

تخمین تابع تولید بخش کشاورزی ایران

اسماعیل فلاحی^۱ - دکتر صادق خلیلیان^۲

چکیده:

محدوده‌ی به‌کارگیری توابع تولید، بسیار گسترده بوده و ماهیت تابع تولید از نقطه‌نظر برنامه‌ریزی و توسعه‌ی اقتصادی، مهم و جزء لاینفک برنامه‌ریزی اقتصادی است. با تخمین تابع تولید کشاورزی و اطلاعات حاصل از آن می‌توان توان تولیدی بخش کشاورزی را مشخص نموده و آن را با عملکرد واقعی بخش، مورد مقایسه قرار داد. این قیاس، امکان ریشه‌یابی و شناسایی مشکلات کلان موجود در این بخش را فراهم نموده و درک جامعی از عوامل اصلی شکل‌دهنده‌ی آن فراهم می‌سازد. برآورد تابع تولید، همچنین این امکان را فراهم می‌آورد که نقش و اهمیت هر یک از نهاده‌های تولید، به‌تفکیک، مشخص شود. بدین ترتیب هرگونه تصمیم‌گیری و سیاستگذاری در ارتباط با میزان به‌کارگیری نهاده‌ها، جانمایی بین آن‌ها، محاسبه‌ی بهره‌وری جزئی و کل نهاده‌های تولید، قیمت‌گذاری نهاده‌ها و به‌طور کلی برنامه‌ریزی تولید و تدوین استراتژی‌های توسعه، امکان‌پذیر خواهد بود. بنابراین، بسیاری از مشکلات و مسائل گریبان‌گیر بخش کشاورزی با اطلاعاتی که از برآورد تابع تولید به‌دست می‌آید، قابل حل خواهد بود. در مطالعه‌ی حاضر، در ابتدا به‌منظور سازگار نمودن آمارهای مورد استفاده با تعریف تابع تولید و اجتناب از مواجهه با اریب ضرایب، اقدام به برآورد تولید بالقوه (به جای استفاده از تولید بالفعل) گردیده، سپس با به‌کارگیری فرم تبعی کاب-داگلاس، و با مد نظر قرار دادن مسائل مربوط به داده‌های سری زمانی، به تخمین تابع تولید بخش کشاورزی ایران طی دوره‌ی 1383-1346 پرداخته شده است. مهم‌ترین نتایج حاصل از برآورد الگو حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و فرآورده‌های نفتی بر تولید بخش کشاورزی بوده به‌طوری‌که ضرایب برآورد شده برای عوامل تولید یادشده، به ترتیب برابر $3/34$ ، $0/17$ و $0/46$ بوده است.

واژگان کلیدی:

ایران، تابع تولید، کشاورزی، هم‌انباشتگی

¹ - دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

² - دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

بیان مسأله:

تخمین تابع تولید، یک موضوع مورد علاقه‌ی جهانی بوده (Shao *et al.*, 2001) و معروفیت رهیافت تابع تولید، توسط ازدیاد مطالعات تجربی و روش‌شناختی که در دو دهه‌ی اخیر بر پایه‌ی این روش صورت گرفته، مورد تأیید واقع شده است (Thiam *et al.* 2001). و به عقیده‌ی سینگ، رهیافت تابع تولید، مهم‌ترین روش در بین تمام روش‌های مورد استفاده در اقتصاد تولید می‌باشد (Singh, 1986).

محدوده‌ی به‌کارگیری توابع تولید، بسیار وسیع بوده و در زمینه‌هایی مانند تعیین کارایی (Hu and McAleer, 2005; Kumbhakar and Tsionas, 2006)، اندازه‌گیری بهره‌وری (Gerdin, 2002; Mamatzakis, 2003)، بازدهی نسبت به مقیاس (Singh, 1986)، توزیع درآمد (Heady and Dillon, 1961)، جانمایی بین نهاده‌ها (Singh, 1986)، اثر مقیاس (Zuleta, 2004)، الگوی بهینه‌ی تجارت بین‌المللی و بین منطقه‌ای (Heady and Dillon, 1961)، تعیین بازدهی تحقیقات در بخش کشاورزی (Fan, 2000)، استراتژی‌های آبیاری (Rao *et al.*, 1998; Datta *et al.*, 1998) و غیره مورد استفاده واقع می‌شود.

