بررسی اقتصادی تولید ذرت در ایران

نگین حسینقلی زاده، جعفر حقیقت و رسول محمد رضایی[1]

چکیده

ذرت یکی از مهمترین دانه های روغنی در ایران و پرمحصول‌ترین غله دنیا به حساب می‌آید که در تغذیه بسیاری از مردمان جهان نقش اساسی دارد. با توجه به آمار و ارقام منتشر شده در سال های اخیر، نیاز به واردات ذرت در کشور حدود ۱.۵ میلیون تن در سال است. به این لحاظ لزوم برنامه‌ریزی بلندمدت و منسجم با هدف نیل به خودکفایی در تولید غلات غیرقابل انکار خواهد بود. لذا هدف از این مطالعه بررسی مهمترین عوامل تاثیر گذار بر تولید این محصول استراتژیک در کشورمان است که کمبود شدید مطالعات مربوط به آن، ضرورت انجام پژوهش حاضر را بیشتر نمایان می نماید.
برای دستیابی به اهداف مورد نظر، این تحقیق با در نظر گرفتن تولید ذرت ۹ استان عمده تولید کننده ذرت کشور در دوره ۹ ساله ی ۸۶- ۱۳۷۸، تکنیک داده های تلفیقی را برای تخمین تابع تولید ذرت کشور به عنوان شیوه ای در جهت عدم چشم پوشی از ناهمگنی استان ها به لحاظ بارندگی، کیفیت و مرغوبیت خاک و ... اساس کار خود قرار داده است.
نتایج نشان می دهد که تولید ذرت با متغیرهای کود شیمیایی، بذر و آب رابطه مثبت و معنی دار دارد. همچنین محاسبه کشش های عوامل تولید حاکی از مصرف غیر اقتصادی نهاده های کود شیمیایی و آب می باشد که ناشی از فعالیت بهره برداران در ناحیه سه تولیدی است. به نظر می رسد سیاست گذاری صحیح و اصولی دولت در رابطه با تولیدات بخش کشاورزی و نهاده های این بخش، از جمله نهاده هایی که مشمول یارانه بوده و نقش عمده و موثری در تولید دارند، از طریق تشویق هر چه بیشتر کشاورزان به کشت ارگانیک محصولات و در اختیار گذاشتن تسهیلات برای استفاده از روش های نوین کشت و آبیاری می تواند نقش موثری در تولید روز افزون و خودکفایی این محصول در کشور ایفا کند.

طبقه بندی JEL : C_{23}

کلمات کلیدی: تابع تولید، ذرت، پانل دیتا، ایران

مقدمه

ذرت، پس از گندم و برنج، به عنوان سومین فرآورده مهم کشاورزی در جهان، اهمیت دارد. این فرآورده کشاورزی ارزشمند، علاوه بر آنکه حدود ۷۰٪ از خوراک طیور را فراهم می آورد، دانه ای سودمند برای تولید روغن خوراکی، نشاسته و گلوکز و چندین فرآورده دیگر است (حسینی، ۱۳۸۶).

با افزایش جمعیت و نیاز روزافزون مردم به گوشت مرغ و تخم مرغ که اهمیت و جایگاه ویژه ای در سبد خانوار دارد، سطح زیرکشت ذرت در جهان به طور مداوم در حال افزایش می باشد. ذرت از لحاظ سطح زیر کشت بعد از گندم و برنج سومین گیاه زراعی مهم دنیاست. در ایران نیزکشت ذرت از اهمیت فراوانی برخوردار است. بخش مهمی از عرضه ذرت توسط واردات تأمین می شود، به حدی که میزان واردات ذرت در ایران در سال ۱۳۸۳ حدود ۱،۷۶۳،۹۹۱ تن با ارزش معادل ۲،۶۸۰ میلیارد ریال بوده است (وزارت جهاد کشاورزی).

[1] به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد گروه مهندسی اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز - دانشیاران و اعضای هیئت علمی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز
e-mail: n.hosseingholizadeh@yahoo.com

مسأله غذا و تامین آن به علت پیچیدگی، تعدد و تنوعی که در عصر حاضر به خود گرفته است در همه جا برای جمعیت آینده جهان نگران کننده شده و به ویژه در کشورهای درحال توسعه به سبب نرخ رشد بالای جمعیت و وابستگی بیشتر به محصولات غذایی صورت حادتری پیدا کرده است. به طوری که بر اساس گزارشات موجود ۲۰ درصد جمعیت جهان در حال حاضر به سوء تغذیه مزمن دچارند. انسان متفکر امروز چنانچه به طور جدی به این مسأله مهم نیاندیشد بی شک آینده ای مبهم پیش رو خواهد داشت (کلانتری، ۱۳۷۳).

بر اساس پیش بینی مرکز آمار ایران چنانچه نرخ رشد جمعیت کشور از میزان فعلی کاهش داده شود، باز هم جمعیت ایران در ۲۰ سال آینده به حدود ۱۰۰ میلیون نفر خواهد رسید که این وضعیت رشد، طبیعتاً مسائل خاصی را از نظر تغذیه و تامین آن به دنبال خواهد داشت (دشتی، ۱۳۸۵).

