بررسی اقتصادی تولید ذرت دانه ای در استان کهگیلویه و بویر احمد
(مطالعه موردی شهرستان گچساران)

سید علی زمانی نژاد و عباس عبدشاهی[1]

چکیده

هدف از این مطالعه، بررسی اقتصادی تولید ذرت دانه ای در استان کهگیلویه وبویر احمد(مطالعه موردی شهرستان گچساران) است. آمار و اطلا عات مورد نیاز مربوط به سال زراعی ۸۸-۱۳۸۷ می باشد که با روش نمونه گیری تصادفی ساده از ۱۲۰ ذرت کار شهرستان گچساران، از طریق پرسشنامه و مصاحبه با ذرت کاران جمع آوری شده است. با برآورد و تجزیه وتحلیل توابع تولید کاب– داگلاس و ترانسندنتال و آزمون برتری مدل، تابع کاب-داگلاس به عنوان مدل برتر انتخاب گردید. نتایج این تحقیق نشان داد که بهره برداران، نهاده های سطح زیر کشت، بذر، کودهای شیمایی فسفات، پتاس و اوره، سم علف کش، دفعات آبیاری و ماشین آلات را در ناحیه دوم اقتصادی استفاده نموده و بقیه نهاده ها شامل سم آفتکش، کود حیوانی و نیروی کار را در ناحیه سوم اقتصادی مورد استفاده قرار داده اند. بازدهی نسبت به مقیاس معادل ۱/۴۶ محاسبه شد و بیانگر این است که اگر تمام نهاده های مؤثر بر تولید k برابر شود تولید بیش از k برابر افزایش می یابد. محاسبهٔ کارایی فنی ذرت کاران به وسیله تابع تولید مرزی تصادفی نشان داد که میانگین کارایی فنی ذرت کاران ۹۷ درصد بوده و نشان می دهد که با بهبود مدیریت، میزان کارایی فنی را تنها تا ۳ درصد می توان افزایش داد. بنابراین برای افزایش تولید بایستی تکنولوژی جدیدی وارد منطقه شود.

JEL:Q12

"واژه های کلیدی:" تابع تولید، بازدهی نسبت به مقیاس، کارایی فنی، ذرت و کهگیلویه و بویر احمد.

مقدمه

با توجه به رشد جمعیت و بالا رفتن سطح زندگی مردم در سرتاسر جهان و همچنین نیاز آنها به تولیدات دامی بیشتر، کشت ذرت به عنوان یکی از منابع اصلی غذای انسان و تأمین کنندهٔ قسمت اعظم جیرهٔ غذایی دام و طیور از اهمیت زیادی برخوردار است. این گیاه با توجه به دارا بودن قدرت بالای سازگاری و تطابق با شرایط مختلف آب وهوایی، در بیشتر مناطق گرمسیر و سردسیر کشت می گردد. هرچند در برخی کشورها مانند ایران، گندم غذای اصلی مردم راتشکیل می دهد. اما در دیگر کشورها، به علت کوتاه بودن دوره رویشی ذرت و بالاتر بودن عملکرد در واحد سطح آن، منبع اصلی غذای مردم و بخش دامپروری آنها را تأمین می نماید.

از نظر اقتصادی، سطح زیر کشت و همچنین مصرف ذرت طی سال های اخیر در اغلب کشورها به سرعت افزایش یافته و از سال ۱۹۸۴ به بعد به علت اهمیت زیادی که فرآورده های مختلف آن در دنیای امروز دارا می باشند، رشد زیادتری داشته است(خدابنده، ۱۳۸۴).

براساس آخرین اطلاعات منتشر شده از سوی سازمان خوار وبار جهانی، در سال ۲۰۰۷ سطح زیر کشت ذرت حدود ۱۵۸ میلیون هکتار بوده و مقدار تولید آن بالغ بر ۷۸۰ میلیون تن می باشد، که بعد از گندم و برنج در بین غلات مقام سوم را احراز نموده است (مرکز آمار واطلاعات فائو).

۲- به ترتیب فارغ التحصیل دانشگاه آزاد اسلامی علوم و تحقیقات واحد خوزستان و استادیار و عضو هیأت علمی دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان
ahmadreza1378@yahoo.com

مهمترین کشورهای تولید کنندهٔ ذرت در جهان در سال های اخیر شامل: آمریکا، آرژانتین، برزیل، کلمبیا، مکزیک، رومانی، فرانسه، مجارستان، یوگسلاوی، اندونزی، ترکیه، چین، فیلیپین، هندوستان، تانزانیا، کنیا، زامبیا و مالاوی بوده اند.

زراعت این گیاه تا چند سال پیش در ایران چندان معمول و متداول نبود، در سال های اخیر در اثر توجه شایانی که به امر دامپروری و پرورش طیور به عمل آمده و همچنین به علت استقبال دامداران و پرورش دهندگان مرغ گوشتی و تخمگذار و نیز دامداران پرورش دهندهٔ گاوهای شیری و گوشتی و ازطرف دیگر نیاز فراوانی که کارخانجات صنعتی وحتی داروسازی به فرآورده های این گیاه دارند، سطح زیر کشت آن به سرعت افزایش یافته است (خدابنده، ۱۳۸۴).

استان کهگیلویه وبویراحمد، به علت داشتن شرایط اقلیمی مطلوب، مکان مناسبی برای تولید ذرت می باشد. با بهره گیری از امکانات مستعد بالقوه و بالفعل موجود استان در تولید ذرت، امکان افزایش تولید این محصول با افزایش عملکرد در هکتار وجود دارد. بر اساس آخرین اطلاعات منتشر شده از طریق سازمان جهاد کشاورزی استان کهگیلویه و بویراحمد، در سال زراعی ۸۶ – ۱۳۸۵ سطح زیرکشت ذرت در این استان حدود ۲۷۰۰ هکتار بوده، که از این میزان، حدود ۲۳۸۱ هکتار آن را ذرت دانه ای به خود اختصاص داده و عمدهٔ این سطح زیر کشت حدود ۱۶۰۰ هکتار مربوط به شهرستان گچساران می باشد. میزان تولید ذرت دانه ای در استان ۱۷۴۷۵ تن برآورد شده است که از این مقدار حدود ۱۴۰۰۰ تن که حدود ۸۰ درصد تولید ذرت استان می باشد، مربوط به شهرستان گچساران است (مرکز آمار و اطلاعات سازمان جهاد کشاورزی استان).

