پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران
۹-۷ شهریور ۱۳۸٤ زاهدان – دانشگاه سیستان و بلوچستان

مقایسه کارایی فنی چغندرکاران و عوامل مؤثر بر آن در استانهای کرمانشاه ، همدان و خراسان

عادل نعمتی ، سید محسن سیدان و شجاعت زارع* [۱]

چکیده:

هدف اصلی این مطالعه اندازه‌گیری عوامل مؤثر برکارایی فنی چغندرکاران استانهای کرمانشاه ،همدان و خراسان است.
برای این منظور با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای در استان کرمانشاه ۱۰۰ کشاورز از شهرستانهای کرمانشاه و اسلام‌آباد غرب ، در استان همدان ۱۴۴ کشاورز از شهرستانهای همدان ، نهاوند ، اسد آباد و ملایر انتخاب و در استان خراسان۱۰۶ کشاورز از دو شهرستان تربت حیدریه و تربت جام انتخاب و اطلاعات لازم از طریق تکمیل پرسشنامه در سال زراعی ۱۳۸۰-۱۳۷۹ جمع آوری و مورد پردازش قرار گرفت . به منظور ارزیابی کارایی فنی چغندرکاران و عوامل مؤثر بر آن با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس و روش حداکثر راستنمایی کارایی فنی چغندرکاران تخمین زده شده است . نتایج مطالعه نشان داد که متوسط کارایی فنی زارعین مورد مطالعه درشهرستانهای استان کرمانشاه به ترتیب در شهرستان کرمانشاه برابر ۸۲ درصد و در شهرستان اسلام‌آبادغرب برابر ۷۷ درصد و در شهرستانهای استان همدان به ترتیب در شهرستان همدان ۷۷درصد و در شهرستان ملایر ۶۰ درصد و متوسط کارایی فنی در استان خراسان برابر ۶۷ درصد میباشد. نحوه کاشت محصول، شرکت در کلاسهای ترویجی، مالکیت تراکتور، و انجام آزمایش خاک قبل از کاشت از عوامل موثر بر کارایی فنی می‌باشند.

مقدمه:

خود كفايي در زمينه محصولات كشاورزي همواره مورد توجه مديران و برنامه ريزان بوده ويكي از اساسي‌ترين‌پايه‌هاي استقلال هر كشور به شمار مي‌رود و نقش عمده‌اي در توسعه اقتصاد كشور دارد.
اهميت موضوع از نظر تامين مواد غذايي ايجاد اشتغال ،تامين ارز روابط آن با ساير بخشها و سهمي كه در توليد ناخالص ملي دارد،در خور ملاحظه است.
چغندر قند يكي از محصولات صنعتي و استراتژيك كشاورزي است كه با توجه به افزايش جمعيت كشور و نياز به قندوشكر، در بين گياهان زراعي از جايگاه خاصي برخوردار است.بنابراين بايد در جهت افزايش توليد چغندرقند كوشش نمود كه به دو طريق امكان پذير است. يكي افزايش سطح زير كشت كه اجراي اين روش بدليل مشكل كم آبي استانها بويژه در سالهاي اخير بطور گسترده امكان پذير نيست، راه ديگر افزايش توليد از طريق بالابردن عملكرد در واحد سطح است به عبارت ديگر ازطريق افزايش بازدهي اراضي قابل كشت ميتوان به هدف افزايش توليد دست يافت. استفاده از همين ابزار بود كه در سالهاي آخر دهه ۱۹٦۰ در تعدادي از كشورهاي در حال توسعه منجر به انقلاب سبز شد. براي نيل به هدف افزايش بازده در واحد سطح استفاده از تكنولوژي مدرن و مناسب در مجموعه هماهنگ تركيب عوامل توليد از سوي كشاورزان ضروري به نظر مي‌رسد.
امروزه يكي از مشكلات كشور ضعف مديريت و ناكارايي اقتصادي واحدهاي توليدي است .از اين رو توجه به عنصر مديريت در جهت بهبود كارايي و افزايش توليد از اهميت ويژهاي بر خوردار است.
توجه به عملكرد زراعت چغندر قند در مناطق مختلف نشان مي‌دهد كه اختلاف زيادي بين عملكرد در نقاط مختلف وجود دارد. اين اختلاف حتي در مزارع موجود در يك منطقه كه از بافت خاك و شرايط آب و هوايي تقريبا يكساني برخوردار است، نيز بخوبي ديده مي‌شود.
زارع (۱۳۷٦) كارايي فني ، اقتصادي و تخصيصي باغداران باغهاي آبي وديم انگور در استان فارس را محاسبه كرده است . در اين بررسي از اطلاعات ۱۸۰ پرسشنامه استفاده شده است نتايج نشان داد كه كارايي فني در باغهاي آبي بيش از باغهاي ديم است .درحاليكه در باغهاي آبي بيش از ۹۰ درصد و در باغهاي ديم بيش از ٤۸ درصد عدم كارايي فني مربوط به عوامل مديريتي است. سواد، اندازه مزرعه، تعداد قطعات و درآمد از عوامل موثر بر كارايي فني بوده اند.