دستیابی به شیوه های بهره مندی از امکانات در دسترس برای نیل به ستاده بیشتر در زمانی که الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی مطرح است از یک طرف و ارزیابی تکنولوژی حاکم بر فرآیند تولید ذرت دانه ای با توجه به کمبود شدید مطالعات مربوط به آن از طرف دیگر، ضرورت انجام پژوهش حاضر را بیشتر نمایان می نماید. بررسی وضعیت تولید این محصول از اهمیت ویژه ای برخوردار است. استفاده از تابع تولید برای بررسی وضعیت تولید و برآورد پارامتر های مربوط همچون کشش تولید نسبت به هر یک از نهاده ها، ضرایب تابع و تعیین بازدهی واحد کشاورزی نسبت به مقیاس چارچوب غنی برای تجزیه و تحلیل روابط تولیدی فراهم می آورد. از جمله مطالعاتی که کارهای مشابه این تحقیق ارائه داده اند می توان به عنوان نمونه به موارد زیر اشاره کرد.

زارع (۱۳۷۶) تولید و بازاریابی انگور در استان فارس را از نظر اقتصادی مورد برر سی قرار داد. نتایج این مطالعه نشان داد که اکثر تولیدکنندگان از نهاده آب و کارگر در ناحیه اول تولید و از نهاده کود حیوانی در ناحیه دوم تولید استفاده می نمایند. ایمانی(۱۳۸۲) به تحلیل اقتصادی تولید سویا در استان مازندران، شهرستان قائم شهر پرداخته است. داده های مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه در طی دو مرحله تهیه شده است و برای تخمین تابع تولید از دو تابع کاب - دا گلاس و ترانسندنتال استفاده شده است. نتایج نشان داد که محصول مورد نظر دارای بازدهی نزولی نسبت به مقیاس است و در بین نهاده های موثر در تولید سویا بیشترین بهره وری مربوط به نهاده ی سطح زیر کشت و کمترین آن مربوط به بذر مصرفی است. موسوی و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه ای که به بررسی اثرات رفاهی حذف یارانه کود شیمیایی بر تولید کنندگان ذرت در استان فارس پرداخته است، از داده های مقطعی بهره برداران منتخب استان فارس در سال زراعی ۸۸-۱۳۷۸ استفاده و تابع سود، تابع تقاضای نهاده ها و تابع تولید این محصول برآورد و تجزیه و تحلیل گردید. نتایج نشان داد که در سطح استان فارس حذف یارانه ی کود شیمیایی به دلیل نبود حساسیت تقاضای کود شیمیایی نسبت به تغییرات قیمت آن، منجر به افزایش هزینه های تولید و کاهش سودآوری به ترتیب به اندازه ی حدود ۲۴.۸۸ و ۱۵.۵۵ درصد شده است. بنابراین توصیه می شود که سیاست های قیمتی راهکار کافی جهت بهینه نمودن میزان مصرف این نهاده نبوده و باید سیاست های مکمل و جبرانی به همراه سیاست های قیمتی در رابطه با نهاده ی یاد شده اعمال شود.

همچنین مطالعاتی در خارج از کشور نیز انجام گرفته که شامل مطالعه کالی راجان و فلین (۱۹۸۳) است که با استفاده از داده های مقطعی که از ۷۹ برنجکار در فیلیپین جمع آوری شده بود، اقدام به تخمین تابع تولید مرزی تصادفی به فرم ترانسلوگ نمودند. نتایج نشان داد که عواملی از قبیل کاشت نشا، پخش کود، سابقه کشت و تعداد شرکت در کلاس های ترویجی بر روی میزان کارایی اثر داشته اند. تادس و کریشنامورثی (۱۹۹۷) تولید برنج در تامیلنادو را مورد بررسی قرار داده اند. آمار و اطلاعات مورد نیاز با روش نمونه گیری خوشه ای تصادفی از ۶۰ زارع جمع آوری شده است. با تخمین تابع تولید به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) اثر عوامل مختلف از جمله زمین، نیروی کار، کار حیوانی، ماشین آلات، کود، بذر و دور آبیاری را بر میزان تولید محصول مورد بررسی قرار داده اند. نتایج نشان داد که از میان متغیرهای فوق، کود، بذر و نیروی کار باعث افزایش تولید شده اند.

پال و ویلفرید (۲۰۰۱) با مروری بر مصرف کود شیمیایی در آفریقا و تولید ذرت، به مطالعه عوامل تاثیر گذار بر مصرف یا عدم مصرف کود شیمیایی از طرف کشاورزان، نقش کود شیمیایی بر تولید کشاورزی، محدودیت های عرضه برای مصرف کود شیمیایی در آفریقا و بازتاب های سیاستی ناشی از آن و سیاست های یارانه ای کود شیمیایی در تولید محصولات کشاورزی در کشورهای در حال توسعه پرداختند و چنین پیشنهاد کردند که در کشورهایی که مصرف کود شیمیایی بالایی دارند، علی الخصوص کشورهای در حال توسعه، بکارگیری اهداف سیاستی بلند مدت تا حذف کامل یارانه های کود شیمیایی می تواند موثر واقع شود.

روش تحقیق

یکی از مسائل مهمی که در برآورد توابع تولید مورد توجه می باشد، شکل تابعی است که به عنوان رابطه ریاضی بین متغیرها مورد استفاده قرار می گیرد. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که خطا در انتخاب شکل تابع و متغیرهای آن همواره از منابع اصلی خطای تصریح در اقتصاد سنجی بوده و در واقع خطاهای عمده اندازه گیری رفتار تولیدکننده، خطای مربوط به تعیین فرم توابع است که شامل از قلم افتادن متغیرهای مهمی که بر تعیین پارامترهای الگوهای رفتاری تاثیر می گذارند، می باشد و بدیهی است منظور نکردن یک یا چند متغیر مهم و یا وارد کردن یک یا چند متغیر غیر ضروری، نتایج نامطلوبی به بار خواهد آورد. از طرفی دیگر لازم به ذکر است که پارامترهای حاصل از مدل های مختلف تولید در امر سیاست گذاری مسئولین اهمیت زیادی داشته و بنابراین دقت عمل فراوانی در تعیین فرم توابع تولید لازم می باشد (عزیزان، ۱۳۸۴). اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه از نوع داده های تلفیقی[1] برای سال های زراعی ۸۶-۱۳۷۸ می باشد که از وزارت جهادکشاورزی جمع آوری شده است. قبل از ورود به بحث تخمین، در ابتدا ایستایی متغیرها بررسی شده است.

