تعیین اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید با استفاده از تابع تولید تصادفی تعمیم یافته: مطالعه موردی چغندرقند کاران استان فارس

Determination of inputs effects on production risk by use of generalized stochastic production function: case study of sugar beet farmers in Fars province

محمد نقشینه فرد[۱]،حمید محمدی[۱]، مهرداد باقری[۱]، فرشید کفیل زاده[۱]،سیامک پیش بین [۱]و امیر برجیان[۱]

م. نقشینه فرد،ح. محمدی، م. باقری، ف. کفیل‌زاده، س. پیش بین و ا. برجیان. ۱۳۸۵ تعیین اثر نهاده‌ها بر ریسک تولید با استفاده از تابع تولید تصادفی تعمیم یافته: مطالعه موردی چغندرقند کاران استان فارس. **چغندرقند ۲۲(۱): ۱۰۰-۹۰**

چکیده

هدف این مطالعه، تعیین تاثیر نهاده‌ها بر ریسک تولید زارعین چغندرکار استان فارس بوده که در سال ۱۳۸۳ به اجرا درآمد. داده‌های مورد استفاده از ۱۲۰ نفر از چغندرکاران استان مذکور با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای تصادفی به دست آمده است. نتایج مطالعه نشان داد که نهاده‌های سم، کودحیوانی، بذر و آب دارای تاثیر معنی‌داری بر تغییرات تولید داشته و نهاده‌های نیروی کار، کودشیمیایی و ماشین‌آلات بر ریسک تولید اثر معنی‌دار نداشتند. هم چنین نتایج مربوط به برآورد جزء قطعی تابع تولید نشان داد که کلیه متغیرها بجز کودحیوانی دارای تأثیر معنی‌داری روی میانگین تولید چغندرقند هستند. مقدار ضریب تبیین در برآورد تابع تولید تصادفی تعمیم یافته، جزء تصادفی و قطعی تابع تولید محصول به ترتیب ۸۶/.، ٤٦/. و ۸۹/. به دست آمد.

واژه‌های کلیدی: استان فارس، تابع تولید تصادفی تعمیم یافته، چغندرقند، ریسک تولید، ضریب تبیین، نهاده‌ها

۱ - اعضاء هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی جهرم اعضاء هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد یاسوج

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

کشاورزی در کشورهای در حال توسعه، فعالیتی توأم با ریسک است. تولیدات کشاورزی ذاتاً ریسک‌پذیرهستند به این معنی که تحت شرایط نامطمئن جوی و محیطی تولید می‌شوند. وقتی کشاورزان ریسک‌گریز باشند (که معمولاً این گونه هستند) نهاده‌های کنترل‌پذیر را به گونه‌ای که اثرات ریسک را کاهش دهد، به‌کار می‌برند. بنابراین، منظور کردن ریسک در مدل‌های تحلیل رفتار کشاورزان حائز اهمیت است. کاربرد قواعد اقتصاد نئوکلاسیکی در کشاورزی سنتی، از طرف بسیاری از پژوهشگران مورد انتقاد واقع شده است. بنابراین لازم است که در مدل‌سازی رفتار کشاورزان، فرض‌های واقعی‌تری در نظر گرفته شود. به باور هیزل و نورتن (Hazzel and Norton 1986) توجه به ریسک و ابعاد آن در تحلیل‌های اقتصاد کشاورزی، موجبات غنای این مطالعات می‌شود. از طرف دیگر به اعتقاد هارداکر، پندی و پتن (Hardaker,Pandy and Patten 1991) ریسک جزء لاینفک هر نوع برنامه ریزی بویژه تصمیمات در سطح کشاورزی است. عامل ریسک باعث می‌شود که تولیدکنندگان در فرآیند تولید علاوه بر هدف حداکثر کردن سود، اهدافی مانند حداقل کردن نوسانات در آمد، کسب سود مطمئن و تأمین مصارف خود مصرفی را در نظر بگیرند. میزان استفاده از نهاده‌های مختلف یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر سطح ریسک تولید است. علاوه بر آن ریسک تولید ممکن است از ناحیه پذیرش تکنولوژی جدید باشد. استفاده از تکنولوژی مدرن معمولاً باعث تغییرپذیری و بالنتیجه ریسک و عدم حتمیت بیشتر می‌گردد. به اعتقاد سانخایان (1988 Sankhayan) ریسک تولید تحت تأثیر عوامل مختلف تولید است. وی نهاده‌ها را به سه گروه، شامل نهاده‌های تصمیم‌گیری، نهاده‌های از پیش تعیین شده و نهاده‌های ریسکی متعدد، که در زمان تصمیم‌گیری برای مدیر نامشخص بوده و مدیرهیچ کنترلی بر روی آن‌ها ندارد، تقسیم می‌کند.