ماهیت تابع تولید از نقطه‌نظر برنامه‌ریزی و توسعه‌ی اقتصادی، مهم بوده و جزء لاینفک برنامه‌ریزی اقتصادی است (Lat, 1972). با تخمین تابع تولید کشاورزی و اطلاعات حاصل از آن می‌توان تولیدی بخش کشاورزی را مشخص نموده و آن را با عملکرد واقعی بخش، مورد مقایسه قرار داد. این قیاس، امکان ریشه‌یابی و شناسایی مشکلات کلان موجود در این بخش را فراهم نموده و درک جامعی از عوامل اصلی شکل دهنده‌ی آن فراهم می‌سازد. برآورد تابع تولید، همچنین این امکان را فراهم می‌آورد که نقش و اهمیت هر یک از نهاده‌های تولید، به تفکیک، مشخص شود. بدین ترتیب هرگونه تصمیم‌گیری و سیاستگذاری در ارتباط با میزان به‌کارگیری نهاده‌ها، جانمایی بین آن‌ها، محاسبه‌ی بهره‌وری جزئی و کل نهاده‌های تولید، قیمت‌گذاری نهاده‌ها و به‌طور کلی برنامه‌ریزی تولید و تدوین استراتژی‌های توسعه، امکان‌پذیر خواهد بود.

بنابراین، بسیاری از مشکلات و مسائل گریبان گیر بخش کشاورزی با اطلاعاتی که از برآورد تابع تولید به دست می آید، قابل حل خواهد بود.

در مطالعه‌ی حاضر، میزان فرآورده‌های نفتی در کنار نهاده‌های نیروی کار و موجودی سرمایه‌ی مورد استفاده در بخش کشاورزی به‌عنوان متغیرهای مستقل و ارزش افزوده‌ی بالقوه‌ی بخش کشاورزی به‌عنوان متغیر وابسته‌ی مدل لحاظ شده است.

بر اساس تعریف، تابع تولید بیانگر حداکثر محصول ممکن از نهاده‌های تولید می‌باشد (مایس، 1370؛ Baumol, 1982; Intriligator *et al.*, 1996)؛ به عبارت دیگر، تابع تولید، رابطه‌ی فنی بین حجم تولید و عوامل تولید را در شرایط اشتغال کامل نهاده‌ها نشان می‌دهد که به‌عنوان حداکثر کارایی نهاده‌های تولید تفسیر می‌شود. بنابراین تابع تولید نشان‌دهنده‌ی استفاده‌ی کار^۱ از عوامل تولید است که در صورت ناکارایی عوامل تولید، مقدار تولید بالفعل^۲ و تولید بالقوه^۳، برابر نخواهد بود. از آن جا که در بخش کشاورزی کشور، ظرفیت‌های بلااستفاده وجود دارد لذا تولید کشاورزی، تولید بالقوه نبوده و بهره‌گیری از اطلاعات آماری موجود، موجب آریب ضرایب می‌شود؛ بنابراین به‌منظور سازگاری با تعریف تابع تولید و اجتناب از مواجهه با آریب ضرایب، نیازمند محاسبه‌ی تولید بالقوه (به جای تولید بالفعل) خواهیم بود. مطالعه‌ی حاضر با رعایت این نکته، در پی رفع این نقیصه نیز برآمده است.

همچنین استفاده از روش برآورد OLS برای فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده، ساکن (ایستا یا پایا یا مانا)^۴ هستند. اما بسیاری از محققان بر این باورند که اکثر متغیرهای سری زمانی در اقتصاد، غیرساکن هستند. گرنجر و نیوبولد (Granger and Newbold, 1974) با استفاده از تکنیک شبیه‌سازی نشان می‌دهند که به‌کارگیری روش حداقل مربعات بین متغیرهای غیرساکن می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای به همراه داشته باشد؛ زیرا در صورتی که متغیرهای الگو،

¹ - Efficient Use

² - Actual Production

³ - Potential Production

⁴ - Stationary

غیرساکن باشند، گرچه ممکن است پارامترهای برآورد شده از روش OLS دارای آماره‌ی t معنی‌دار باشند و از آماره‌ی F و ضریب تعیین R^2 بالایی برخوردار باشند، اما به دلیل این‌که برآورد حداقل مربعات، دیگر از توزیع نرمال استاندارد تبعیت نمی‌کند، استنباط آماری بر اساس آماره‌های معمول، نادرست خواهد بود.

فیلیپس و لورتان و استاک و واتسون در مطالعات خود نشان می‌دهند که در صورت غیرساکن بودن متغیرهای الگو، برآوردگر حداقل مربعات، ناسازگار خواهد بود و ممکن است نتیجه به یک رگرسیون کاذب (ساختگی یا جعلی)¹ (Spurious regression) بینجامد (Stock and Watson, 1988; Philips and Loretan, 1991).

