اقتصادکشاورزی و توسعه، سال نوزدهم، شماره ۷۶، زمستان ۱۳۹۰

انتخاب تابع تولید و براورد ضریب اهمیت انرژی در بخش کشاورزی

مهدی اعظم‌زاده شورکی*، دکتر صادق خلیلیان**، دکتر سید ابوالقاسم مرتضوی***

تاریخ دریافت: ۸۹/۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۰/۳/۱۸

چکیده

در این مطالعه اثر انتخاب نوع تابع تولید بر مقادیر براورد شده پارامترهای ساختاری و اهمیت دقت در انتخاب صحیح تابع برای جلوگیری از استنباطهای نادرست از نتایج مطالعات تجربی نشان داده شده است. در این راستا به منظور تخمین تابع تولید بخش کشاورزی، فرمهای تابعی کاب داگلاس، ترانسلوگ و ترانسندنتال براورد شد. سپس با استفاده از معیارها و آزمونهای اقتصادسنجی، مقایسه توابع تولید و انتخاب تابع تولید برتر صورت پذیرفت. یکی از نهاده‌های مهمی که نادیده گرفتن آن در تابع تولید می‌تواند اریب جدی در براورد پارامترهای

* دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول) e-mail: m.aazamzadeh@gmail.com

** دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
e-mail: khalilian@modares.ac.ir

*** استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
e-mail:samortazavi@modares.ac.ir

تابع ایجاد کند، نهاده انرژی است. در این مطالعه اثر نهاده انرژی در کنار دو نهاده سرمایه و نیروی کار بر تولید بخش کشاورزی ایران در دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۵، بررسی و آزمون شد. نتایج به‌دست آمده نشان داد که تابع کاب داگلاس در مقایسه با دو تابع دیگر، تابع بهینه به منظور تخمین تابع تولید بخش کشاورزی به‌شمار می‌آید و کشش تولید تمامی نهاده‌ها بین صفر و یک است. همچنین در بخش کشاورزی رابطه درازمدت بین تولید و نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی وجود دارد. ضریب نهاده انرژی همانند دیگر ضرایب از نظر آماری معنی‌دار است و اثر درخور توجهی بر تولید بخش کشاورزی دارد.

طبقه‌بندی JEl: Q3, Q43, C01, E23

کلیدواژه‌ها:

بخش کشاورزی، تابع تولید، کاب داگلاس، کشش تولید، نهاده انرژی

مقدمه

تابع تولید مبین رابطه فنی تبدیل نهاده‌ها به محصولات می‌باشد (دبرتین، ۱۳۷۶). تابع تولید یک مفهوم کاملاً فیزیکی است و به‌طور ساده رابطه بین ستانده و نهاده‌های تولید را نشان می‌دهد. در واقع این تابع بیانگر حداکثر محصولی است که از ترکیبات مختلف نهاده‌های تولید به‌دست می‌آید. تابع تولید به فرمهای مختلفی ممکن است ظاهر شود به‌گونه‌ای که در ساده‌ترین فرم، به‌صورت خطی و در شکلهای پیچیده‌تر و در عین حال واقعیتر به‌صورت درجات دو و بالاتر، لگاریتمی و نیمه لگاریتمی، نمایی و مانند اینها نمایان می‌شود. تعیین فرم دقیق این تابع تا حدود زیادی بستگی به شرایط تولید دارد. با این حال غالباً اقتصاددانان علاوه بر استفاده از تجربیات مشابه، ملاک انتخاب فرم تابع را برمبنای توجیه آماری آن قرار می‌دهند.

ماهیت تابع تولید از نظر برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، مهم و جزء لاینفک برنامه‌ریزی اقتصادی است. با تخمین تابع تولید کشاورزی و اطلاعات حاصل از آن می‌توان توان تولید

بخش کشاورزی را مشخص نمود و آن را با عملکرد واقعی بخش، مقایسه کرد. این قیاس امکان ریشه‌یابی و شناسایی مشکلات کلان موجود در این بخش را فراهم نموده و درک جامعی از عوامل اصلی شکل‌دهندهٔ آن فراهم می‌سازد. براورد تابع تولید همچنین این امکان را فراهم می‌آورد که نقش و اهمیت هر یک از نهاده‌های تولید، به تفکیک مشخص شود. بدین‌ترتیب هرگونه تصمیم‌گیری و سیاستگذاری در زمینه میزان به‌کارگیری نهاده‌ها، محاسبه بهره‌وری جزئی و کل نهاده‌های تولید، قیمتگذاری نهاده‌ها و به‌طورکلی برنامه‌ریزی تولید و تدوین استراتژیهای توسعه امکان‌پذیر خواهد بود. بنابراین، بسیاری از مشکلات و مسائل گریبانگیر بخش کشاورزی با اطلاعاتی که از براورد تابع تولید به‌دست می‌آید، قابل تبیین و حل خواهد بود.

نهاده‌های نیروی کار و سرمایه به‌عنوان نهاده‌های استاندارد در تابع تولید شناخته می‌شوند (Hu & McAleer, 2005) به‌گونه‌ای که در بیشتر کاربردهای تجربی، تولید به‌عنوان تابعی از تنها دو نهادهٔ نیروی کار و سرمایه ارائه می‌شود (Intriligator et al., 1996). برنت و وود در مطالعهٔ خود استدلال کردند که در تابع تولید کل، انرژی یک عامل تولید است که ارتباط جداناپذیر ضعیفی با نیروی کار دارد. تابع تولید پیشنهادی آنها بدین‌شکل است که دو نهاده انرژی و سرمایه با یکدیگر ترکیب می‌شوند و عامل تولیدی G را ایجاد می‌کنند، سپس عامل G برای تولید محصول، با کار ترکیب می‌شود. بنابراین، کار با G ترکیب می‌شود، نه با سرمایه و انرژی به‌صورت جداگانه. مفهوم این تابع اشاره بر آن دارد که کاهش در L، وقتی K وE در سطح اولیهٔ خود هستند، به یک نسبت در تولید نهایی سرمایه و انرژی کاهش ایجاد می‌کند. به بیان دیگر، کاهش در مصرف انرژی بدون تأثیرگذاری بر تولید نهایی کار، تولید نهایی سرمایه را کاهش می‌دهد (Berndt and Wood, 1979).

بلیتزر در بررسی خود از تابع تولید کاب داگلاس استفاده نمود که عوامل تولید به کار گرفته شده در آن انرژی (E)، نیروی کار و سرمایه (K) می‌باشد. وی در این مطالعه اثر قیمت انرژی وارداتی را بر توسعه کشورهای عقب افتادهٔ دارای خصلت دوگانگی اقتصادی بررسی

کرد. از مزایای این تحقیق، دخالت دادن انرژی به‌عنوان یکی از عوامل تولید در جریان تولید می‌باشد (Blitzer,1981).

