive of SID



است. بنابراین، آگاهی از اثرات تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی بر میزان کارایی فنی تولید گندم با لحاظ سایر عوامل مؤثر در این زمینه از جمله ویژگی‌های رفتاری زارعین و وضعیت امکانات روستایی حائز اهمیت است. با توجه به مطالب بیان شده، به منظور پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی آگاهی کشاورزان از نحوه اثرگذاری این روش تولید بر عملکرد آن‌ها ضروری است. بنابراین، در این مطالعه اثرات تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی بر کارایی فنی تولید گندم در منطقه دزفول تجزیه و تحلیل می‌گردد.

**روش تحقیق**

در این مطالعه، برای تحلیل عوامل مؤثر بر احتمال و میزان کارایی فنی از الگوی دو مرحله‌ای هکمن استفاده شد. با توجه به اینکه در این الگو، متغیر وابسته کارایی فنی است، ابتدا کارایی فنی با استفاده از مدل تابع مرزی تصادفی محاسبه و سپس برای بررسی عوامل مؤثر بر احتمال کارایی فنی از مرحله اول مدل هکمن (پروبیت) و اثرات این عوامل بر میزان کارایی فنی از مرحله دوم مدل هکمن (مدل رگرسیون خطی) استفاده شد. در ادامه به ترتیب به توضیح این مدل‌ها پرداخته شده است.

قبل از تحلیل نتایج حاصل از تخمین روش مرزی تصادفی و میزان کارایی برآورد شده، لازم است که در ابتدا فرم تابع تولید متناسب با داده‌ها انتخاب گردد. توابع تولید کاب-داگلاس و ترانسلوگ دو تابع عمده در مطالعات مربوط به مسائل تولید محسوب می‌شوند. بنابراین، این دو فرم بصورت مجزا برآورد شده و با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی بهترین تابع تولید متناسب با داده‌های مطالعه انتخاب گردید.به منظور تعیین فرم مناسب، ابتدا فرم کلی تابع ترانسلوگ در حالت لگاریتمی به صورت زیر معرفی می‌شود که عبارتست از (دبرتین ۱۹۹۷):

$$\ln Y_{i(k)} = \ln \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \ln x_i + \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \ln x_i \ln x_j + v_i - u_i \qquad \text{(رابطه ۱)}$$

تابع ترانسلوگ هر سه ناحیه تولید را نشان می‌دهد و علاوه بر پارامترهای اصلی ضرایب، روابط متقابل متغیرها نیز برآورد می‌شود. در صورت صفر بودن $\gamma_{ij}$ در رابطه (۱)، تابع مذکور به فرم تابع کاب-داگلاس تبدیل می‌شود. در رابطه مذکور، $Y_{i(k)}$ نشان‌دهنده میزان تولید واحد $i$ام در گروه $k$ام ($k=1,2$) است. در اینجا گروه اول: واحدهای تولیدی که بر اساس تکنولوژی سنتی و مرسوم عمل می‌کنند. گروه دوم: کشاورزانی هستند که بر اساس تکنولوژی حفاظتی عمل می‌کنند. $x_i$ نشان‌دهنده نهاده‌های موثر بر تولید است که در این مطالعه شامل سطح زیرکشت، آب مصرفی، کود شیمیایی و نیروی کار می‌باشند. ln نیز نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی است. $v_i$ جزء متقارنی است که تغییرات تصادفی تولید ناشی از تاثیر عوامل خارج از کنترل زارع را در بر می‌گیرد. این جزء دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\sigma_v^2$ است $\left[v \approx (0, \sigma_v^2)\right]$. از طرف دیگر $u_i$ مربوط به کارایی فنی واحدهاست و عوامل مدیریتی را دربردارد. این جزء دارای توزیع نرمال با دامنه‌ی یکطرفه است $\left[u \approx (u\sigma_u^2)\right]$ در مطالعات مختلف دو فرم تابعی کاب-داگلاس و ترانسلوگ برای برآورد تابع تولید استفاده می‌گردد. برای انتخاب فرم برتر از میان دو تابع مذکور از آزمون نسبت درست‌نمایی تعمیم‌یافته استفاده می‌شود که به صورت معادله (۲) است:

$$LR = -2\left[\ln(Likelihood(H_0)/Likelihood(H_1))\right] = -2\left[\ln(Likelihood(H_0) - \ln(Likelihood(H_1))\right] \qquad \text{(رابطه ۲)}$$

www.SID.ir

Archive of SID



این آزمون مناسب بودن فرم تابع کاب-داگلاس در مقابل تابع ترانسلوگ برای داده‌های مورد بررسی را آزمون می‌کند. به عبارتی فرضیه صفر این است که تابع کاب داگلاس تابع مناسبی برای برآورد تابع تولید است. (رابطه ۳)

$$U_i = \alpha_0 + \alpha_1 z_{1i} + \alpha_2 z_{2i} + \alpha_3 z_{3i} + \alpha_4 z_{4i}$$

که در آن $z_{1i}$ سابقه کشاورزی، $z_{2i}$ میزان تحصیلات کشاورز، $z_{3i}$ مالکیت ماشین‌آلات کشاورزی و $z_{4i}$ فاصله از روستا است.

پس از انتخاب تابع تولید مناسب، محاسبه کارایی فنی مطرح شد. کارایی فنی بیانگر میزان توانایی یک بنگاه یا واحد تصمیم‌ساز است برای تولید حداکثر مقدار محصول به ازای استفاده از یک مقدار مشخص از عوامل تولیدی و یا استفاده از حداقل مقدار عوامل تولیدی برای تولید یک مقدار معین از ستانده، که آن را می‌توان بر حسب نسبت مقدار واقعی ستانده‌های به دست آمده به مقدار بهینه (حداکثر) ستانده‌ها در سطح معینی از عوامل تولیدی و یا بر حسب نسبت مقدار واقعی مصرف عوامل تولیدی به مقدار بهینه (حداقل) مصرف آنها در سطح مشخصی از ستانده‌ها بیان نمود (فرسند و همکاران ۱۹۸۰). برای برآورد و اندازه‌گیری کارایی روش‌ها و تکنیک‌های مختلفی مانند شاخص‌های کارایی، روش تابع تولید، برنامه‌ریزی ریاضی، روش سود و تابع تولید مرزی ارائه شده است. از میان این روش‌ها، روش تابع تولید مرزی بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. تابع تولید مرزی برای تعیین کارایی شکاف موجود بین تولید-کننده‌ها را لحاظ می‌کند. همچنین این تابع مرزی نشان‌دهنده‌ی بهترین عملکرد و فناوری است و نسبت به تابع تولید متوسط ارجحیت دارد. تکنیک مرزی خود به مرزی غیرپارامتری معین[1]، مرزی پارامتری معین[2]، مرزی معین آماری[3] و مرزی پارامتری تصادفی[4] تقسیم می‌شود (فرسند و همکاران ۱۹۸۰). برتری این مدل نسبت به سایر مدل‌های گفته شده، در این است که جمله اخلال آن ترکیبی از دو جزء عدم کارایی و سایر اختلال‌های آماری می‌باشد. به عبارت دیگر در این مدل بخشی از انحراف نقاط مشاهده شده از تابع مرزی ناشی از عدم کارایی و بخش دیگر آن مربوط به عوامل تصادفی و خارج از کنترل مدیر است. در روش تابع مرزی تصادفی که اولین بار توسط آیگنر و همکاران (۱۹۷۷) مطرح گردید، به تاثیر عوامل برون‌زا توجه شده است. تابع تولید مرزی تصادفی را می‌توان به‌صورت رابطه‌ی (٤) تعریف کرد.