در مطالعه‌ی حاضر، به منظور اطمینان از عدم دستیابی به رگرسیون کاذب، از روش هم‌انباشتگی (همگرایی یا همجمعی یا همجمع بستگی)² انگل - گرنجر (Engle and Granger, 1987) استفاده شده است.

پیشینه‌ی تحقیق:

اولین کار تجربی در زمینه‌ی برآورد تابع تولید به مطالعه‌ی مشترک کاب و داگلاس برمی‌گردد. این دو محقق، در سال 1928 اقدام به برآورد تابع تولید بخش صنعت آمریکا برای سال‌های 1899-1922 نمودند. این تابع به صورت کامل، تابع تولید سه ناحیه‌ای نئوکلاسیک‌ها را نشان نمی‌دهد. این شکل از تابع تولید برای بخش صنعت کشورهای استرالیا، ولز جنوبی جدید و زلاندنو نیز به کار برده شد. تابع کاب - داگلاس به صورت زیر است:

$$Q = AK^\alpha L^\beta \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق، Q ، K و L به ترتیب معرف تولید، نهاده‌ی سرمایه و نهاده‌ی نیروی کار، A ضریب فنی و α و β به ترتیب معرف کشش تولیدی سرمایه و نیروی کار می‌باشند. که اگر از دو طرف رابطه - ی (1) لگاریتم بگیریم، داریم:

¹ - Spurious regression
² - Cointegration

$$\text{Log}Q = \text{Log}A + \alpha\text{Log}K + \beta\text{Log}L \quad (2)$$

در این تابع، مجموع کشش‌های تولید سرمایه و نیروی کار برابر با یک بوده که معرف بازدهی ثابت به مقیاس می‌باشد. کاب و داگلاس در مطالعات تکمیلی خود، کشش تولید نیروی کار را برای کشورهای آمریکا، استرالیا، ولز جنوبی جدید و زلاندنو به ترتیب 0/75، 0/71، 0/86 و 0/51 برآورد کردند. اختلاف هر یک از این ارقام با عدد یک، نشان‌دهنده‌ی کشش تولیدی سرمایه می‌باشد. نتایج به‌دست آمده حاکی از اهمیت و نقش قابل توجه نیروی انسانی در تولید صنعتی کشورهای ایالات متحده، استرالیا و ولز جنوبی جدید می‌باشد. در صورتی که نیروی انسانی در زلاندنو نقش کم‌تری را ایفا می‌کند. اهمیت کار کاب و داگلاس را می‌توان در عدم دخالت عامل پیشرفت فنی دانست که تا آن زمان تحت عنوان یک عامل پسماند یاد می‌شد (Cobb and Douglas, 1928).

در سال 1989، لائو و یوتوپولوس، اقدام به تخمین تابع تولید کشاورزی با استفاده از داده‌های مقطع عرضی 43 کشور و سه سال (1960، 1970 و 1980) کردند. آن‌ها تابع تولید لگاریتمی ترانسندنتال را جهت تخمین، مورد استفاده قرار دادند که نتایج نشان داد که بازدهی نسبت به مقیاس ثابت نبوده و با کاربرد ماشین آلات افزایش می‌یابد (Lau and Yotopoulos, 1989).

اوزابان کوگلو، در مطالعه‌ی خود، تابع تولید گندم را برای بعضی از استان‌های ترکیه با به‌کارگیری داده‌های سالیانه‌ی دوره‌ی 1963-89 برآورد نمود. متغیرهای توضیحی در این بررسی، شامل سطح زیرکشت، کود و بارندگی بود. نتایج این مطالعه نشان داد که کشش‌های تولید نهاده‌ها کمتر از یک و ضریب تابع کشش‌پذیر است. بنابراین می‌توان با افزایش میزان مصرف نهاده‌ها، تولید گندم را افزایش داد (Ozsabuncuoglu, 1998).

در سال 2002، گردین، اقدام به تخمین تابع تولید بخش کشاورزی کنیا کرد. وی فرم تبعی ترانسلوگ و داده‌های سری زمانی سال‌های 1964 تا 1996 را به‌کار گرفت. در این تابع، محصول - به صورت لگاریتمی - به‌عنوان متغیر وابسته‌ی مدل و نیز نهاده‌های واسطه، سرمایه، نیروی کار، و زمان - در شکل لگاریتمی - به‌عنوان متغیرهای مستقل لحاظ شده است. وی نتیجه می‌گیرد که در سال‌های

1964-1973، رشد متوسط محصول متجاوز از 4 درصد بوده ولی طی دوره‌ی 1988-1996 به 1/2 تنزل یافته است. همچنین سرمایه بیش‌ترین سهم را در رشد محصول داشته و نرخ رشد متوسط نهاده‌های واسطه کاهش یافته و در دوره‌ی 1988-96 منفی شده و نیروی کار کم‌ترین تأثیر را در رشد داشته است (Gerdin, 2002).