* به ترتیب عضو هیئت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی کرمانشاه ، همدان و خراسان

موسي‌نژاد و قاسمي (۱۳۷۷) مديريت نهاده‌ها در توليد چغندرقند در شهرستان اقليد را بررسي نمودو نشان دادكه ميانگين كارايي فني ۷۳/٦۸ درصد است و مهمترين عامل كه بر كارايي فني تاثير زيادي داشته اندازه مزرعه چغندرقند بوده است.

نعمتي (۱۳۷۷) عوامل مؤثر بر كارايي اقتصادي گندمكاران ديم كرمانشاه را مطالعه نموده و نتيجه گرفت كه متوسط كارايي اقتصادي، تخصيصي و فني به ترتيب برابر ٤۳/٥، ٥۲/٤، ٦٦/٥ درصد است. و متغييرهايي نظير افزايش جمعيت خانواده و افزايش تعداد قطعات زمين باعث كاهش كارايي مي‌شود.تحقيق حاضر در صدد است تا با تخمين كارايي فني و بررسي عوامل مؤثر بر آن راه‌حلهاي منطقي و عملي و رهنمودهاي لازم جهت كمك به برنامه ريزان و مسؤلين اجرايي ارائه نمايد.

تايلر و همكاران(Taylor *et al* , 1986) جهت بررسي اثر برنامه هاي اعطاي وام با يارانه بر روي كارايي فني و تخصيصي مزارع سنتي در برزيل از تخمين تابع توليد مزري و استخراج تابع هزينه بهره برده اند . نتايج اين مطالعه نشان داد كه برنامه مذكور نه تنها هيچ اثري بر كارايي فني نداشته بلكه بطور محسوسي بر كارايي تخصيصي اثر منفي بر جاي گذارده است.

داوسون و لينگارد(Dawson and Lingard. 1989) جهت تخمين كارايي فني برنجكاران فيليپين بين سالهاي ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۲ از روش تخمين تابع توليد مرزي تصادفي به شكل كاب – داگلاس استفاده كرده‌اند. اطلاعات مورد نياز اين تحقيق از موسسه تحقيقات بين المللي برنج (كه شامل ٦۱ پرسشنامه براي سال ۱۹۷۰،۵۷ پرسشنامه براي سال ۱۹۷٤،۱٤۳پرسشنامه براي سال ۱۹۷۹و ۱۳۵پرسشنامه براي سال ۱۹۸۲ بوده) تهيه گرديده است. .نتايج نشان داد كه ميانگين كارايي براي سالهاي مورد مطالعه به ترتيب ٦٤، ٦۲ و ٦۰ و ۷۰ درصد بوده است كه علت افزايش اين كارايي آموزش زارعين و خدمات ترويجي ذكر گرديده است .

داتا و جوشي(Data and Joshi. 1992)جهت افزايش توليد محصولات كشاورزي دو گزينه را مورد آزمون قرار داده اند كه شامل افزايش توليد از طريق افزايش كارايي و افزايش توليد از طريق اصلاح زمين ها ي شور و افزايش سطح زير كشت بوده است. نتايج حاصله نشان داده كه افزايش توليد از طريق بهبود كارايي بطور معني داري هزينه كمتري نسبت به اصلاح زمينهاي شور داشته است.

دوراي سامي(Duraisamy1992) اثر آموزش و ترويج را بر توليد و كارايي تخصيصي برنجكاران تاميل‌نادو بررسي كرده است . نتايج مطالعه نشان مي دهد كه ترويج اثر مثبت و معني داري بر توليد داشته است .

پاريخ و شاه (Parikh and Shah. 1994) نشان داد كه ميزان كارايي فني به سطح اعتبارات، سواد، سن كشاورزان و اندازه قطعات زمين بستگي دارد

براوو و همكاران(Bravo *et al*, 1994)كارايي مزارع روستايي در شرق پارگوئه را با استفاده از تابع توليد مرزي تصادفي براي محصولات پنبه و كاساوا (Kassava) بدست آورد و مشخص نمودكه امكان افزايش سود با تكنولوژي فعلي وجود دارد و بهبود كارايي را بعنوان يك راه حل بجاي افزايش سطح زير كشت مطرح كرده است .

باتيس و همكاران (Battese *et al*1993) عدم كارايي فني كشاورزان گندمكار در چهار منطقه از پاكستان طي سالهاي ۹۱-۱۹۸٦ را مورد بررسي قرار داده است . ميانگين كارايي در اين مناطق۷۸/۹ ، ۵۸/٤ ،۵۷ و ۷۷/٥ درصد بوده است . سن ، تحصيلات و نسبت افراد ذكور خانواده بر كارايي اثر مثبت داشته اند.