در این بخش ایستایی داده های مربوط به کل استان ها را از طریق ریشه واحد در پانل آزمون می کنیم. در حالت کلی پنج آزمون جهت بررسی ریشه واحد در پانل وجود دارد، مهمترین آنها که در نرم افزار Eviews6 نیز تعبیه شده اند، به ترتیب زیر هستند(خزایی، ۱۳۸۷):

۱. آزمون لوین، لین و چو(LIC)
۲. آزمون ایم، پسران و شین(IPS)
۳. آزمون برتونگ
۴. آزمون فیشر – ADF و فیشر - PP که توسط مادالا و وو (۱۹۹۹) و چوی (۲۰۰۱) ارائه شده است[2].
۵. آزمون هدری.

به منظور برآورد تابع تولید، از میان ۴ شکل تابعی عمومی انعطاف پذیر نظیر: ترانسلوگ، درجه دوم تعمیم یافته، کاب - داگلاس، ترانسندنتال که بیشترین کاربرد را در مطالعات اقتصادی در سطح جهان در ارتباط با محصولاتی نظیر ذرت دارند، شکل تابع ترانسلوگ به عنوان بهترین فرم تابع تولید ذرت، در محیط نرم افزار Eviews6 به روش Pool برآورد و انتخاب شده است. که جدول (۱) انواع فرم های تابعی انعطاف پذیر اشاره شده و خصوصیات آن ها را نشان می دهد. برای انتخاب مناسبترین فرم تابع تولید از معیارهای رایج انتخاب مدل از جمله R^2،$\overline{R}^2$، تعدد ضرایب معنی دار و مطابقت و سازگاری علامت ها و مقادیر پارامترهای تابع و کشش ها با نظریه های اقتصادی و غیره استفاده گردیده است.

[1] Panel Data
[2] Fisher-type tests using ADF and FF tests (Maddala and Wu (1999) and choi(2001))

جدول (۱) فرم کلی توابع انعطاف پذیر برآوردشده در مطالعه

نام تابع		تعداد پارامترها
ترانسلوگ	فرم تابعی: $\ln(Y)=\alpha+\sum_{i=1}^{n}\beta_i \ln(X_i)+1/2\sum_{i=1}^{n}\gamma_{ii}(\ln X_i)^2+\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=2}^{n}\gamma_{ij}(\ln X_i)(\ln X_j)$ E_{x_i}ام i تکشش نهاده: $(\beta_i+\beta_{ii}(\ln X_i)+\sum_{j=2}^{n}(\ln X_i))$	½(n + 1)(n + 2)
ترانسندنتال	فرم تابعی: $Y=\alpha\prod_{i=1}^{n}X_i^{\beta i}e^{\gamma i * xi}$ E_{x_i}ام i تکشش نهاده: $((\beta_i/X_i)+\gamma_i)*X_i$	2n + 1
درجه دوم تعمیم یافته	فرم تابعی: $\ln(Y)=\alpha+\sum_{i=1}^{n}\beta_i X_i+1/2\sum_{i=1}^{n}\gamma_{ii}(X_i)^2+\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=2}^{n}\gamma_{ij}(X_i)(X_j)$ E_{x_i}ام i تکشش نهاده: $(\beta_{i+\gamma_{ii}}(x_i)+\sum_{j=2}^{n}\gamma_{ij(x_j)})(x_i/y)$	½(n + 1)(n + 2)
کاب داگلاس	فرم تابعی: $Y=\prod_{i=1}^{n}X_i^{\beta^i}$ E_{x_i}ام i تکشش نهاده: β_i	n + 1

مدل Panel برخلاف مدل Pool برای هرکدام از واحدها یک عرض از مبدا جداگانه ای تخمین می زند که این اختلاف عرض از مبدا یا اثرات انفرادی را می توان به صورت متغیرهای موهومی[1] بیان کرد، به عبارت دیگر یک روش متداول در فرمول بندی کردن مدل داده های تلفیقی، بر این فرض استوار است که اختلاف بین واحدها را می توان به صورت تفاوت عرض از مبدا نشان داد و بنابراین در رابطه (۱) هر x_i یک پارامتر ناشناخته ایست که باید برآورد شود، به فرض که x_i و y_i شامل T مشاهده برای واحد iام باشند و ε_{it} بردار جزء اخلال باشد. γ_0 عرض از مبدا واحد پایه می باشد. مدل توصیف شده را به فرم زیر می توان نشان داد:

$$Y_{it}=\gamma_0+\sum_{i=1}^{n}\gamma_i D_i+\sum_{j=1}^{m}\beta_j X_{jit}+\varepsilon_{it} \qquad (۱$$

D_i متغیر موهومی واحد iام می باشد که برای واحد iام مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر به حساب می آید.