جعفرزاده نجار در سال 1374، با استفاده از تعداد 300 داده‌ی مقطعی پرسشنامه‌های طرح هزینه‌ی تولید اداره‌ی کشاورزی خراسان و نیز آمارهای سری زمانی طی سال‌های 1373-1359، توابع عملکرد و سطح زیر کشت گندم را در استان خراسان تخمین زد. نتایج مطالعه‌ی وی نشان داد که بهترین مقدار مصرف کود و بذر در کشت آبی، به ترتیب 430 و 235 کیلوگرم در هکتار و در کشت دیم به ترتیب 85 و 94 کیلوگرم در هکتار می‌باشد. همچنین بهترین میزان بارندگی در کشت آبی 256 میلی‌متر و در کشت دیم 335 میلی‌متر می‌باشد (جعفرزاده نجار، 1374).

هژبرکیانی و واردی در مطالعه‌ی خود بیان داشته‌اند که در برآورد تابع تولید کل، به‌طور معمول از دو نهاده‌ی موجودی یا انباره‌ی سرمایه و همچنین نیروی کار استفاده می‌شود. یکی از نهاده‌های مهمی که نادیده گرفتن آن در تابع تولید می‌تواند اریب جدی در برآورد پارامترهای تابع ایجاد کند، نهاده‌ی انرژی است. در این مطالعه، اثر نهاده‌ی انرژی، در کنار دو نهاده‌ی موجودی سرمایه و نیروی کار در بخش‌های مختلف اقتصادی بررسی و آزمون شده است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که عامل انرژی در کنار دو عامل مهم دیگر تولید، یعنی نیروی کار و موجودی سرمایه، بسیار بااهمیت است و تأثیر مستقیم بر سطح تولید دارد (هژبرکیانی و واردی، 1379).

هژبرکیانی و رنجبری طی مطالعه‌ای تحت عنوان " بررسی رابطه‌ی دراز مدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی"، به برآورد تابع تولید درازمدت بخش کشاورزی ایران مبادرت نموده‌اند. دز این مطالعه از فرم تبعی کاب- داگلاس به‌منظور برازش مدل استفاده شده است. نتایج بررسی حاکی از آن است که در بخش کشاورزی رابطه‌ی درازمدت بین تولید و نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی با ویژگی‌های مطلوب آماری وجود دارد. ضریب نهاده‌ی انرژی همانند دیگر ضرایب از

نظر آماری معنی‌دار بوده و اثر درخور توجهی بر تولید بخش کشاورزی دارد (هژبرکیانی و رنجبری، 1380).

روش‌شناسی تحقیق:

در مطالعه‌ی حاضر، به‌منظور محاسبه‌ی تولید بالقوه در بخش کشاورزی، از روشی ترکیبی استفاده شده است که در واقع تلفیقی از دو روش "رشد تولید واقعی"^۱ و "خط روند بین اوج‌های تعدیل شده"^۲ است.

در این روش ابتدا نمودار پراکنش مقادیر تولید بالفعل را برای دوره‌ی مورد مطالعه رسم می‌کنیم، سپس از طریق مشاهده‌ی نقاط در نمودار و آزمون و خطا، با توجه به یکی از معیارهای ضریب تعیین^۳ یا مجموع مجذور خطا^۴، به برازش بهترین تابع بر مقادیر تولید واقعی مبادرت می‌نماییم. در مرحله‌ی بعد با فرض این که نقاط اوج زمانی ترسیم شده، معرف سال‌هایی است که منابع با ظرفیت کامل به-کارگرفته شده‌اند، تابع برازش شده را به‌نحوی به‌سمت بالا منتقل می‌کنیم که تمامی نقاط بر روی تابع برازش شده در بالای نقاط تولید بالفعل قرار گیرند. بدین منظور، ابتدا اختلاف تولید بالفعل برازش شده را از تولید بالفعل (تولید بالفعل منهای تولید بالفعل برازش شده) محاسبه نموده، سپس بیش-ترین میزان اختلاف مذکور (بزرگ‌ترین عدد به دست آمده از این عملیات) را به ارقام تولید بالفعل برازش شده برای تمامی سال‌ها اضافه می‌نماییم؛ ارقام حاصل بیانگر میزان تولید بالقوه خواهند بود.

