فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هفتم، شماره‌ی ۲۶، تابستان ۱۳۹۷
صفحات: ۱۴۵-۱۶۶
DOI: 10.22084/AES.2018.14258.2504

معرفی و محاسبه تابع تولید فیزیکی برای اقتصاد ایران

محمدشریف کریمی[1*]
مریم حیدریان[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۵/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۱/۱۹

چکیده

با توجه به این‌که تابع تولید به‌عنوان یک ابزار مهم اقتصادی در تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادی می‌باشد، در این مطالعه، تابع تولیدی معرفی و برآورد شده که متأثر از تعاملات مجزای سرمایه با نیروی کار و انرژی است. تابع تولید فیزیکی بر مبنای نیرویی است که از طریق سرمایه، کار تولید می‌کند و جایگاه ویژه‌ای را برای نهاده سرمایه در توابع تولید قائل است. همچنین در این مطالعه تلاش شده است در کنار برآورد تابع تولید فیزیکی برای اقتصاد ایران در طول دوره‌ی ۱۳۹۵-۱۳۵۳، از دو تابع تولید رایج دیگر؛ تابع تولید کاب‌داگلاس و ترانسلوگ جهت مقایسه و تعیین نتایج اقتصادسنجی قابل‌اعتمادتری استفاده شود. لازم به ذکر است که حالت‌های مختلفی برای برآورد توابع تولید در نظر گرفته شده تا بهترین نتایج ممکن به‌دست آید که ازجمله آن می‌توان به روش حداقل مربعات معمولی و روش تصحیح خطا اشاره کرد که در کنار آن‌ها نیز توابع تولید با در نظر گرفتن نهاده انرژی و بدون آن بررسی شدند. نتایج آزمون‌های تشخیص و درستی مدل و همچنین ضرایب متغیرها در برآورد توابع بیانگر آن است که تابع تولید فیزیکی دارای الگوی مناسب‌تری نسبت به دو تابع دیگر برای اقتصاد ایران است. در بین نهاده‌های تولید، سرمایه فیزیکی (۲/۸۵ درصد) و نیروی‌کار (۱/۹۵ درصد) دارای بیشترین تأثیر بر روی تولید هستند و این نشان‌دهنده اهمیت سرمایه‌گذاری و سرمایه انسانی در اقتصاد کشور است که بایستی به‌صورت بهینه و با برنامه‌ریزی در زیرساخت‌ها، آموزش و مهارت نیروی کار انجام شود.

کلیدواژه‌ها: تابع تولید فیزیکی، موجودی سرمایه، نیروی‌کار، مصرف انرژی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: Q43 ,E23 ,E24 ,E22.

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی (*نویسنده مسئول) **Email:** S.karimi@razi.ac.ir
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی دانشگاه رازی **Email:** maryamheidarian.1368@yahoo.com

۱. مقدمه

تابع تولید مبین رابطه فنی تبدیل نهاده‌ها به محصولات می‌باشد. 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 می‌شوند. تعیین فرم دقیق این تابع تا حدود زیادی بستگی به شرایط تولید دارد. با این حال غالباً اقتصاددانان علاوه‌بر 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 و اطلاعات حاصل از آن می‌توان توان تولید کشور را مشخص نموده و آن را با عملکرد واقعی مقایسه کرد. این قیاس امکان ریشه‌یابی و شناسایی مشکلات کلان موجود را فراهم نموده و درک جامعی از عوامل اصلی شکل‌دهنده آن فراهم می‌سازد. برآورد تابع تولید همچنین این امکان را فراهم می‌سازد که نقش و اهمیت هریک از نهاده‌های تولید، به تفکیک مشخص شود. بدین ترتیب 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 (دبرتین، ۱۳۷۶: ۱۳۴؛ اعظم‌زاده شورکی و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۱۵).

در خصوص انتخاب عوامل کلیدی تولید، در تحقیقات اولیه به نقش کار و سرمایه فیزیکی در کنار سایر عوامل توجه زیادی شده، اما به استفاده از انرژی به‌عنوان یک نهاده اصلی تولید، توجه کافی نشده است. با توجه به این‌که استفاده از انرژی در تمام مراحل تولید لازم و ضروری می‌باشد و بدون مصرف انرژی امکان تولید وجود ندارد، لذا در چند دهه اخیر تحقیقاتی که به بررسی نقش انرژی در توابع تولید پرداخته‌اند، گسترش یافته است. برخی برای توجیه استفاده از انرژی در اقتصاد و تولید، از قوانین فیزیکی کمک گرفته‌اند (اسلاملوئیان و استادزاد، ۱۳۹۵: ۲۲).