یکی از عوامل مهم تولید که در بسیاری از مطالعات پیشین نادیده گرفته شده است، نهادهٔ انرژی می‌باشد. نادیده گرفتن نهادهٔ مهم انرژی سبب بروز مشکل در زمینه تخمین ضرایب رگرسیون می‌شود. از طرف دیگر براورد ضرایب معادلات رگرسیون با حذف یک متغیر مناسب، در صورت همبسته بودن متغیر حذف شده با متغیرهای دیگر الگو، اریب و ناسازگار خواهد بود و در صورت نبود رابطه بین متغیرهای حذف شده با دیگر متغیرها، با وجود نا اریب و سازگار بودن ضرایب زاویه، واریانسهای این ضرایب، اریب بوده و نتایج استنباطهای آماری باید با احتیاط به کار گرفته شود.

هژبر کیانی و واردی (۱۳۷۹) در مطالعه خود بیان داشته‌اند که در براورد تابع تولید کل، به‌طور معمول از دو نهادهٔ موجودی یا انبارهٔ سرمایه و همچنین نیروی کار استفاده می‌شود. یکی از نهاده‌های مهمی که نادیده گرفتن آن در تابع تولید می‌تواند اریب جدی در براورد پارامترهای تابع ایجاد کند، نهادهٔ انرژی است. در مطالعه مذکور، اثر نهادهٔ انرژی، در کنار دو نهادهٔ 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، یعنی نیروی کار و موجودی سرمایه، بسیار با اهمیت است و تأثیر مستقیم در سطح تولید دارد.

همچنین هژبر کیانی و رنجبری (۱۳۸۰) طی مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی رابطهٔ درازمدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی» به براورد تابع تولید درازمدت بخش کشاورزی ایران مبادرت نموده‌اند. در این مطالعه از فرم تبعی کاب- داگلاس به منظور برازش مدل استفاده شده است. نتایج بررسی حاکی از آن است که در بخش کشاورزی رابطهٔ درازمدت بین تولید و نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی با ویژگیهای مطلوب آماری معنی‌دار بوده و اثر درخور توجهی بر تولید بخش کشاورزی دارد.

زیبایی و طرازکار (۱۳۸۳) در مطالعه خود اثر نهاده انرژی را در کنار دیگر نهاده‌ها با استفاده از مدل var در دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۰ مورد مطالعه قرار دادند و نتیجه گرفتند که نهاده انرژی در کنار دیگر نهاده‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نتایج این مطالعه نشاندهندهٔ وجود رابطهٔ علّی درازمدت از ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی به مصرف انرژی است، علی‌رغم اینکه مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و درازمدت عامل افزایش ارزش افزوده در این بخش نیست.

فلاحی و خلیلیان (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی رابطهٔ بلندمدت عوامل تولید و ارزش افزوده بخش کشاورزی با به کارگیری رهیافت همگرایی» اقدام به تخمین تابع تولید کاب داگلاس بخش کشاورزی ایران با استفاده از نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی در دوره زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۳ کردند. نتایج حاصل از براورد ضرایب الگو حاکی از اثر معنی‌دار و مثبت هر یک از نهاده‌ها و از جمله انرژی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی طی دوره مطالعه بوده است. همچنین مقایسهٔ ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مبین این مطلب است که اگرچه در بلندمدت تأثیر نهاده‌ها از جمله انرژی بر تولید قابل ملاحظه بوده اما در کوتاه‌مدت این اثر ناچیز بوده است.

از آنجا که در هر یک از مطالعات پیشین در زمینه تابع تولید بخش کشاورزی ایران (با پیش فرض) فقط از یک شکل تابعی استفاده شده است، در این مطالعه اقدام به انتخاب تابع مناسب بخش کشاورزی با استفاده از تخمین و بررسی هر سه تابع ترانسلوگ، کاب داگلاس و ترانسندنتال شد.

مبانی نظری

براورد تابع تولید یکی از مسائل اساسی در اقتصادسنجی کاربردی (Intriligator et al., 1996) و انتخاب فرم تابعی مناسب یکی از مشکلترین بخشها در هر کار تجربی است (Fan, 2000). برخی از مطالعات به موضوعات اساسی در زمینه متغیرها و فرمهای تبعی تابع تولید و به‌طور ویژه، تابع تولید کشاورزی پرداخته‌اند (Kaneda, 1982).

انتخاب نوع تابع بستگی به ماهیت موضوع مطالعه دارد. با این حال یکی از بهترین ملاکهای تعیین تابع تولید، استفاده از تجربیات گذشته است. بنابراین، در بدو امر ضروری است که تابع به‌کار رفته در مطالعه از نظر تئوریهای اقتصادی و در واقع تطبیق شرایط مطالعه با ویژگیهای تابع تولید، توجیه شده باشد. در مرحله بعد نیز توجیهات آماری و اقتصادسنجی، از قبیل معنی‌دار بودن ضرایب و نیز رگرسیون مربوطه، ضروری است. در انتخاب تابع تولید کشاورزی در کشورهای مختلف از جمله ایران معمولاً از یکی از توابع تولید کاب- داگلاس، ترانسندنتال و ترانسلوگ استفاده شده است (ترکمانی، ۱۳۷۷). در این مطالعه به منظور بررسی اثر انتخاب نوع تابع تولید بر مقادیر براورد شده پارامترهای ساختاری و اهمیت دقت در انتخاب صحیح تابع، هر سه تابع تخمین زده شده و با توجه به ملاکهای موجود، بهترین تابع تولید بخش کشاورزی ایران انتخاب گردیده است. در ادامه، به معرفی و بیان خصوصیات این توابع پرداخته می‌شود.