تئوري روش تحقيق:

در اين تحقيق از داده‌هاي مقطعي استفاده و اطلاعات مربوط به سال زراعي ۱۳۸۰-۱۳۷۹ از زارعين منتخب استان هاي كرمانشاه ، همدان و خراسان جمع‌آوري شده است . با توجه به محدوديت منابع و امكانات با استفاده از روش نمونه‌گيري خوشه‌اي دو مرحله‌اي در استان كرمانشاه ۱۰۰ كشاورز از شهرستانهاي كرمانشاه و اسلام‌آباد غرب ، در استان همدان ۱٤٤كشاورز از شهرستانهاي همدان، نهاوند ، اسدآباد و ملاير و در استان خراسان ۱۰٦ كشاورز از دو شهرستان تربت حيدريه و تربت جام انتخاب و اطلاعات لازم از طريق تكميل پرسشنامه جمع آوري و مورد پردازش قرار گرفت . به منظور اندازه‌گيري كارايي فني از تابع توليد مرزي با روش حداكثر راست نمايي Maximum Liklihood (تابع توليد مرزي تصادفي كه توسط باتيس و كوئلي(Battese, G.E. and Coelli. 1992) پيشنهاد

گرديده) استفاده شد. اين مدل از بسط مدل ارائه شده بوسيله ايگنر و همكاران (Aigner *et al*) 1977,بدست آمده است كه شكل كلي آن بشرح زير است.

$$Yit = F(X_{it} ; B). e^{Eit} \qquad (١)$$

تابع توليد مناسب بطور مثال كاب داگلاس ، F ( ) ، t ام در زمان i ميزان توليد واحد Yitدر اين رابطه E از پارامترهاي نامعلوم و K×1 يك بردار B ، t ام در سال i از مقدار نهاده واحد K×1 يك بردار X جمله پسماند كه از دو جزء مستقل از هم تشكيل شده است به گونهاي كه:

$$E = V - U \qquad (٢)$$

V جزء متقارني است كه تغييرات تصادفي توليد ناشي از تأثير عوامل خارج از كنترل زارع مانند آب و هوا و بيماريها را در بر مي گيرد. اين جزء داراي توزيع نرمال با ميانگين صفر و واريانس $\delta 2_v$ است.

U نيز مربوط به كارايي فني واحدها است كه داراي توزيع نرمال يك دامنه است. براي واحدهايي كه U برابر با صفر است اما براي واحدهايي كه U مقدار توليد آنها بر روي تابع توليد مرزي قرار ميگيرد، بيانگر مازاد توليد Uبزرگتر از صفر است. لذا Uتوليد آنها زير منحني توليد مرزي قرار مي گيرد مرزي از توليد واقعي در سطح معين از مصرف نهاده است. در نهايت كارايي فني از طريق رابطه زير بدست مي آيد.

$$EFF = EXP (- U) \qquad (٣)$$

، اين آزمون اطمينان بخش نيست لذا جهت آزمون معني tبدليل تقريبي بودن انحراف معيار ضرايب آزمون دار بودن تابع توليد مرزي و انتخاب مدل مناسب از آزمون نسبت حداكثر راست نمايي تعميم يافته استفاده مي شود.

$$\lambda = -2[Logliklihood (H_0) - Logliklihood (H_1)] \qquad (٤)$$

فرضيه H_1 فرضيه صفر بودن ضرايب و H_0 نسبت حداكثر راستنمايي تعميم يافته، λدر اين رابطه) است. لذا مقايسه مقدار آن با مقدار جدول معنيدار بودن χ_2 داراي توزيع كاي دو (λ مخالف آن است. ضرايب را نشان خواهد داد. مهمترين آزمون مربوط به آزمون گاما مي‌باشد. با توجه به روابط ٥ و٦ در olsنداشته و تابع توليد مرزي قابل مشاهده نيست لذا روش وجود U صورتي كه گاما برابر صفر باشد بر روش حداكثر راست نمايي ترجيح داده مي‌شود.

$$\delta^2 = \delta^2 u + \delta^2 v \qquad (٥)$$

$$\gamma = \frac{\delta^2 u}{\delta^2} \qquad (٦)$$

در اين تحقيق از بين فرمهاي مختلف تابع توليد ،باتوجه به خصوصيات يك مدل برتر(ساده بودن مدل،سازگاري بامنطق فيزيكي و اقتصادي،خوبي برازش،قدرت تعميمدهي و پيشنگري و تخمين منحصر به فرد پارامترها)، تابع توليد كاب-داگلاس انتخاب شد.فرم كلي تابع توليد مورد استفاده در اين تحقيق به شرح زير است:

$$Yi = \beta_0+\beta_1 LnX_1+ \beta_2 LnX_2+ \beta_3 LnX_3+ \beta_4 LnX_4+ \beta_5 LnX_5+ \beta_6 LnX_6+ \beta_7 LnX_7+ Ln \qquad (٧)\beta_8 LnX_8+ \beta_9 LnX_9+ \beta_{10} D+ \beta_{11} LnX_{10}+ \beta_{12} LnX_{11}$$

كه در آن:

Ln :لگاريتم طبيعي،Y:مقدار توليد چغندر قندبرحسب تن،X_1:سطح زير كشت چغندرقند،X_2 : ميزان مصرف كود اوره،X_3 :ميزان مصرف كود فسفات،X_4 : ميزان بذر مصرفي به كيلوگرم،X_5 : تعداد نيروي‌كار مورد استفاده در مزرعه

X_6 : مقدار سم مصرفي به كيلوگرم،X_7 :تعداد دفعات آبياري،X_8 :ميزان مصرفي كود ريزمغذي به كيلوگرم، X_9 : مقدار مصرف كود پتاس به كيلوگرم،D : متغيرمجازي شخم در پائيز، X_{10} :تعداد كولتيواتور،X_{11} :ميزان مصرف كود حيواني.