بنابراین با توجه به اهمیت این محصول در اقتصاد کشور و اقتصاد خانوارکشاورز، این مطالعه به بررسی اقتصادی تولید ذرت دانه ای در شهرستان گچساران، که مهمترین منطقهٔ تولید ذرت استان است، می پردازد. با استفاده از اطلاعات به دست آمده از کشاورزان و تجزیه و تحلیل آنها، توابع تولید ذرت دانه ای برآورد گردیده و تأثیر نهاده های تولیدی بر میزان تولید، کششهای تولید و میزان کارایی فنی ذرت کاران محاسبه شده و تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر کارایی فنی ذرت کاران مورد بررسی قرار گرفت.

در زمینه بررسی عوامل تولید و کارایی فنی کشاورزان، مطالعات زیادی در داخل و خارج از کشور انجام شده است. از آن جا که در رابطه با تولید و کارایی فنی محصول ذرت در ایران مطالعه ای انجام نشده است، بنابراین به برخی از مطالعاتی که در زمینه محصولات مشابه انجام شده است، اشاره می گردد. محدث حسینی ویزدانی (۱۳۷۵) به بررسی کارایی اقتصادی شالیکاران ارقام مختلف برنج در استان مازندران پرداخته اند. از جمله نتایج مطالعه ایشان این است که بیشترین کارایی تکنیکی مربوط به برنج دانه بلند مرغوب و پایین ترین میزان آن مربوط به برنج دانه بلند پر محصول بوده و بالاترین مقدار کارایی تخصیصی نیز مربوط به شالیکاران برنج دانه متوسط مرغوب بوده، در حالی که، کمترین کارایی تخصیصی مربوط به نیروی کار و در برنج دانه بلند پر محصول به دست آمد. ترکمانی وشیروانیان (۱۳۷۶) با استفاده از اطلاعات جمع آوری شده از ۵۰ بهره بردار چغندرقند در شهرستان فسا به مقایسه توابع تولید مرزی و قطعی و تصادفی در برآورد کارایی فنی زارعین پرداخته اند. نتایج مطالعه نشان داد که هرچند با استفاده از روش تابع تولید مرزی قطعی کارایی فنی قابل محاسبه بوده و افزایش تولید چغندر قند از طریق بهبود کارایی فنی امکان پذیر است، اما نتایج حاصل از تابع تولید مرزی تصادفی نمایانگر غیر قابل تخمین بودن کارایی فنی بود. رحمانی (۱۳۸۰) به بررسی کارایی فنی گندمکاران و عوامل مؤثر بر آن در استان کهگیلویه و بویراحمد پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داد که میان مقادیر کارایی فنی بهترین زارع با دیگر زارعان اختلاف زیادی وجود دارشته و از طرف دیگر، پتانسیل افزایش تولید در شهرستانهای کهگیلویه وبویراحمد ۴۱ درصد و در شهرستان دوگنبدان ۳۳ درصد است. نوروزی مهریان (۱۳۸۶) به بررسی تابع تولید و کارایی فنی برنجکاران استان کهگیلویه و بویراحمد پرداخته است. پس از برآورد دو تابع تولید کاب-داگلاس و ترانسندنتال ، تابع کاب- داگلاس به عنوان مدل برتر انتخاب شده است. نتایج این تحقیق نشان داد که کشش تولید نهاده های سرمایه، بذر مصرفی، ماشین آلات، نیروی انسانی، سطح زیر کشت و میزان آب مصرفی به ترتیب ۰/۱۰۲، ۰/۱۴۷ ، ۰/۰۳۹ ، ۰/۱۸۱ ، ۰/۵۵۲ و ۰/۱۸۳ است. نتایج حاصل از برآورد کارایی مطابق مدل نهایی نشان داد که حداقل کارایی شالیکاران استان ۳۳/۳ درصد و حداکثر کارایی۱۰۰ درصد است. این ختلاف زیاد بین حداقل و حداکثر کارایی فنی، نشان دهندهٔ آن است که هنوز امکان افزایش تولید به میزان قابل توجهی امکان پذیر است.

علی و چائودری (۱۹۹۰) کارایی مزارع را در چهار منطقه از پنجاب پاکستان مورد مطالعه قرار داده اند. در هریک از این مناطق یکی از محصولات پنبه، برنج، نیشکر یا ترکیبی از آنها کشت می شود. آنها توابع تولید مرزی احتمالی را برای سال زراعی ۸۵-۱۹۸۴ برآورد نموده اند. نتایج حاکی از آن است که بین کارایی فنی بهره برداران در مناطق مختلف تفاوت معنی داری وجود ندارد و پایین بودن کارایی اقتصادی پنبه کاران نیز به دلیل پایین بودن کارایی تخصیصی آنها است.