یکی از معروفترین توابعی که در بیان روابط ساختاری در تولید از گذشته‌های دور مورد استفاده قرار گرفته است، تابع تولید کاب-داگلاس (Cobb and Douglas, 1928) می‌باشد. این تابع خصوصیات ضرورت، همگنی، یکنواختی، تقعر، پیوستگی، مشتق‌پذیری، غیرمنفی و غیر تهی بودن را دارد. پارامترهای تابع کاب- داگلاس، کششهای تولید نهاده‌ها را نشان می‌دهد. این تابع خصوصیت ضرورت مصرف نهاده را به‌خوبی نمایان می‌سازد. از جمله محدودیتهای این تابع می‌توان به ثابت بودن کشش تولید نهاده‌ها در آن اشاره کرد. این فرم تنها یک ناحیه تولیدی را برای هر نهاده نشان می‌دهد و قادر به تبیین هر سه ناحیه از تابع تولید نیست (دبرتین، ۱۳۷۶). از آنجا که در بخش کشاورزی مالکیت عمدتاً در اختیار بخش خصوصی است و انتظار می‌رود بخش خصوصی در ناحیهٔ دوم تولید عمل نماید، لذا اشکال وارد بر فرم تبعی کاب - داگلاس مبنی بر نشان دادن صرف ناحیهٔ دوم تولید، در استفاده از این تابع در بخش کشاورزی، مسئله ساز نیست. از مزایای این نوع تابع، سهولت تفسیر نتایج حاصل

است. در واقع این تابع اجازه می‌دهد که به سادگی نوع بازده به مقیاس، کارایی عوامل تولید، کشش جانشینی بین نهاده‌ها و کشش تولید آنها تعیین شود. از دیگر دلایل استفاده از این تابع، سادگی و سودمند بودن در زمینه کارهای تجربی اقتصادسنجی ذکر شده است (Douglas, 1948؛ Heady and Dillon, 1961؛ Walters, 1963؛ Nerlove, 1965؛ Samuelson, 1979؛ جهانگرد، ۱۳۸۴). شکل تبعی تابع کاب داگلاس به‌صورت زیر است:

$$Q = A.L^{\alpha}.K^{\beta} \qquad (۱)$$

در رابطهٔ فوق A و α، β ضرایب ثابت هستند که A ضریب تکنولوژی می‌باشد و α و β به‌ترتیب کشش تولیدی نهاده‌های سرمایه و کار هستند؛ به بیان ریاضی:

$$\beta = \frac{K}{Q} \times \frac{\partial Q}{\partial K} \quad \alpha = \frac{L}{Q} \times \frac{\partial Q}{\partial L} \qquad (۲)$$

یکی دیگر از توابع تولید مورد نظر در این مطالعه، تابع تولید ترانسندنتال می‌باشد. هالتر و همکاران به منظور رفع محدودیت کشش تولید ثابت تابع کاب داگلاس، این تابع را معرفی کردند(Halter et al., 1957). فرم لگاریتمی این تابع در حالت دو نهاده‌ای به‌صورت زیر است:

$$LnQ = LnA + \beta_1 LnL + \beta_2 LnK + \beta_3 L + \beta_4 K \qquad (۳)$$

که در آن:

$$\beta_1, \beta_3 \leq 0$$

لذا در این تابع، سه مرحلهٔ تولید قابل تعیین است.

$$\eta_L = \frac{MPP_L}{APP_L} = \frac{AL^{\beta_1}K^{\beta_2}e^{\beta_3 L+\beta_4 K}(\beta_1 L^{-1}+\beta_3)}{AL^{\beta_1}K^{\beta_2}e^{\beta_3 L+\beta_4 K}(\beta_2 K^{-1}+\beta_4)} = \frac{Q(\beta_1 L^{-1}+\beta_3)}{Q(\beta_2 L^{-1}+\beta_4)} = \beta_1 + \beta_3 L \qquad (۴)$$

$$\eta_K = \frac{MPP_K}{APP_K} = \beta_2 + \beta_4 K$$

کشش تولید نهاده در تابع ترانسندنتال ثابت نیست، بلکه بستگی به مقدار نهاده مورد استفاده دارد.

فرم تابعی دیگر در این مطالعه، تابع تولید ترانسلوگ می‌باشد که برای اولین بار در سال ۱۹۷۲ توسط کریستنسن[1]، جورجنسون[2] و لائو[3] پیشنهاد گردیده است. این تابع در حقیقت تابع تولید ترانسندنتال لگاریتمی است و اجازه می‌دهد کششهای جانشینی و کششهای تولیدی، بسته به سطح مصرف نهاده‌ها، تغییر کنند؛ به‌عبارت دیگر تابع ترانسلوگ هر سه ناحیه تولیدی را نشان می‌دهد. در تابع ترانسلوگ علاوه بر پارامترهای متغیرهای اصلی ضرایب، روابط متقابل متغیرها نیز براورد می‌شود. فرم تبعی تولید ترانسلوگ در حالت لگاریتمی به‌صورت زیر است (دبرتین، ۱۳۷۶):

$$\ln Q = Ln\alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i Lnx_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} Lnx_i Lnx_j + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n} \gamma_{ii} Ln(x_i)^2 \qquad (۵)$$

کششهای تولید در تابع تولید ترانسلوگ عبارتند از:

$$Ex_i = \frac{\partial Q}{\partial x_i} \times \frac{x_i}{Q} = \beta_i + \sum_{j=2}^{n} (\ln x_i) \qquad (۶)$$

روش تحقیق

در این تحقیق به‌منظور تخمین تابع تولید و همچنین بررسی روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو از روش خودتوضیح باوقفه‌های توضیحی الگو و روش خودتوضیح باوقفه‌های گسترده (ARDL)[4] استفاده شده است. به علت وجود محدودیتهایی در استفاده از روشهای انگل-گرنجر، یوهانسن- جوسیلیوس[5]، مدلهای تصحیح خطا (ECM)[6]، برخی مطالعات (مانند پسران و پسران (Pesaran & Pesaran, 1977) کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص روشهای فوق، درصدد دستیابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها برآیند. رهیافت ارائه شده توسط این دو محقق، موسوم به ARDL

1. Christensen
2. Jorgenson
3. Lau
4. Auto- Regressive Distributed Lag (ARDL)
5. Johanson- Joselius Test
6. Error Correction Model

است. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها - که در روش انگل- گرنجر ضروری است - نیازی نیست (یوسفی، ۱۳۷۹). این روش روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور همزمان تخمین می‌زند. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خود همبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدلها عموماً عاری از مشکلاتی همچون خود همبستگی سریالی و درونزایی هستند، تخمینهای به‌دست آمده از آنها ناااریب و کارا خواهد بود (Siddiki, 2000). در روش ARDL برای تخمین رابطه درازمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای استفاده می‌گردد. در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌گردد. به این منظور، مدل پویای ARDL تخمین زده می‌شود. در این مدل اگر مجموع ضرایب براورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل درازمدت گرایش می‌یابد و لذا برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \geq 0 \qquad (۷)$$
$$H_1 = \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \prec 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{P} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha} i}} \qquad (۸)$$

با مقایسه کمیت آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی‌ارائه‌شده بنرجی، دولادو و مستر[1] در سطح‌اطمینان‌مورد نظر، می‌توان‌به‌وجود یا نبود رابطه‌تعادلی‌درازمدت بین‌متغیرهای الگو پی برد.