براي تشخيص همبستگي از آزمون d دوربين – واتسون استفاده شده است.

براي بررسي عوامل مؤثر بر كارايي فني چغندركاران با استفاده از مدل رگرسيون زير عوامل اقتصادي – اجتماعي مؤثر بر كارايي فني واحدها سنجيده شده است.

$Ei=C+ \Sigma biXi +D$

که در آن :
Ei = كارايي فني واحدها
Xi = متغيرهاي اقتصادي – اجتماعي كه شامل تعداد قطعات زمين زيركشت چغندر قند، كشت سال قبل ، مصرف كود بر اساس آزمون خاك ، روش كشت و مطالعه نشريات ترويجي و D متغيير زمان آخرين آبياري (زمان رهايي) D1=0 رهايي دهه اول مهر و D2=1 رهايي نيمه دوم آبان بوده است.
با بدست آمدن مدل نهايي (مدلي كه كليه عوامل از لحاظ آماري معني‌دار باشند) تابع توليد مرزي تصادفي با استفاده از نرم‌افزار Front 4.1 تخمين و كارايي فني محاسبه گرديد. در نهايت كارايي فني چغندركاران در مناطق مورد مطالعه آناليز واريانس و بر آساس آزمون دانكن گروه بندي شده اند.

نتايج وبحث:

مطالعه در استانهاي كرمانشاه ،همدان و خراسان بطور جداگانه صورت گرفته و در نهايت با همديگر مقايسه شده اند. نتايج تابع توليد به تفكيك مناطق مورد مطالعه آورده شده است. نتايج در استان كرمانشاه نشان مي‌دهد كه متغيرهاي سطح زيركشت ، ميزان سم مصرفي، تعداد دفعات آبياري در شهرستان كرمانشاه بر توليد اثر معني‌داري داشته و با علامت مثبت در تابع وارد شده‌اند(جدول ۱). يعني مصرف نهاده هاي فوق در ناحيه دو توليد قرار داشته و مصرف آنها منطقي بوده است . اما متغييرهاي ميزان مصرف كود اوره و كودهاي ريزمغذي با علامت منفي وارد تابع شده و بر توليد اثر منفي و معني‌داري دارد . يعني مصرف اين دو نهاده بيش از حد بوده و مصرف آنها در ناحيع سه توليد قرار داشته است. اما در شهرستان اسلام آبادغرب متغيرهاي سطح زيركشت،ميزان مصرف كود اوره ،ميزان بذر مصرفي و ميزان كودهاي ريزمغذي بر توليد اثر معني‌داري داشته و با علامت مثبت در تابع وارد شده اند. اما متغيرهاي ميزان مصرف كود فسفاته و نيروي كار با علامت منفي وارد تابع شده و بر توليد اثر منفي و معني‌داري داشته است ، يعني مصرف اين دو نهاده بسش از حد بوده و مصرف آنها در ناحيه سه توليد قرار داشته است. (جدول ۱).
نتايج در استان همدان نشان ميدهد كه متغيرهاي سطح زير كشت ، كود فسفاته ، كود اوره و كود حيواني در شهرستان همدان بر توليد اثر معني‌داري داشته و با علامت مثبت در تابع وارد شده اند . اما متغيرهاي بذر مصرفي و كود پتاس با علامت منفي وارد تابع شده و بر توليد اثر منفي و معني داري دارند يعني كشاورزان شهرستان همدان از اين دو نهاده بيش از حد بهينه استفاده مي‌كنند(جدول ۲). در شهرستانهاي ملاير و نهاوند نتايج نشان ميدهد كه متغيرهاي سطح زير كشت، كود فسفاته ، كود اوره ، كود حيواني بذر مصرفي بر توليد اثر معني‌داري دارد و با علامت مثبت در تابع وارد شده اند(جدول ۲). اما در شهرستان اسد آباد متغيرهاي سطح زير كشت و بذر مصرفي با علامت منفي وارد تابع شده و بر توليد اثر معني داري دارند (جدول ۲).
نتايج مطالعه در استان خراسان نشان مي‌دهد كه متغيرهاي كود ازته و بذر مصرفي بر توليد اثر معني‌داري داشته و با علامت مثبت وارد تابع شده اند ، اما متغيرهاي دور آبياري و كود فسفاته با علامت منفي وارد تابع شده و بر توليد اثر منفي و معني‌داري دارند(جدول ۳). ضرايب همان كشش‌هاي توليد مي‌باشند علامت منفي آنها نشان مي‌دهد كه زارعين از اين نهاده ها بيش از حد بهينه مصرف مي‌كنند و در ناحيه سه توليدي قرار دارند و اين منطبق بر قانون بازده نزولي در اقتصاد و قانون ميچرليخ در زراعت مي‌باشد
جهت انتخاب مدل مناسب براي تخمين كارايي بايستي آزمونهاي صورت گيرد كه يكي از آنها آزمون$\gamma =\mu =0$ مي‌باشد . با توجه به اطلاعات موجود در جدول ٤ در شهرستانهاي كرمانشاه ، اسلام‌آبادغرب از استان كرمانشاه و شهرستانهاي همدان و ملاير از استان همدان و استان خراسان فرضيه $\gamma =\mu =0$ كه بر اساس آن تابع توليد OLS بر تابع توليد مرزي ارجحيت دارد ، رد شده ولي فرضيه $\mu =0$ پذيرفته شده است و اين بيانگر اين مطلب است كه در اين مناطق كارايي فني قابل اندازه‌گيري است ، اما در شهرستانهاي نهاوند و اسد آباد از استان همدان فرضيه $\gamma =\mu =0$ پذيرفته شده است بنابر اين در اين دو شهرستان كارايي فني قابل اندازه گير نبوده و روشOLS بر روش حداكثر راستنمايي ترجيح داده مي شود(جدول ٤). بنابراين در استان همدان كارايي فني تنها در شهرستانهاي همدان و ملاير تخمين زده شده است.