براوو – اورتا و اونسون (۱۹۹۴) با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی کارایی مزارع روستایی را در شرق پاراگوئه را برای محصولات پنبه و کاساوا به دست آورده اند. نتایج حاکی از آن است که امکان افزایش سود با فناوری فعلی وجود داشته و به جای افزایش سطح زیرکشت می توان کارایی فنی را افزایش داد. باتیس و همکاران (۱۹۹۶) ناکارایی فنی کشاورزان گندمکار را در چهار منطقه ازپاکستان را مورد بررسی قرارداده اند. میانگین کارایی در این مناطق۷۸/۹ ، ۵۸/۴ ، ۵۷ و ۷۷/۵ درصد بدست آمده است. همچنین نتایج تحقیق نشان داد که سن، تحصیلات، نسبت افراد ذکور خانواده برکارایی اثر مثبت داشته اند. بی نام و همکاران (۲۰۰۴) عوامل مؤثر برکارایی فنی کشاورزان مناطق جنگلی و زراعی کامرون را در سه سیستم شامل ذرت، بادام زمینی و ذرت، و بادام زمینی با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی کاب- داگلاس بررسی کرده اند. متغیرهای مدل شامل سطح زیرکشت، نیروی کار، هزینه های تولید، بذر و ابزار تولید و کل مشاهدات شامل۴۵۰ مزرعه بوده است. میانگین کارایی فنی در واحدهای مورد مطالعه به ترتیب ۷۷ ، ۷۳ و ۷۵درصد بدست آمده است. آموزش، فاصله تا جاده، کیفیت خاک، عضویت در مجامع کشاورزی و نقدینگی از عوامل مؤثر بر کارایی فنی تشخیص داده شده است. تینگلی، پاسکو و کوگلان (۲۰۰۵) عوامل مؤثر بر کارایی فنی را در یک کانال ماهیگیری در انگلیس مورد بررسی قرار داده اند. نتایج این تحقیق نشان داد که زمان ماهیگیری، مهارت کارکنان و به کارگیری تکنولوژی مناسب اثر معنی داری بر کارایی فنی دارند. هانسون وأهلمر (۲۰۰۸) به بررسی کارایی فنی روش های عملیاتی در مزارع لبنی سوئدی پرداخته اند. نتایج نشان داد که شرکت در کلاس های آموزشی، به کارگیری روش های مناسب جهت تغذیهٔ دام و به کارگیری اصول بهداشتی تأثیر مثبت بر کارایی فنی دارند. کهیند، آویومی، اُمننا و آکاند (۲۰۰۹) کارایی فنی کارخانه های تولید چوب را در استان های اُسان و اُندُ نیجریه مورد مطالعه قرار داده اند. آمار و اطلاعات موجود به روش نمونه گیری دو مرحله ای از ۱۷۰ کارخانهٔ تولید چوب جمع آوری شده است. محققین با تخمین تابع تولید به روش حداقل مربعات معمولی، اثر عوامل مختلف را در تولید چوب مورد بررسی قرار داده اند. نتایج این تحقیق نشان داد که کارایی فنی کارخانه های تولید چوب با مقیاس متوسط بیش از کارخانه های با مقیاس کوچک است.

روش تحقیق

آمار و اطلاعات مورد استفاده از طریق نمونه گیری تصادفی ساده از مزارع کشت ذرت و از طریق تکمیل پرسشنامه از ذرت کاران در سال زراعی ۸۸-۱۳۸۷ جمع آوری شده است. در این تحقیق، جامعه مورد مطالعه را کشاورزان ذرت کار شهرستان گچساران تشکیل داده است و با توجه به سهم کشاورزان در میزان تولید کل، نمونه ای شامل ۱۲۰ ذرت کار به صورت تصادفی از این شهرستان انتخاب شده است.

برای بررسی تولید و نحوهٔ مصرف نهاده ها از برآورد تابع تولید[1] استفاده شد. تابع تولید فهرست، جدول، منحنی یا معادلهٔ ریاضی است که نشان دهندهٔ حداکثر مقدار ستاده ای است که می توان از هر مجموعهٔ خاصی از نهاده ها تولید کرد، با مفروض بودن تکنولوژی یا آنچه «سایر شرایط ثابت» می نامند. مناسبترین راه برای تجزیه وتحلیل روابط بین میزان ستاده و نهاده ها، استفاده از تابع تولید به فرم منحنی یا ریاضی می باشد. در تخمین تابع تولید باید مدلی را انتخاب نمود که علاوه بر این که بتواند متغیرها را در خود جای دهد، اهداف تحقیق را نیز برآورده سازد (فرگوسن، ۱۳۷۶).

از توابع مهم و کاربردی در کشاورزی می توان توابع تولید کاب- داگلاس و ترانسندنتال را نام برد. تابع کاب- داگلاس در سال ۱۹۲۸ توسط کاب[1] و داگلاس معرفی گردید. به خاطر سادگی، در کشاورزی کاربرد فراوانی دارد. در این تابع کشش تولید مربوط به نهاده ها ثابت است. از این رو، این تابع قادر به تبیین مراحل سه گانه تولید نئوکلاسیک ها نبوده و تنها قادر به تبیین ناحیه دوم تولید است. البته فرم تعمیم یافته این تابع هر سه ناحیه تولید را نشان می دهد. با استفاده از این تابع می توان به سادگی نوع بازدهی نسبت به مقیاس، کارایی عوامل تولید، کشش جانشینی بین آن ها و کشش تولید را تعیین نمود. فرم کلی این تابع با n نهاده متغیر به صورت زیر است:

$$Y = A \prod_{i=1}^{k} X_i^{\beta_i} e^{u_i} \qquad (۱)$$

که Y مقدار تولید، X_i نهاده های تولید، β_i پارامترهای تابع و A عرض از مبدأ تابع می باشد. کشش تولید نسبت به نهادهٔ i ام برابر β_i بوده و این از ویژگیهای تابع کاب داگلاس است. مجموع

تابع تولید متعالی اولین بار توسط هالتر[2]، کارتر[3] و هاکینگ[4] در سال ۱۹۵۷ مطرح شد. این تابع، علاوه براین که کلیهٔ خصوصیات تابع نئوکلاسیک ها را داراست، جهت تشریح روابط نهاده- ستاده در فرآیند تولید محصولات کشاورزی و تحقیقات کشاورزی نیز کاربرد دارد. فرم کلی این تابع برای نهاده متغیر به صورت زیر می باشد(دبرتین، ۱۳۷۶).

$$Y = A \prod_{i=1}^{k} x_i^{\alpha_i} e_i^{\beta_i x_i + u_i} \qquad (۲)$$

در این تابع، علاوه بر فرم لگاریتمی متغیرهای مستقل، فرم خطی آن ها نیز به مدل اضافه شده است. این مورد باعث عدم ثبات کشش جانشینی عوامل تولید و همچنین کشش تولید شده و بنابراین مقدار این دو پارامتر به میزان مصرف نهادهٔ های متغیر وابسته است. کشش تولید نسبت به هر کدام از نهاده ها از رابطه زیر به دست می آید:

$$EP_{x_i} = \frac{MP_{x_i}}{AP_{x_i}} = \frac{dy}{dx_i}.\frac{x_i}{y} = \alpha_i + \beta_i x_i \qquad (۳)$$

برای انتخاب مدل مناسب از بین دو مدل فوق، از آزمون F به صورت زیر استفاده می شود:

$$F = \frac{\left(R_{ur}^2 - R_r^2\right) / M}{\left(1 - R_{ur}^2\right) / (N - K)} \qquad (۴)$$

که R_{ur}^2 و R_r^2 به ترتیب ضریب تعیین مربوط به مدل غیر مقید(متعالی) ومدل مقید(کاب داگلاس) است. M تفاوت بین تعداد پارامترهای برآورد دشه در دو مدل، N تعداد مشاهدات و K تعداد متغیرها در مدل غیرمقید می باشد. در صورتی که مقدار F محاسبه شده از F جدول کوچکتر باشد، مدل کاب- داگلاس پذیرفته می شود و اگر F محاسبه شده از F جدول بزرگتر باشد، مدل ترانسندنتال پذیرفته خواهد شد (گجراتی، ۱۳۷۷)[5].

