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

عادل نعمتی ، سید محسن سیدان و شجاعت زارع* [1]

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 100 کشاورز از شهرستانهای کرمانشاه و اسلام‌آباد غرب ، در استان همدان 144 کشاورز از شهرستانهای همدان ، نهاوند ، اسد آباد و ملایر انتخاب و در استان خراسان106 کشاورز از دو شهرستان تربت حیدریه و تربت جام انتخاب و اطلاعات لازم از طریق تکمیل پرسشنامه در سال زراعی 1380-1379 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 تغمین زده شده است . نتایج مطالعه نشان داد که متوسط کارایی فنی زارعین مورد مطالعه درشهرستانهای استان کرمانشاه به ترتیب در شهرستان کرمانشاه برابر 82 درصد و در شهرستان اسلام‌آبادغرب برابر 77 درصد و در شهرستانهای استان همدان به ترتیب در شهرستان همدان 77درصد و در شهرستان ملایر 60 درصد و متوسط کارایی فنی در استان خراسان برابر 67 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 1960 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 (1376) كارايي فني ، اقتصادي و تخصيصي باغداران باغهاي آبي وديم انگور در استان فارس را محاسبه كرده است . در اين بررسي از اطلاعات 180 پرسشنامه استفاده شده است نتايج نشان داد كه كارايي فني در باغهاي آبي بيش از باغهاي ديم است .درحاليكه در باغهاي آبي بيش از 90 درصد و در باغهاي ديم بيش از 48 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

Archive of SID
www.SID.ir

موسي‌نژاد و قاسمي (1377) مديريت نهاده‌ها در توليد چغندرقند در شهرستان اقليد را بررسي نمودو نشان دادكه ميانگين كارايي فني 73/68 درصد است و مهم‌ترين عامل كه بر كارايي فني تاثير زيادي داشته اندازه مزرعه چغندرقند بوده است.
نعمتي (1377) عوامل مؤثر بر كارايي اقتصادي گندمكاران ديم كرمانشاه را مطالعه نموده و نتيجه گرفت كه متوسط كارايي اقتصادي، تخصيصي و فني به ترتيب برابر 43/5، 52/4، 66/5 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 1970 تا 1982 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 61 پرسشنامه براي سال 1970، 57 پرسشنامه براي سال 1974، 143پرسشنامه براي سال 1979و 135پرسشنامه براي سال 1982 بوده) تهيه گرديده است. .نتايج نشان داد كه ميانگين كارايي براي سالهاي مورد مطالعه به ترتيب 64 ،62 و 60 و 70 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 91-1986 را مورد بررسي قرار داده است . ميانگين كارايي در اين مناطق78/9 ، 58/4 ،57 و 77/5 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 1380-1379 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 100 كشاورز از شهرستانهاي كرمانشاه و اسلام‌آباد غرب ، در استان همدان 144كشاورز از شهرستانهاي همدان، نهاوند ، اسدآباد و ملاير و در استان خراسان 106 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

Archive of SID

www.SID.ir

(تابع تولید مرزي تصادفي که توسط باتیس و کوئلي(Battese, G.E. and Coelli. 1992) پیشنهاد گردیده) استفاده شد. این مدل از بسط مدل ارائه شده بوسیله ایگنر و همکاران (Aigner *et al*) 1977,بدست آمده است که شکل کلي آن بشرح زیر است.

$$Yit = F(X_{it} ; B). e^{Eit} \qquad (1)$$

تابع تولید مناسب بطور مثال کاب داگلاس ، F ( ) ، t ام در زمان i میزان تولید واحد Yitدر این رابطه E_{it} از پارامترهاي نامعلوم و K×1 يك بردار B ، t ام در سال i از مقدار نهاده واحد K×1 يك بردار X_{it} جمله پسماند که از دو جزء مستقل از هم تشکیل شده است به گونهاي که:

$$E_{it} = V_{it} - U_{it} \qquad (2)$$

V_{it} جزء متقارني است که تغییرات تصادفي تولید ناشي از تأثیر عوامل خارج از کنترل زارع مانند آب و هوا و بیماریها را در بر مي گیرد. این جزء داراي توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\delta 2_v$ است.