با توجه به اینکه تابع تولید مرزي بر تابع تولید معمولي یا ols ارجحیت دارد . بنابراین در شهرستانهاي کرمانشاه، اسلام آبادغرب از استان کرمانشاه ، همدان و ملایر از استان همدان و استان خراسان تابع تولید مرزي تخمین زده شده و بر اساس آن کارایي فني واحدهاي مورد مطالعه اندازه گیري گردید(جدول ٥). در مناطق مورد مطالعه متغیرهاي تابع تولید وارد تابع تولید مرزي شده اند . در تابع تولید مرزي در مناطق مورد مطالعه میزان گاما به ترتیب در شهرستان کرمانشاه ، اسلام آباد غرب ، ملایر ، همدان و خراسان به ترتیب برابر ۰/۸٥ ،۰/٦۸ ، ۹۹/ ،۰/۰،۹۹ و ۰/۸۱ است که این نشان میدهد اختلاف کارایي فني واحدها ناشي از عوامل مدیریتي در شهرستان کرمانشاه ۸٥ درصد و ۱٥ درصد بقیه مربوط به عوامل تصادفي است این مقدار به ترتیب در اسلام آبادغرب(٦۸ درصد و ۳۲ درصد) ، ملایر(۹۹ درصد و ۱ درصد) ، همدان (۹۹ درصد و ۱ درصد) و استان خراسان (۸۱ درصد و ۱۹ درصد) است(جدول ٥).
بنابراین با اعمال روشهاي مدیریتي درمصرف نهادها مي توان کارایي فني واحدها را افزایش داد.
. میانگین کارایي فني در کرمانشاه ۸۲ درصد ، اسلام آباد غرب ٦۸ درصد ، ملایر ٦۰ درصد ، همدان ۷۷ درصد و خراسان ٦۷ درصد بوده است (جدول ٦).
نتایج عوامل مؤثر بر کارایي فني واحدها در مناطق مورد مطالعه نشان داده که در شهرستان کرمانشاه و اسلام آبادغرب متغیرهاي تعدادقطعات چغندرقند و کشت سال قبل اثر منفي و معني داري بر کارایي فني داشته اند . یعني با افزایش تعداد قطعات کشت و عدم رعایت تناوب (کشاورزاني که سال قبل در زمین مورد نظر چغندرقند کشت نموده اند) کارایي فني کاهش مي یابد. متغیرها ي آزمون خاك ، زمان آخرین آبیاري، روش کشت و شرکت در کلاس ترویجي اثر مثبت و معني داري بر کارایي فني داشته است. در شهرستان ملایر و همدان متغیرهاي تعداد قطعات ، دور آبیاري، برنامه هاي ترویجي ، روش کشت ، سطح سواد و دفعات وجین معني دار شده اند. در استان خراسان متغیرهاي آزمون خاك ، مالیت تراکتور ، روش کشت و کلاسهاي ترویجي معني دار شده اند (جدول ۷).
بر اساس نتایج آنالیز واریانس، بین کارایي فني در مناطق مورد مطالعه اختلاف معني داري وجود دارد. کارایي فني چغندرکاران بر اساس آزمون دانکن ، چغندرکاران شهرستانهاي کرمانشاه ، اسلامآبادغرب و همدان در یك گروه قرار دارند و از نظر آماري تفاوت معني داري بین آنها نیست . شهرستان ملایر و خراسان در گروه هاي بعدي قرار دارند (جدول ۸).