(رابطه ٤)

$$y_i = f(x_i, \beta)\exp(\varepsilon_i) \quad i = 1,2,3,\ldots,N$$

که در آن $y_i$ تولید مزرعه iام، $x_i$ بردار نهاده‌های مزرعه iام، $\beta$ بردار پارامترها و $\varepsilon_i$ جمله پسماند یا جمله خطا می‌باشد که برابر است با:

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \qquad \text{(رابطه ٥)}$$

واریانس جمله خطای مرکب تابع تولید مرزی با استفاده از جمله پسماند برابر است با:

$$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \qquad \text{(رابطه ٦)}$$

$$\lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2} \qquad \text{(رابطه ٧)}$$

گفته شده $v_i$ جزء اخلال و $u_i$ مبین اثرات ناکارایی واحدهاست که در مطالعه حاضر به صورت رابطه (۳) در نظر گرفته شده است:

[1]- Deterministic Nonparametric Frontier
[2] - Deterministic Parametric Frontier
[3]- Statistic Deterministic Frontier
[4] - Stochastic Parametric Frontier

www.SID.ir

Archive of SID

نشریه علمی پژوهشی دانش کشاورزی و تولید پایدار
جلد ۳۱ شماره ۱ / سال ۱۴۰۰ صفحات ۳۴۸-۳۳۱

باتس و کورا (۱۹۷۷) به منظور محاسبه کارایی فنی، پارامتر $\gamma$ را ارائه نمودند که به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma} = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} \qquad \text{(رابطه ۸)}$$

معنی‌دار بودن جزء عدم کارایی و اثر آن در مدل با پارامتر $\gamma$ در معادله (۸)، ارزیابی گردید و مقداری بین صفر و یک اختیار می‌کند. این پارامتر در یک فرایند حداکثرسازی تکراری برآورد گردیده است. اگر $\gamma$ برابر

(رابطه

۹)

که در آن $F^*$ و $f^*$ به ترتیب تابع چگالی نرمال استاندارد و تابع توزیع نرمال استاندارد است و $\sigma^*$ از رابطه زیر حاصل می‌شود. برای بنگاه‌هایی که مقدار تولید آن‌ها زیر منحنی تولید مرزی قرار می‌گیرد $u_i$ بزرگ‌تر از صفر است. لذا $u_i$ بیانگر مازاد تولید مرزی از تولید واقعی در سطح معین از مصرف نهاده‌هاست (آیگنر و همکاران ۱۹۷۷). اجزاء مربوط به واریانس جمله خطای تابع تولید مرزی را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\sigma^* = \frac{\sigma_u^2 \sigma_v^2}{\sigma^2} \qquad \text{(رابطه ۱۰)}$$

بنابراین می‌توان کارایی فنی را بصورت زیر تعریف کرد:

$$TE_i = \exp(-u_i) \qquad \text{(رابطه ۱۱)}$$

این شاخص برای بنگاهی که دقیقا روی تابع تولید مرزی عمل می‌کند و لذا از لحاظ فنی کاملا کاراست، برابر با یک می‌باشد. در غیر این‌صورت، عدد محاسباتی مابین صفر و یک بدست می‌آید. بدین معنا که بنگاه‌ها در تولید نسبتا ناکارا عمل می‌کنند.

با صفر باشد، $\sigma_u^2 = 0$، یعنی $u_i$ در مدل وجود نداشته باشد، تمام تغییرات تولید و اختلافات بین واحدهای پرورشی مربوط به عوامل خارج از کنترل مدیر است و از اینرو، تعیین کارایی فنی امکان‌پذیر نیست. در این حالت، روش حداقل مربعات معمولی به روش حداکثر درستنمایی ترجیح داده می‌شود. در شرایطی که بخشی از جمله پسماند، مربوط به عوامل مدیریتی است، روش حداکثر درستنمایی را می‌توان برای محاسبه کارایی فنی بکار برد.جاندرو و همکاران (۱۹۸۲)، نشان دادند که میانگین شرطی $u_i$ به شرط $\varepsilon_i$ برابر است با:

$$E\left(\frac{u_i}{\varepsilon_i}\right) = \sigma^* \left[ \frac{f^*\left(\frac{\varepsilon_i \gamma}{\sigma}\right)}{1 - F^*\left(\frac{\varepsilon_i \gamma}{\sigma}\right)} - \frac{\varepsilon_i}{\sigma} \right]$$

برای بررسی متغیرهای تأثیرگذار بر کارایی فنی تولید گندم (با توجه به ماهیت متغیر وابسته که حالت کیفی دارد) از مدل توبیت استفاده می‌گردد. این مدل با بهره‌گیری از اطلاعات جمع‌آوری شده از هر دو گروه تولیدکنندگان گندم خطای ناشی از تصادفی بودن نمونه را مرتفع می‌نماید. در این مدل اگر تولید کننده دارای کارایی فنی کمتر از یک باشد، به متغیر وابسته مقداری واقعی و اگر تولید کننده دارای کارایی فنی یک باشد مقدار صفر داده می‌شود. فرم کلی مدل توبیت به صورت رابطه (۱۲) نشان داده شده است (مدالا ۲۰۰۲):

$$y_i^* = \gamma' z_i + u_i \qquad i = 1, \ldots, N \qquad \text{(رابطه ۱۲)}$$

$$if \quad y_i^* = \gamma' z_i + u_i \quad y_i \succ 0$$

$$if \quad y_i^* = 0 \qquad y_i \leq 0$$

در رابطه ۱۲، $y_i$ متغیر پنهان یا مشاهده نشده[۲]، $y_i^*$ متغیر مشاهده شده[۳]، $\gamma'$ بردار $K \times 1$ از پارامترها که بایستی برآورد شوند، $u_i$ جمله اخلال می‌باشد که مستقل از متغیرهای توضیحی است و بر فرض توزیع

www.SID.ir

Archive of SID



نرمال با میانگین صفر و واریانس $\delta_u$ استوار است، یعنی $u_i \approx N(0,\delta_u)$ و 0 آستانه سانسور که متغیر وابسته در بالای آن قابل مشاهده و در مقادیر کمتر از آن غیر قابل مشاهده است. در این مدل نیز همچون سایر مدل‌ها، هدف برآورد پارامترهای نامعلوم یعنی $\gamma'$ و $\delta_u$ بر اساس N مشاهده از $y_i$ و $z_i$ است. همچون سایر مدل‌های رگرسیونی متغیر وابسته $y_i$ یک متغیر تصادفی است که دارای توزیع احتمال می‌باشد و در نتیجه امکان محاسبه احتمال وقوع هر مشاهده وجود دارد. برای مشاهدات بزرگ‌تر از صفر احتمال وقوع هر مشاهده از روی رابطه (۱۳) به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$p(y_i \succ 0) = p(\gamma' z_i + u_i \succ 0) = p(u_i \succ -\gamma' z_i) = 1 - p(u_i \prec \gamma' z_i)$$
$$= 1 - F(-\gamma' z_i) = F(\gamma' z_i) = \Phi(\gamma' z_i / \delta_u)$$

(رابطه ۱۳)