برآورد تابع تولید، یکی از مسائل اساسی در اقتصادسنجی کاربردی بوده (Intriligator *et al.*, 1996) و انتخاب فرم تبعی مناسب به‌عنوان یکی از مشکل‌ترین بخش‌ها در هر کار تجربی به‌شمار می‌آید (Fan, 2000).

برخی از مطالعات به موضوعات اساسی در ارتباط با متغیرها و فرم‌های تبعی تابع تولید و به‌طور اخص، تابع تولید کشاورزی پرداخته‌اند (Kaneda, 1982; Barelli and Pessoa, 2003).

¹ - Actual Production Trend Method

² - Modified Trend Through Peaks Method

³ - R-Square (R^2)

⁴ - Sum of Squared Errors

فرم تابعی کاب- داگلاس (Cobb and Douglas, 1928) یکی از گسترده‌ترین فرم‌های تابعی مورد استفاده در برآوردهای تجربی است (Douglas, 1948; Heady and Dillon, 1961; Walters, 1963; Nerlove, 1965; Samuelson, 1979).

به‌تبع استفاده‌ی گسترده از این تابع در برآوردهای تجربی به‌ویژه در بخش کشاورزی، در مطالعه‌ی حاضر نیز از این فرم تابعی به‌منظور برآورد تابع تولید استفاده خواهد شد^۱. بدین منظور، تابع را به

$$Q = A.L^{\alpha_1}.K^{\alpha_2}.(Oil)^{\alpha_3} \quad \text{صورت زیر تعریف می‌نماییم:}$$

(3)

در رابطه‌ی (3)، L معرف نیروی کار، K موجودی سرمایه (به قیمت‌های ثابت سال 1376 و برحسب میلیارد ریال)، Oil میزان فرآورده‌های نفتی مورد استفاده (بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام) و Q ارزش افزوده‌ی بالقوه (به قیمت‌های ثابت سال 1376 و برحسب میلیارد ریال) در بخش کشاورزی می‌باشد.

به‌منظور برآورد تابع (3) به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، لازم است فرم غیرخطی این تابع را با لگاریتم‌گیری از طرفین این رابطه، به فرم لگاریتمی تبدیل نمود:

$$\ln Q = \ln A + \alpha_1 \ln L + \alpha_2 \ln K + \alpha_3 \ln(Oil) \quad (4)$$

همچنین چنانچه گفته شد، به‌منظور اطمینان از عدم دستیابی به رگرسیون کاذب از روش هم-انباشتگی انگل- گرنجر استفاده شده است. روش آزمون انگل- گرنجر (EG) و انگل- گرنجر تعمیم یافته (AEG)^۲ به این ترتیب است که ابتدا رگرسیون الگوی مورد نظر [رابطه‌ی (4)] را به‌روش OLS برآورد می‌کنیم و جملات خطای آن را به‌دست می‌آوریم. سپس به‌روش دیکی- فولر (DF) یا دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)^۳، پایایی جملات خطا را آزمون می‌کنیم. اگر جملات خطا پایا

³ - شایان ذکر است که در مطالعه‌ی حاضر، فرم تابعی مذکور، نسبت به فرم‌های دیگر، برازش بهتری را از الگو نشان داد.

² - Engle-Granger and Augmented Engle-Granger Tests

³ - Dickey-Fuller and Augmented Dickey-Fuller Tests

باشند، آن‌گاه نتیجه‌گیری خواهیم کرد که متغیرهای مورد بحث، هم‌انباشته هستند و بنابراین با رگرسیون کاذب مواجه نخواهیم بود.

آمارهای مورد نیاز مطالعه‌ی حاضر، از حساب‌های ملی بانک مرکزی (آمار تولید)، ترازنامه‌ی انرژی وزارت نیرو (آمار مربوط به فرآورده‌های نفتی)، معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری (آمار نیروی کار) و نیز سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور¹ (آمار سرمایه) تهیه شده و دوره‌ی مورد بررسی، از سال 1346 تا 1383 بوده است. همچنین در برآوردها و آزمون‌های مورد نیاز، از بسته‌ی نرم‌افزاری Eviews5 استفاده شده است.