---

[1] -Cob and Dauglas
2.Halter
3.Karter
4.Haking
1.Gujarati-Damudar

کارایی فنی[1]

کارایی اولین بار توسط فارل[2] در سال ۱۹۵۷ مطرح گردید. وی کارایی را تولید یک ستانده به حد کافی زیاد از یک مقدار مفروض داده ها می داند، مشروط بر این که تمام داده ها و ستانده ها به طور صحیح ندازه گیری شوند. ایشان کارایی اقتصادی[3] را به دو جزء کارایی فنی وکارایی تخصیصی[4] تقسیم نمود. براساس تعریف فارل، کارایی فنی عبارتست از حداکثر تولید ممکن که از مقدار مشخصی از عوامل تولید می توان به دست آورد. کارایی تخصیصی عبارت است از به کار بردن ترکیبی از عوامل تولید که موجب حداقل کردن هزینه برای تولید مقدار معینی محصول شده و منجر به حداکثر شدن سود با روش های کنونی تولید می گردد. کارایی اقتصادی توانایی بنگاه تولیدی برای به دست آوردن حداکثر سود ممکن با در نظر گرفتن قیمت و سطوح نهاده ها است.

برای اندازه گیری کارایی، تخمین تابع تولید مرزی ضروری می باشد. فارل (۱۹۵۷) به این نکته اشاره دارد که تخمین تابع تولید مرزی بعنوان استانداردی جهت مقایسه تولید سایر بنگاه ها کار ساده ای نیست و صرفاً یک تخمین خوش بینانه است. چنانچه برای تولید نیاز به بیش از دو نهاده باشد، تعیین تابع تولید مرزی از طریق هندسی مشکل است، بنابراین اقتصاددانان روش های متفاوتی را برای تخمین توابع مرزی تولید پیشنهاد می کنند که می توان آنها را به سه روش حداکثر درستنمایی (MLE)[5]، برنامه ریزی خطی (LP)[6] ، حداقل مربعات معمولی اصلاح شده (COLS)[7] طبقه بندی کرد. دو روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده و برنامه ریزی خطی نسبت به مشاهدات انتهایی حساس هستند، به طوری که حذف چند مشاهده موجب می گردد که میانگین کارایی فنی محاسبه شده با این دو روش، اختلاف معنی داری پیدا کنند. اکثر اقتصاددانان معتقدند که تکنیک های تخمین توابع مرزی تصادفی با استفاده از روش حداکثر درستنمایی نتایج مطلوبتری را در پی خواهد داشت (باتیس و کورا، ۱۹۷۷). در سال ۱۹۵۷ فارل با استفاده از روش مرز تولید[8] توانست معیاری را جهت سنجش کارایی معرفی کند. بعد از فارل اقتصاددانان با استفاده از دو روش مرز تولید قطعی[9] و مرز تولید تصادفی[10] اقدام به محاسبهٔ کارایی نمودند. روش مرز تولید قطعی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده و برنامه ریزی خطی برآورد می شود. برتری روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده نسبت به برنامه ریزی خطی در این است که روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده می تواند مقدار Tو خطای معیار[11] را برای هر پارامتر به دست آورد.

ضعف دو روش ذکر شده در این است که تمامی انحرافات از مرز تولید را به عدم کارایی فنی واحدها که ناشی از عوامل مدیریتی است نسبت می دهند. روش مرز تولید تصادفی توسط اشمیت، لاول و آگنر[12] (۱۹۷۷) و میوسن و وان دن بروک[13](۱۹۷۷) مطرح گردید. این مدل دارای یک تابع تولید با اطلاعات مقطعی و یک جزء اخلال می باشد. آنچه روش مرز تصادفی را از دیگر روش ها متمایز می کند این است که در این روش جزء اخلال به دو بخش مستقل تفکیک می گردد.

1.Technical Efficiency
2.Farrel
3. Economic Efficiency
4.Allocation Efficiency
1.Maximum Likelihood Estimation
2.Linear Programing
3.Corrected Ordinary Least Square
4.Production Frontier
5.Deterministic Production Frontier
6.Stochastic Production Frontier
7.Estandard Error
8.Schmit-Lovell and Aigner
9.Meeusen and Vonden Broeck

برای معرفی روش مرز تولید تصادفی، تابع تولید مرزی تصادفی زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_{it} = f\left(X_{it}, \beta\right)\exp\left(\varepsilon_{it}\right) \qquad (۵)$$

Y_{it}تولید واحدiام در سال t، F تابع مناسب، X_{it} بردار مقدار نهاده های مصرفی واحد iام در سال t و β بردار پارامتر نامعلوم و ε_{it} جمله پس ماند است که خود از دو جزء مستقل از یکدیگر به صورت زیر تشکیل شده است:

$$\varepsilon_{it} = U_{it} + V_{it} \qquad (۶)$$

V_{it}جزء متفاوتی است که تغییرات تصادفی تولید ناشی از تأثیر عوامل خارج از کنترل زارع مانند آب و هوا را در بر می گیرد. این جزء دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ_v^2 است $\left[V \sim \left(0, \delta_v^2\right)\right]$. از طرف دیگر U_i مربوط به کارایی فنی واحدها است و شامل عوامل مدیریتی می شود. این جزء دارای توزیع نرمال با دامنهٔ یک طرفه است $\left[u_i \sim \mu, \delta_u^2\right]$. برای واحدهایی که مقدار تولید آنها روی تابع تولید مرزی قرار می گیرد، U_i برابر صفر است و برای واحدهایی که میزان تولید آنها زیر منحنی مرزی تولید است U_i بزرگتر از صفر خواهد بود.
واریانس جمله خطای تابع مرزی تولید به صورت رابطهٔ زیر می باشد:

$$\delta_s^2 = \delta_v^2 + \delta_u^2 \qquad (۷)$$

برای تعیین کارایی فنی باتیس و کورا در سال ۱۹۷۷ پارامتر γ را چنین تعریف کرده اند:

$$\gamma = \frac{\delta_u^2}{\delta_s^2} = \frac{\delta_u^2}{\delta_v^2 + \delta_s^2} \qquad 0 \le \gamma \le 1 \qquad (۸)$$