در معادلات فوق $F(\gamma' z_i)$ و $\Phi(\gamma' z_i / \delta_u)$ به ترتیب معرف تابع چگالی تجمعی توزیع نرمال و تابع چگالی تجمعی نرمال استاندارد و $\delta_u$ انحراف معیار جمله اخلال می‌باشد. همچنین برای مشاهدات صفر احتمال وقوع هر مشاهده از روی رابطه (۱٤) بدست می‌آید:

$$p(y_i \le 0) = 1 - p(y_i \succ 0) = 1 - \Phi(\gamma' z_i / \delta_u)$$

(رابطه ۱٤)

بر اساس تعریف تابع درست نمایی از حاصلضرب توابع توزیع احتمال هر دو مجموعه از مشاهدات حاصل می‌شود. شکل لگاریتمی تابع به صورت رابطه (۱۵) می‌باشد:

$$\log L = \sum_0 \log(1 - F(0)) + \sum_1 \log\left(\frac{1}{(2\pi\delta^2)^{1/2}}\right) - \sum_1 \frac{1}{2\delta^2}(y_i - \gamma' z_i)^2$$

(رابطه ۱۵)

که در آن $\sum$ اول نشانه حاصل جمع مشاهدات صفر و $\sum$ دوم حاصل جمع مشاهدات غیر از صفر می‌باشد. بدین ترتیب ملاحظه می‌شود که مدل توبیت هر دو مجموعه از مشاهدات را در برآورد پارامترهای مدل و تعیین اثرات متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته مورد توجه و استفاده قرار می‌دهد. در تابع (۱۵)، $\gamma'$ و $\delta$ پارامترهای مدل می‌باشند که می‌بایست برآورد شوند. از محدودیت‌های مدل توبیت خطای یکسان فرض نمودن متغیرهایی است که تعیین کننده افزایش کارایی فنی تولید گندم می‌باشد. هکمن در سال ۱۹۷۹ با آگاهی به ضعف مدل توبیت در عدم امکان جداسازی دو گروه از عوامل موثر، روش دو مرحله‌ای برآورد مدل توبیت را پیشنهاد نمود. در روش هکمن برای تعیین عوامل موثر در هر یک از دو مجموعه، مدل توبیت به دو مدل پروبیت (مرحله اول) و مدل رگرسیون خطی (مرحله دوم) شکسته می‌شود (هکمن ۱۹۷۹).

عواملی که می‌توانند بر احتمال افزایش کارایی فنی تولید گندم تأثیر بگذارند، به صورت متغیرهای مستقل در مدل پروبیت وارد می‌شوند و عواملی که می‌توانند بر میزان کارایی فنی تأثیر بگذارند در مدل رگرسیون خطی قرار می‌گیرند. متغیر وابسته در مدل پروبیت شامل یک متغیر دو جمله‌ای با مقادیر صفر و یک می‌باشد که در آن عدد یک به منزله احتمال وجود کارایی فنی تولید و صفر به مفهوم عدم وجود کارایی فنی می‌باشد. این مرحله به منظور شناسایی عوامل موثر بر کارایی فنی تولید گندم

www.SID.ir

Archive of SID



تبیین می‌گردد که تابع حداکثر درست نمایی آن به صورت رابطه (۱۶) تعریف می‌شود (مدالا ۲۰۰۲):

$$L=\Pi_{y_i=0}\{1-\Phi(\frac{\gamma' z_i}{\delta})\}\Pi_{y_i=1}\Phi(\frac{\gamma' z_i}{\delta}) \qquad \text{(رابطه ۱۶)}$$

در این تابع ۰ معرف مشاهدات صفر و ۱ معرف مشاهدات یک می‌باشد و سایر پارامترها قبلاً تعریف شده است. مدل دوم با اضافه شدن متغیر معکوس نسبت میلز یا تابع مخاطره[٤] که با استفاده از مدل اول ساخته می‌شود، به مجموعه متغیرهای مستقل مرحله اول مرتبط می‌گردد. متغیر عکس نسبت میلز تابعی غیر خطی از متغیرهای مستقل مدل است. اگر زیر مجموعه داده‌های نمونه را که در مورد آن‌ها $y_i^*$ و لذا میزان انجام فعالیت ($y_i$) مثبت است در نظر گرفته شود، در مورد این داده‌ها الگوی رگرسیون مربوطه به مرحله دوم عبارت خواهد بود از:

$$g_i=\beta' x_i+\varepsilon_i \qquad \text{(رابطه ۱۷)}$$

با در نظر گرفتن روابط (۱۳) و (۱٤)، زمانی که تولید کننده کارایی فنی داشته باشد (هوفمن و کاسوف ۲۰۰۵):

$$E\lfloor g_i|y_i=1\rfloor=E(g_i|y_i^*\succ 0)=E(g_i|u_i\succ-\gamma' z_i) \qquad \text{(رابطه ۱۸)}$$

$$=\beta' x_i+E(\varepsilon_i|u_i\succ-\gamma' z_i)=\beta' x_i+\rho\delta_s\lambda_i(\alpha_u)$$

$$\lambda_i(\alpha_u)=\frac{\phi(\alpha_u)}{1-\Phi(\alpha_u)}=\frac{\phi(-\alpha_u)}{\Phi(-\alpha_u)}=\frac{\phi(\gamma' z_i/\delta_u)}{\Phi(\gamma' z_i/\delta_u)} \qquad \text{(رابطه ۱۹)}$$

در روابط بالا $u_i$ و $\varepsilon_i$ دارای توزیع نرمال جدا از هم با میانگین صفر، انحراف معیار $\delta_u$ و $\delta_s$ و همبستگی $\rho$ می‌باشد و $y_i$ و $z_i$ برای تمامی افراد نمونه تصادفی قابل مشاهده است ولی $g_i$ تنها زمانی که $y_i=1$ باشد مشاهده خواهد بود. $\phi(\gamma' z_i/\delta_u)$ و $\Phi(\gamma' z_i/\delta_u)$ به ترتیب توابع توزیع چگالی و تراکمی نرمال استاندارد است که:

$$\phi_i(t)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp(\frac{t^2}{2}) \qquad \Phi_i(z)=\int_{-\infty}^{z}\phi_1(t)dt \qquad \text{(رابطه ۲۰)}$$

نسبت توزیع چگالی به توزیع تراکمی برای $x_i$ با $\lambda_i(\alpha_u)$ (عکس نسبت میلز) نشان داده می‌شود. ضریب عکس نسبت میلز خطای ناشی از انتخاب نمونه را بازگو می‌کند. چنانچه ضریب این متغیر از لحاظ آماری بزرگ‌تر از صفر باشد، حذف مشاهدات صفر از مجموعه مشاهدات باعث اریبی پارامترهای برآورد شده مدل خواهد شد. چنانچه ضریب این متغیر از لحاظ آماری برابر صفر باشد حذف مشاهدات صفر منجر به اریبی پارامترهای برآورد شده نخواهد شد، لیکن منجر به از دست دادن کارایی برآورد کننده خواهدگردید (مدالا ۱۹۸۳).