آزمون معنی داری اثرات ثابت (آزمون F)

برای انتخاب روش تخمین از بین اثرات مشترک[2] و اثرات ثابت[3] از آزمون F استفاده می کنیم. به طور کلی در روش داده های پانل لازم است در ابتدا همگن یا ناهمگن بودن افراد (واحدها) مورد آزمون قرار گیرد. در صورتی که واحدها همگن باشند به سادگی می توان از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده[4] (اثرات مشترک) استفاده کرد، در غیر این صورت استفاده از روش اثرات ثابت ضرورت دارد; به عبارت دیگر لازم است معنی داری اثرات ثابت ویا معنی داری همزمان متغیرهای مجازی که در بالا اشاره شد با توجه به رابطه (۲) که به آزمون F معروف است، انجام شود:

[1] Dummy Variables
[2] Common Effects
[3] Fixed Effects
[4] Pooled Least Square

$$F_{(N-1,NT-N-K)} = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2)/(N-1)}{(1-R_{UR}^2)/(NT-N-K)} \qquad (۲$$

در رابطه (۲) N تعداد مقاطع مورد بررسی می باشد. N-1 تعداد محدودیت ها در مدل مقید و یا به عبارتی درجه آزادی مدل مقید می باشد. K تعداد متغیرهای توضیحی و T تعداد مشاهدات در طول زمان است. روش اثرات ثابت به عنوان مدل غیر مقید (UR) و مدل Pooling به عنوان مدل مقید (R) می باشد. به این ترتیب، R_{UR}^2ضریب تعیین مربوط به مدل غیر مقید و R_R^2 ضریب تعیین مربوط به مدل مقید می باشد. فرضیات مربوط به این آزمون را به صورت زیر می توان تعریف کرد که رد فرضیه صفر بیانگر معنی داری اثرات ثابت و استفاده از روش اثرات ثابت می باشد (*green 2002*).

H_0 : استان ها دارای عرض از مبدا یکسان هستند.

H_1: استان ها عرض از مبدا متفاوت دارند.

در نهایت کشش های عوامل تولید محاسبه و تفسیر گشته است. کشش تولیدی نهاده ها در توابع انعطاف پذیر تابعی از سطح مصرف نهاده ها و در مواردی سطح تولیدی است. بر اساس عرف موجود در این گونه مطالعات، کشش های مذکور در میانگین سایر عوامل محاسبه می شوند.

با توجه به این که فرم تابع تولید مورد مطالعه از نوع ترانسلوگ می باشد، کشش تولیدی نهاده iام همان گونه که در جدول (۱) نیز بیان شد، به فرم زیر قابل تعریف می باشد:

$$E_{Pi} = (\beta_i + \beta_{ii}(\ln X_i) + \sum_{j=2}^{n}(\ln X_i))$$

بحث و نتیجه گیری

همانطور که بیان گردید، در ابتدا مانایی لگاریتم طبیعی کلیه متغیرهای مورد استفاده در مدل آزمون شد. نتایج نشان داد تمامی متغیرها در سطح ایستا می باشند. با توجه به مباحث مطرح شده، چهار نوع تابع تولید انعطاف پذیر به صورت توابع بیان شده در جدول (۱)، برای پنج نهاده ی کود شیمیایی (X_f) ، بذر (X_s)، آب (X_w)، نیروی کار (X_l) و سم (X_p)، تخمین زده شده است که به عنوان جایگزین های اولیه برای بیان رابطه بین عوامل تولید و مقدار تولید ذرت در کشور انتخاب شدند. نتایج حاصل از برآورد به همراه آماره های t بدست آمده برای هر یک از ضرایب و همچنین آماره های R^2 و D.W و F مربوط به هر یک از معادلات در جدول (۲) آورده شده است:

جدول (۲) نتایج برآورد توابع تولید به صورت Pool طی سال های ۱۳۸۶-۱۳۷۸

پارامتر ها	تابع ترانسلوگ		تابع ترانسندنتال		تابع درجه دوم		تابع کاب داگلاس	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
INTERCEPT	-۲۷۳.۲۸*	-۳.۵۲	۰.۴۲	۰.۰۲۴	-۶۸۴۹۹.۴۹	-۰.۲۸	۱۱.۵۹*	۵.۲۲
X_f	-	-	-۰.۰۰۱	-۰.۳۳	-۲۱۵.۸۴	-۰.۵۵	-	-
X_s	-	-	۰.۰۱۸	۰.۴۰	۸۰۷۳.۶۳	۰.۸۳	-	-
X_w	-	-	-۰.۰۰۰۷	-۱.۶۴	-۲۴۲.۴۸*	-۲.۴۴	-	-
X_l	-	-	۰.۰۰۰۲	۱.۶۳	۷۵۵.۷۴	۰.۵۹	-	-
X_p	-	-	۰.۱۵*	۳.۲۴	۱۴۰۸۱۲.۲*	۴.۴۸	-	-
$\ln X_f$	۴۸.۱۲*	۲.۸۶	۲.۵۵	۰.۸۴	-	-	۰.۷۸*	۲.۴۶
$\ln X_s$	۶۸.۰۲*	۳.۳۸	-۰.۷۰	-۰.۳۷	-	-	-۰.۰۸	-۰.۳۹
$\ln X_w$	۹.۵۰*	۳.۵۶	-۰.۴۹*	-۲.۰۴	-	-	-۰.۹۳*	-۹.۷۹
$\ln X_l$	-۱۱.۵۸*	-۳.۸۲	-۰.۱۵	-۰.۹۸	-	-	۰.۰۲	۰.۲۰
$\ln X_p$	-۱.۲۵	-۱.۱۹	۰.۱۴*	۲.۳۳	-	-	۰.۳۱*	۵.۵۰
$\left(\frac{1}{2}\right)\ln X_f^2$	-۲.۶۳	-۱.۱۸	-	-	-	-	-	-
$\left(\frac{1}{2}\right)\ln X_s^2$	-۳.۱۸	-۱.۷۵	-	-	-	-	-	-
$\left(\frac{1}{2}\right)\ln X_w^2$	-۰.۴۶*	-۲.۸۷	-	-	-	-	-	-
$\left(\frac{1}{2}\right)\ln X_l^2$	۰.۰۳	۰.۳۴	-	-	-	-	-	-
$\left(\frac{1}{2}\right)\ln X_p^2$	۰.۱۰*	۵.۶۳	-	-	-	-	-	-
$\left(\frac{1}{2}\right)X_f^2$	-	-	-	-	۱.۱۰*	۲.۲۹	-	-