تکنولوژی‌های جدید و برنامه توسعه روستایی در صورتی موفقند که در راستای دیدگاه‌های ریسکی طبقات مختلف زارعین باشند. برای این منظور لازم است که رفتار ریسکی کشاورزان تعیین شده و اثرات آن بر روی تصمیم‌گیری به صورت کمی بیان شود، با این حال لازم است که در رابطه تولیدی بهره‌برداران، اثر ریسک استفاده از نهاده‌های مختلف تولید در نظر گرفته شود.

استفاده از روش‌های متداول که فرض اصلی آن‌ها بر قطعیت می‌باشد، باعث برآوردگرهای غیرواقعی در تجزیه و تحلیل عواملی هم‌چون سطح زیر کشت، مقدار تولید و درآمد خالص محصولات ریسکی‌تر می‌گردد. بنابراین ریسک نه تنها متأثر از عوامل قیمت، پدیده‌های بازار، شرایط آب و هوایی و سیاست‌های دولت است، بلکه تحت تأثیر استفاده از نهاده‌های جدید نیز می‌باشد.

Archive of SID
www.SID.ir

در بررسی اثرات نهاده‌های مختلف تولید بر ریسک، در صورت استفاده از توابع متداول هم‌چون کاب داگلاس و ترانسندنتال (متعالی)، اثر یک نهاده بر واریانس تولید، مانند تأثیر آن بر متوسط تولید است. این توابع دارای محدودیت‌های زیادی هستند و مؤید این نکته می‌باشند که افزایش یک نهاده، باعث افزایش ریسک تولید می‌گردند. درنتیجه استفاده از این توابع به صورت معمول در بررسی نهاده‌هایی که اثراتشان باعث کاهش ریسک تولید می‌گردد، گمراه‌کننده است.

برای بررسی اثرات ریسک نهاده‌های تولید، هر تابع تولید باید دارای دو قسمت باشد، یک جزء که اثر نهاده را بر میانگین تولید نشان می‌دهد و جزء دیگر که اثر نهاده، را بر واریانس تولید توضیح می‌دهد. تابع تولید مناسب، تابعی است که جمله پسماند در آن به صورت جمع‌پذیر باشد.

جاست و پوپ (Just and Pope 1979) با استفاده از تابع تولید تصادفی تعمیم یافته این دو را مستقل از هم معرفی کردند. ساسمال (*Sasmal* 1993) با استفاده از تابع تصادفی تعمیم یافته، اثرات نهاده‌های بذر، نیروی کار، کودهای شیمیایی و آفت‌کش را بر میانگین و واریانس تولید مورد ارزیابی قرار داد. نتایج مطالعه فوق نشان داد که نهاده‌های نیروی کار و بذر مناسب باعث کاهش در واریانس تولید و نهاده کود باعث افزایش در ریسک تولید می‌گردند. به عبارت دیگر تاثیر نهاده‌های مختلف تولید بر میانگین واریانس تولید، مستقل از یکدیگر هستند.

مواد و روش‌ها

الف)تئوری تحقیق

تجزیه و تحلیل تابع تولید معمولی نظیر کاب – داگلاس و ترانسندنتال (متعالی) و غیره محدودیت‌های را بر توزیع احتمال تولید وارد می‌کنند و در نتیجه تأثیر ریسک نهاده‌ها را به طور غیرمستقیم اریب‌دار می‌سازند. کاربرد تابع کاب_ داگلاس به شکل معمول خود اثر نهاده‌ها را بر ریسک تولید (واریانس تولید) به صورت صعودی نشان می‌دهد که به دنبال آن سطح بهینه مصرف نهاده‌ها و مقدار تولید افزایش می‌یابد. این در حالی است که اثر یک نهاده بر ریسک تولید ممکن است صعودی، نزولی یا ثابت باشد. استفاده از تابع تولید سنتی می‌تواند محدودیت‌های کاذبی را وارد کند که این به نوبه خود باعث می‌شود که در ارزیابی یک سیاست یا برنامه، نتایج نادرستی حاصل گردد. بدین صورت که در صورتی که مساعدت نهایی نهاده‌ها بر میانگین تولید مثبت شود، اثر نهایی آن بر ریسک تولید (واریانس تولید) نیز مثبت است. برخی از نهاده‌ها نظیر آبیاری و آفت‌کش‌ها در حالی که باعث افزایش تولید می‌شوند واریانس تولید را کاهش می‌دهند. برعکس نهاده‌هایی که در مراحل اولیه باعث افزایش در نوسانات تولید شده‌اند در مراحل بعدی ممکن است باعث خنثی شدن واریانس تولید گردند. محدودیت‌های که به وسیله تابع تولید کاب – داگلاس در شکل معمول وارد می‌شود (Just and Pope 1979).