**داده‌های مورد نیاز و روش نمونه‌گیری**

داده‌های مورد نیاز این مطالعه مربوط به سال زراعی

www.SID.ir

Archive of SID



۹۵-۱۳۹٤ می‌باشد که شامل اطلاعات مقدار و قیمت و در نتیجه هزینه نهاده‌های نیروی کار، آب، کود شیمیایی، ماشین‌آلات، بذر، سموم شیمیایی، تولید کل، سطح زیر کشت و متغیرهای سابقه کار کشاورزی، سطح تحصیلات، پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی و ماشین‌آلات مربوط به این نوع خاک‌ورزی و فاصله مزارع تولید گندم از روستا می‌باشد که با مراجعه مستقیم و با استفاده از پرسشنامه و جمع‌آوری اطلاعات از تولیدکنندگان گندم در شهرستان دزفول فراهم شده است. در این مطالعه از بین ٥٤ روستای موجود در شهرستان دزفول تعداد ۱۳ روستا به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده[1] و از این تعداد روستا ۱٦۸ نفر گندمکار به طور تصادفی انتخاب گردید و مورد مصاحبه قرار گرفتند. با توجه به توضیحات فوق طرح نمونه‌گیری این مطالعه، روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای[2] بوده است. همچنین جهت تحلیل داده‌ها و برآورد مدل‌های گفته شده از بسته‌های نرم‌افزاری EXCEL، STATA 13 و FRONTIER4.1 استفاده شد.

**نتایج و بحث**

جدول ۱ مقایسه اقتصادی تولید دو روش کشت تحت سیستم خاک‌ورزی حفاظتی و خاک‌ورزی مرسوم در منطقه مورد مطالعه را نشان می‌دهد. با توجه به جدول ۱ مشخص می‌شود که عملکرد در هکتار در واحدهایی که از خاک‌ورزی حفاظتی استفاده می‌کنند، بالاتر از کشت به روش خاک‌ورزی مرسوم است. بنابراین به نظر می‌رسد این تفاوت در عملکرد مربوط به پذیرش تکنولوژی خاک-ورزی حفاظتی در مقایسه با استفاده از خاک‌ورزی مرسوم است. همچنین مشاهده می‌شود هزینه بذر، آب مصرفی، نیروی کار و ماشین‌آلات در روش خاک‌ورزی مرسوم از روش خاک‌ورزی حفاظتی بیشتر می‌باشد. علاوه بر این، بیشتر کاهش هزینه نهاده‌ها در خاک‌ورزی حفاظتی نسبت به خاک‌ورزی مرسوم مربوط به نهاده ماشین‌آلات می‌باشد که با توجه به کاهش تعداد عملیات در مزرعه در این نوع کشت، کاهش هزینه سوخت و در نتیجه هزینه ماشین‌آلات بدیهی به نظر می‌رسد. از طرفی هزینه کود شیمیایی و بذر مصرفی در روش خاک‌ورزی حفاظتی بیشتر از خاک‌ورزی مرسوم است که با توجه به داده‌های جمع‌آوری شده افزایش هزینه‌ها در این روش کشت بیشتر به دلیل افزایش مصرف این نهاده‌ها بوده است. بنابراین، به نظر می‌رسد کشاورزان کاهش عمق شخم و در نتیجه کاهش عملیات ماشینی بر روی خاک را از دلایل عدم حاصلخیزی خاک می‌دانند و برای جبران این کاهش حاصلخیزی مصرف کودهای شیمیایی و تراکم بذر را افزایش می‌دهند. در نهایت مطابق جدول مشاهده می‌شود سود ناخالص در هر هکتار در روش خاک‌ورزی حفاظتی از روش خاک‌ورزی مرسوم به اندازه ٥/٦ میلیون ریال بیشتر است. این نتایج با یافته‌های تحقیق هادی‌پور و همکاران (۲۰۱۹) و عابدی و همکاران (۲۰۱۷) همخوانی دارد.

فرضیه اساسی که در مدل‌سازی تابع تولید مرزی با اهمیت تلقی می‌شود این است که فرم تابع کاب-داگلاس در مقابل تابع ترانسلوگ برای داده‌های مورد بررسی کافی و مناسب می‌باشد یا خیر؟ آماره نسبت راستنایی محاسباتی در سطح $\alpha=1\%$ نشان داد که فرضیه صفر که انتخاب تابع کاب داگلاس است، رد نمی‌شود. از این‌رو برای تخمین تابع تولید مرزی تصادفی فرم کاب داگلاس انتخاب شد. نتایج محاسبه آماره درستنمایی تعمیم یافته نیز نشان داد که متغیرهای اقتصادی- اجتماعی منظور شده در مدل ناکارایی فنی بر کارایی فنی گندمکاران تأثیرگذار است و روش تخمین حداکثر راستنمایی به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح داده می شود. بنابراین، تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از روش حداکثر راستنمایی (MLE) همزمان با مدل ناکارایی برآورد گردید.

1. Simple Random Sampling

2. MultiStage Cluster Sampling

www.SID.ir

Archive of SID



**جدول ۱- مقایسه اقتصادی کشت گندم تحت شرایط خاک‌ورزی حفاظتی و خاک‌ورزی مرسوم**

| متغیر | خاک‌ورزی حفاظتی | خاک‌ورزی مرسوم |
|---|---|---|
| تعداد کشاورزان در نمونه انتخابی | ۷٤ | ۹٤ |
| عملکرد تولید (تن) | ٥/٤ | ٤/٥ |
| هزینه کود شیمیایی (میلیون ریال در هر هکتار) | ۳/۷ | ۳/۲ |
| هزینه آب مصرفی (میلیون ریال در هر هکتار) | ٤/۱٥ | ٤/۲۲ |
| هزینه نیروی کار (میلیون ریال در هر هکتار) | ۳/۱ | ۳/٦٥ |
| هزینه ماشین‌آلات (میلیون ریال در هر هکتار) | ۲/۹٥ | ۳/۸ |
| هزینه بذر (میلیون ریال در هر هکتار) | ٥/۲ | ٥/٤ |
| هزینه سموم شیمیایی (میلیون ریال در هر هکتار) | ۲/٦ | ۲/۲ |
| درآمد تولیدکننده (میلیون ریال در هر هکتار) | ٥۳/٥ | ٤۸/۸ |
| سود ناخالص (میلیون ریال در هر هکتار) | ۳۱/۸۸ | ۲٦/۲٥ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، سطح زیر کشت در سطح ۱ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای اثر مثبت بر میزان تولید می‌باشد. ضریب این متغیر بیان‌گر این است که در شرایط ثابت، افزایش ۱ درصدی سطح زیر کشت میزان تولید را ۰/۳۲ درصد افزایش می‌دهد. ضریب متغیر نیروی کار در سطح ۱ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار شده است. اما ضریب این متغیر برخلاف انتظار منفی است. این موضوع نشان‌دهنده تولید نهایی منفی و نزولی است. به بیان دیگر، میزان استفاده از این نهاده در ناحیه سوم تولید قرار گرفته است. بنابراین، از نهاده نیروی کار بیش از مقدار مورد نیاز توسط تولیدکنندگان استفاده شده و فعالیت زارع در این زمینه در ناحیه غیراقتصادی تولید است. نهاده کود شیمیایی نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر مقدار تولید گندم دارد. ضریب متغیر آب مصرفی در سطح ۱ درصد از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای اثر مثبت بر میزان تولید است. ضریب این متغیر در تابع تولید تخمین زده شده بیان‌گر این است که افزایش ۱ درصدی میزان استفاده از آب در شرایط ثابت، میزان تولید را ۰/٤٤ درصد افزیش می‌دهد. اثر نهاده بذر مصرفی بر افزایش تولید گندم در منطقه مورد مطالعه نیز در سطح ۱ درصد معنی‌داری است. این یافته با نتایج مطالعه موسوی و خلیلیان (۲۰۰٥) همخوانی دارد. بنابراین اثر متغیرهای سطح زیر کشت، آب مصرفی، کودشیمیایی و بذر بر تولید گندم مثبت است. این نتیجه نشان دهنده تولید نهایی مثبت و نزولی است. به عبارت دیگر میزان استفاده‌ی نهاده‌های گفته شده در ناحیه دوم تولید قرار گرفته است که این موضوع مبین فعالیت تولیدکنندگان در ناحیه اقتصادی تولید است.