هر گاه γ برابر تفاوت معنی داری با صفر نداشته باشد، واریانس اجزاء اخلال U_i برابر صفر بوده و تفاوت بین واحد ها مربوط به عواملی است که خارج از کنترل کشاورزان می باشد. در این حالت کارایی فنی غیر قابل مشاهده خواهد بود و روش حداقل مربعات معمولی به روش حداکثر درستنمایی ترجیح داده خواهد شد، در غیر این صورت روش حداکثر درستنمایی مورد استفاده قرار می گیرد.
درسال ۱۹۸۲ جان درو، لاول، ماترو و اشمیت[1] با درنظر گرفتن فرض هایی که نسبت به V_i و U_i شده است معیار کارآیی فنی را از طریق فرمول زیر کسب نمودند.

$$E(U_i|E_i) = \frac{\delta_u.\delta_v}{\delta_s}\left[\frac{f^*(E_i\lambda|\delta)}{1-F^*(E\lambda\ |\delta)} = \frac{E_i\lambda}{\delta}\right] \qquad (۹)$$

در رابطه فوق F^* تابع چگالی نرمال استاندارد و f^* تابع توزیع نرمال استاندارد و λ نسبت δ_u و δ_r می باشد.
لذا کارایی فنی واحدها را می توان با استفاده از رابطهٔ زیر محاسبه نمود:

$$TE = \exp\left[-E\left(U_i|E_i\right)\right] \qquad (۱۰)$$

باتیس، کوئلی وکولبی[1] در سال (۱۹۹۳) مدلی را ارائه نمودند که علاوه بر اینکه کارایی تخصیصی در آن در نظر گرفته شده است، امکان استفاده از سری های زمانی هم وجود دارد. این مدل به صورت رابطهٔ زیر است:

1.Jondrow-Lovell-Matterov and Eshmit

$$Y_{it} = X_{it}\beta + (V_{it} + U_{it}) \qquad t = 1, 2, 3, \ldots, T \qquad \text{و} \qquad i = 1, 2, 3, \ldots, N$$

$$U_{it} = \left[U_i \exp\left(-\eta(t - T)\right)\right]$$
$$U_{it} \sim N\left(\mu.\delta_u^2\right) \qquad (۱۱)$$

N تعداد مشاهدات، Y_{it} تولید واحد iام در دوره زمانی t، X_{it} بردار نهاده ها، β بردار ضرایب، V_{it} متغیر تصادفی جزء اخلال، U_{it} متغیر غیرتصادفی است که بیانگر عدم کارآیی فنی می باشد. η و β هر دو پارامترهای قابل تخمین هستند.

در حالیکه محدودیت $\mu = 0$ در نظر گرفته می شود مدل به مدل پیت ولی[۲] (۱۹۸۱) تبدیل خواهد شد. چنانچه محدودیت $T = 1$ در نظر گرفته شود مدل فوق به مدل اصلی که در سال ۱۹۷۷ به وسیله آگنر و همکاران ارائه شد بر می گردد و در صورتیکه محدودیت $\eta = 0$ باشد مدل فوق به مدل باتیس، کوئلی و کولبی (۱۹۸۹) تبدیل خواهد شد. میزان کارایی فنی در این مدل در طول زمان ثابت فرض می شود.
با استفاده از بسته نرم افزار Frontier 4.1 که در سال ۱۹۹۴ توسط کوئلی ارایه شده است، تمامی مدل های فوق را می توان برآورد نمود.
برای انتخاب مدل مناسب از آزمون نسبت حداکثر درستنمایی تعمیم یافته[۳] استفاده می شود.

$$\lambda = -2[\log likelihood\ (H_0) - \log likelihood\ (H_1)] \qquad (۱۲)$$

در رابطه فوق λ نسبت حداکثر درستنمایی ، H_0 فرضیه صفر و H_1 فرضیه مقابل است.
در قسمت بعد به معرفی پارامترهایی که فرض ها بر آن ها اعمال می شود می پردازیم :

γ : بیانگر وضعیت جملهٔ اخلال است.

μ : میانگین جملات اخلال u می باشد، مثبت بودن آن نشانهٔ توزیع نرمال دوطرفه و صفر بودن آن نماینگر توزیع نرمال یک طرفه برای جمله اخلال است.

η : بیانگر روند تغییرات تکنولوژی در خلال زمان است. این پارامترمی تواند مثبت، منفی و یا صفر باشد که به ترتیب نشان دهندهٔ صعودی، نزولی و ثابت بودن کارآیی فنی در طول زمان است.
فروضی که می تواند مورد بررسی قرار گیرند به صورت زیر است :

الف) مدل بدون هیچگونه محدودیت باشد: در این حالت اجازه می دهیم که هر یک از پارامترهای γ ، μ و η مقادیر دلخواه اختیار نمایند.

ب) $\mu = 0$ این حالت بیانگر توزیع نرمال یک طرفه برای جمله اخلال است.

پ) $\eta = 0$ این حالت بیانگر خنثی بودن مدل نسبت به زمان است، در این حالت تغییرات کارایی فنی در طول زمان صفر است.

ت) $\eta = \mu = \gamma = 0$ در این حالت واریانس جمله اخلال برابر صفر خواهد بود و لذا تمام اختلافات بین واحدها به خاطر عوامل خارج از کنترل زارع می باشد. بنابراین کارایی فنی غیر قابل مشاهده خواهد بود.