U_{it} نیز مربوط به کارایي فني واحدها است که داراي توزیع نرمال يك دامنه است. براي واحدهایي که برابر با صفر است اما براي واحدهایي که U_i مقدار تولید آنها بر روي تابع تولید مرزي قرار مي‌گیرد، بیانگر مازاد تولید U_iبزرگتر از صفر است. لذا U_iتولید آنها زیر منحني تولید مرزي قرار مي گیرد مرزي از تولید واقعي در سطح معین از مصرف نهاده است. در نهایت کارایي فني از طریق رابطه زیر بدست مي آید.

$$EFF_{it} = EXP (- U_{it}) \qquad (3)$$

، این آزمون اطمینان بخش نیست لذا جهت آزمون معني tبدلیل تقریبي بودن انحراف معیار ضرایب آزمون دار بودن تابع تولید مرزي و انتخاب مدل مناسب از آزمون نسبت حداکثر راست نمایي تعمیم یافته استفاده مي شود.

$$\lambda = -2[Logliklihood (H_0) - Logliklihood (H_1)] \qquad (4)$$

فرضیه H_1 فرضیه صفر بودن ضرایب و H_0 نسبت حداکثر راستنمایي تعمیم یافته، λدر این رابطه) است. لذا مقایسه مقدار آن با مقدار جدول معني‌دار بودن χ_2 داراي توزیع کاي دو (λ مخالف آن است. ضرایب را نشان خواهد داد. مهمترین آزمون مربوط به آزمون گاما مي‌باشد. با توجه به روابط 5 و6 در olsنداشته و تابع تولید مرزي قابل مشاهده نیست لذا روش وجودU_i صورتي که گاما برابر صفر باشد بر روش حداکثر راست نمایي ترجیح داده مي‌شود.

$$\delta^2 = \delta^2 u + \delta^2 v \qquad (5)$$

$$\gamma = \frac{\delta^2 u}{\delta^2} \qquad (6)$$

در این تحقیق از بین فرمهاي مختلف تابع تولید ،باتوجه به خصوصیات يك مدل برتر(ساده بودن مدل،سازگاري بامنطق فیزیکي و اقتصادي،خوبي برازش،قدرت تعمیمدهي و پیشنگري و تخمین منحصر به فرد پارامترها)، تابع تولید کاب-داگلاس انتخاب شد.فرم کلي تابع تولید مورد استفاده در این تحقیق به شرح زیر است:

$$Yi = \beta_0+\beta_1 LnX_1+ \beta_2 LnX_2+ \beta_3 LnX_3+ \beta_4 LnX_4+ \beta_5 LnX_5+ \beta_6 LnX_6+ \beta_7 LnX_7+ \beta_8 LnX_8+ \beta_9 LnX_9+ \beta_{10} D+ \beta_{11} LnX_{10}+ \beta_{12} LnX_{11} \qquad (7)$$

که در آن:

Ln :لگاریتم طبیعي،Y:مقدار تولید چغندر قندبرحسب تن،X_1:سطح زیر کشت چغندرقند، X_2 : میزان مصرف کود اوره، X_3 :میزان مصرف کود فسفات، X_4 : میزان بذر مصرفي به کیلوگرم، X_5 : تعداد نیروي‌کار مورد استفاده در مزرعه

X_6 : مقدار سم مصرفي به کیلوگرم، X_7 :تعداد دفعات آبیاري، X_8 :میزان مصرفي کود ریزمغذي به کیلوگرم، X_9 : مقدار مصرف کود پتاس به کیلوگرم، D : متغیرمجازي شخم در پائیز، X_{10} :تعداد کولتیواتور، X_{11} :میزان مصرف کود حیواني.