بررسی متغیرهای لحاظ شده در مدل ناکارایی تولید گندمکاران شهرستان دزفول نشان داد که اثر متغیر سابقه کشاورزی زارعین بر ناکارایی فنی منفی و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. به عبارتی میان سابقه کشاورزی و کارایی تولید گندم یک رابطه مستقیم وجود دارد. یعنی با افزایش سابقه کار کشاورزی، کارایی فنی افزایش می‌یابد. اثر متغیر سطح تحصیلات تولیدکنندگان بر ناکارایی علی‌رغم رابطه مثبت، معنی‌دار نیست. این نتیجه با یافته تحقیق آزرم و همکاران (۲۰۱۹) تطابق دارد.

**جدول ۲- تابع تولید مرزی تصادفی گندمکاران منطقه دزفول**

www.SID.ir

Archive of SID



| متغیر | ضریب | آماره $t$ |
|---|---|---|
| عرض از مبدأ | ۱/۳۲*** | ۲/۸۵ |
| سطح زیر کشت | ۰/۳۲* | ۱/۹۲ |
| نیروی کار | -۱/۱۰*** | -۳/۳۸ |
| کود شیمیایی | ۰/۱۱* | ۲/۰۸ |
| آب مصرفی | ۲/٤٤*** | ۲/٥٦ |
| ماشین‌آلات | ۰/۱۲ | ۱/٤۲ |
| بذر مصرفی | ۰/۷۱*** | ۳/٤٥ |
| سموم شیمیایی | ۰/۰۸ | ۱/۰۸ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** و ** و * به ترتیب معنی داری در سطح ۱و ۵ و ۱۰ درصد)

همچنین نتایج نشان داد متغیر مالکیت ماشین‌آلات کشاورزی بر ناکارایی فنی اثر منفی و معنی‌داری (در سطح ۵ درصد) دارد. لذا به نظر می‌رسد این متغیر تأثیر مثبت بر کارایی فنی تولیدکنندگان منطقه مورد مطالعه دارد. از طرفی اثر متغیر فاصله از روستا بر ناکارایی فنی مثبت و در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. به عبارتی میان فاصله از روستا و کارایی فنی رابطه عکس وجود دارد. دلیل حصول چنین نتیجه‌ای می‌تواند ناشی از افزایش هزینه‌های حمل و نقل و کاهش مراقبت‌های زراعی به دلیل فاصله زیاد مزرعه از روستا باشد.

**جدول ۳- عوامل مؤثر بر ناکارایی فنی تولیدکنندگان گندم شهرستان دزفول**

| متغیر | ضریب | آماره $t$ |
|---|---|---|
| سابقه کشاورزی | -۰/۵۱* | -۱/۹۳ |
| سطح تحصیلات | ۰/٤۳ | ۰/۷۲ |
| مالکیت ماشین‌آلات کشاورزی | -۰/۸۸** | -۲/۲۸ |
| فاصله از روستا | ۰/۷۰*** | ٤/۳۹ |
| Log likelihood | ۱۲/٤۹ | |

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** و ** و * به ترتیب معنی داری در سطح ۱و ۵ و ۱۰ درصد)

پس از برآورد عوامل موثر بر ناکارایی فنی، کارایی هر تولیدکننده به تفکیک مورد محاسبه قرار گرفت. میانگین کارایی فنی با استفاده از روش مورد نظر ۰/۷۸ به دست آمده است. لذا گندمکاران مورد مطالعه در صورت پر کردن شکاف تکنیکی خود با بهترین تولیدکننده شهرستان دزفول می‌توانند کارایی خود را به طور میانگین تا ۰/۲۲ افزایش دهند. همچنین حداقل کارایی مزارع مورد بررسی ۰/۵۵ و حداکثر آن ۰/۹۸ است. به عبارت دیگر، اختلاف کارایی فنی میان کارآمدترین و ناکارآمدترین گندمکار ۰/٤۳ است که نشان از قابلیت افزایش کارایی گندمکاران این منطقه دارد. از طرفی مطابق جدول ٤، کارایی ٤۵ درصد واحدهای تولیدی بین ۰/۵ تا ۰/۷ و کارایی ۳۹ درصد واحدهای تولیدی بیش از ۰/۹ است. همچنین شایان توجه است که بیشترین فراوانی کارایی گندمکاران در دامنه ۰/۵ تا ۰/۷ است.

**جدول ۴- توزیع فراوانی و کارایی فنی تولیدکنندگان گندم**

| دامنه کارایی | فراوانی | درصد |
|---|---|---|

www.SID.ir

Archive of SID



| | | |
|---|---|---|
| ۰/۵≤ TE<۰/۷ | 77 | ۰/٤٥ |
| ۰/۷≤ TE<۰/۹ | 24 | ۰/۱٤ |
| ۰/۹≤TE | 67 | ۰/۳۹ |
| میانگین | ۰/۷۸ | |
| حداکثر | ۰/۹۸ | |
| حداقل | ۰/۵۵ | |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به مزایای روش دو مرحله‌ای هکمن که در بخش متدولوژی بیان شد، الگوی تجربی توبیت با این روش برآورد گردید که مرحله اول آن الگوی پروبیت و مرحله دوم الگوی رگرسیون خطی می‌باشد. نتایج برآورد مدل پروبیت در جدول ۵ گزارش شده است. همانطور که در روش تحقیق گفته شد در الگوی توبیت متغیر وابسته کارایی فنی می‌باشد. بنابراین متغیرهای توضیحی در این مدل عوامل مؤثر بر کارایی فنی را نشان می‌دهند. علامت ضرایب متغیرها در جدول ۵ بیانگر آن است که احتمال کارایی فنی در تولید گندم، با متغیرهای سابقه کشاورزی، نسبت موجودی ماشین‌های مخصوص کشت حفاظتی در هر روستا، پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی، سطح تحصیلات و آب مصرفی استفاده شده رابطه مثبت و معنی‌داری دارد. با توجه به اثر مثبت و معنی‌دار (در سطح ۵ درصد) متغیر نسبت موجودی ماشین‌های مخصوص کشت حفاظتی در هر روستا بر کارایی فنی تولید به نظر می‌رسد در روستاهایی که تکنولوژی‌های مربوط به خاکورزی حفاظتی به اندازه کافی وجود دارد احتمال وجود کارایی فنی تولید بیشتر خواهد بود. از طرفی با توجه به اثر نهایی ملاحظه می شود افزایش تعداد واحدهای نسبت موجودی ماشین‌های مخصوص کشت حفاظتی در هر روستا موجب افزایش کارایی فنی به اندازه ۰/۰۰۵ واحد می‌شود. جدول ۵ نشان می‌دهد که پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی در مقایسه با سایر متغیرهای این مطالعه با درجه معنی‌داری بالایی موجب تحقق احتمال کارایی فنی تولید در نمونه مورد نظر می شود. با توجه به اثر نهایی پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی افزایش یک واحدی در استفاده از این تکنولوژی این متغیر توسط زارعین منجر به افزایش ۰/٤۸ واحدی در احتمال وقوع کارایی فنی تولید خواهد شد که مقدار قابل توجهی است.