2.Battes-Coelli and Colby
3.Pit and Lee
1.Generalized Likelihood Ratio Test

نتایج و بحث

سطح زیر کشت، میزان تولید و عملکرد ذرت در قاره های مختلف جهان و همچنین درصد هر یک از این متغیرها در قاره های مختلف در جدول ۱ آمده است. با توجه به اطلاعات جدول ملاحظه می گردد که قاره آسیا در حدود ۳۰ درصد تولید و سطح زیرکشت ذرت را به خود اختصاص داده است. کشور ایران در حدود ۰/۱۳ درصد سطح زیرکشت و ۰/۲ درصد تولید جهانی ذرت را به خود اختصاص داده است که مقدار اندکی است. البته متوسط عملکرد در هکتار در حدود ۷/۵ تن می باشد که در حدود ۲ برابر متوسط عملکرد جهانی است.

براساس آخرین اطلاعات موجود، میزان تولید ذرت کشور در سال زراعی ۸۶ - ۱۳۸۵ برابر ۲/۳ میلیون تن بوده است که در این بین، استان فارس با تولید ۷۵۳۰۳۵ تن، حدود ۳۱ درصد میزان تولید ذرت کشور را به خود اختصاص داده است و از این نظر نیز رتبهٔ اول کشوری را داراست. استان کهگیلویه وبویراحمد با تولید ۱۷۴۷۵ تن رتبهٔ ۱۵ کشوری را به خود اختصاص داده است همچنین براساس آخرین طلاعات منتشرشده، میزان عملکرد ذرت در ایران درسال زراعی ۸۶-۱۳۸۵حدود ۷۶۹۸ کیلوگرم در هکتار است. دربین استان های کشور بیشترین میانگین میزان عملکرد ذرت در سال ۸۶-۱۳۸۵ حدود ۱۰۸۰۸ کیلوگرم در هکتار است که مربوط به استان قزوین می باشد. استان کهگیلویه و بویراحمد با میزان عملکرد در هکتار ۷۳۳۹ کیلوگرم در هکتار رتبهٔ ۱۰ کشوری را به خود اختصاص داده است (مرکزآمارواطلاعات وزارت جهادکشاورزی کشور).

جدول (۱): سطح زیرکشت، تولید و عملکرد ذرت به تفکیک قاره ها در سال ۲۰۰۷

قاره	آسیا	آفریقا	آمریکا	اروپا	اقیانوسیه
سطح زیر کشت(میلیون هکتار)	۴۸/۷	۲۹	۶۶	۱۴	۰/۱
درصد از جهان	۳۱	۱۸/۴	۴۱/۹	۸/۹	۰/۰۵
تولید(میلیون تن)	۲۱۳	۵۱	۴۵۲	۶۹	۰/۶
درصد از جهان	۲۷/۱	۶/۵۰	۵۷/۳	۸/۸	۰/۰۸
عملکرد(تن)	۴/۴	۱/۸	۶/۸	۴/۹	۶/۷
نسبت به جهان	۰/۸۷	۰/۴	۱/۴	۰/۹۸	۱/۴

مآخذ:www.fao.org

برای بررسی عوامل موثر بر تولید ذرت در منطقه مورد مطالعه، توابع تولید کاب داگلاس و متعالی برآورد شده و نتایج حاصل از برآورد آن ها به ترتیب در جداول ۲ و ۳ آمده است. پس از بررسی فروض کلاسیک روش برآورد حداقل مربعات معمولی از قبیل واریانس ناهمسانی، تصریح مدل و نرمال بودن اجزای اخلال دو مدل، توابع برآورد شده کاب داگلاس و ترنسندنتال با استفاده آزمون برتری مدل با یکدیگر مقایسه گردیدند. نتایج حاکی از این بود که آماره فیشر محاسباتی از مقدار بحرانی آن کمتر بوده و بنابراین تابع تولید کاب داگلاس به عنوان مدل برتر شناخته شد. با توجه به ضرایب برآورد شده این تابع که همان کشش های تولید نسبت به مصرف نهاده های مختلف می باشد ملاحظه می گردد که بهره برداران، کلیهٔ نهاده ها تولید به جز سم آفت کش، کود حیوانی و نیروی کار که در ناحیه سوم به کار گرفته می شوند، بقیه نهاده ها را در ناحیهٔ اقتصادی تولید مورد استفاده قرار می دهند. ضریب تعیین تعدیل شده نیز نشان می دهد که نهاده های موجود در تابع جمعاً ۹۹ درصد از تغییرات تولید در بین بهره برداران را توضیح می دهند. فرض بازدهی نسبت به مقیاس با کمک آزمون والد مورد آزمون قرار گرفت و مشخص گردید که تابع دارای بازدهی نسبت به مقیاس صعودی و معادل ۱/۴۶ بوده و بیانگر این است که اگر تمام نهاده های تولید k برابر شود تولید $k^{1.46}$ برابر خواهد شد.

کارایی فنی گروه های مورد مطالعه با استفاده از تابع تولید مرزی تصادفی و با کمک بسته نرم افزاری Frontier4.1 محاسبه گردید. در این بسته نرم افزاری دو مدل برای برآورد کارایی موجود است. در مدل اول کارایی فنی بدون توجه به عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر کارایی فنی محاسبه می گردد. برای این که مشخص شود که آیا کارایی فنی قابل محاسبه است یا نه، باید یک سری فروض آزمون گردد. نتیجه آزمون این فرضیه ها

در جدول ۵ آمده است. با توجه به جدول ملاحظه می گردد که کارایی فنی برای این گروه ازبهره برداران قابل محاسبه است. به عبارت دیگر تفاوت در کارایی فنی بین مزارع مختلف به خاطر عوامل مدیریتی بوده است و عوامل تصادفی غیرقابل کنترل نقش اندکی داشته اند.

برای بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر کارایی فنی باید فرضیه های مختلفی را آزمون کرد. اولین فرضیه مورد بررسی این است که آیا تابع عوامل مؤثر بر کارایی فنی دارای عرض از مبدأ می باشد. سایر عوامل مؤثر بر کارایی فنی نظیر سن زارع، میزان سواد، سابقه کشاورزی، تعداد قطعات و شرکت در کلاس آموزشی نیز مورد آزمون قرار گرفت.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه عوامل موثر بر کارایی فنی نشان داد که عوامل اقتصادی-اجتماعی تأثیر معنی داری بر کارایی فنی نداشته و کارایی فنی تنها متأثر از عواملی نظیر زمان مناسب برای عملیات کاشت، داشت و برداشت، شخم صحیح، استفاده از بذر مناسب و ... بوده است.