نتایج و بحث:

چنانچه در بخش‌های پیشین عنوان گردید، به‌منظور برآورد تابع تولید، نیازمند میزان تولید بالقوه (به جای تولید بالفعل) خواهیم بود. با توجه به روشی که در قسمت روش‌شناسی تحقیق به آن پرداخته شد، در تحقیق حاضر، تابع درجه دوم در بین سایر فرم‌های تبعی دیگر، دارای R^2 بالاتری بوده (0/99) و بنابراین برازش مورد نظر، با به‌کارگیری این فرم، صورت پذیرفته است. با در نظر گرفتن این فرم تبعی به صورت:

$$AVA = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 \quad (5)$$

که در آن، AVA ارزش افزوده‌ی واقعی (بالفعل) در بخش کشاورزی و t بیانگر زمان است، نتایج رگرسیون این تابع در جدول 1 خلاصه گردیده است.²

³ - لازم به ذکر است که سازمان نامبرده منحل شده و در حال حاضر، معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری مشغول به فعالیت است.

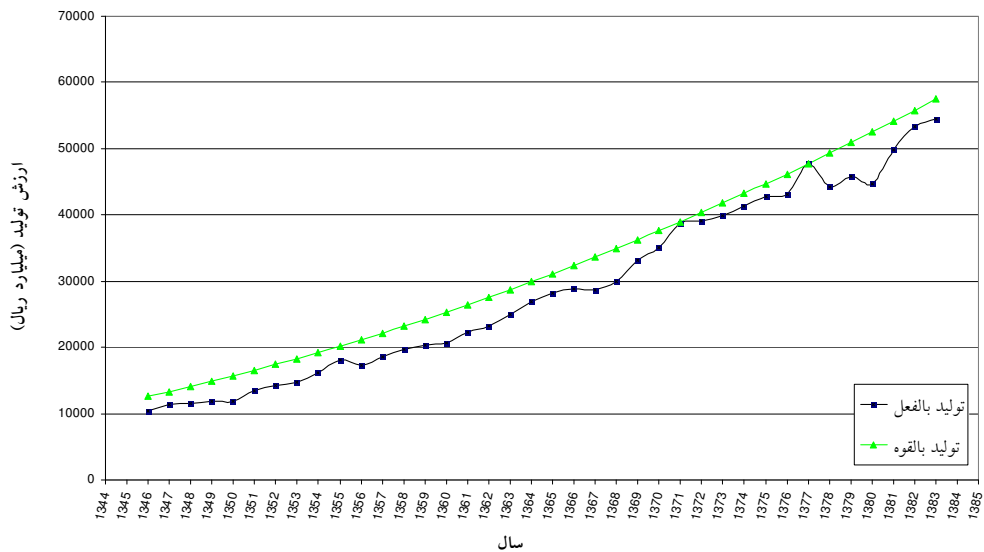
¹ - گفتنی است که مدل اولیه، دارای مشکل خودهمبستگی بین اجزای اخلاص بوده، که نتایج ارائه شده در جدول 1 پس از مرتفع نمودن این مشکل، ارائه گردیده است.

جدول 1- نتایج رگرسیون تابع درجه دو

D. W.	R^2	آماره‌ی F	t^2	t	عرض از مبدأ	متغیر / شرح
2/02	0/99	1213/525	13/24	-34932/46	23032518	ضریب
			3/33	-3/22	3/11	آماره‌ی t
		99 درصد	99 درصد	99 درصد	99 درصد	سطح معنی‌داری

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نهایت، تولید بالقوه (در قیاس با تولید بالفعل) به صورت منحنی ارائه شده در نمودار 1 درآمد و بایستی از ارقام سری زمانی تولید بالقوه به جای تولید بالفعل – به‌عنوان متغیر وابسته در رابطه‌ی (3) – استفاده شود.



نمودار 1- تولید بالفعل و تولید بالقوه‌ی بخش کشاورزی ایران به قیمت‌های ثابت سال 1376 طی دوره‌ی 1346-1383 (میلیارد ریال)

اکنون با در اختیار داشتن داده‌های مقتضی، قادر به برآورد تابع تولید خواهیم بود. در ابتدا پایایی متغیرهای الگو را مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این بررسی نشان داد که متغیرهای $\ln L$, Oil , K , L

و $\ln Oil$ نامانا بوده که با یکبار تفاضل گیری مانا شده‌اند؛ به عبارت دیگر، متغیرهای یادشده، انباشته از مرتبه‌ی اول $[I(1)]$ هستند. همچنین متغیر $\ln K$ ، ایستا $[I(0)]$ می‌باشد.