ضریب برآورد شده سطح تحصیلات افراد نشان می‌دهد رابطه مثبت و معنی‌داری (در سطح ۱ درصد) بین سطح تحصیلات و احتمال تحقق کارایی فنی تولید گندم وجود دارد. بنابراین با افزایش سطح تحصیلات کشاورزان، آشنایی آن‌ها با روش‌ها و تکنولوژی‌های نوین و علمی تولید محصول افرایش می‌یابد و از این طریق تولید محصول در هر هکتار افزایش خواهد یافت. این نتیجه با تحقیق ترشیزی و سلامی (۲۰۰۹) و لوگاندا و همکاران (۲۰۱۳) مطابقت دارد. همچنین در توجیه رابطه مثبت و معنی‌دار بین سابقه کشاورزی و احتمال وقوع کارایی فنی می‌توان گفت کشاورزان با سابقه‌تر با تجربه بیشتر و مدیریت صحیح‌تر از نهاده‌ها به طور بهینه‌تر استفاده کرده و با کاهش هزینه‌ها کارایی فنی تولید گندم را افزایش می‌دهند. این نتیجه با یافته مقدسی و همکاران (۲۰۱۸)، چیپوتوا و همکاران (۲۰۱۱) و و پاندا و میرشا (۲۰۰٤) همخوانی دارد. اثر نهایی متغیر سابقه کشاورزی نشان می‌دهد که یک سال افزایش در سابقه کشاورز منجر به ۰/۰۰۵ واحد در احتمال افزایش کارایی فنی می‌گردد. تأثیر میزان آب مصرفی نیز در سطح ۱ درصد بر احتمال افزایش کارایی فنی مثبت است. همچنین متغیرهای نیروی کار، سطح زیر کشت، فاصله از روستا، کود شیمیایی و آب مصرفی تأثیر معنی‌داری بر احتمال

www.SID.ir

Archive of SID



افزایش کارایی فنی تولید منطقه ندارند. بنابراین در جمع-بندی این قسمت از نتایج می‌توان گفت که دو متغیر پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی و نسبت موجودی ماشین‌های مخصوص کشت حفاظتی در هر روستا اثر معنی داری بر احتمال وقوع کارایی فنی تولید در منطقه مورد مطالعه خواهند داشت و همان‌گونه که در برآورد الگوی پروبیت مشخص است، بیشترین اثر را بر احتمال افزایش کارایی فنی، متغیر پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی (با اثر نهایی ۰/٤۸ واحدی) خواهد داشت. در مطالعه کریشنا و ویتیل (۲۰۱٤) نیز این نتیجه حاصل شده است. لذا به نظر می‌رسد که با افزایش و پذیرش استفاده از تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی و فراهم آوردن ماشین‌های مخصوص این نوع تکنولوژی احتمال افزایش کارایی فنی تولید گندم وجود دارد.

**جدول ۵- برآورد الگوی پروبیت (عوامل مؤثر بر احتمال وقوع کارایی فنی در تولید گندم)**

| متغیر | برآورد پارامتر | آماره t | اثر نهایی |
|---|---|---|---|
| نسبت موجودی ماشین‌های مخصوص کشت حفاظتی در هر روستا | ۰/۱۵** | ۲/۱۲ | ۰/۰۰۵ |
| نیروی کار | -۰/۹۸ | -۱/۳۸ | -۰/۰۵ |
| سابقه کشاورزی | ۰/۱۲*** | ۳/۵۲ | ۰/۰۰۵ |
| سطح تحصیلات | ۰/٤۲*** | ۳/۰۱ | ۰/۰۱ |
| سطح زیر کشت | -۰/۲٤ | -۱/۵۲ | -۰/۰۰۸ |
| فاصله از روستا | ۰/۰۷ | ۱/۳۰ | ۰/۰۰۲ |
| پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی | ۵/۱۱*** | ۵/۱۲ | ۰/٤۸ |
| کود شیمیایی | -۱/۱۵ | -۰/۹۹ | -۰/۰۵ |
| آب مصرفی | ۰/۰۳*** | ۳/۰۵ | ۰/۰٤ |
| ماشین‌آلات | ۰/۱۸ | ۱/٤٦ | ۰/۰۰۲ |
| بذر مصرفی | ۰/۳۵ | ۱/۱۸ | ۰/۰۰٤ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** و ** و * به ترتیب معنی داری در سطح ۱و ۵ و ۱۰ درصد)

مطابق نتایج جدول ٦، برآورد الگوی خطی نیز بیانگر آن است که متغیرهای نسبت موجودی ماشین‌های مخصوص کشت حفاظتی در هر روستا، پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی و سطح زیر کشت اثر مثبت و معنی‌داری در سطح یک درصد بر مقدار کارایی فنی تولید گندم دارد. یافته مطالعه نولر و بردشاو (۲۰۰۷) نیز این موضوع را تأیید می‌کند. لذا این نتیجه نشان می-دهد که تولیدکنندگانی که نسبت به استفاده از تکنولوژی-های خاک‌ورزی حفاظتی اقدام کرده‌اند به طور میانگین ۰/۳۵ واحد کارایی فنی بیشتری خواهند داشت. همچنین مشاهده می‌شود که اثر سطح زیر کشت بر افزایش کارایی فنی تولید مشابه مرحله اول هکمن (الگوی پروبیت) تأثیر مثبتی دارد. در توجیه این رابطه می‌توان گفت با افزایش سطح زیر کشت احتمالا هنوز هم تولیدکنندگان منطقه مورد مطالعه دارای صرفه‌های حاصل از مقیاس بوده‌اند و می‌توانند با افزایش سطح زیر کشت هزینه تولید را کاهش داده و کارایی فنی تولید در مزارع افزایش یابد. علاوه بر این، متغیرهای آب مصرفی و سطح تحصیلات نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر مقدار کارایی فنی تولید دارند. نیروی کار و فاصله از روستا نیز اثر منفی و معنی‌داری بر مقدار کارایی فنی تولید دارد. سایر متغیرهای سابقه کشاورزی و کود شیمیایی اثر معنی‌داری بر کارایی فنی تولید گندم ندارند. ضریب برآوردی عکس نسبت میلز نیز منفی و معنی‌دار است. لذا حذف مشاهدات صفر منجر به اریبی در برآوردها خواهد شد. لذا مشاهدات صفر در این برآورد حذف نشده‌اند. این

www.SID.ir

Archive of SID



ضریب بیانگر این واقعیت است که بین متغیرهای مؤثر بر وقوع کارایی فنی تولید و متغیرهای مؤثر بر میزان کارایی فنی تولید اختلاف وجود دارد که در این تحقیق با استفاده از روش دو مرحله‌ای هکمن این موضوع مدنظر قرار داده شده است. لذا از نکات قابل توجه در برآورد مدل توبیت می‌توان به این موضوع اشاره کرد که عوامل تأثیرگذار بر روی احتمال افزایش کارایی فنی تولید با تأثیرگذاری این عوامل بر میزان کارایی فنی تولید گندم تفاوت دارند. به عبارت دیگر نتایجی که الگوی پروبیت به دست می‌دهد با نتایج دنیای واقعی که از تخمین یک رگرسیون خطی به دست آمده است متفاوت می‌باشد.