$$y_i = A\prod x_i^{\alpha i} e^{ui}$$

Archive of SID

www.SID.ir

طوری است که کشش گشتاور iام نسبت به هر نهاده برابر با نسبتی از کشش گشتاور اول است.

$$n_{ik} = \frac{\delta \mu_i}{\delta x_k} \times \frac{x_k}{\mu_i}$$

در رابطه فوق n_{ik} کشش گشتاور iام نسبت به نهاده Kام، μ_i i امین گشتاور در حول میانگین و x_k نهاده k ام است. مقدار متوسط تولید یا $E(y)$ برابر با گشتاور اول واریانس یا ریسک تولید برابر با گشتاور دوم است.

از آن جایی که اثر عوامل تولید بر ریسک یا واریانس تولید عملا با تأثیر آن بر میانگین تولید متفاوت است، بنابراین لازم است که تابع تولید دارای انعطاف‌پذیری باشد که این دو اثر را از هم تفکیک کند. تابع تولید کاب – داگلاس در چارچوب مدل تصادفی تعمیم یافته دارای چنین مزیتی است.

این تابع دارای دو جزء است. یک جزء تصادفی که اثرات نهاده‌ها را بر ریسک تولید نشان می‌دهد و جزء قطعی که اثرات نهاده‌ها را بر میانگین تولید نشان می‌دهد. در صورتی که تابع تولید به صورت زیر باشد:

$$Y = F(X)e^{\varepsilon} \qquad E(\varepsilon) = 0$$

که در آن Y مقدار تولید، X نهاده‌های تولید و ε متغیر خطای تصادفی است.

میانگین تولید برابر است با :

$$E(Y) = F(X)E(e^{\varepsilon})$$

تغییرات مقدار تولید به تغییرات نهاده iام برابر است با :

$$\frac{\delta E(y)}{\delta X_i} = f_i(x)E(e^{\varepsilon})$$

واریانس تولید بر اساس رابطه زیر به دست می‌آید که عبارت است از :

$$V(y) = f^2(x)v(e^{\varepsilon})$$

تغییرات واریانس تولید نسبت به تغییر نهاده jام به صورت زیر است.

$$\frac{\delta v(y)}{\delta x_i} = 2 f_i(\chi_i)F(X)Ve^{\varepsilon}$$

با توجه به اینکه f_i و F هر دو مثبت هستند بنابراین با افزایش در مصرف نهاده iام واریانس تولید نیز افزایش می‌یابد. در نتیجه توابع معمولی اثر نهاده‌هایی که باعث کاهش ریسک می‌گردند را منعکس نمی‌کنند (Just and Pope 1979).

برای برطرف شدن مشکل فوق از تابع تولید در چارچوب مدل تصادفی تعمیم یافته استفاده می‌شود. ویژگی خاص این تابع آن است که نمی‌توان از قبل اثر نهاده را بر واریانس تولید با استفاده از نوع اثر آن بر میانگین تولید پیش‌بینی کرد. این تابع که در آن $h(X)$ میتواند به صورت کاب – داگلاس، متعالی، ترانسلوک و چند جمله‌ای باشد به صورت زیر است.

$$y = f(x) + h^{1/2}(x)\varepsilon$$

$$E(\varepsilon) = 0 \qquad V(\varepsilon) = 1$$

Y مقدار تولید X نهاده‌های تولید، ε جزء تصادفی است. $h(X)$ اثرات نهاده‌ها بر واریانس تولید و جزء قطعی $f(X)$ اثرات نهاده را بر میانگین تولید نشان دهد.