ادامه جدول (۲)

$\left(\frac{1}{2}\right)X_s^2$	-	-	-	-	-۷۱.۱۹	-۰.۷۰	-	-
$\left(\frac{1}{2}\right)X_w^2$	-	-	-	-	۰.۲۴*	۵.۵۲	-	-
$\left(\frac{1}{2}\right)X_l^2$	-	-	-	-	۰.۰۹	۰.۸۵	-	-
$\left(\frac{1}{2}\right)X_p^2$	-	-	-	-	-۱۵۹۲۲.۲*	-۴.۹۸	-	-
$\ln X_f . \ln X_s$	-۸.۵۳*	-۳.۵۶	-	-	-	-	-	-
$\ln X_f . \ln X_w$	-۱.۱۶*	-۲.۸۳	-	-	-	-	-	-
$\ln X_f . \ln X_l$	۱.۷۴*	۳.۶۵	-	-	-	-	-	-
$\ln X_f . \ln X_p$	۰.۲۷	۱.۷۴	-	-	-	-	-	-
$X_f . X_s$	-	-	-	-	-۸.۰۶	-۰.۶۸	-	-
$X_f . X_w$	-	-	-	-	-۰.۱۹	-۱.۶۱	-	-
$X_f . X_l$	-	-	-	-	-۱.۴۸	-۰.۶۷	-	-
$X_f . X_p$	-	-	-	-	-۶۸.۲۳	-۱.۸۷	-	-
R^2	۰/۸۱		۰/۶۷		۰/۷۳		۰/۶۲	
D.W	۱/۱۶		۱/۰۹		۱/۰۶		۱/۲۳	
Prob(F-statistic)	(۲۰/۵۶) ۰/۰۰۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰۰۰	

مأخذ: یافته های تحقیق

* معنی داری ضرایب در سطح ۵٪

طبق نتایج به دست آمده به نظر می رسد که بهترین مدل برای تولید ذرت از بین فرم های تابعی برآورد شده در بالا، تابع تولید ترانسلوگ می باشد. طبق مطالعات پیشین، تابع ترانسلوگ هر سه ناحیه تولیدی را نشان می دهد و تولید نهایی در آن فزاینده، کاهنده و یا منفی است. به علاوه مشتق اول این تابع محدودیتی از نظر علامت ندارد(حسین زاد، ۱۳۸۳).

تابع تولید ترانسلوگ برای حالت تک محصولی با پنج نهاده (نیروی کار، بذر، کود شیمیایی، آب و سم) به صورت زیر تعریف می شود:

$$\ln(Y) = \alpha + \sum_{i=1}^{5}\beta_i \ln(X_i) + 1/2\sum_{i=1}^{5}\gamma_{ii} (\ln X_i)^2 + \sum_{i=1}^{1}\sum_{j=2}^{5}\gamma_{ij} (\ln X_i)(\ln X_j) \qquad (۴$$

توجه به آماره F نشان می دهد که رگرسیون در سطح بالایی معنی دار می باشد که مقدار ۲۰/۵۶ برای آن موید این مطلب می باشد. ضریب تعیین این تابع ۰/۸۱ بدست آمد، به این مفهوم است که ۸۱ درصد تغییرات تولید ذرت توسط متغیرهای برون زای مدل توضیح داده می شود. در مورد آماره دوربین واتسون ذکر این نکته ضروری می نماید که با وجود بدست آمدن مقدار ۱/۱۶ برای این آماره، هرچند این رقم نشان دهنده عدم وجود همبستگی سریالی بین اجزای اخلال در مدل نیست.

اما همانطور که در مطالعات قبلی نیز مشاهده گردیده است، اصولا همبستگی سریالی در داده های تلفیقی مشکل چندانی ایجاد نکرده لذا نتایج مدل قابل استفاده خواهد بود (رشیدقلم، ۱۳۸۸).

مدلی که در این مرحله بدست می آید، به نام مدل اثرات مشترک می باشد که تصریح آن طبق رابطه (۴) به فرم زیر می باشد:

$$\ln y = -273.28 + 48.12\ln X_f + 68.02\ln X_s + 9.50\ln X_w - 11.58\ln X_l - 1.25\ln X_p - 2.63(\ln X_f)^2 - 3.18(\ln X_s)^2 - 0.46(\ln X_w)^2 + 0.03(\ln X_l)^2 + 0.10(\ln X_p)^2 - 8.53(\ln X_f).(\ln X_s) - 1.16(\ln X_f).(\ln X_w) + 1.74(\ln X_f).(\ln X_l) + 0.27(\ln X_f).(\ln X_p) \quad (۵$$

اما همان گونه که بیان شد، در مدل Pool ضرایب متغیرها و عرض از مبدا ها برای تمامی استان-ها یکسان در نظر گرفته می شود اما این محدودیت باعث می شود رابطه حقیقی میان تولید ذرت و نهاده-های تولیدی تحریف گشته و به خوبی به نمایش گذاشته نشود. بنابراین همان طور که در مقدمه ذکر شد، از آنجا که عوامل متعددی همچون عوامل اقتصادی، اقلیمی و... در استان های مختلف متفاوت می باشد، در مرحله بعد این تفاوت ها به وسیله مدل Panel بررسی می گردد.