**جدول ۶- برآورد الگوی رگرسیون خطی (عوامل مؤثر بر میزان کارایی فنی در تولید گندم)**

| متغیر | برآورد پارامتر | آماره $t$ |
|---|---|---|
| نسبت موجودی ماشین‌های مخصوص کشت حفاظتی در هر روستا | ۰/۰۲*** | ٤/۰٤ |
| نیروی کار | ۰/۰۲* | ۱/۹۲ |
| سابقه کشاورزی | ۰/۰۰٦ | ۰/۹۰ |
| سطح تحصیلات | ۰/۰۱*** | ٦/۵۰ |
| سطح زیر کشت | ۰/۰۹*** | ٤/۲۵ |
| فاصله از روستا | -۰/۰۰۲*** | -۳/۷۲ |
| پذیرش تکنولوژی خاکورزی حفاظتی | ۰/۳۵*** | ۱٤/٦٤ |
| کود شیمیایی | ۰/۰۲ | ۱/۱۰ |
| آب مصرفی | ۰/۰۵*** | ۳/۵٤ |
| ماشین‌آلات | ۰/۳۸ | ۱/۰۳ |
| بذر مصرفی | ۰/۲۷ | ۱/۳٦ |
| ضریب معکوس نسبت میلز | -۰/۰۳*** | -۲/٤۵ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** و ** و * به ترتیب معنی داری در سطح ۱و ۵ و ۱۰ درصد)

**نتیجه‌گیری کلی**

در مطالعه حاضر پس از جمع‌آوری داده‌های مقطعی مربوط به ۱٦۸ تولیدکننده گندم در شهرستان دزفول به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای از طریق پرسشنامه، اثرات پذیرش تکنولوژی خاک‌ورزی حفاظتی بر میزان و احتمال کارایی فنی گندمکاران بررسی شد. نتایج حاکی از آن است که سود ناخالص در هر هکتار در روش خاک‌ورزی حفاظتی از روش خاک-ورزی مرسوم به اندازه ۵/٦ میلیون ریال بیشتر است. از نظر تکنولوژی تولید و مدیریت نیز شکاف بین بهترین و ضعیف‌ترین تولیدکننده ۰/٤۳ است. با توجه به این که گندم‌کاران با کارایی بیشتر از ۰/۹۵ در منطقه نیز وجود دارد؛ لذا، می‌توان با معرفی و انتقال دانش فنی و تجربه کشاورزان و با آموزش‌های مناسب بدون تغییر در سطح تکنولوژی و نهاده‌های مورد استفاده، فواصل عملکردی کشاورزان را کاهش و افزایش کارایی و در نتیجه افزایش تولید را محقق نمود. همچنین، تولیدکنندگان از نهاده نیروی‌کار در ناحیه غیر اقتصادی تولید استفاده می‌کنند. لذا، به منظور استفاده بهینه از این نهاده انتظار می‌رود آموزش نیروی‌کار و انجام خدمات ترویجی ضمن افزایش آگاهی گندمکاران نسبت به حد بهینه استفاده از این نهاده، در بهبود بهره‌وری این عامل تولید مؤثر باشد. معنی‌داری ضریب عکس نسبت میلز نشان می‌دهد که بین متغیرهای مؤثر بر وقوع کارایی فنی تولید و متغیرهای مؤثر بر میزان کارایی فنی تولید اختلاف وجود دارد. بنابراین، نتایجی که الگوی پروبیت به دست می‌دهد با

www.SID.ir

Archive of SID



نتایج دنیای واقعی که از تخمین یک رگرسیون خطی به دست آمده است متفاوت است. در این راستا، متغیر سابقه کشاورزی اثر آن بر احتمال کارآیی فنی مثبت به دست آمده است. اما این متغیر بر میزان کارایی فنی تأثیرگذار نیست. به عبارت دیگر، برخلاف نتایج حاصل از مدل پروبیت نتایج دنیای واقعی این رابطه مثبت را تأیید نمی‌کند. بنابراین به نظر می‌رسد کشاورزان منطقه مورد نظر به دلیل عدم آگاهی از مزایای روش‌های جدید کاشت محصول، با استفاده از روش‌های سنتی کاشت گندم از کارایی فنی کمتری برخوردار می‌باشد. لذا می‌توان با آموزش‌های مناسب ضمن آگاهی زارعین از مزایای روش‌های خاک‌ورزی حفاظتی کارایی فنی آن‌ها را افزایش داد. به طور کلی، با توجه به اقتصادی‌تر بودن کشت به روش خاک‌ورزی حفاظتی نسبت به خاک‌ورزی مرسوم و وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین متغیر پذیرش تکنولوژی کم خاکورزی و کارایی فنی تولید گندم می‌توان با افزایش اطلاعات و آگاهی کشاورزان از مزایای کشت خاکورزی حفاظتی و افزایش سطح زیرکشت و همچنین اعطای تسهیلات به کشاورزان برای پذیرش این تکنولوژی، کشاورزان را به سمت استفاده از تکنولوژی‌های خاک‌ورزی حفاظتی ترغیب نمود. وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین فاصله مزرعه از روستا و میزان کارایی فنی تولید گندم مبین این نکته است که با بهبود وضعیت راه‌های ارتباطی می‌توان با کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل و افزایش مراقبت‌های زراعی، مشکلات و ناکارایی تولیدکنندگان را کاهش داد. در واقع افزایش فاصله زمین از روستا ضمن افزایش مصرف سوخت و همزمان کاهش دفعات رفت و آمد زارعین برای بازدید از زمین، کاهش بهره‌وری ماشین‌آلات و کشاورزان را به دنبال خواهد داشت. علاوه بر این، رابطه مثبت و معنی‌دار میان متغیر نسبت موجودی ماشین‌های مخصوص کشت حفاظتی در هر روستا و افزایش میزان کارآیی فنی نشان می‌دهد که می‌توان با تأمین این تجهیزات و در دسترس قرار دادن این تکنولوژی برای همه روستاها و زارعین زمینه مساعد برای افزایش تمایل به پذیرش تکنولوژی کشت حفاظتی را فراهم نمود.

## سپاسگزاری

در پایان بر خود لازم می‌دانیم از همکاری اداره جهاد کشاورزی شهرستان دزفول در زمینه تهیه داده‌ها، کمال تشکر و قدردانی را داشته باشیم.

## منابع مورد استفاده

Abedi S, Yazdani S and Salami H. 2017. Financial Evaluation of Conservation Agriculture Technology in Wheat Production of Fars Province: Translog cost function approach. Iranian Journal of Agricultural Economics and Development, 48(8): 573-584. (In Persian).

Afzali SMJ and Javaheri E. 2013. Effects of Tillage Practices on Soil Penetration Resistance, Technical Parameters and Wheat Yield. Journal of Agricultural Machinery, 3(1): 24-31. (In Persian)

Aigner DJ, Lovell CK and Schmidt P. 1977. Formulation and Estimation of Stochastic frontier Production Function Models. Journal of Econometrics, 6(1): 21-37.

Azram H, Ghorbaniyan, E and Tarazkar, M. H. 2016. Analysis of Technical Efficiency and Factors Affecting the Inefficiency of Wheat Producers in Fasa: Application of Stochastic Parametric Border Model, 3rd International Conference on Sustainable Development, Strategies and Challenges Focusing on Agriculture, Natural Resources , Environment and Tourism, Tabriz. (In Persian).

Battese GE and Corra GS. 1977. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia. Australian journal of agricultural economics, 21(3): 169-179.

www.SID.ir

Archive of SID



Bertocco M, Basso B, Sartori L and Martin EC. 2008. Evaluating energy efficiency of site–specific tillage in maize in NE Italy. Bioresource Technology, 99(15): 6957-6965.