براي تشخیص همبستگي از آزمون d دوربین – واتسون استفاده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

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.

$$Ei=C+ \Sigma biXi +D$$

كه 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 1). 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 1).
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 2). 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 2). 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 2).
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 3). 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 4 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

Archive of SID

www.SID.ir

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 4). بنابراين در استان همدان كارايي فني تنها در شهرستانهاي همدان و ملاير تخمين زده شده است.
با توجه به اينكه تابع توليد مرزي بر تابع توليد معمولي يا ols ارجحيت دارد . بنابراين در شهرستانهاي كرمانشاه، اسلام آبادغرب از استان كرمانشاه ، همدان و ملاير از استان همدان و استان خراسان تابع توليد مرزي تخمين زده شده و بر اساس آن كارايي فني واحدهاي مورد مطالعه اندازه گيري گرديد(جدول 5). در مناطق مورد مطالعه متغيرهاي تابع توليد وارد تابع توليد مرزي شده اند . در تابع توليد مرزي در مناطق مورد مطالعه ميزان گاما به ترتيب در شهرستان كرمانشاه ، اسلام آباد غرب ، ملاير ، همدان و خراسان به ترتيب برابر 0/85 ،0/68 ، 99/ ،99،0/0 و 0/81 است كه اين نشان مي‌دهد اختلاف كارايي فني واحدها ناشي از عوامل مديريتي در شهرستان كرمانشاه 85 درصد و 15 درصد بقيه مربوط به عوامل تصادفي است اين مقدار به ترتيب در اسلام آبادغرب(68 درصد و 32 درصد) ، ملاير(99 درصد و 1 درصد) ، همدان (99 درصد و 1 درصد) و استان خراسان (81 درصد و 19 درصد) است(جدول 5). بنابراين با اعمال روشهاي مديريتي درمصرف نهادها مي توان كارايي فني واحدها را افزايش داد.
. ميانگين كارايي فني در كرمانشاه 82 درصد ، اسلام آباد غرب 68 درصد ، ملاير 60 درصد ، همدان 77 درصد و خراسان 67 درصد بوده است (جدول 6).
نتايج عوامل مؤثر بر كارايي فني واحدها در مناطق مورد مطالعه نشان داده كه در شهرستان كرمانشاه و اسلام آبادغرب متغيرهاي تعدادقطعات چغندرقند و كشت سال قبل اثر منفي و معني داري بر كارايي فني داشته اند . يعني با افزايش تعداد قطعات كشت و عدم رعايت تناوب (كشاورزاني كه سال قبل در زمين مورد نظر چغندرقند كشت نموده اند) كارايي فني كاهش مي يابد. متغيرها ي آزمون خاك ، زمان آخرين آبياري، روش كشت و شركت در كلاس ترويجي اثر مثبت و معني داري بر كارايي فني داشته است. در شهرستان ملاير و همدان متغيرهاي تعداد قطعات ، دور آبياري، برنامه هاي ترويجي ، روش كشت ، سطح سواد و دفعات وجين معني دار شده اند. در استان خراسان متغيرهاي آزمون خاك ، ماليت تراكتور ، روش كشت و كلاسهاي ترويجي معني دار شده اند (جدول 7).
بر اساس نتايج آناليز واريانس، بين كارايي فني در مناطق مورد مطالعه اختلاف معني داري وجود دارد. كارايي فني چغندركاران بر اساس آزمون دانكن ، چغندركاران شهرستانهاي كرمانشاه ، اسلام‌آبادغرب و همدان در يك گروه قرار دارند و از نظر آماري تفاوت معني داري بين آنها نيست . شهرستان ملاير و خراسان در گروه هاي بعدي قرار دارند (جدول 8).

پيشنهادات

1- با توجه به اختلاف زياد بين بيشترين و كمترين كارايي فني مي توان در سطح تكنولوژي موجود و تنها با اعمال عوامل مديريتي و استفاده بهينه از عوامل توليد كارايي فني كشاورزان را افزايش داد
2- با تقويت عواملي كه بر كارايي فني اثر مثبت داشته اند زمينه افزايش توليد را فراهم آورد

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (1) نتايج حاصل از تخمين تابع توليد به روش حداقل مربعات استان کرمانشاه