بنابراین اثر نهاده‌های تولید بر مقدار متوسط و ریسک (واریانس) تولید مستقل از یکدیگرند.

Archive of SID

www.SID.ir

تابع $f(x)$ نیز می‌تواند به فرم تابع کاب داگلاس، ترانسندنتال، چند جمله‌ای و... باشد. در این حالت واریانس تولید براساس مدل فوق به صورت زیر بدست می آید.

$$V(y) = E(y - E(y))^2$$
$$V(y) = E[f(x) + h^{1/2}(x)\varepsilon - f(x)]^2$$
$$V(y) = E[h^{1/2}(n)\varepsilon]^2 = h(x)E(\varepsilon^2)$$
$$V(\varepsilon^2) = 1$$
$$V(y) = h(x)$$

بنابراین $h(x)$ بیان‌گر واریانس متغیر وابسته است، در نتیجه لازم است به صورت $h^{1/2}(x)$ در تابع وارد شود.

با توجه به اینکه $h(x)$ تابعی از متغیرهای توضیحی است، این مسئله باعث می‌شود که واریانس ناهمسانی بوجود آید، که در تخمین تابع تولید باید مدنظر قرار گیرد.

به منظور برطرف ساختن مسئله واریانس ناهمسانی و تخمین سازگار ضرایب از روش سه مرحله‌ای حداقل مربعات غیرخطی (Three-step nonlinear least square) استفاده میشود.

ب) روش تحقیق

داده‌های موردنیاز مطالعه با استفاده از یک نمونه۱۲۰تایی از مزارع چغندرقند در شهرستان اقلید که یکی از مناطق تولید چغندرقند در استان فارس است در سال ۱۳۸۳ جمع‌آوری شد. برای این کار از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای به صورت تصادفی استفاده گردید.

تابع تولید تصادفی تعمیم یافته مورد استفاده در این تحقیق با توجه به استفاده از تابع کاب – داگلاس به صورت زیر است.

$$f(x) = \alpha \cdot X_1^{\alpha_1} \ldots\ldots X_n^{\alpha_n}$$
$$h(x) = \beta \cdot X_1^{\beta_1} \ldots\ldots X_n^{\beta_n}$$

فرم نهایی تابع به صورت زیر می‌باشد:

$$y = \alpha_1 X_1^{\alpha_1} \ldots\ldots X_n^{\alpha_n} + h^{1/2}(X_1 \text{ و} \ldots\ldots X_n \text{ و} B)\varepsilon$$

در این تابع میزان تولید چغندرقند به عنوان متغیر وابسته و نهاده‌های سم، نیروی کار، کودشیمیایی، کودحیوانی، ماشین‌آلات، بذر و آب مصرفی به عنوان متغیر مستقل وارد مدل شده‌اند.

در تخمین معادله فوق همان طور که در قسمت تئوری تحقیق آمده است از روش سه مرحله‌ای حداقل مربعات غیرخطی استفاده گردید. با استفاده از این روش قسمت قطعی در مراحل اول و سوم و جزء تصادفی آن در مرحلهٔ دوم برآورد شد.

در مرحله اول تخمین، تابع به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$y = f(X_i \text{ و } \alpha) + \varepsilon^*$$

فرم گسترده مرحله اول تابع که در آن پارامترهای α با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی به دست می‌آید را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$y = \alpha \cdot X_1^{\alpha_1} X_2^{\alpha_2} X_3^{\alpha_3}, \ldots\ldots\ldots, X_n^{\alpha_n} + \varepsilon^*$$

در مرحله دوم تخمین جزء اخلال با استفاده از رابطه $\varepsilon^* = y - f(x \text{ و } \alpha)$ به دست می‌آید و با

Archive of SID

www.SID.ir

استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) پارامترهای B را تخمین می‌زنیم.

$$Ln|\varepsilon^*| = B_0 + B_1 Ln\ X_1 + \dots\dots + B_n Ln\ X_n + e$$

در رابطه فوق B بیان‌گر تأثیر عوامل تولید بر ریسک می‌باشد.

به منظور برطرف ساختن واریانس ناهمسانی از روش حداقل مربعات غیر خطی وزنی، استفاده شده برای این منظور ابتدا از تابعی که در مرحله دوم تخمین زده شد، مقدار ε^* را به دست می‌آوریم و تمام متغیرهای مستقل و وابسته را بر آن تقسیم می‌کنیم.