پیشنهادات

۱- با توجه به اختلاف زیاد بین بیشترین و کمترین کارایي فني مي توان در سطح تکنولوژي موجود و تنها با اعمال عوامل مدیریتي و استفاده بهینه از عوامل تولید کارایي فني کشاورزان را افزایش داد
۲- با تقویت عواملي که بر کارایي فني اثر مثبت داشته اند زمینه افزایش تولید را فراهم آورد

جدول (۱) نتایج حاصل از تخمین تابع تولید به روش حداقل مربعات استان کرمانشاه

متغیر	پارامتر	کرمانشاه ضرایب	آماره t	اسلام آبادغرب ضرایب	آماره t
ثابت	B0	۰./۸۸	-/۸۵	-۲٦/۱۲	۰/۷۸
سطح زیر کشت	B1	/.٥٤	۲/۳۹ **	۱٦/۷۱	۲/۱٤ **
کود وره	B2	-/۲۰	-۱/۳٥ *	۲/۹٥	۱/۸۸ *
کود فسفاته	B3	۰/۰۱۱	٦/٤٥ **	-۳/٦۲	-۱/٦۸ *
بذر مصرفي		۰/۳۸	۱/۹۲ *	۲/۳۹	۲/۳٤ **
نيروي كار	B4	۰/۳۹	۱/٦۷ *	-۰/۰۱۳	
سم مصرفي	B5	۰/۱٥	۱/۳۲ *	۰/۰۱۳	-۰/۰٦۳
دفعات آبياري		۰/۷٦	۲/۷۲ **	۲/۰۷۷	
کود ریزمغذي	B6	۰/۰۱۹	-۱/۰۲ *	۰/۰۸۳	۰/۸۲
کود پتاس	B7	۰/۰۱۷	۰/۷۰۳	-۱/۷٥	
		D.W=1.99 LR=0.24	R2=85%	D.W=1.97 LR=.102	۰/۷۳ *
	B8				۱/۱۳ -۱
	B9				R2=82%

ماخذ: داده هاي بررسي
*,** به ترتيب معني دار در سطح پنج و يك درصد

جدول (۲ نتایج حاصل از تخمین تابع تولید به روش حداقل مربعات استان همدان

متغیر	پارامتر	همدان ضرایب	آماره t	ملایر ضرایب	آماره t
ثابت	B0	۱/٤٦٦	۲/۸٥	/٤۳۳	۰/۷۲٤
سطح زیر کشت	B1	۰/۱۰۸	۱/ ۷۳**	-۰	۳/۲۳٦ **
کود وره	B2	۰/۲۷۹	٤/ ۰٦۹**	/٤۲۷	*
کود فسفاته		۰/۲۹	۳/۲٤۸ **	۰	۱/۳۹٦
بذر مصرفي	B3	۰/۲۱۷	-۲/۱۳٦ **	/۲۸٦	۳/۱۱ **
کود حیواني	B4	-	۲/۲۸۳ **	۰	۲/ ۹۰٦**
کود پتاس		/۰۱۰۲	-۱/۸۲۸ **	/٥۲۰	۰/۰۸۸
	B5	۰	R2=65%	۰	-
	B6	/۰۱۳۹		/۲۲۸	R2=70%
		-۰		۰	
				/۰۱٤	
				۰	
				-	

ماخذ: داده هاي بررسي
*,** به ترتيب معني دار در سطح پنج و يك درصد

جدول (۳ نتایج حاصل از تخمین تابع تولید به روش حداقل مربعات استان خراسان

	پارامتر	ضرایب	آماره t
ثابت	B0	۲/٦۹	
مدار آبیاري		-/٤٥٥	۳/۳۱۳
کودفسفاته	B1	-۰/۰٦۷	-۱/٥٦*
کود ازته	B2	۰/۱۱	
بذر مصرفي		۰/۸۰۲	-۱/۳۹۳*
	B3	R2=62%	۳/۹٦**
	B4		۱۲/۰٦ **

ماخذ: داده هاي بررسي
*,** به ترتيب معني دار در سطح پنج و يك درصد

جدول (٤) نتايج حاصل از آزمون فرض هاي مدل حداكثر راستنمايي

استان	شهرستان	شماره آزمون	فرضيه	γ محاسباتي	X^2	نتيجه آزمون
كرمانشاه	اسلام آبادغرب	۱	μ=γ=0	۲٤/۲	۳/۸٤	رد مي شود
		۲	μ=0	۰/۲۲	٥/۹۹	پذيرفته مي شود
	كرمانشاه	۱	μ=γ=0	۱۰/٤۸	۳/۸٤	رد مي شود
		۲	μ=0	۰/٥٤	٥/۹۹	پذيرفته مي شود
استان همدان	همدان	۱	μ=γ=0	٥/۱٦	۳/۸٤	رد مي شود
		۲	μ=0	۱/۲۹	٥/۹۹	پذيرفته مي شود
	ملاير	۱	μ=γ=0	٥/۷٥	۳/۸٤	رد مي شود
		۲	μ=0	۲/۷٦	٥/۹۹	پذيرفته مي شود
استان خراسان	استان خراسان	۱	μ=γ=0	٤/۸٤	۳/۸٤	رد مي شود
		۲	μ=0	۰/۲۲	٥/۹۹	پذيرفته مي شود