Chan C, Sipes B, Ayman A, Zhang X, LaPorte P, Fernandes F and Roul P. 2017. Efficiency of Conservation Agriculture Production Systems for Smallholders in Rain-Fed Uplands of India: A Transformative Approach to Food Security. Land, 6(3): 58.

Chiputwa B, Langyintuo, AS and Wall P. 2011. Adoption of Conservation Agriculture Technologies by Smallholder Farmers in the Shamva District of Zimbabwe: A Tobit application. Paper accepted for the 2011 meeting of the Southern Agricultural Economics Association (SAEA), Texas, USA, Feb 5-8.

Dbrtyn L. 1997. Agricultural production economics. Translation Mousavi Nejad and Najarzadeh, Publications of Economic Research Institute, Tarbiat Modarres University. (In Persian).

Derpsch R. 2001. Frontiers in Conservation Tillage and Advances in Conservation Practice .In Selected papers from the 10th International Soil Conservation Organization Meeting held May. West Lafayette, United States. Pp. 24-29.

Erfanifar S, Zibaei M and Kasraei M. 2014. Application of Multio-bjective Fuzzy Goal Programming to Optimize Cropping Pattern with Emphasis on Using Conservation Tillage Methods. Journal of Economics and Agricultural Development, 28(2): 118-124. (In Persian).

Førsund FR, Lovell CK and Schmidt P. 1980. A survey of frontier production functions and of the Agricultural Economics Society Royal Agricultural College. Journal of econometrics, 13(1): 5-25.

Godfray C, Crute I, Haddad L, Lawrence D and Muir J. 2011. The Future of Food and Farming: Challenges and choices for global sustainability. Global Food and Farming Futures Project, London, UK.

Hadipour H, Mosavi N, and Najafi B. 2019. Evaluation of Stability Indicators of Protected Agricultural Technology: A Case Study of Wheat Crop in Marvdasht County. Journal of Agricultural Economics Researches, 3: 41-72. (In Persian).

Heckman JJ. 1979. Sample selection bias as a specification error. Econometrica: Journal of Applied Econometrics, 31(3): 129-137.

Hoffmann R and Kassouf AL. 2005. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. Applied Economics, 37(11): 1303-1311.

Jondrow J, Lovell CK, Materov IS and Schmidt P. 1982. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. Journal of econometrics, 19(2-3): 233-238.

Kamkar B Damghani A. 2008. Fundamentals of Sustainable Agriculture. Publications University of Mashhad. 350: 316. (In Persian).

Kassam AH, Friedrich T, Derpsch R and Kienzle J. 2014. Worldwide Adoption of Conservation Agriculture. 6th World Congress on Conservation Agriculture. Winnipeg, Canada, Pp. 21-27.

Khuzestan Agricultural Jihad Organization. 2015. Agricultural statistics crop year 2014-2015. (In Persian).

Knowler D and Bradshaw B. 2007. Farmers' adoption of conservation agriculture:A review and synthesis of recent research. Food Policy, 32: 25–48.

Krishna V and Veetil P. 2014. Productivity and efficiency impacts of conservation tillage in north west Indo–Ganagetic plains. Agricultural systems, 127: 126-138.

Kumar P, Kumar A, Chaudhary MK, Crover RK, Singh RK, Mitra A, Joshi PK, Singh A, Badal PS, Mittal S and Ali J. 2002. Economic analysis of total factor productivity of crop sector in Indo – Gangetic plain of India by district and region. Agricultural Economics Research Report 2.

Lugandu S. 2013. Factors Influencing the Adoption off Conservation Agriculture by Smallholder Farmers in Karatu and Kongwa Districts of Tanzania. Presented at REPOA's 18th Annual Research Workshop held at the Kunduchi Beach Hotel, Dar es Salaam, Tanzania; April 3-4.

www.SID.ir

Archive of SID



Lusaka D. 2014. International Conservation Agriculture Advisory Panel for Africa. African Conservation Tillage Network, Nairobi, Kenya. Pp. 38-52.

Maddala G. S. 1983. Limited Dependent and Qualitative Variables in Economics. Cambridge University Press, Newyork.

Maddala G. S. 2002. Introduction to econometrics (3rd Edition). New York, Macmillan, Pp.9-29.

Manda J, Alene A D, Gardebroek C, Kassie M and Tembo G. 2015. Adoption and Impacts of Sustainable Agricultural Practices on Maize Yields and Incomes: Evidence from Rural Zambia. Journal of Agricultural Economics, 67(1): 130-153.

Mc Carty J R, Pfost D L and Currence H D. 1999. Conservation tillage and residue management to reduce soil erosion. University of Missouri Extension, available on line at http://muextension. missouri.

Mehla R S, Verma J K, Gupta R K and Hobbs P R. 2000. Stagnation in the productivity of wheat in the Indo-Gangetic plains. New Delhi, India.

Milder J C, Majanen T and Scherr S J. 2011. Performance and Potential of Conservation Agriculture for Climate Change Adaptation and Mitigation in Sub-Saharan Africa. An Assessment of WWF and CARE Projects in Support of the WWF-CARE Alliance's Rural Futures Initiative. World Agroforestry Centre, Kenya.

Ministry of Agriculture Jihad. 2015. Agricultural statistics crop year 2014-2015. available at: http://www.maj.ir. (In Persian).

Moghaddasi M, khodaverdizadeh M, Hashemi Bonab S and Sokouti Oskoee R. 2018. Evaluation of Factors Affecting the Adoption of Soil Conservation Non-Mechanical Methods in Order to Maintain the Sustainability (Case Study: Urmia County). journal of Agricultural science and sustainable production, 4: 229-245. (In Persian).

Mohtar and G.C. Steinhardt (eds). 2001, Sustaining the Global Farm. Selected papers from the 10th International Soil Conservation Organization Meeting held May 24 -29, 1999 at Purdue University and the USDA-ARS National Soil Erosion Research Laboratory. West Lafayette, United States. Pp. 248-254.

Pandey V L and Mishra V. 2004. Adoption of Zero Tillage Farming: Evidences from Haryana and Bihar. http://ssrn.com/abstract=529222 (accessed October 2008).

Sabour F, Rezaei Moghadam K and Menatizadeh M. 2017. Factors Influencing Adoption of Soil Conservation Practices among Farmers in Garmsar County. Iranian Agricultural Extension and Education Journal, 1: 59-73. (In Persian).

Senthilkumar S, Basso B, Kravchenko A N and Robertson G P. 2009. Contemporary evidence of soil carbon loss in the US corn belt. Soil Science Society of America Journal, 73(6): 2078-2086.

Steiner K G, Derpsch R and Koler K H. 1998. Sustainable management of soil resources through zero tillage. Agriculture Rural Development, 1: 64-96.

Swaminathan M. S. 2013. Save and Grow: A policymaker's guide to the sustainable intensification of smallholder crop production. FAO, available at: http://www.fao.org.

Torshizi M and Salami H. 2009. Factors affecting soil conservation practices: A Case Study of Khorasan Razavi. Agricultural Economics, 1 (2). (In Persian).

Van den Putte A, Govers G, Diels J, Gillijns K and Demuzere M. 2010. Assessing the effect of soil tillage on crop growth: A meta-regression analysis on European crop yields under conservation agriculture. European Journal of Agronomy, 33(3): 231-241.

www.SID.ir