در مرحله‌دوم، تخمین و تحلیل‌ضرایب درازمدت و استنتاج‌در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. تعداد وقفه‌های‌بهینه‌برای‌هر یک از متغیرهای توضیح‌دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)[2]، شوارتز- بیزین (SBC)[3] و یا حنان- کوئین (HQC)[4] تعیین کرد

1. Banerjee, Dolado & Mester
2. Akaike Information Criterion
3. Shwarts Bayesian Criterion
4. Hannan-Quninn Criterion

(نوفرستی، ۱۳۷۸). وجود همجمعی متغیرهای مدل، زمینه را برای استفاده از الگوی تصحیح خطا فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطای متناسب با الگوی ARDL چنین است:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta \Delta X_t + \theta ECT_{t-1} + u_t \quad (۹)$$

الگوی تصحیح خطای مذکور به منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آنها توجه می‌کند. جمله تصحیح خطا (ECT_{t-1}) در الگوی کوتاه‌مدت همان جمله خطای حاصل از براورد رابطه بلندمدت به روش ARDL ($Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$) است که با یک وقفه زمانی درالگو درنظر گرفته می‌شود و ضرایب الگو منعکس کننده رابطه کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته (X_t) و متغیرهای توضیحی (y_t) است. رابطه یاد شده مانند رابطه بلندمدت به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده می‌شود. ضریب متغیر ECT_{t-1} نشاندهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. انتظار می‌رود این متغیر منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر نماید(نوفرستی، ۱۳۷۸). همان‌طور که بیان شد، به منظور بررسی رابطه درازمدت در مدل ARDL ابتدا وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌گردد. مدلها و توابع مورد استفاده در این مطالعه در زیر آمده است:

	شکل تابعی
کاب داگلاس	$Q = AL^{\alpha}K^{\beta}E^{\gamma}$
ترانسندنتال	$LnQ = LnA + \beta_1 LnL + \beta_2 LnK + \beta_3 L + \beta_4 K$
ترانسلوگ	$\ln Q = Ln\alpha + \beta_L Ln(L) + \frac{1}{2}\gamma_{LK} Ln(L)Ln(K) + \frac{1}{2}\gamma_{LL} Ln(L)^2 + \beta_K Ln(K) + \frac{1}{2}\gamma_{KE} Ln(K)Ln(E) + \frac{1}{2}\gamma_{KK} Ln(K)^2 + \beta_E Ln(E) + \frac{1}{2}\gamma_{EL} Ln(E)Ln(L) + \frac{1}{2}\gamma_{EE} Ln(E)^2$

در زیر به معرفی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه پرداخته می‌شود:

LVA: لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶

L: تعداد نیروی کار در بخش کشاورزی

K: ارزش موجودی سرمایه در بخش کشاورزی دوره به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶

LL: لگاریتم نیروی کار در بخش کشاورزی

LK: لگاریتم موجودی سرمایه در بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶

LE: لگاریتم مصرف انرژی در بخش کشاورزی

$Ln(K)Ln(E)$: ضرب لگاریتم موجودی سرمایه در لگاریتم مصرف انرژی دربخش کشاورزی ایران

$Ln(K)Ln(L)$: ضرب لگاریتم موجودی سرمایه در لگاریتم نیروی کار دربخش کشاورزی ایران

$Ln(E)Ln(L)$: ضرب لگاریتم مصرف انرژی در لگاریتم نیروی کار دربخش کشاورزی ایران

Dj: متغیر موهومی مربوط به سالهای جنگ (۱۳۵۹-۱۳۶۷)

D5355: متغیر موهومی مربوط به تغییر روند در نیروی کار در بخش کشاورزی در سال ۱۳۵۵

در این مطالعه به منظور انتخاب تابع مناسب برای بخش کشاورزی ایران اقدام به تخمین توابع تولید ترنسلوگ، کاب داگلاس و ترانسندنتال شد، سپس معنی‌داری ضرایب و همچنین مطابقت و سازگاری علامتها و مقادیر پارامترهای تابع و کششها با نظریه‌های اقتصادی، مطابق نظر تامپسون، مورد بررسی قرار گرفت و در نهایت با استفاده از آزمونهای تشخیص و آزمونهای F و LR، تابع مناسب بخش کشاورزی ایران انتخاب شد.

متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، ارزش افزوده کشاورزی (متغیر وابسته) و موجودی سرمایه، نیروی کار و انرژی (متغیرهای مستقل) است. آمار ارزش افزوده بخش کشاورزی و موجودی سرمایه بخش کشاورزی از بانک مرکزی جمع‌آوری گردید. آمار مربوط به نهادهٔ نیروی کار از معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری اخذ شد که آمار مذکور توسط مطالعهٔ امینی و همکاران (۱۳۸۶) براورد و ارائه شده است. آمار مربوط

به نهاده انرژی (میلیون بشکه نفت خام) نیز از ترازنامهٔ انرژی وزارت نیرو (ترازنامهٔ انرژی، ۱۳۸۵) گردآوری شده است. دوره زمانی متغیرهای مورد استفاده در مطالعه (۱۳۵۳-۱۳۸۵) می‌باشد. از آنجا که قبل از آزمونهای ایستایی نمی‌توان در مورد روش مطالعه بحث کرد، به این منظور به بررسی درجه ایستایی متغیرها پرداخته شد.

نتایج و بحث

نتایج آزمون ایستایی

برای بررسی همجمعی در بین متغیرهای الگو لازم است نسبت به ایستا بودن متغیرهای موجود در الگو اطمینان حاصل شود. به این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شد (جدول ۱). در این مطالعه به منظور بررسی ایستایی از نرم‌افزار Eviews 5 و به منظور تخمین توابع تولید از نرم‌افزار Microfit4.1 استفاده گردید.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

متغیر	ADF در سطح		ADF با تفاضل مرتبه اول	
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
LVA	-۰/۸۹	-۲/۴۲	-۷/۹۶*	
LL	۱/۶۳	-۱/۶۱	-۳/۸۸*	
LK	۲/۵۲	۰/۴۷	-۱/۴۹	-۴/۰۶*
LE	-۲/۸۴***			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * به‌ترتیب نشاندهنده وجود ریشه واحد در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

تذکر: مقدار بحرانی در سطح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد در حالت با عرض از مبدأ به‌ترتیب معادل ۳/۶۱- و ۲/۹۵- و ۲/۶۱- و در حالت با عرض از مبدأ و روند به‌ترتیب معادل ۴/۲۱- و ۳/۵۳- و ۳/۱۹- می‌باشد.