به‌طور مثال آیرس[1] و همکاران (۲۰۰۳)، توضیح دادند که قوانین ترمودینامیک و اصل بقای انرژی و ماده، محدودیت‌هایی را برای عملکرد یک سیستم اقتصادی ایجاد می‌کند. قانون دوم ترمودینامیک (قانون راندمان یا کارایی) بیان می‌دارد که یک مقدار حداقل از انرژی برای انتقال ماده یا به‌طور عمومی‌تر کار فیزیکی در فرایند تولید، لازم و حیاتی است و انجام انتقالات در زمان کوتاه‌تر، نیازمند انرژی بیشتر از این مقدار حداقل است. به بیان ساده‌تر، برای تولید باید کار فیزیکی انجام شود. برای انجام کار فیزیکی نیز انرژی لازم است و بنابراین تمامی پروسه‌های اقتصادی نیازمند انرژی هستند. در فرایند

1. Ayres

تولید، محدودیت‌هایی برای جانشینی انرژی با دیگر نهاده‌های تولید وجود دارد (استرن[1]، ۲۰۰۰: ۲۶۹)؛ بنابراین انرژی همیشه یک نهاده لازم و ضروری برای تولید می‌باشد و توابع تولیدی که در آن‌ها انرژی به‌عنوان نهاده تولید نادیده گرفته شده است، کامل نمی‌باشند.

در مطالعه حاضر، تابع تولیدی تحت عنوان "تابع تولید فیزیکی[2]" به‌وسیله‌ی تعریف کار در فیزیک معرفی می‌شود که پیشنهاد می‌کند، تعاملات سرمایه با نیروی کار و انرژی جدا شود. از لحاظ مفهومی، نیروی کار و انرژی، نیرویی را برای تولید کار از طریق سرمایه ایجاد می‌کنند. تامپسون[3] (۲۰۱۶) بیان می‌کند، کشش تولید نسبت به انرژی، دو برابر نیروی کار است. این بدان معنی است که برای انرژی هزینه کمتری نسبت به بهره‌وری حاصل از قدرت انحصاری در بازار انرژی پرداخت می‌شود.

در این مطالعه تلاش شده است با معرفی تابع تولید فیزیکی و برآورد آن برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۳ و همچنین مقایسه آن با دو تابع کاب-داگلاس و ترانسلوگ، نتایج کاربردی‌تری از تعاملات سرمایه با نیروی کار و انرژی بدست آید. لذا در ادامه به مفهوم و اثبات تابع تولید فیزیکی و توابع کاب- داگلاس و ترانسلوگ پرداخته شده است. سپس مروری بر مطالعات تجربی داخلی و خارجی شده، در بخش سوم، متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش معرفی و در بخش چهارم با بهره‌گیری از دو روش حداقل مربعات معمولی و تصحیح خطای برداری به بررسی اثرات عوامل تولید پرداخته می‌شود. در نهایت، در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهاداتی ارائه خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. تابع تولید فیزیکی

کار برابر است با حاصل‌ضرب نیرو در مسافت که در تابع تولید Y، کار به‌وسیله‌ی انرژی E و نیروی کار L، موجب ایجاد نیرو می‌شود. تابع تولید فیزیکی این تعاملات را مطابق با معادله (۱) جدا می‌کند:

$$Y = A(KL)^{\alpha_1}(KE)^{\alpha_2} \qquad (۱)$$

این تابع تولید در یک مدل نسبت‌های عاملی[4] از تولید و تجارت بین‌الملل توسط تامپسون (۲۰۱۴) به‌کار گرفته می‌شود. اثرات تئوریکی این فرم تبعی به توان‌های تابع تولید خطی لگاریتمی به‌صورت $Y = AL^{\alpha_1}E^{\alpha_2}K^{\alpha_1+\alpha_2}$ محدود می‌شود. تولید نهایی آن نیز به‌صورت:

$$\begin{aligned} Y_K &= (\alpha_1 + \alpha_2)Y/K \\ Y_L &= \alpha_1 Y/L \\ Y_E &= \alpha_2 Y/E \end{aligned} \qquad (۲)$$

1. Stern
2. physical production function
3. Thompson
4. Factor Proportions Model

براساس قضیه اویلر[1]، رابطه‌ی $Y = Y_K K + Y_L L + Y_E E$ برقرار است، اگر و تنها اگر؛ $\alpha_1 + \alpha_2 = 1/2$.