ماخذ: داده هاي بررسي

جدول (٥-١)نتايج حاصل از تخمين تابع توليد مرزي در استان كرمانشاه

	كرمانشاه		اسلام آبادغرب	
متغيير	ضرايب	آماره t	ضرايب	آماره t
B0	-0.88	-0.85	26.12	-0.78
B1	0.54	2.39	16.71	2.14
B2	-0.2	1.35	2.95	1.88
B3	0.11	0.65	-3.62	-1.68
B4	0.38	1.92	2.39	2.34
B5	0.39	1.67	-0.013	-0.063
B6	0.15	1.32	1.39	0.84
B7	0.79	1.72	2.07	0.73
B8	-0.19	-1.24	0.083	1.13
B9	0.17	0.70	-5.79	-1.003
σ2	0.51	-	0.602	-
Γ	0.85	-	0.68	-
Loglikelihood	-60.02	-	179	-

ماخذ: داده هاي بررسي

جدول (٥-٢)نتايج حاصل از تخمين تابع توليد مرزي در استان همدان

	همدان		ملاير	
متغيير	ضرايب	آماره t	ضرايب	آماره t
B0	0.96	1.49	0.502	0.573
B1	0.105	1.89	0.544	6.31
B2	-0.065	-0.508	0.174	2.14
B3	0.0084	2.18	0.093	1.081
B4	0.36	3.84	0.59	7.68
B5	0.31	4.24	0.105	0.89
B6	-0.13	-2.12	-	--
σ2	0.11	-	0.52	-
Γ	0.99	-	0.99	-
Loglikelihood	8.45	-	-12.58	-

ماخذ: داده هاي بررسي

جدول (٥-٣)نتايج حاصل از تخمين تابع توليد مرزي در استان خراسان

	خراسان	
متغيير	ضرايب	آماره t
B0	4.43	11.91
B1	0.139	1.56
B2	0.018	1.5
B3	-0.24	-1.56
B4	0.018	-2.97
σ2	0.191	-
Γ	0.815	-

Loglikelihood	-60.17	-

ماخذ: داده هاي بررسي

جدول(٦) توزيع فراواني كارايي فني واحدها

	کرمانشاه	اسلام آبادغرب	همدان	ملایر	خراسان
ميزان كارايي فني درصد	تعداد	تعداد	تعداد	تعداد	تعداد
۳۰-۲۰	۱	۰	۰	۱	۲
٤۰-۳۰	۱	۰	۱	٥	٤
٥۰-٤۰	۲	۲	۱	۸	۹
٦۰-٥۰	۱	٤	٥	٤	۱۱
۷۰-٦۰	٥	٤	۷	٥	۲٦
۸۰-۷۰	۱۳	۷	۸	۳	۲۷
۹۰-۸۰	۱٤	۱۳	۸	٤	۲٥
۱۰۰-۹۰	۲۳	۱۰	۱۰	٥	۲
ميانگين	%۸۲	%۷۷	%۷۷	%٦۰	%٦۷
حداقل	%۲۳	%۳۱	%۳۸	%۲۰	%۲۲
حداكثر	%۹۹	%۹۹	%۹۸	%۹۹	%۹۱

ماخذ: داده هاي بررسي

جدول (۷-۱) عوامل مؤثر بر كارايي فني چغندر كاران استان كرمانشاه

	کرمانشاه		اسلام آبادغرب	
متغيير	ضرايب	آمارهt	ضرايب	آمارهt
ثابت	/٤۷٤	٥/۹٤	۰/۷٦	۹/۱
تعداد قطعه	-۰/۰۲۲	* -۲/۰۳	-۰/۰۷۷	** -٦/۳٦
كشت سال قبل	-۰/۰٥۳	* -۲/۳٦	-/۰۳٦	* -۲/٤
آزمون خاك	۰/۱۸	** ٥/۰٥	۰/۱۰۹	* ۲/٥۹
زمان آخرين آبياري	٤/٥۱	** ۲/۹٥	۰/۰٥۱	* ۲/۰۲۹
روش كشت	۰/۱۱	** ٤/۹۳	-	-
مطالعه نشريات	۰/۰۷۹	* ۲/۱۰۱	-	-
سطح سواد	-	-	۰/۰۱٤	* ۱/۲
		R2=61%		R2=68%