تابع فوق دارای این انعطاف‌پذیری است که بر اساس رابطهٔ

$$\frac{\delta v(y)}{\delta\ xk} = h_k(x) >< = 0$$

اثر مثبت، منفی یا خنثی نهادهٔ Kام را بر واریانس تولید نشان دهد.

در انجام این تحقیق علاوه بر استفاده از آماره‌های معمول در برآوردهای اقتصادسنجی از آماره‌های زیر نیز که با استفاده از نرم افزار *Microfit 4.1* به راحتی قابل برآورد می‌باشند استفاده شد.

۱- آماره F_{FF} = *Functional Form*: برای آزمون خطای تصریح مدل بکار می‌رود.

۲- آماره F_{SC}= *Serial Correlation*: برای آزمون خود همبستگی مدل به کار می‌رود.

۳- آماره F_H = *Heteroscedasticity*: برای آزمون واریانس ناهمسانی مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد.

نتایج و بحث

طبق جدول ۱(نتایج مرحله اول تخمین جزء قطعی تابع تولید)، مقادیر t نشان‌دهنده رابطه معنی‌دار در سطوح یک، پنج و ده درصد بین متغیرهای مختلف و تولید چغندرقند است. مقدار R^2 نشان می‌دهد که بیش از ۸۶ درصد از تغییرات تولید چغندرقند توسط متغیرهای مستقل تبیین شده است. مقدار آماره $F=\alpha_1=\dots\alpha_n=0$ نشان می‌دهدکه تابع برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار است. برای تشخیص ناهمسانی واریانس در مدل فوق آماره F_H نشان می‌دهد که در مدل برآورد شده فرضیه واریانس ناهمسانی مورد پذیرش واقع شده است که برای برطرف ساختن این مشکل از روش حداقل مربعات غیر خطی وزنی استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۳ نشان داده شده است. هم چنین آماره F_{FF} نشان می‌دهد که مدل برآورد شده مشکل خطای تصریح ندارد و فرضیه غلط بودن مدل از نظر خطای تصریح رد می‌شود. هم چنین آماره F_{SC} نشان می‌دهد که در مدل برآورد شده فرضیه خود همبستگی بین جملات پسماند رد می‌شود. نتایج تخمین تابع تولید نشان می‌دهد که سم، کودشیمیایی و کودحیوانی رابطه منفی با تولید چغندر دارند که شاید دلیل آن استفاده بیش از حد کشاورزان از این نهاده‌ها باشد.

جدول ۲، نتایج مرحله دوم برآورد جزء تصادفی تابع تولید را نشان می‌دهد. مقدار R^2 نشان می‌دهد که متغیرهای انتخاب شده برای این مدل فقط ۴۶ درصد