جدول (۳) نتایج تخمین تابع تولید به صورت Panel

متغیرهای توضیحی	ضرایب	آماره t
INTERCEPT	-۱۴۷.۹۹	-۳.۱۵۷
$\ln X_f$	۲۲.۰۴	۲.۱۱
$\ln X_s$	۴۵.۱۰	۳.۹۱
$\ln X_w$	۳.۵۷	۲.۱۸
$\ln X_l$	-۰.۳۳	-۰.۱۷
$\ln X_p$	-۰.۲۲	-۰.۳۳
$\left(\frac{1}{2}\right)\ln X_f^{\,2}$	۰.۰۳۶	۰.۰۲
$\left(\frac{1}{2}\right)\ln X_s^{\,2}$	-۲.۰۵	-۲.۳۳
$\left(\frac{1}{2}\right)\ln X_w^{\,2}$	۰.۰۱۳	۰.۱۳
$\left(\frac{1}{2}\right)\ln X_l^{\,2}$	۰.۰۱۸	۰.۵۰
$\left(\frac{1}{2}\right)\ln X_p^{\,2}$	۰.۰۵۴	۴.۴۱
$\ln X_f.\ln X_s$	-۵.۶۸	-۳.۸۸
$\ln X_f.\ln X_w$	-۰.۵۷	-۲.۳۶
$\ln X_f.\ln X_l$	۰.۰۴۰	۰.۱۳

ادامه جدول (۳)

$ln\ X_f .ln\ X_p$	۰.۰۷۲	۰.۷۱
Fixed Effects (Cross)		
_K-C	۰.۰۶۱۳۶۷	
_KSH-C	۰.۹۶۵۲۱۶	
_F-C	۱.۹۴۵۷۰۰	
_G-C	۰.۰۱۹۴۷۶	
_H-C	-۰.۷۱۵۱۴۷	
_Y-C	-۱.۳۲۹۷۲۰	
_KH-C	۱.۰۸۲۳۰۶	
_SI-C	-۰.۹۵۸۸۴۵	
_ES-C	-۱.۰۷۰۳۵۲	
R^2	۰/۹۷	
D.W	۱/۳۸	
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰۰۰	

مأخذ: یافته های تحقیق

بنابراین مدل اثرات ثابت که مدل اصلی پانل ما محسوب می گردد، به فرم زیر می باشد:

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln}Y &= 0.06 + 0.96D_1 + 1.94D_2 + 0.19D_3 + \ldots - 1.07D_8 + 22.04\ln X_f \\ &+45.10\ln X_s + 3.57\ln X_w - 0.33\ln X_l - 0.22\ln X_p + 0.36(\ln X_f)^2 \\ &-2.05(\ln X_s)^2 + 0.13(\ln X_w)^2 + 0.18(\ln X_l)^2 + 0.54(\ln X_p)^2 - 5.68(\ln X_f).(\ln X_s) \\ &-0.57(\ln X_f).(\ln X_w) + 0.40(\ln X_f).(\ln X_l) + 0.72(\ln X_f).(\ln X_p)\end{aligned} \quad ($$

همان طور که ملاحظه می گردد در این تخمین برای هر استان یک عرض از مبدا جداگانه بدست آمده است که مقدار ثابت عرض از مبدا این مدل مربوط به استان کرمان با مقدار ۰/۰۶ می باشد. و چنانچه $D_1 = 1$ باشد، مشاهدات مربوط به کرمانشاه بوده و در غیر این صورت صفر می باشد و برای بقیه متغیرهای موهومی نیز بدین ترتیب تفسیر می گردد. سوالی که در این مرحله به ذهن می رسد این است که، کدام یک از دو مدل برآورد شده ارجح تر است؟مدل (۵) یا مدل (۶)... که پاسخ آن با انجام آزمون F داده می- شود.

مقدار F به صورت زیر محاسبه می شود:

$$F = \frac{(0.97 - 0.81)/8}{(1 - 0.97)/58} = 38.66 \quad (۷$$

مقدار F برای درجه آزادی برابر ۳۸.۶۶ می باشد که بالطبع از مقدار F جدول برای درجه آزادی (۵۸و۸) بیشتر بوده و در نتیجه فرضیه صفر که استان ها دارای عرض از مبدا یکسان هستند، رد می شود و روش اثرات ثابت پذیرفته می شود.

در این مرحله از تحقیق ذکر یک نکته بسیار مهم حائز اهمیت می باشد. در حالت برآورد اثر تصادفی، مقدار مقاطع باید زیادتر از تعداد متغیرها باشد. در غیر این صورت با پیام خطا مواجه خواهیم شد (اشرف زاده، ۱۳۸۸). لذا با توجه به این که در

این مطالعه نیز تعداد متغیرها بیشتر از تعداد مقاطع یا استان ها می باشد، با این حالت مواجه می شویم. بنابراین در همین مرحله کار را متوقف کرده و تخمین به روش اثرات ثابت را می پذیریم و نیازی به انجام آزمون هاسمن برای انتخاب بین دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی نیست.