نتایج برآورد OLS رگرسیون الگوی (4)، در جدول 2 ارائه شده است.¹

جدول 2- نتایج رگرسیون الگوی لگاریتمی کاب- داگلاس

D.W.	R^2	آماره‌ی F	$\ln Oil$	$\ln K$	$\ln L$	عرض از مبدأ	متغیر شرح
1/41	/99 0	710/79	0/46	0/17	3/34	-42/67	ضریب
			39/22	9/53	19/44	-17/02	آماره‌ی t
		99 درصد	99 درصد	99 درصد	99 درصد	99 درصد	سطح معنی‌داری

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آن جا که بر اساس بررسی انجام شده اکثر متغیرهای الگو، ایستا نبوده بنابراین ممکن است رگرسیون صورت پذیرفته‌ی حاصل از روش OLS، کاذب بوده و بنابراین نتایج ارائه شده‌ی حاصل از رگرسیون نامعتبر باشند، لذا به منظور تحقیق صحت نتایج رگرسیون، به انجام آزمون انگل- گرنجر - که به تشریح آن در بخش روش‌شناسی تحقیق پرداخته شد- مبادرت شده است. مقدار آماره‌ی t محاسباتی در آزمون انگل- گرنجر تعمیم یافته برابر 4/14- بوده که در قیاس با مقدار t جدول در سطح معنی‌داری 95 درصد که برابر 3/55- بر هم‌انباشته بودن الگوی معادله‌ی (4) صحه گذاشته و بنابراین نتایج ارائه شده در جدول 2، معتبر خواهد بود.

به طوری که از جدول 2 برمی‌آید، ضرایب مربوط به متغیرهای $\ln L$ ، $\ln K$ و $\ln Oil$ ، مطابق انتظار، مثبت و در سطح معنی‌داری 99 درصد، معنی‌دار بوده و مقدار آماره‌ی F نیز معنی‌داری کل الگو را در سطح معنی‌داری 99 درصد تأیید می‌کند. همچنین مقدار $R^2 = /99$ نیز قدرت بالای توضیح‌دهندگی الگوی برآورد شده را نشان داده و بیانگر این است که 99 درصد از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل مدل توضیح داده شده است.

¹ - شایان ذکر است که مدل اولیه، دارای مشکلات خودهمبستگی بین اجزای اخلاص و واریانس ناهمسانی آن‌ها بوده، که نتایج ارائه شده در جدول 2 پس از مرتفع نمودن این مشکلات، ارائه گردیده است.

بر اساس نتایج به دست آمده، پارامترهای تخمینی الگو برای متغیرهای نیروی کار، سرمایه و فرآورده‌های نفتی در بخش کشاورزی ایران، به ترتیب برابر 0/17، 3/34 و 0/46 محاسبه شده است که همگی در سطح 99 درصد معنی دار می‌باشند. این امر نشان‌دهنده‌ی اثر مستقیم و معنی‌دار نهاده‌های یادشده بر سطح تولید بخش کشاورزی است.

نظر به این که ضرایب برآورد شده‌ی مربوط به هر نهاده در تابع کاب- داگلاس، بیانگر کشش جزیی تولید آن نهاده بوده، لذا مقادیر برآورد شده‌ی هر یک از ضرایب، به عنوان کشش جزیی تولید نهاده‌ی مورد نظر نیز قابل تفسیر است.

منابع:

- 1- امینی، ع.ر. و ح.م. نشاط (1385)، برآورد آمارهای سری زمانی موجودی سرمایه‌ی ثابت به تفکیک بخش‌های اقتصادی در دوره‌ی زمانی (83-1338)، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، معاونت امور اقتصادی و هماهنگی، دفتر اقتصاد کلان، گروه بازار کار - ویرایش دوم.
- 2- امینی، ع.ر.، ح.م. نشاط و م.ر. اصلاحچی (1386)، بازنگری برآورد سری زمانی جمعیت شاغل به تفکیک بخش‌های اقتصادی ایران (1335-1385)، معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری، معاونت امور اقتصادی و هماهنگی برنامه و بودجه، دفتر برنامه‌ریزی و مدیریت اقتصاد کلان، گروه بازار کار و جمعیت.
- 3- جعفرزاده نجار، م. (1374)، بررسی و تخمین تابع تولید گندم در استان خراسان، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده‌ی علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس.
- 4- مایس، د. (1370)، اقتصادسنجی کاربردی، ترجمه‌ی عباس عرب‌مازار، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی، چاپ اول.
- 5- وزارت نیرو (1385)، ترازنامه‌ی انرژی سال 1384، وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

6- هژبرکیانی، ک. و ب. رنجبری (1380)، بررسی رابطه‌ی دراز مدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی. فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، 35: 39-64.