Archive of SID

www.SID.ir

تغییرات تولید چغندر را توضیح می‌دهند که شاید دلیل آن عوامل دیگری از جمله شرایط آب و هوایی، ضعف مدیریت زارع در مورد زمان و میزان استفاده از نهاده‌ها و دیگر عوامل زراعی، مدیریتی و اقتصادی باشد. مقدار آماره F نیز نشان می‌دهد که کل رگرسیون برآورد شده از نظر آماری در سطح یک درصد معنی‌دار است. برای تشخیص ناهمسانی واریانس در مدل فوق آماره F_H نشان می‌دهد که در مدل برآورد شده فرضیه واریانس ناهمسانی رد شده است. هم چنین آماره F_{FF} نشان می‌دهد که مدل برآورد شده مشکل خطای تصریح ندارد و فرضیه غلط بودن مدل از نظر خطای تصریح رد می‌شود. هم چنین آماره F_{SC} نشان می‌دهد که در مدل برآورد شده فرضیه خود همبستگی بین جملات پسماند رد می‌شود. طبق نتایج جدول ۲، فقط نهاده‌های سم، کودحیوانی، بذر و آب دارای تأثیر معنی‌داری بر تغییرات تولید هستند. با افزایش میزان سم مصرفی ریسک تولید نیز افزایش یافته است. کشاورز به دلیل ضعف مدیریتی با استفاده نامناسب از سم باعث آسیب رساندن به کیفیت و کمیت محصول می‌شود. هم چنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که افزایش مصرف کودحیوانی تأثیر مستقیمی بر ریسک تولید دارد، به این دلیل که چون چغندرقند جزء گیاهان ریشه‌ای می‌باشد باید کودحیوانی حداقل یکسال قبل از کشت گیاهان ریشه‌ای داده شود زیرا این کود باید تجزیه شود و در غیر این صورت باعث پوسیدگی و از بین رفتن ریشه گیاه می‌شود. میزان بذر نیز رابطه مستقیمی بر روی ریسک تولید دارد. با افزایش میزان بذر مصرفی در واحد سطح، ریسک تولید نیز افزایش یافته است به این دلیل که افزایش میزان بذر در واحد سطح باعث افت محصول در اثر تراکم بیش از حد بذر می‌شود. میزان آب مصرفی نیز رابطه مستقیمی با ریسک تولید دارد، که برای توجیه آن می‌توان گفت که چون سیکل رویشی این گیاه با فصول گرم هم زمان است، آبیاری آن در ساعتهای گرم روز باعث وارد آمدن تنش به گیاه و هم چنین در صورت طولانی شدن دوره آبیاری ریشه‌ها در خاک می پوسند. جدول ۳، نتایج مرحله سوم برآورد جزء قطعی تابع تولید چغندرقند را نشان می‌دهد. نتایج این جدول بیان‌گر درجه اهمیت و جهت اثر نهاده‌ها بر میانگین محصول چغندرقند در استان فارس می‌باشد. طبق نتایج جدول، ۸۶ درصد تغییرات تولید چغندرقند توسط متغیرهای مستقل حاضر در مدل توضیح داده شده است. مقدار آماره F نیز نشان می‌دهد که کل رگرسیون برآورد شده از نظر آماری در سطح یک درصد معنی‌دار است. برای تشخیص ناهمسانی واریانس در مدل فوق آماره F_H نشان می‌دهد که در مدل برآورد شده فرضیه واریانس ناهمسانی رد شده است. هم چنین آماره F_{FF} نشان می‌دهد که مدل برآورد شده مشکل خطای تصریح ندارد و فرضیه غلط بودن مدل از نظر خطای تصریح رد می‌شود. هم چنین آماره F_{SC} نشان می‌دهد که در مدل برآورد شده فرضیه خود همبستگی بین جملات پسماند رد می‌شود. همان طور که جدول ۳ نشان می‌دهد کلیه متغیرها بجز کود

Archive of SID

www.SID.ir

حیوانی دارای تاثیر معنی داری روی میانگین تولید چغندرقند هستند. مهمترین عوامل موثر بر روی میانگین تولید چغندر به ترتیب بذر، کود شیمیایی، ماشین آلات، آب، سم و نیروی کار می باشند. نهاده های کود شیمیایی، ماشین آلات و بذر رابطه مستقیمی با افزایش میانگین تولید دارند در حالی که افزایش نهاده‌های سم، نیروی کار، کودحیوانی و آب باعث کاهش میانگین تولید می‌شوند. نتایج فوق نشان می‌دهند که کشاورزان مورد مطالعه در زمینه استفاده از نهاده‌های سم، نیروی کار،کود شیمیایی وآب نیاز به آموزش و راهنمایی بیشتری توسط متخصصان امردارند. هم چنین پیشنهاد می‌شود که در مورد نهاده آب با استفاده از روش‌های تعیین آب بهاء اقدام به تعیین نرخ آب نمود تا به استفاده بهینه از این منبع خدادادی منجر شود.

جدول ۱ نتایج حاصل از مرحله اول تابع تولید تصادفی تعمیم یافته

Table1 The first stage results of generalized stochastic production function

T	انحراف معیار standard deviation	مقدار ضریب coefficient amount	ضرایب coefficient s	
16.97***	0.221	3.75	constant	مقدار ثابت
-3**	0.452	-1.36	pesticide	سم α_1
6.71***	0.143	0.96	labor	نیروی‌کار α_2
-8***	0.235	-2.02	chemical fertilizer	کودشیمیایی α_3
-2***	0.251	-0.52	Animal fertilizer	کود حیوانی α_4
2*	0.365	0.73	Farm machinery	ماشین آلات α_5
2.6*	0.375	0.85	Seed	بذر α_6
1.6*	0.265	0.52	Water used	آب مصرفی α_7
R^2=0.86		F =105.26***		
F_{ff} =3.237(0.585)ns		Fsc(0.649)0.869ns	F_H=16.86 ***	