نتایج آزمون نه مرحله‌ای ایستایی و آزمون فیلیپس- پرون نشان داد که متغیرهای الگو، جمعی از مرتبه صفر و یک هستند و بدین‌ترتیب امکان استفاده از تحلیل همجمعی موسوم به ARDL فراهم خواهد بود. همچنین با استفاده از آزمون شکست ساختاری پرون[1]، وجود متغیرهای دامی d5355 مربوط به تغییر روند در تعداد نیروی کار بخش کشاورزی در سال ۱۳۵۵ به واسطهٔ اصلاحات ارضی و متغیر دامی dj مربوط به افت موجودی سرمایه در سالهای جنگ تأیید گردید. نتایج مربوط به بررسی وجود همجمعی در بین متغیرهای الگوی پویای تابع تولید در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. بررسی وجود هم‌جمعی در بین متغیرهای الگوی پویای تابع تولید

نام تابع	آماره t	کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۱ درصد	کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۵ درصد
کاب داگلاس	-۵/۶	-۴/۵۹	-۳/۸۲
ترانسلوگ	-۵/۹۱	-۵/۰۴	-۴/۴۳
ترانسندنتال	-۶/۲۵	-۵/۰۴	-۴/۴۳

مأخذ: نتایج تحقیق

چنانکه از نتایج جدول ۲ استنباط می‌گردد، قدر مطلق t محاسباتی برای هر سه تابع، از کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) بیشتر است و لذا فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه همجمعی بین متغیرها رد شده و در نتیجه وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می‌گردد. نتایج حاصل از آزمون تشخیص، خود همبستگی پیاپی[2] پسماندها، خطا در تصریح فرم تابعی[3] مدل، نرمال بودن[4] پسماندها و واریانس ناهمسانی[5]، نشاندهنده مناسب بودن هر سه تابع مورد مطالعه و خوبی برازش می‌باشد. پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه و وجود رابطه همجمعی در بین متغیرهای الگو، می‌توان به براورد و بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت

۱. به علت عدم ضرورت به واسطه استفاده از مدلARDL و نبود مشکل ایستایی، از آوردن نتایج آن در متن خودداری شده است.

2. Serial Correlation
3. Functional Form
4. Normality
5. Heteroscedasticity

الگو پرداخت. در جدولهای ۳ و ۴ نتایج مربوط به ضرایب متغیرها در الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت آمده است.

جدول ۳. پارامترهای براورد شده مدل بلندمدت توابع تولید بخش کشاورزی

پارامترها	کاب داگلاس	آماره t	ترانسندنتال	آماره t	ترانسلوگ	آماره t
INTERCEPT	-۳/۸۱*	-۵/۷۸	۵/۷۴**	۲/۰۵	۱۶۸/۰۹*	۳/۳۲
LL	۰/۹۲***	۱/۷۵	۲۸/۲۹***	۱/۷۲	-۵/۶۲	-۰/۳۵
LK	۰/۳۰*	۵/۴۴	۱/۲۲*	۶/۷۳	۲۴/۳۶ **	۲/۵۵
LE	۰/۵۸*	۱۲/۲۶	-۰/۹۲*	-۳/۴۲	-۳۴/۲۴ *	-۴/۸
LL*LK	–	–	–	–	۳۵/۶۴*	۲/۷
LL*LE	–	–	–	–	-۳/۶۴	-۰/۴۶
LK*LE	–	–	–	–	-۱/۳۰**	-۲/۳۲
LL^2	–	–	–	–	-۱۲۴/۸۶**	-۲/۶
Lk^2	–	–	–	–	-۳/۲۳**	-۲/۴۰
LE^2	–	–	–	–	۲/۵۷*	۳/۸۲
L	–	–	-۸/۱۱	-۱/۵۴	–	–
K	–	–	-۰/۲۷۹*	-۳/۷۴	–	–
E	–	–	۰/۶۳*	۴/۹۹	–	–
D5355	۰/۳۹*	۳/۶۰	–	–	–	–
Dj	-۰/۷۰*	-۴/۰۲۰	–	–	–	–
R^2	۰/۹۹	–	۰/۹۹	–	۰/۹۹	–

مأخذ: نتایج تحقیق

*** و ** و * به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ و ۵ و ۱ درصد

جدول ٤. پارامترهای براورد شده مدل کوتاه‌مدت توابع تولید بخش کشاورزی

پارامترها	کاب داگلاس	آماره t	ترانسندنتال	آماره t	ترانسلوگ	آماره t
dL	–	–	۱۷/۵۴*	۵/۲۳	–	–
dK	–	–	۰/۰۰۴۸**	۲/۲۵	–	–
dE	–	–	۰/۰۰۰۴۷*	۴/۹۳	–	–
dLL	۳/۹۷*	۴/۷۶	−۵۴/۵۶*	−۵/۰۹	−۳/۹۶	−۰/۳۴
dLK	۰/۱۸*	۴/۱۳	−۱/۳۵***	−۱/۹۴۵	۱۷/۱۶*	۲/۸۸
dLE	۰/۱۳***	۱/۹۴	−۰/۸۳**	−۴/۵۱	۲۴/۱۹*	−۶/۶۳
dLE1	−۰/۱۶**	−۲/۳۷	–	–	–	–
dll* lk	–	–	–	–	−۱۷/۱۹*	۳/۶۳
dll* le	–	–	–	–	−۰/۹۱*	−۲/۷۳
dlk* le	–	–	–	–	−۰/۱۸**	−۲/۵۶
dll^2	–	–	–	–	۲۲/۳۲	۰/۷۱
dlk^2	–	–	–	–	−۲/۲۷*	−۲/۸۸
dle^2	–	–	–	–	۲/۳۱*	۵/۸۷
dC	−۲/۳۴*	−۵/۱۲	۴/۲۹**	۲/۰۹	۱۱۸/۴۰*	۳/۵
Dd5355	۰/۲۴*	۵/۷۹	–	–	–	–
Ddj	−۰/۰۴*	−۳/۰۹	–	–	–	–
DW	۱/۹۸	–	۲/۰۱	–	۲/۲۷	–
ecm(-1)	−۰/۶۱*	−۵/۳	−۰/۷۴*	−۶/۰۸	−۰/۷۰*	−۵/۸۵

مأخذ: نتایج تحقیق

مقدار ضریب ecm در جدول ۴ نشان می‌دهد که چند درصد انحرافات (نبود تعادل) متغیر ارزش افزوده از مقادیر بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین خواهد رفت. برای مثال مقدار ضریب ecm در تابع تولید کاب داگلاس برابر با ۰/۶۱- است که بیانگر این موضوع می‌باشد که حدود ۶۱ درصد انحرافات (نبود تعادل) متغیر ارزش افزوده از مقادیر بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین خواهد رفت؛ به عبارت دیگر تعدیل کامل نتایج حاصل از اجرای یک سیاست به کمتر از دو سال زمان نیاز دارد.