اگر نهاده‌ها به‌صورت محصولات نهایی پرداخت شوند، تقعر شکل می‌گیرد. برای مثال قضیه اویلر بیان می‌کند که اثرات انرژی، بر روی محصول نهایی $Y_{EE} = \alpha_1(Y_E E - Y)/L^2$ منفی است. اثرات متقاطع و متقارنی همچون $Y_{EK} = \alpha_2 Y_K/L = Y_{KE}$ مثبت هستند و دال بر جانشینی نهاده‌ها دارند. کشش‌های قیمتی عامل با فرض حداقل‌سازی هزینه به‌وسیله‌ی آلن[2] (۱۹۳۸) و بازبینی مجدد تاکایاما[3] (۱۹۹۳) توسعه و گسترش یافت. قیمت‌های عامل (r, w, e) برای نهاده‌های (K, L, E)، هزینه تولید $C = rK + wL + eE$ را حداقل می‌کند. فرض کنید a_i نشان‌دهنده نهاده‌ها در هر واحد از تولید و در تابع لگاریتمی (۳) است:

$$\Lambda = ra_K + wa_L + ea_E + \lambda(1 - A(a_k a_L)^{\alpha_1}(a_K a_E)^{\alpha_2}) \qquad (۳)$$

نهاده‌های درون‌زا برای حداقل‌سازی هزینه تولید یک واحد محصول انتخاب می‌شوند. λ درون‌زا، هزینه نهایی محصول است. با دیفرانسیل‌گیری از معادله (۳) نسبت به λ و سپس دیفرانسیل‌گیری کامل از معادله اول، سیستم متقارن هشین[4] (۴) به‌دست می‌آید. دیفرانسیل‌گیری از لاگرانژ نسبت به هر کدام از واحدهای نهاده منجر به سه معادله بعدی در (۴) می‌شود. برای مثال دیفرانسیل‌گیری از معادله (۳) نسبت به نهاده انرژی a_E دال بر $e - \lambda Y_E = 0$ می‌باشد. دیفرانسیل‌گیری کامل شرط مرتبه اول موجب به‌دست آمدن معادله (۴) می‌شود. محصولات نهایی Y_i و اثرات مرتبه دوم Y_{ij} در (۴) به‌صورت واحدهای نهاده تعریف می‌شوند. در ادامه سیستم متقارن هشین به‌صورت معادله (۴) ارائه می‌شود:

$$\begin{pmatrix} 0 & Y_K & Y_L & Y_E \\ \vdots & Y_{KK} & Y_{KL} & Y_{KE} \\ \cdot & \cdot & Y_{LL} & Y_{LE} \\ \cdot & \cdot & \cdot & Y_{EE} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \partial\lambda \\ \partial a_K \\ \partial a_L \\ \partial a_E \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \partial r \\ \partial w \\ \partial e \end{pmatrix} \qquad (۴)$$

کشش‌های قیمتی عامل از طریق سیستم هشین معکوس (۴) به‌دست می‌آیند. برای مثال $\varepsilon_{Ke} = (\partial a_K/\partial e)(e/a_K)$ کشش حداقل‌سازی هزینه نهاده سرمایه a_K نسبت به قیمت انرژی e است. کشش‌های خودقیمتی و متقاطع در سطح محلی مرز تولید تعیین می‌شوند.