***، ** و * معنی‌داری در سطح یک ، پنج و ده درصد و ns غیر معنی‌دار

*, **, *** and ns: significant at 10, 5 and 1 percent respectively and non- significant

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲ نتایج مرحله دوم تخمین تابع تولید چغندرقند (برآورد جزء تصادفی)

Table 2 The second stage result of generalized stochastic production function (estimation of the random term)

T	انحراف معیار standard deviation	مقدار ضریب coefficient amount	ضرایب coefficient s	
-4.55**	0.53	-2.41	constant	مقدار ثابت
3.58**	0.12	0.43	pesticide	سم β_1
-1.2ns	0.43	-0.56	labor	نیروی کار β_2
-1.16ns	0.96	-1.12	chemical fertilizer	کودشیمیایی β_3
4.85**	0.13	-0.63	Animal fertilizer	کودحیوانی β_4
-1.41ns	0.46	-0.65	Farm machinery	ماشین‌آلات β_5
3.55*	0.11	0.39	Seed	بذر β_6
2.58**	0.12	0.31	Water used	آب مصرفی β_7
R^2=0.46		F=25.31***		
F_{ff} =3.27(0.326)ns		Fs=0.962(0.421)	F_H=6.25(0.514)	

*** ،** و * معنی‌داری در سطح یک ، پنج و ده درصد و ns غیر معنی‌دار

*, **, *** and ns: significant at 10, 5 and 1 percent respectively and non- significant

جدول ۳ مرحله سوم برآورد جزء قطعی تابع تولید چغندرقند

Table 3 The third stage result of deterministic Sugar beet production function

T	انحراف معیار Standard deviation	مقدار ضریب coefficient amount	ضرایب coefficient s	
*4.02***	*2.61*	*10.5*	constant	مقدار ثابت
*-5.9****	*0.11*	*-0.65*	pesticide	سم χ_1
*-3.05**	*0.36*	*-1.1*	labor	نیروی کار χ_2
*3.83**	*0.12*	*0.46*	chemical fertilizer	کود شیمیایی χ_3
-1.73ns	*0.15*	*-0.41*	Animal fertilizer	کود حیوانی χ_4
*2.87**	*0.08*	*0.23*	Farm machinery	ماشین آلات χ_5
*3.6***	*0.25*	*0.9*	Seed	بذر χ_6
*-3.66***	*0.03*	*-0.11*	Water used	آب مصرفی χ_7
R^2=0.89		*F=86.54(0.01)****		
F_{ff} =5.646(0.952)ns		*Fsc=1.254(0.563)ns*	*F_H=6.802(0.425)ns*	

*** ،** و * معنی‌داری در سطح یک ، پنج و ده درصد و ns غیر معنی‌دار

*, **, *** and ns: significant at 10, 5 and 1 percent respectively and non- significant

با توجه به نتایج تاثیر نهاده‌های کودشیمیایی، کودحیوانی و ماشین‌آلات توصیه می‌شود که جایگزینی بین نهاده کودشیمیایی با کودحیوانی و ماشین‌آلات با نیروی کار صورت گیرد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع مورد استفاده: References:

ترکمانی، ج. و م. قربانی. ۱۳۷۶. تاثیر مصرف نهاده‌ها بر ریسک تولید: کاربرد تابع تولید تصادفی تعمیم یافته. مجله علوم کشاورزی ایران. ج۲۸، ۲: ۴۲-۳۷.

Harder JB, Pandey S, Patten LH (1991) Farm planning under uncertainty. Review of Market and Agricutural Economics. 59(1): 9-2

Hazzel RBR, Norton RD (1986) Mathematical Programming for Economic Analysis Agriculture. MaCMillans, New York

Just RE, pope RD (1978) Stochastic specification of production function and economic implications. Journal of Econometrics. 7(1): 67-86

Just RE, Pope RD (1979) Production function estimation and related risk considerations. American Journal of Agricultural Economics. 61(2): 276-284

Moscardi E, Pope RD (1979) Attitudes toward risk among peasants: An econometric approachs. American journal of Agricultural Economics 59: 710-716

Sankhayan PL (1988) Introduction to Economies of Agricultural Production. Prentice – Hall, New Dehlio

Sasmal J (1993) Considerations of risk in the production high – yielding variety paddy: A generalized formulation for production function estimation. Indian Journal of Agricultural Economics. 5: 20-35

Archive of SID

www.SID.ir