متغير	پارامتر	کرمانشاه ضرايب	آماره t	اسلام آبادغرب ضرايب	آماره t
ثابت	B0	0./88	-/85	-26/12	0/78
سطح زير کشت		./54	2/39 **	16/71	2/14 **
	B1	-/20	-1/35 *	2/95	1/88 *
کود وره	B2	0/011	6/45 **	-3/62	-1/68 *
کود فسفاته	B3	0/38	1/92 *	2/39	2/34 **
بذر مصرفي		0/39	1/67 *	-0/013	
نيروي کار	B4	0/15	1/32 *	0/013	-0/063
سم مصرفي	B5	0/76	2/72 **	2/077	
دفعات آبياري		0/019	-1/02 *	0/083	0/82
کود ريزمغذي	B6	0/017	0/703	-1/75	
کود پتاس	B7	D.W=1.99	R2=85%	D.W=1.97	0/73
		LR=0.24		LR=.102	*
	B8				1/13
					-1
	B9				R2=82%

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

جدول (2 نتايج حاصل از تخمين تابع توليد به روش حداقل مربعات استان همدان

متغير	پارامتر	همدان ضرايب	آماره t	ملاير ضرايب	آماره t
ثابت	B0	1/466	2/85	433	0/724
سطح زير کشت		0/108	1/ 73**	-0/427	3/236 **
	B1	0/279	4/ 069**	0/286	*
کود وره	B2	0/29	3/248 **	0/520	1/396
کود فسفاته		0/217	**	0/228	3/11 **
بذر مصرفي	B3	-	-2/136	0/014	2/ 906**
کود حيواني	B4	/0102	2/283 **	0/-	0/088
کود پتاس		0	-1/828 **		-
	B5	/0139	R2=65%		R2=70%
	B6	-0			

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

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (3 نتايج حاصل از تخمين تابع توليد به روش حداقل مربعات استان خراسان

	پارامتر	ضرايب	آماره t
ثابت	B0	2/69	
مدار آبياري		-/455	3/313
كودفسفاته	B1	-0/067	-1/56*
كود ازته	B2	0/11	
بذر مصرفي		0/802	-1/393*
	B3	R2=62%	
	B4		3/96**
			12/06 **

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

جدول (4) نتايج حاصل از آزمون فرض هاي مدل حداكثر راستنمايي

استان	شهرستان	شماره آزمون	فرضيه	γ محاسباتي	X^2	نتيجه آزمون
كرمانشاه	اسلام آبادغرب	1	μ=γ=0	24/2	3/84	رد مي شود
		2	μ=0	0/22	5/99	پذيرفته مي شود
	كرمانشاه	1	μ=γ=0	10/48	3/84	رد مي شود
		2	μ=0	0/54	5/99	پذيرفته مي شود
استان همدان	همدان	1	μ=γ=0	5/16	3/84	رد مي شود
		2	μ=0	1/29	5/99	پذيرفته مي شود
	ملاير	1	μ=γ=0	5/75	3/84	رد مي شود
		2	μ=0	2/76	5/99	پذيرفته مي شود
استان خراسان	استان خراسان	1	μ=γ=0	4/84	3/84	رد مي شود
		2	μ=0	0/22	5/99	پذيرفته مي شود

Archive of SID

www.SID.ir

ماخذ: داده هاي بررسي

جدول (5-1)نتایج حاصل از تخمین تابع تولید مرزي در استان کرمانشاه

	کرمانشاه		اسلام آبادغرب	
متغییر	ضرایب	آماره t	ضرایب	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 (5-2)نتایج حاصل از تخمین تابع تولید مرزي در استان همدان

	همدان		ملایر	
متغییر	ضرایب	آماره t	ضرایب	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 (5-3)نتایج حاصل از تخمین تابع تولید مرزي در استان خراسان

	خراسان	
متغییر	ضرایب	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

Archive of SID

www.SID.ir

σ2	0.191	-
Γ	0.815	-
Loglikelihood	-60.17	-

ماخذ: داده هاي بررسي

جدول(6) توزيع فراواني كارايي فني واحدها

	كرمانشاه	اسلام آبادغرب	همدان	ملاير	خراسان
ميزان كارايي فني درصد	تعداد	تعداد	تعداد	تعداد	تعداد
30-20	1	0	0	1	2
40-30	1	0	1	5	4
50-40	2	2	1	8	9
60-50	1	4	5	4	11
70-60	5	4	7	5	26
80-70	13	7	8	3	27
90-80	14	13	8	4	25
100-90	23	10	10	5	2
ميانگين	%82	%77	%77	%60	%67
حداقل	%23	%31	%38	%20	%22
حداكثر	%99	%99	%98	%99	%91