به اعتقاد گجراتی، تعداد پارامترهای کمتر، سادگی تفسیر، سادگی محاسباتی، خوبی برازش، قدرت تعمیم‌دهی و پیش‌بینی از جمله معیارهایی هستند که در تعیین الگوی اقتصادسنجی برای کارهای تجربی مفیدند(گجراتی، ۱۳۷۸). آزمونها و معیارهای اقتصادسنجی

مناسبی نیز وجود دارد که به انتخاب الگوی مناسب کمک می‌کند که از آن جمله می‌توان به آزمون نرمال بودن جملات اخلال اشاره کرد که در جدول ۵ به بررسی میزان معنی‌داری ضرایب در توابع تولید و همچنین آزمون نرمال بودن جملات اخلال (آماره JB) اشاره شده است. همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود، هر سه تابع از لحاظ آزمون نرمال بودن مورد قبولند، اما فقط در تابع کاب- داگلاس، تمامی ضرایب متغیرها معنی دارند.

جدول ۵. مقایسه توابع مختلف از نظر معنی‌داری پارامترهای براورد شده و آزمون نرمال بودن جملات اخلال

نام تابع	تعداد کل ضرایب	تعداد ضرایب معنی‌دار	مقدار آماره JB
کاب داگلاس	۵	۵	۰/۹۴۰[/۷۵۶]
ترانسندنتال	۶	۵	۰/۶۶۵[/۸۱۵]
ترانسلوگ	۹	۷	۰/۷۴۰[/۶۰]

مأخذ: نتایج تحقیق

به منظور بررسی بیشتر و اطمینان از درستی تخمین توابع، نتایج حاصل از آزمونهای تشخیص در جدول ۶ آمده است. نتایج به‌دست آمده از آزمونهای تشخیص صحت تخمین توابع را از لحاظ شکل تبعی و نبود واریانس ناهمسانی نشان می‌دهد.

جدول ٦. نتایج حاصل از آزمونهای تشخیص

نام تابع	آزمون LM		آزمون F	
	Functional	Heteroscedastici	Functional Form	Heteroscedasticity
کاب‌داگلاس	۰/۶۶۱ [۰/۱۹۱]	۱/۵۱۵ [۰/۲۱۸]	F(۱,۲۲)=۰/۱۲۸ [۰/۷۲۳]	F(۱,۳۱)=۱/۴۹۲ [۰/۲۳۱]
ترانسندنتال	۰/۰۰۹ [۰/۹۲۲]	۰/۵۲۷ [۰/۴۶۸]	F(۱,۲۲) = ۱۷/۵ [۰/۹۴۱]	F(۱,۳۱) = ۰/۵۰ [۰/۴۸۳]
ترانسلوگ	۰/۳۹ [۰/۵۳۱]	۰/۸۱۶ [۰/۳۶۶]	F(۱,۲۲) = ۰/۲۰ [۰/۶۵۷]	F(۱,۳۱) = ۰/۷۸۶ [۰/۳۸۲]

مأخذ: نتایج تحقیق

از آنجا که تابع دارای متغیرهای توضیحی کمتر به دلیل داشتن قدرت توضیح‌دهندگی بیشتر برای توضیح متغیر وابسته تابع، بر مدلهای با متغیر توضیحی بیشتر ارجحیت دارد، با توجه به نتایج به‌دست آمده در جدول ۷، تابع کاب داگلاس بر دو تابع دیگر ارجحیت دارد. با توجه به اینکه بحث اصلی این مقاله انتخاب شکل مناسب تابع تولید است، لذا با استفاده از آزمونهای F و LR به مقایسه این مدلها پرداخته شد.

جدول ۷. آزمون F (F حداقل مربعات مقید) و آزمونLR

	آزمون F		آزمونLR		
	F محاسباتی	F بحرانی جدول	LR محاسباتی	درجه آزادی LR	χ^2 بحرانی جدول
کاب داگلاس و ترانسندتال	۱/۷۳	F(۳,۲۶)=۲/۹۸	۶/۰۸	۳	۷/۸۱
کاب داگلاس و ترانسلوگ	۰/۷	F(۷,۲۳)=۲/۴۴	۱۲/۷	۷	۱۴/۰۶

مأخذ: نتایج تحقیق

مقایسه مقادیر محاسباتی آماره F و LR با مقادیر بحرانی حاکی از آن است که فرض صفر مبنی بر نبود اختلاف بین دو مدل مقید (کاب داگلاس) و غیر مقید (ترانسلوگ یا ترانسندنتال) رد نشده است، بنابر این، مدل مقید (کاب داگلاس) به‌دلیل سادگی و قدرت توضیح‌دهی بالاتر، بر مدلهای دیگر ارجحیت دارد.

مطابقت و سازگاری علامتها و مقادیر پارامترهای تابع و کششها با نظریه‌های اقتصادی نیز از معیارهای دیگر در شناسایی الگوی برتراز دیدگاه تامپسون (Thompson,1988) است. علاوه بر این، بر اساس نظر تامپسون، در کنار معیارهای مذکور، مطالعات تجربی نیز راهنمای خوبی برای انتخاب الگوی برترند. در این مطالعه با توجه به دیدگاه تامپسون، به محاسبه کششهای مربوط به هریک از توابع پرداخته شد. با توجه به روابط کششهای تولید در هر سه تابع، کششهای متغیرهای توابع محاسبه گردید و نتایج محاسبه کششهای تولید متغیرهای موجود در توابع تولید مختلف در جدول ۸ منعکس شد.

جدول ۸. مقایسه توابع مختلف از نظر کشش تولید نهاده

تابع	کشش نیروی کار	کشش موجودی سرمایه	کشش انرژی
کاب داگلاس	۰/۹۲	۰/۳۰	۰/۵۸
ترانسندنتال	۱/۶- تا ۴	۲۰- تا ۳/۵-	۳/۵ تا ۲۲
ترانسلوگ	۶۲- تا ۵۲-	۳۰ تا ۳۱/۵	۵ تا ۹/۷