بر اساس آزمون فرضیات مورد بررسی و انتخاب مدل نهایی، میانگین کارایی فنی زارعین و همچنین توزیع فراوانی کارایی فنی آن ها محاسبه و در جدول ۶ آمده است. بر اساس اطلاعات موجود در این جدول، میانگین کارایی فنی زارعین ذرت کار مورد مطالعه برابر ۹۷/۶ درصد به دست آمده است. که از حداقل ۸۶/۱ تا حداکثر ۹۹/۵ متغیر است. ۴۲ درصد زارعین دارایی کارایی فنی کمتر از میانگین و ۵۸ درصد آن دارایی کارایی فنی بالاتر از میانگین هستند. به طور کلی نتایج حاصل از مطالعه نشان می دهد که با بهبود مدیریت تنها می توان میانگین کارایی فنی زارعین را تنها در حدود ۳ درصد می توان افزایش داد. بنابراین برای افزایش تولید ذرت در منطقه مورد مطالعه بایستی به دنبال ورود تکنولوژی جدیدی بود.

جدول (۲): نتایج حاصل از برآورد تابع تولید کاب – داگلاس ذرت دانه ای در منطقه مورد مطالعه

متغیر	ضریب	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	-۳/۹۹۴	۰/۰۰۰۰
سطح زیر کشت	۰/۰۳۳	۰/۰۴۲۳
بذر	۰/۱۷۲	۰/۰۱۰۲
کود شیمیایی فسفات	۰/۱۷۰	۰/۰۱۶۰
کود شیمیایی پتاس	۰/۱۳۵	۰/۰۰۶۲
کود شیمیایی اوره	۰/۴۳۰	۰/۰۰۰۰
سم آفت کش	-۰/۰۰۲	۰/۹۱۳۰
سم علف کش	۰/۰۳۰	۰/۰۱۶۰
کود حیوانی	-۰/۰۰۲	۰/۹۵۶۲
تعداد دفعات آبیاری	۰/۴۵۷	۰/۰۰۰۰
نیروی کار	-۰/۰۱۰	۰/۷۳۸۷
ماشین آلات	۰/۰۴۹	۰/۰۰۱۹
sign F = ۰/۰۰۰	$D-W = ۱/۸۴$	$\overline{R}^2 = ۰/۹۹۳۴۷۲$

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد تابع تولید متعالی ذرت دانه ای در شهرستان گچساران

متغیر	ضریب	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	-۳/۴۵	۰/۱۹۴
لگاریتم سطح زیر کشت	-۰/۰۶	۰/۱۵۱
لگلریتم بذر	۰/۸۱	۰/۰۴۱۶
لگاریتم کود شیمیایی فسفات	-۰/۷۲	۰/۰۱۶۴
لگاریتم کود شیمیایی پتاس	-۰/۲۶	۰/۱۵۸۵
لگاریتم کود شیمیایی اوره	۱/۰۶	۰/۰۱۴۳
لگاریتم سم آفت کش	۰/۱۰۳	۰/۲۳۵
لگاریتم سم علف کش	۰/۰۰۲	۰/۹۷۰۲
لگاریتم کود حیوانی	۰/۰۵۶	۰/۷۶
لگاریتم تعداد دفعات آبیاری	۰/۶۱۴	۰/۵۰۱۶
لگاریتم نیروی کار	-۰/۱۳۷	۰/۵۰۵۷
لگاریتم ماشین آلات	۰/۰۷۲	۰/۳۱۲۳
سطح زیر کشت	۰/۰۱۷	۰/۰۴۷۳
بذر	-۰/۰۰۴	۰/۰۷۹۹
کود شیمیایی فسفات	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۳۶
کود شیمیایی پتاس	۰/۰۰۰۴	۰/۰۳۰۲
کود شیمیایی اوره	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۶۷۲
سم آفت کش	-۰/۰۱۱۴	۰/۲۵۴۴
سم علف کش	۰/۰۰۰۹	۰/۶۳۸۳
کود حیوانی	۰/۰۰۰	۰/۶۵۰۹
تعداد دفعات آبیاری	۰/۰۰۵	۰/۸۸۶۴
نیروی کار	۰/۰۰۳	۰/۵۶۴۹
ماشین آلات	-۰/۰۰۰۶	۰/۷۴۳۷
$\overline{R}^2 = 0.9937$	D.W=1.75	SignF=0/000

مأخذ: یافته های تحقیق

جدو(۴): آزمون فرضیه های کارایی فنی ذرت دانه ای گچساران با مدل یک

فرضیات	χ^2 محاسباتی	χ^2 جدول	نتیجه
$\gamma = \mu = 0$	۱۳/۱	۵/۹۹	عدم پذیرش
$\mu = 0$	۰	۳/۸۴	پذیرش

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول (۵) آزمون فرضیه های کارایی فنی ذرت دانه ای گچساران با مدل دو

فرضیات	χ^2 محاسباتی	χ^2 جدول	نتیجه
$\gamma = 0$	۰	۳/۸۴	پذیرش
$\delta_0 = 0$	۰	۳/۸۴	پذیرش

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول(۶): کارایی فنی ذرت کاران شهرستان گچساران

کارایی فنی(درصد)	فراوانی	فراوانی نسبی(درصد)	فراوانی انباشته نسبی (درصد)
≤ ۹۷/۶۵۱	۵۰	۴۱/۶۷	۴۱/۶۷
>۹۷/۶۵۱	۷۰	۵۸/۳۳	۱۰۰
میانگین: ۹۷/۶۵۱	دامنه: ۱۳/۴	حداقل: ۸۶/۰۹۸	حداکثر: ۹۹/۴۹۱

مأخذ: یافته های تحقیق

پیشنهادات

۱– با توجه به نتایج حاصل از تخمین تابع تولید، زارعان کلیهٔ نهاده ها را به جز سم آفت کش، کود حیوانی و نیروی کار را در ناحیهٔ دوم تولید استفاده نموده اند. در این مورد پیشنهاد می شود که وضعیت مدیریتی زارعان بهبود پیدا کند تا این نهاده ها را نیز در نا حیهٔ دوم تولید استفاده نمایند و میزان بهره وری حاصل از عوامل تولید را از این طریق نیز افزایش دهند.