انتخاب روش اثرات ثابت دو دلیل مهم دارد(Jhonston, 1997):

۱- اگر مدل واقعی آثار تصادفی باشد و به اشتباه با آثار ثابت تخمین زده شود، تخمین سازگار[1] است. اما اگر مدل واقعی آثار ثابت باشد و به اشتباه با آثار تصادفی تخمین زده شود، تخمین سازگار نیست. بنابراین اصل احتیاط حکم می کند که این نوع روش تخمین به کار گرفته شود.

۲- وقتی تعداد مقاطع (Cross) کمتر از تعداد ضریب مورد تخمین باشد، استفاده از آثار تصادفی ممکن نیست.

نتایج محاسبه کشش های عوامل تولید طبق رابطه (۳) برای تعیین عوامل تاثیر گذار بر تابع تولید ذرت کشور و نشان دادن میزان نقش هر یک از نهاده ها را در افزایش یا کاهش تولید، در جدول (۴) آورده شده است.

جدول (۴) نتایج محاسبه کشش های عوامل تولید ذرت

نهاده	کود شیمیایی	بذر	آب	نیروی کار	سم
کشش جزئی تولید	-۲.۷۳	۲/۷۸	-۰/۵۱	۰/۳۸	۰/۱۱

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج حاصل از محاسبه کشش عوامل تولید نشان می دهد که کشش تولیدی نهاده کود شیمیایی منفی می باشد. به این مفهوم که یک درصد افزایش در مصرف نهاده کود شیمیایی تولید را به میزان ۲.۷۳ درصد کاهش می دهد. این مطلب نشان می دهد که بهره برداران عملا در ناحیه سه تولیدی (ناحیه غیر اقتصادی) فعالیت می کنند و به عبارتی از این نهاده بیش از حد مطلوب در مزارع ذرت استفاده به عمل می آورند. دلیل این مسئله از بعد اقتصادی را می توان مربوط به قیمت این نهاده دانست، چرا که کود شیمیایی از جمله نهاده های مشمول یارانه می باشد که با دریافت یارانه از جانب دولت قیمت آن کاهش یافته و از قیمت واقعی خود دورتر می شود. بنابراین کشاورزان به راحتی این نهاده را خریداری کرده و بیش از حد لزوم مورد استفاده قرار می دهند. لذا می توان چنین نتیجه گیری کرد که چنانکه یارانه این نهاده کاهش و یا حذف گردد، می توان در آینده شاهد استفاده مطلوب و اقتصادی آن در ناحیه دو تولیدی از جانب کشاورزان و نهایتا افزایش تولید ذرت در کشورمان باشیم.

همچنین مقدار عددی کشش آب برابر با ۰/۵۱- بدست آمده است که نشان می دهد ذرت کاران در استفاده از این نهاده نیز اقتصادی عمل نمی کنند و در ناحیه سه تولیدی قرار دارند. بنابراین باعث هدر رفتن بی رویه این نهاده ارزشمند در مزارع می شوند.

کشش بذر ۲/۷۸ محاسبه شد که نشان می دهد به ازای یک درصد تغییر در مصرف بذر، تولید ذرت ۲/۷۸ درصد تغییر خواهد یافت. بنابراین این نهاده نقش موثری در تولید ایفا می کند و تولید در ناحیه یک تولیدی انجام می شود.

برای نیروی کار مقدار ۰/۳۸ بدست آمد که به معنی افزایش ۰/۳۸ درصدی تولید در اثر هر یک درصد افزایش در بکار گیری نیروی کار می باشد.

کشش تولید عامل سم برابر ۰/۱۱ می باشد که نشان می دهد یک درصد افزایش در مقدار مصرف این نهاده، تولید را ۰/۱۱ درصد افزایش می دهد. سم جز نهاده های یارانه ای نمی باشد و بنابراین استفاده مطلوب و بجا از آن توسط کشاورزان دور از انتظار نیست.

[1] Consistent

نتیجه گیری

۱. بهترین تابع تولید برای محصول ذرت کشور براساس آزمون F، تابع تولید ترانسلوگ با اثرات ثابت می باشد.

۲. طبق نتایج به دست آمده از تخمین تابع تولید ذرت کشور، ضرایب نهاده های کود شیمیایی، بذر، آب و نیروی کار اثر معنی دار بر تولید این محصول استراتژیک دارند و تابع تولید برآورد شده دارای بازدهی نزولی نسبت به مقیاس می باشد.

۳. نتایج نشان می دهد که علامت کشش ها با نظریه های اقتصادی سازگار بوده و کاملا مطابقت دارد که خود بیان کننده انتخاب درست تابع تولید و استفاده بجا از داده های تلفیقی در مقابل داده های مقطعی و یا سری زمانی محض می باشد.

۴. در تخمین مدل مورد نظر این مطالعه، بر اساس مشاهدات استانی، باید ناهمگنی استان ها را در نظر گرفت. همان طور که مشاهده می شود اگر بدون توجه به این امر تابع تولیدی تخمین زده شود، برآوردها به طور چشم گیری متفاوت از واقعیت می گردند. (مقایسه روش اثرات مشترک و روش اثرات ثابت).

پیشنهادات

۱. بر اساس نتایج مشخص می شود که ذرت کاران از نهاده آب بیش از حد استفاده می کنند که بایستی تدابیری جهت کاهش مصرف این نهاده ارزشمند اتخاذ گردد. لذا پیشنهاد می گردد برای استفاده اصولی از این نهاده با استفاده از سیستم های آبیاری پیشرفته زمینه لازم جهت سرمایه گذاری فراهم شود.