مأخذ: نتایج تحقیق

از آنجا که با توجه به ماهیت مالکیت خصوصی بخش کشاورزی ایران و مطالعات بسیار انجام شده در این بخش انتظار می‌رود که مصرف نهاده‌های تولید در این بخش در ناحیه دوم تولید یا نزدیک به آن قرار گیرد، با توجه به نتایج جدول ۸، توابع ترانسندنتال و ترانسوگ هر دو از لحاظ کششهای متغیرهای توضیحی غیرمنطقی می‌باشند و طبق نظر تامپسون، با مطالعات پیشین و نظریه‌های اقتصادی و بخش کشاورزی ایران سازگار نمی‌باشند و از این لحاظ نیز رد می‌شوند. نتایج به‌دست آمده از کششهای تابع تولید ترانسندنتال در جدول ۷ نشان می‌دهد که کشش تولید سرمایه در ناحیه سوم تولید قرار دارد بدین معنا که تولید بخش کشاورزی ایران سرمایه‌بر می‌باشد و این بخش از سرمایه اشباع گردیده است که این مطلب با مطالعات پیشین و منطق بخش کشاورزی ایران – که کاربر بودن بخش کشاورزی را نشان می‌دهد – ناسازگار نمی‌باشد. در تابع تولید ترانسلوگ نیز کشش تولید نیروی کار با منطق اقتصاد و مطالعات پیشین در زمینه بخش کشاورزی ایران سازگاری ندارد به این جهت که بیان می‌کند با افزایش یک درصدی نهاده نیروی کار، ارزش افزوده بخش کشاورزی ۵۰ تا ۶۰ درصد کاهش می‌یابد. همچنین دیگر نهاده‌های دو تابع ترانسلوگ و ترانسندنتال نیز همانند نهاده نیروی کار در تابع ترانسلوگ، کششهای بیش از حد انتظار را نشان می‌دهد که این موضوع با مطالعات پیشین در زمینه تابع تولید بخش کشاورزی ایران که کشش تولید را بین صفر و یک در بخش کشاورزی نشان می‌دهند، سازگار نمی‌باشد که از جمله این مطالعه‌ها می‌توان به مطالعات اکبری و رنجکش (۱۳۸۲)، هژبر کیانی و واردی (۱۳۷۹)، امیرتیموری و

خلیلیان (۱۳۸۶)، فلاحی و خلیلیان (۱۳۸۸) اشاره کرد. با توجه به منطقی نبودن کششهای تابع تولید ترانسلوگ و ترانسندنتال بخش کشاورزی و همچنین با توجه به نتایج به‌دست آمده از آزمونهای F و LR، عدم سازگاری و انطباق این توابع با بخش کشاورزی ایران توجیه می‌شود. باید متذکر شد که ممکن است مشکل عدم سازگاری توابع ترانسلوگ و ترانسندنتال با بخش کشاورزی، طول دوره زمانی مطالعه و کاهش بیش از حد درجه آزادی در این توابع باشد، زیرا این توابع درجه آزادی را با وجود متغیرهای زیاد کاهش می‌دهد و ممکن است بتوان با وجود داده‌های بیشتر در آینده، از نتایج مناسب این توابع نیز در بخش کشاورزی ایران بهره برد.

در مجموع، از آنجا که تابع کاب داگلاس از لحاظ تعداد متغیرهای معنی‌دار بیشتر و درجه آزادی بالاتر نسبت به دو تابع دیگر، تخمین بهتری ارائه می‌دهد و از طرفی کششهای تولید این تابع نیز از لحاظ منطقی بودن و مطالعات پیشین در زمینه بخش کشاورزی ایران مورد قبول می‌باشند، می‌توان تابع کاب داگلاس را با لحاظ نمودن نهاده انرژی، به‌عنوان تابع مناسب برای بخش کشاورزی ایران بیان کرد. در این مطالعه با توجه به اینکه در ابتدا بدون پیش داوری در مورد انتخاب تابع تولید، اقدام به تخمین هر سه نوع تابع و مشخص شد تابع کاب داگلاس برتر از بقیه است، می‌توان گفت که تابع تولید کاب داگلاس به واسطه ویژگی امکان جانشینی بین عوامل در جریان تولید و مناسب بودن فرم تابعی نیز بیشتر مورد توجه است. همچنین مطالعات زیادی نیز در ایران به منظور براورد تولید بخش کشاورزی از تابع تولید کاب داگلاس استفاده کرده‌اند که از میان آنها می‌توان به مطالعه هژبر کیانی و واردی (۱۳۷۹) اشاره کرد که به منظور بررسی اثر نهاده انرژی در کنار دو نهاده موجودی سرمایه و نیروی کار بر تولید بخش کشاورزی، از تابع تولید کاب داگلاس با سه نهاده موجودی سرمایه، نیروی کار و انرژی استفاده کرده‌اند. همچنین سلطانی(۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به منظور تعیین نرخ بازده و بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی، به تخمین تابع تولید بخش کشاورزی پرداخته و بدین‌منظور تابع تولید کاب داگلاس را با اعمال تغییراتی مورد استفاده قرار داده است. اکبری و رنجکش (۱۳۸۲) نیز در مطالعه‌ای به منظور تخمین تابع تولید بخش کشاورزی از تابع تولید

کاب داگلاس استفاده کرده‌اند. امیرتیموری و خلیلیان (۱۳۸۶) نیز به منظور محاسبه رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی ایران از تابع تولید کاب داگلاس استفاده کرده‌اند. در مطالعه فلاحی و خلیلیان (۱۳۸۸) تابع تولید کاب داگلاس بخش کشاورزی ایران با استفاده از نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی در دوره زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۳ برآورد گردید. در نهایت تابع کاب داگلاس به‌عنوان بهترین تابع به منظور تخمین تابع تولید بخش کشاورزی ایران انتخاب گردید و به منظور استفاده از کششهای تولید نهاده‌های بخش کشاورزی از کششهای این تابع استفاده شد.

همان‌طور که مطرح شد، در تابع کاب- داگلاس ضرایب کشش نهاده‌ها در طول تولید و سالهای مختلف ثابت هستند، بنابراین، کشش تولید نهاده انرژی را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که با افزایش (کاهش) یک درصدی در نهاده انرژی بخش کشاورزی، ارزش‌افزوده این بخش به میزان ۰/۵۸٪ افزایش (کاهش) می‌یابد. نتایج بررسی نشان می‌دهد که در بخش کشاورزی رابطه درازمدت بین تولید و نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی وجود دارد. ضریب نهاده انرژی همانند دیگر ضرایب از نظر آماری معنی‌دار است و اثر درخور توجهی بر تولید بخش کشاورزی دارد. کششهای تولید بیان کننده این مطلب است که ترکیب نهاده‌ها در بخش کشاورزی در ناحیه دوم تولید (ناحیه اقتصادی تولید) صورت می‌گیرد. بازده نسبت به مقیاس نیز از نوع صعودی بوده که مقدار آن برابر ۱/۸ محاسبه گردید.

در کل، مقایسهٔ نتایج حاصل از این پژوهش با نتایج مطالعات قبلی نشان می‌دهد که تحقیق حاضر نتیجهٔ مطالعهٔ زیبایی و طراز کار (۱۳۸۳) را مبنی بر اینکه مصرف انرژی در بخش کشاورزی عامل افزایش ارزش افزوده در این بخش نیست، تأیید نمی‌کند، در حالی‌که نتایج این پژوهش با نتایج سه مطالعه هژبر کیانی و واردی (۱۳۷۹) و هژبر کیانی و رنجبری (۱۳۸۰) و فلاحی و خلیلیان (۱۳۸۸) همسوست و بر تأثیرگذاری نهادهٔ انرژی در تولید بخش کشاورزی در بلندمدت صحه گذاشته است.