7- هژبرکیانی، ک. و س.ش. واردی (1379)، بررسی ضریب اهمیت انرژی در تولید بخش کشاورزی ایران. فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، 30: 7-41.

- 8- Barelli, P. and S. D. A. Pessoa (2003), Inada conditions imply that production function must be asymptotically Cobb–Douglas, *Economics Letters*, 81: 361-363.
- 9- Baumol, W. J. (1982), Economic theory and operations analysis, fourth edition, Prentice-hall of India Private Limited, pp. 267-296.
- 10- Cobb, C. W. and P. H. Douglas (1928), A theory of production, *American Economic Review*, 1: 139-165.
- 11- Datta, K. K., V. P. Sharma and D.P. Sharma (1998), Estimation of a production function for wheat under saline conditions, *Agricultural Water Management*, 36: 85-94.
- 12- Douglas, P. H. (1948), Are there laws of production?, *American Economic Review*, 38: 1-41.
- 13- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55: 251-276.
- 14- Fan, S. (2000), Research investment and the economic returns to Chinese agricultural research, *Journal of Productivity Analysis*, 14: 163–182.
- 15- Gerdin, A. (2002), Productivity and economic growth in Kenyan agriculture, 1964–1996, *Agricultural Economics*, 27: 7-13.
- 16- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- 17- Heady, E. O. and J. L. Dillon (1961), Agricultural production functions, Kalyani publishers, Ludhiana, India.
- 18- <http://www.cbi.ir>.
- 19- Hu, B. and M. McAleer (2005), Estimation of Chinese agricultural production efficiencies with panel data, *Mathematics and Computers in Simulation*, 68: 474-483.
- 20- Intriligator, M. D., R. G. Bodkin, and C. Hsiao (1996), Econometric models, techniques, and applications, second edition. Upper Saddle River: Prentice Hall, USA.
- 21- Kaneda, H. (1982), Specification of production functions for analyzing technical change and factor inputs in agricultural development, *Journal of Development Economics*, 11: 97-108.

- 22- Kumbhakar, S. C. and E. G. Tsionas (2006), Estimation of stochastic frontier production functions with input-oriented technical efficiency, *Journal of Econometrics*, 133: 71-96.
- 23- Lat, B. B. (1972), A note on production function analysis, *I. J. E.*, p. 283.
- 24- Lau, L. J. and P. A. Yotopoulos (1989), The meta-production function approach to technological change in world agriculture, *Journal of Development Economics*, 31: 241-269.
- 25- Mamatzakis, E. C. (2003), Public infrastructure and productivity growth in Greek agriculture, *Agricultural Economics*, 29: 169-180.
- 26- Nerlove, M. (1965), Estimation and identification of Cobb-Douglas production functions, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- 27- Ozsabuncuoglu, I. H. (1998), Production function for wheat: a case study of Southeastern Anatolian Project (SAP) region, *Agricultural Economics*, 18: 75-87.
- 28- Philips, P. and M. Loretan (1991), Estimating long-run economic equilibria, *Review of Economics Studies*, 5: 407-436.
- 29- Rao, N. H., P. B. S. Sarma, and S. Chander (1988), A simple dated water-production function for use in irrigated agriculture, *Agricultural Water Management*, 13: 25-32.
- 30- Samuelson, P. A. (1979), Paul Douglas measurement of production functions and marginal productivities, *Journal of Political Economy*, 87: 923-939.
- 31- Shao, Y., X. Fan, H. Liu, J. Xiao, S. Ross, B. Brisco, R. Brown, and G. Staples (2001), Rice monitoring and production estimation using multitemporal RADARSAT, *Remote Sensing of Environment*, 76: 310-325.
- 32- Singh, S. R. (1986), Technological parameters in agricultural production function, New Delhi: Ashish Publishing House, India.
- 33- Stock, J. H. and M. Watson (1988), Testing for common trends, *Journal of the American Statistical Association*, 83: 1097-1107.
- 34- Thiam, A., B. E., Bravo-Ureta and T.E. Rivas (2001), Technical efficiency in developing country agriculture: a meta-analysis, *Agricultural Economics*, 25: 235-243.
- 35- Walters, A. A. (1963), Production and cost functions: An econometric survey, *Econometrica*, 31: 1-66.
- 36- Zuleta, H. (2004), A note on scale effects, *Review of Economic Dynamics*, 7: 237-242.