۲. اهمیت استفاده از کود شیمیایی جایگاه خود را در بین زارعین یافته است. اما باید عنوان نمود، تاثیر منفی استفاده از کود مخصوصا در سال های مورد مطالعه، اشاره به تغییر نگرش، هم در توزیع و هم در استفاده از آن دارد. به نظر می رسد که وقت آن رسیده است کود بر مبنای قیمت بازاری توزیع شود تا تفکر مبتنی بر بازدهی بیشتر به دنبال استفاده بیشتر از کود منتفی گردد.

۳. افزایش سطح آگاهی تولید کنندگان و افزایش خدمات ترویجی منجر به استفاده بهینه از نهاده های کشاورزی به خصوص کود شیمیایی می گردد.

منابع

اشرف زاده، ح. و مهرگان، م. (۱۳۸۷) اقتصاد سنجی پانل دیتا. موسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران، ص ۳۸.

ایمانی، ا .(۱۳۸۲) تحلیل اقتصادی تولید سویا در استان مازندران: مطالعه موردی در شهرستان قائم شهر. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.

حسین زاد، ج و سلامی، ح. (۱۳۸۳) انتخاب تابع تولید برای برآورد ارزش اقتصادی آب کشاورزی (مطالعه موردی تولید گندم). اقتصادکشاورزی و توسعه، سال دوازدهم، شماره ۴۸.

حسینی، س. ص. و س. عابدی. (۱۳۸۶) ارزیابی نقش مؤلفه های بازار و سیاست های دولت در تعیین قیمت ذرت در ایران. مجله اقتصاد کشاورزی، جلد۱، شماره ۱.

خزایی، م. (۱۳۸۷) سرمایه گذاری مستقیم خارجی و ارزش افزوده بخش نفت (مورد مطالعه کشورهای منتخب عضو اوپک). پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

دشتی، ق. (۱۳۸۵) بررسی ماهیت و رشد تغیر تکنولوژی در صنعت دامداری ایران. رساله دکتری اقتصاد کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران.

رشید قلم، م. (۱۳۸۸) آثار حذف یارانه نهاده های کشاورزی بر تولید چغندر قند در کشور. دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.

زارع، ش. (۱۳۷۶) بررسی اقتصادی تولید و بازاریابی انگور در استان فارس. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

عزیزان، ع. و سلامی، ح. (۱۳۸۴) انتخاب فرم مناسب تابع تولید برنج در ایران. پنجمین کنفرانس دو سالانه اقتصاد کشاورزی ایران، زاهدان، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

کلانتری، ع. (۱۳۷۳) منابع غذایی و افزایش جمعیت، ضرورت رشد هماهنگ. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره6 .

موسوی، ن. و همکاران. (۱۳۸۸) بررسی اثرات رفاهی حذف یارانه ی کودشیمیایی بر تولیدکنندگان ذرت استان فارس. مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۱، شماره ۴.

وزارت جهاد کشاورزی، هزینه تولید محصولات کشاورزی، سال های مختلف.

Heisey, P W, and Mwangi, W. (2001). Fertilizer Use And Maize Production In Sub-Saharan Africa. Economics Working Paper, International Maize and Wheat Improvement Center (CIMMYT), Mexico.

Jhonston, J. & J. Dinardo (1997). Econometric Methods, Mc Graw-Hill,

Kalarijan, k.p. and J.C. Flinn (1983). the Measurement of Farm Specific Technical Efficiency, Pakistan Journal, Fapplied Economics, 2:167-180.

Tadesse, B. and S. Krishnamoorthy (1997). Technical Efficiency In Paddy Farm of Tamil Nadu: An Analysis Based on Farm Size and Ecological Zone Agricultural Economics 16:158-192.

Economical Survey of the Maize Production In Iran

Negin Hosseingholizadeh , Dr. Jafar Haghighat and Dr. Rassul Mohammad rezaei[1]

Abstract

Maize is one of the major oilseeds in Iran and considered as the most productive corn of the world that has fundamental role in nutrition of many people around the world. According to figures published in recent years, the country need to maize import in country is about 1.5 million tons a year. To this viewpoint, the need for long-term planning and consistent with the objective of achieving self-sufficiency in grain production will be undeniable. However, the aim of this study is to examine the most important factors affecting production of this strategic product in the country. The importance of this paper is obvious as the studies about it, is very bound in recent years.

To achieve the desired objectives, this research, with regard to maize production in nine major maize-producing provinces of the country in nine-year period 1999-2007, has based panel data technique as its work to estimate maize production function of Iran, in order not to ignore the of the provinces from the point of heterogeneity of the rainfall, soil quality has its work

Results show that maize production has a significant positive relationship with variables fertilizer, seed and water. Also, calculating the partial elasticity of production factors indicates non-economic consumption of fertilizer and water that is due to acting farmers in the third area. It seems, government accurate and consistent policy in relation to agricultural products and inputs, especially those inputs that receive subsidies and have significant role in production, by encouraging farmers more and more to grow organic products and providing them facilities for the use of new methods of cultivation and irrigation can play an effective role in increasing production and self-sufficiency in corn in this country.

JEL Classification: C_{23}

Keywords: Production function, Maize, Panel data, Iran

[1] Postgraduate Student of Agriculture Economy, Iran-Tabriz University - Professor of Department of Agriculture Economy, Iran-Tabriz University - Professor of Department of Agriculture Economy, Iran-Tabriz University.
Email: n.Hosseingholizadeh@yahoo.com