پیشنهادها

همان‌طور که از نتایج براورد تابع تولید در پژوهش حاضر بر می‌آید، انرژی به‌عنوان یک نهاده در کنار دیگر عوامل تولید کار و سرمایه، تأثیر قابل‌توجهی در تولید بخش کشاورزی کشور بر جای می‌گذارد و بنابراین با توجه به اهمیت استراتژیک نهاده انرژی پیشنهاد می‌شود در صورت اجرای سیاست حذف یارانه انرژی کشاورزی به منظور ممانعت از کاهش تولید این بخش، سیاستهای لازم در جهت افزایش بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی مورد توجه قرار گیرد. از جمله این سیاستها می‌توان به پرداخت تسهیلات کافی جهت استفاده از ماشین‌آلات‌پیشرفته‌تر و کم‌مصرف برای تولید محصولات‌کشاورزی، برقی کردن چاههای آب، بهبود تکنولوژی گرمایشی مرغداریها و گلخانه‌ها و گاوداریها اشاره کرد.

منابع

۱. اکبری، ن. و م. رنجکش (۱۳۸۲)، بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۴۵-۷۵، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۴۳ و ۴۴، ص ۱۱۷ تا ۱۴۲.

۲. امیر تیموری، س. و ص. خلیلیان (۱۳۸۶)، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش ایران و چشم انداز آن در برنامه چهارم توسعه، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۵۹: ۳۷ تا ۵۲.

۳. بخشوده، م. و ا. اکبری (۱۳۷۵)، اصول اقتصاد تولید محصولات کشاورزی، انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان.

۴. ترازنامه انرژی (۱۳۸۵)، معاونت امور انرژی و برق، دفتر برنامه ریزی انرژی و برق وزارت نیرو.

۵. ترکمانی، ج. (۱۳۷۷)، تعیین ریسک گریزی، کارایی فنی و عوامل مؤثر بر آن، مطالعه موردی استان فارس، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۲۴.

۶. جهانگرد، ا. (۱۳۸۴)، اثر فن‌آوری اطلاعات (IT) بر تولید صنایع کارخانه‌ای ایران، فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵: ۸۳.

۷. حسین‌زاد، ج. و ح. سلامی (۱۳۸۳)، انتخاب تابع تولید برای براورد ارزش اقتصادی آب کشاورزی: مطالعه موردی تولید گندم، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۴۸: ۵۳-۸۴.

۸. دبرتین، د. ال. (۱۳۷۶)، اقتصاد تولید کشاورزی، ترجمه موسی‌نژاد و نجارزاده، مؤسسه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس.

۹. زیبایی، م. و م. ج. طرازکار (۱۳۸۳)، مطالعه روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین ارزش افزوده و مصرف انرژی در بخش کشاورزی، *فصلنامه بانک و کشاورزی*، ۶: ۱۵۷-۱۷۱ .

۱۰. سلطانی، غ. (۱۳۸۳)، تعیین نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۴۵: ۱۹ تا ۴۰.

۱۱. فلاحی، ا. و ص. خلیلیان (۱۳۸۸)، رابطهٔ بلندمدت عوامل تولید و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی با به کارگیری رهیافت همگرایی، *مجله علوم کشاورزی ومنابع طبیعی*، ۱۶ (۱- ب(ویژه نامه)): ۳۳۹ تا ۳۵۰.

۱۲. گجراتی، دامودار (۱۳۷۸)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

۱۳. نوفرستی، م. (۱۳۷۸)، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ دوم.

۱۴. هژبر کیانی، ک. رنجبری (۱۳۸۰)، بررسی رابطهٔ درازمدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳۵:۳۹ تا ۶۴.

۱۵. هژبر کیانی، ک. و ش. واردی (۱۳۷۹)، بررسی ضریب اهمیت انرژی در تولید بخش کشاورزی ایران، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۳۰: ۷ تا ۴۱.

۱۶. یوسفی، د.(۱۳۷۹)، بررسی و براورد تابع تقاضای واردات کل ایران به وسیله تکنیک همگرایی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

17. Berndt, E. R. and D. O. Wood (1979), Technology prices & the drived demand for energy , *The Review of Economics & Statistics*, 68-259.

18. Blitzer, C. R. (1981), Energy and the development: an overview of selected issues, Ed. Aver, U. S. A, P. Publ, Electrical Power Research Institute and Pergaman Press, pp. 471-477.

19. Chambers, R. G. (1988), Applied production analysis: a dual approach, Cambridge University Press.

20. Christensen, L. R., D. W. Jorgenson and L. J. Law (1973), Transcendental logarithmic production frontiers, *The Review of Economics and Statistics*, 55: 28-45.

21. Cobb, C.W. and P.H. Douglas (1928), A theory of production, *American Economic Review*, 1:139-165.

22. Douglas, P. H. (1948), Are there laws of production, *American Economic Review*, 38: 1-41.

23. Fan, S. (2000), Research investment and the economic returns to Chinese agricultural research, *Journal of Productivity Analysis*, 14: 163−182.

24. Halter, A.N., H.O. Carter and J.G. Hocking (1957), A note on the transcendental production function, *Journal of Farm Economics*, 39:966-974.

25. Heady, E. O. and J. L. Dillon (1961), Agricultural production functions , Kalyani press, Ludhiana ,India.

26. Hu, B. and M.J. Mcaleer (2005), Estimation of Chinese agricultural production efficiencies with panel data, *Mathematics and Computers in Simulation*, 68: 475-484.

27. Intriligator, M. D., R. G. Bodkin and C. Hsiao (1996), Econometric models, techniques, and applications. second edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, USA.

28. Kaneda, H. (1982), Specification of production functions for analyzing technical change and factor inputs in agricultural development, *Journal of Development Economics*, 11: 97-108.

29. Nerlove, M. (1965), Estimation and identification of Cobb-Douglas production functions, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.

30. Pesaran, M.H. and B. Pesaran (1977), Working With microfit 4.0: an interactive introduction to econometrics, Oxford University Press.

31. Samuelson, P. A. (1979), Paul Douglas measurement of production functions and marginal productivities, *Journal of Political Economy*, 87: 923-939.

32. Siddiki, J. U. (2000), Demand for money in Bangladesh: a co integration analysis, *Applied Economics*, 32: 1997-1984.

33. Thompson, C.D. (1988), Choice of flexible functional forms: review and appraisal, *Western Journal of Agricultural Economics*, 13: 169-183.

34. Walters, A. A. (1963), Production and cost functions: an econometric survey, *Econometrica*, 31: 1-66.