ماخذ: داده هاي بررسي

جدول (7-1) عوامل مؤثر بر كارايي فني چغندر كاران استان كرمانشاه

	كرمانشاه		اسلام آبادغرب	
متغيير	ضرايب	آماره t	ضرايب	آماره t
ثابت	./474	5/94	0/76	9/1
تعداد قطعه	-0/022	-2/03 *	-0/077	-6/36 **
كشت سال قبل	-0/053	-2/36 *	-/036	-2/4 *
آزمون خاك	0/18	5/05 **	0/109	2/59 *
زمان آخرين آبياري	4/51	2/95 **	0/051	2/029 *
روش كشت	0/11	4/93 **	-	-
مطالعه نشريات	0/079	2/101 *	-	-
سطح سواد	-	-	0/014	1/2 *
		R2=61%		R2=68%

ماخذ: داده هاي بررسي

Archive of SID

www.SID.ir

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

جدول (7-2)عوامل مؤثر بر كارايي فني چغندر كاران استان همدان

	همدان		ملاير	
متغيير	ضرايب	آماره t	ضرايب	آماره t
ثابت	0/909	15/604	0/443	3/197
تعداد قطعه	-/120	-2/693 *	-0/063	-2/726 *
دور آبياري	-0/0043	-3/072 **	-	-
برنامه راديويي	0/484	2/809 **	-	-
مطالعه نشريات	-0/67	-3/232 **	0/0013	1/83 *
روش كشت	-0/135	-2/532 *	-	-
سواد	0/17	3/89 **	-	-
تاريخ كشت	-0/11	-/249 *	0/215	0/034 *
سن	-	-	0/0043	1/802 *
دفعات وجين	-	-	0/002	1/732 *
		R2=85%		R2=84%

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

جدول (7-2)عوامل مؤثر بر كارايي فني چغندر كاران استان خراسان

	خراسان	
متغيير	ضرايب	آماره t
ثابت	0/474	5/94 **
آزمون خاك	0/0601	1/66 *
مالكيت تراكتور	0/067	2/15 *
روش كشت	-0/059	-1/74 *
كلاس ترويجي	0/067	2/16 *
		R2=68%

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

جدول(8) گروه بندي كارايي فني چغندركاران در شهرستانهاي مورد مطالعه بر اساس آزمون دانكن

مناطق مورد مطالعه	N	subset		
		1	2	3
ملاير	35	%60		
خراسان	106		%67	
همدان	40			%77

Archive of SID

www.SID.ir

اسلام‌آبادغرب	40			%77
كرمانشاه	60			%82

ماخذ: داده هاي بررسي

منابع مورد استفاده:

1 – اسماعيلي ، ع . 1372 . بررسي كارآيي اقتصادي صيد و صيادي در شهرستان بندر لنگه . پايان نامه كارشناسي ارشد اقتصاد كشاورزي ، دانشكده كشاورزي ، دانشگاه تهران.
2- تركماني، ج. 1377 . تعيين درجه ريسك گريزي، كارايي فني و عوامل موثر بر آن. فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه، شماره (24).
3 –زارع ، ش. 1376 . بررسي اقتصادي توليد و بازاريابي انگور در استان فارس. پايان نامه كارشناسي ارشد بخش اقتصاد كشاورزي ، دانشكده كشاورزي ، دانشگاه شيراز.
4- زيبايي ، م . و غ. سلطاني . 1374 . روشهاي مختلف تخمين تابع توليد مرزي و كارآيي فني واحدهاي توليد شير . مجله برنامه و توسعه ، شماره (11) .
5- موسي نژاد، م. و ع. قاسمي. 1377 . بررسي مديريت نهاده ها در توليد چغندر قند . فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه، شماره (24).
6- نعمتي، ع. 1377. عوامل موثر بر كارايي اقتصادي گندمكاران ديم كرمانشاه. گزارش نهايي مركز تحقيقات كشاورزي كرمانشاه.
7- هندرسن ، ج . م. و ر . ا . كوانت . 1371 . 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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.

Archive of SID

www.SID.ir