۲- میزان بازدهی نسبت به مقیاس صعودی و برابر ۱/۴۶ به دست آمد و این نشان دهندهٔ این است که می توان با یک افزایش مشخصی در نسبت همه نهاد ها تولید را بیش نسبت افزایش در نهاده ها افزایش داد.

۳– هرچند نتایج حاصل از محاسبهٔ کارایی فنی تفاوت در کارایی فنی را به عوامل مدیریتی نسبت داده است، اما با بهبود عوامل مدیریتی تنها می توان در حدود ۳ درصد افزایش داد. بنابراین برای افزایش قابل توجه در تولید پیشنهاد می شود که تکنولوژی جدیدی وارد منطقه مورد مطالعه شود.

منابع

آمارنامه های مربوط به سازمان جهاد کشاورزی استان کهگیلویه و بویر احمد، مدیریت جهاد کشاورزی شهرستان گچساران ووزارت جهاد کشاورزی.

ترکمانی، ج. و ع. شیروانیان، (۱۳۷۶) مقایسهٔ توابع مرزی آماری قطعی و تصادفی در تعیین کارایی فنی بهره برداران کشاورزی (مطالعهٔ موردی چغندرکاران استان فارس)، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی وتوسعه*، ۱۹: ۴۵-۳۱.

خدابنده، ن. (۱۳۸۴)، غلات، انتشارات دانشگاه تهران.

دامودار گجراتی، (۱۳۷۷)، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه دکتر ج. ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

رحمانی، ر. (۱۳۸۰) بررسی کارایی فنی گندمکاران و عوامل مؤثر بر آن (مطالعه موردی در استان کهگیلویه و بویراحمد)، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه شماره*۳۳ . ۱۸۳-۱۶۱.

فرگوسن، سی. ای. (۱۳۷۶)، نظریه اقتصاد خرد، ترجمه دکتر م. روز بهان، انتشارات دانشگاه تهران. تهران.

محدث حسینی، م. و س. یزدانی، (۱۳۷۵) بررسی کارایی شالیکاران ارقام مختلف برنج در استان مازندران، *اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی*، ۱۷۶-۱۶۶.

موسوی، س. (۱۳۸۷)، تخمین و تحلیل تابع تولید گردو در استان کهگیلویه وبویراحمد، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات اهواز.

دبرتین دی. ال. (۱۳۷۶)، اقتصاد تولید کشاورزی، ترجمه: م. ق. موسی نژاد و ر. نجارزاده، انتشارات مؤسسه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس، تهران.

نوروزی، س. (۱۳۸۶)، تخمین وتحلیل تابع تولید برنج چمپا در استان کهگیلویه وبویراحمد، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات اهواز.

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

Ali, M. and M. A. Chaudhry, (1990) Interregional farm efficiency in Pakistan Punjab: A frontier production function study, *Journal of Agricultural Economics* 41:62 – 84

Battese, G. E. and G. S. Corra, (1977) Estimation of production frontier model: With application to the pastoral zone of eastern Australia, *Journal of Agricultural Economics*, 21: 169-179.

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

Battese, G. E., T. J. Coeli and T. C. Colby (1989) Estimation of frontier production frontier and the efficiencies of Indian farms using panel data from ICRISAT: village level studies, *Journal of Quantative Economics,* 5:327-348.

Binam, J. N., J. Toney, N. Wandji, G. Nymbi and M. Akoa (2004) Factors affecting the technical efficiency among small holder farmers in the Slash and Burn agriculture zones of Cameroon, *Food Policy*, 29:531-545.

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.

Farrel, M. J. (1957) the measurement of production efficiency, *Journal of The Royal Statistical Society*, 120:253-281.

Hansson, H. and Ohlmer, B. (2008) The effect of operational managerial practices on economic, technical and allocative efficiency at Swedish dairy farms, *Elsevier Livestock Science*, 118:34–43.

Kehinde, A. L. , Awoyemi, T. T., Omonona, B. T. and J. A. Akande, (2009) Technical efficiency of sawn wood production in Ondo and Osun states, Nigeria, *Elsevier Journal of Forest Economics* 1–8.

Meeusen, W. and J. Vonden Broeck, (1977) Efficiency estimation from Cob-Douglas production function with composed error, *International Economic Review*, 18: 435-444.

Pitt, M. M. and L. F. lee, (1981) Measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian wearing industry, *Journal of Development Economics*, 9: 43-64.

Tingley, D., Pascoe, S. and L. Coglan, (2005), Factors affecting technical efficiency in fisheries: Stochastic production frontier versus data envelopment analysis approaches, *Elsevier Fisheries Research* 73: 363–376.

The Economical Investigation of Maize Production in Kohgilouye-va-Boyerahmad Province: The Case Study of the Town of Gachsaran

Sayed Ali zamaninejad & Abas Abdeshahi[1]

Abstract

The objective of this study is to investigate Maize production in Kohgilouye-va-Boyerahmad Province, The case study of the town of Gachsaran. Necessary data are collected from interviewing by Maize producers in the year of 2008 by completing 120 questionnaires in the town of Gachsaran. The results of estimating and analyzing the Cob-Douglas and Transcendental production functions, revealed that Cob-Douglas production function explains the behavior of farmers in using inputs better than transcendental production function. Also, by estimating technical efficiency of farmers, the effect of socio-economic factors on this efficiency was investigated. The results indicated that farmers use inputs such as land, seed, phosphate, potash and urea fertilizers, herbicide, irrigation and machines in the second economic region of Production function. On the other hand, inputs such as pesticide, animal fertilizer and labor force are used in the third area of Production function.

Return to scale is 1.46 and shows that if all of the inputs multiply K, output increases more than K times. Estimating the technical efficiency of farmers by Frontier production function indicates that the average of technical efficiency is 97 percent in the range of 86-99 percent. Therefore, it is possible to increase efficiency only 3 percent by management improving.

JEL:Q12

"Key words:" Production Function, Return to Scale, Technical Efficiency, Maize and Kohgilouye-va-Boyerahmad.

[1] - Former Student of Islamic Azad University of Science and Research branch of Khuzestan respectively and Assistant professor of Agriculture and Natural Resources University of Ramin-e-Khuzestan
ahmadreza1378@yahoo.com