ماخذ: داده هاي بررسي

*و** به ترتيب معني دار در سطح پنج و يك درصد

جدول (۷-۲)عوامل مؤثر بر كارايي فني چغندر كاران استان همدان

	همدان		ملاير	
متغيير	ضرايب	آماره t	ضرايب	آماره t
ثابت	۰/۹۰۹	۱۵/٦۰٤	۰/٤٤۳	۳/۱۹۷
تعداد قطعه	-/۱۲۰	-۲/٦۹۳ *	-۰/۰٦۳	-۲/۷۲٦ *
دور آبياري	-۰/۰۰٤۳	-۳/۰۷۲ **	-	-
برنامه راديويي	۰/٤۸٤	۲/۸۰۹ **	-	-
مطالعه نشريات	-۰/٦۷	-۳/۲۳۲ **	۰/۰۰۱۳	۱/۸۳ *
روش كشت	-۰/۱۳۵	-۲/۵۳۲ *	-	-
سواد	۰/۱۷	۳/۸۹ **	-	-
تاريخ كشت	-۰/۱۱	-/۲٤۹ *	۰/۲۱۵	۰/۰۳٤ *
سن	-	-	۰/۰۰٤۳	۱/۸۰۲ *
دفعات وجين	-	-	۰/۰۰۲	۱/۷۳۲ *
		R2=85%		R2=84%

ماخذ: داده هاي بررسي
*و** به ترتيب معني دار در سطح پنج و يك درصد

جدول (۷-۲)عوامل مؤثر بر كارايي فني چغندر كاران استان خراسان

	خراسان	
متغيير	ضرايب	آماره t
ثابت	۰/٤۷٤	۵/۹٤ **
آزمون خاك	۰/۰٦۰۱	۱/٦٦ *
مالكيت تراكتور	۰/۰٦۷	۲/۱۵ *
روش كشت	-۰/۰۵۹	-۱/۷٤ *
كلاس ترويجي	۰/۰٦۷	۲/۱٦ *
		R2=68%

ماخذ: داده هاي بررسي
*و** به ترتيب معني دار در سطح پنج و يك درصد

جدول(۸) گروه بندي كارايي فني چغندركاران در شهرستانهاي مورد مطالعه بر اساس آزمون دانكن

subset			N	مناطق مورد مطالعه
3	2	1		
		%٦۰	۳۵	ملاير
	%٦۷		۱۰٦	خراسان
%۷۷			٤۰	همدان
%۷۷			٤۰	اسلام‌آبادغرب
%۸۲			٦۰	كرمانشاه

ماخذ: داده هاي بررسي

منابع مورد استفاده:

۱ – اسماعيلي ، ع . ۱۳۷۲ . بررسي كارآيي اقتصادي صيد و صيادي در شهرستان بندر لنگه . پايان نامه كارشناسي ارشد اقتصاد كشاورزي ، دانشكده كشاورزي ، دانشگاه تهران.
۲- تركماني، ج. ۱۳۷۷ . تعيين درجه ريسك گريزي، كارايي فني و عوامل موثر بر آن. فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه، شماره (۲٤).
۳ –زارع ، ش. ۱۳۷٦ . بررسي اقتصادي توليد و بازاريابي انگور در استان فارس. پايان نامه كارشناسي ارشد بخش اقتصاد كشاورزي ، دانشكده كشاورزي ، دانشگاه شيراز.
٤- زيبايي ، م . و غ. سلطاني . ۱۳۷٤ . روشهاي مختلف تخمين تابع توليد مرزي و كارآيي فني واحدهاي توليد شير . مجله برنامه و توسعه ، شماره (۱۱) .
٥- موسي نژاد، م. و ع. قاسمي. ۱۳۷۷ . بررسي مديريت نهاده ها در توليد چغندر قند . فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه، شماره (۲٤).
٦- نعمتي، ع. ۱۳۷۷. عوامل موثر بر كارايي اقتصادي گندمكاران ديم كرمانشاه. گزارش نهايي مركز تحقيقات كشاورزي كرمانشاه.
۷- هندرسن ، ج . م. و ر . ا . كوانت . ۱۳۷۱ . تئوري اقتصاد خرد (تقريب رياضي) ترجمه م . قره باغيان و ج . پژمان . موسسه خدمات فرهنگي رسا ، تهران .

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

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

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

11 – Battese , G. E . and T. J. Coelli , 1993. A. Stochastic frontier production function in corporating: A model for technical inefficiency effects. Working papers in Econometrics , University of New England , Armidale.

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

13- Data, K.K. and P.K. Joshi. 1992. Economic efficiencies and land augmentation to increase agricultural production : A comparative analysis for investment priorities. *Indian Journal of Agricultural Economics*, 47:468-476.

14- Dawson, P.J. and J. Lingard. 1989. Measuring farm efficiency over time on Philipine rice farms . *Journal of Agricultural Economics* , 40:168-177.

15- Duraisamy,P. 1992. Effect of education and extention contacts on agricultural production. *Indian Journal of Agricultural Economics*, 47:205-214.

16- Parikh and K. Shah. 1994. Measurment of technical efficiency in the North-West frontier province of Pakistan. *Journal of Agricultural Economics* ,45:132-138.

17-Taylor, T.G., H.E.Drummond and A.T. Gomes 1986. Agricultural credit programes and production efficiency:An analysis of traditional farming in Southeastern Minas Gerais, Brazil. *American Journal of Agricultural Economics*,68:110-119.