این پارامترها در تابع تولید فیزیکی (۱) قرار داده شده و به‌صورت فرم لگاریتم طبیعی (۵) برآورد می‌شوند:

$$lnY = \alpha_0 + \alpha_1(lnL + lnK) + \alpha_2(lnE + lnK) + \varepsilon \qquad (۵)$$

1. Euler's Theorem
2. Allen
3. Takayama
4. Symmetric Hessian System

معادله (۵) را می‌توان به‌صورت (۶) بسط داد:

$$lnY = \alpha_0 + \alpha_1 lnL + \alpha_2 lnE + (\alpha_1 + \alpha_2) lnK + \varepsilon \qquad (۶)$$

در این‌جا، ε جمله‌ی خطا است. سه کشش تولیدی $\partial lnY/lnL \equiv \varepsilon_L = \alpha_1$ برای L، $\varepsilon_E = \alpha_2$ برای E، و $\varepsilon_K = \alpha_1 + \alpha_2$ برای K می‌باشد. این مدل به عنوان مدل نهایی برای برآورد تابع تولید فیزیکی در بخش‌های مختلف اقتصادی و با درنظرگرفتن سه نهاده نیروی کار، سرمایه و انرژی قابل استفاده است.

۲-۲. مروری بر مطالعات تجربی انجام‌شده

در ادبیات موضوع، انواع توابع خطی و غیرخطی تولید با روش‌های مختلف برآورد گردیده است. ولی معرفی و برآورد تابع تولید فیزیکی تنها در دو مطالعه تامپسون (۲۰۱۴، ۲۰۱۶) برای اقتصاد آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۵۱ انجام شده است. که در آن تابع تولید تحریک شده به‌وسیله‌ی فیزیک‌هایی با نیروی کار و انرژی ارائه و نیرویی را جهت تولید کار فراهم می‌کند. این تابع تولید در مقاله سال ۲۰۱۴ همین نویسنده با عنوان تابع تولید فیزیکی معرفی و برآورد شد و در مقاله سال ۲۰۱۶ با توابع لگاریتمی خطی و ترانسلوگ مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که انرژی دارای کشش تولیدی دو برابر نیروی کار است. و در مقابل نیروی کار و اضافه‌کاری آن دارای کشش خودجانشینی است، درحالی‌که این کشش برای سرمایه ضعیف می‌باشد. تابع تولید فیزیکی فرصتی را برای بهبود مدل‌های کاربردی از رشد اقتصادی، اقتصاد کلان و تجارت بین‌الملل فراهم می‌کند. در این دو مطالعه نشان داده شد که تابع تولید فیزیکی از همبستگی بین باقی‌مانده‌ها و شکست ساختاری در داده‌های آمریکا در بحران انرژی اجتناب می‌کند.

در ادامه به خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده در حوزه برآورد توابع تولید پرداخته خواهد شد؛ کمنتا[1] (۱۹۶۷) در مطالعه‌ای نظری به‌منظور برآورد تابع تولید با کشش جانشینی ثابت CES از بسط تیلور استفاده کرده و به خطی‌سازی تابع تولید CES تک‌سطحی[2] پرداخته و لی[3] (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای نظری، روش خطی‌سازی کمنتا را برای تابع تولید CES دوسطحی[4] بسط داده که این تابع تولید را به دو تابع تولید تک‌سطحی تقسیم کرده و فرمولی برای برآورد مرحله‌ای این تابع تولید با توجه به روش کمنتا ارائه داده است.

لیندنبرگ[5] (۲۰۰۳) برای دو دوره مختلف، تابع تولید کشور آلمان با نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی را برآورد کرده و به کمک دو روش بهینه‌سازی دیفرانسیل تکاملی (DE) و (RPS) برای هر دو

1. Kmenta
2. Single Level CES Production Function
3. Li
4. Two-Level CES Production Function
5. Lindenberger

حالت، کمترین مجذورات خطا (LS) و کمترین مقدار مطلق خطا (LAD)، پارامترهای تابع تولید برآورد شده، که نتایج برآورد در این دو روش به یکدیگر نزدیک است.

میشرا[1] (۲۰۰۶)، تابع تولید دو مرحله‌ای CES را با درنظرگرفتن نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی مورد کشور آلمان به پنج روش JPM، HJQN، RQN، DE و RPS برای هر دو تابع هدف LS و LAD برآورد کرده است. وی نشان داده است که این روش‌ها به خوبی پارامترها را برآورد می‌کنند. در این مطالعه این روش‌ها با هم مقایسه نشده‌اند.

مقایسه انواع توابع تولید مختلف با یکدیگر در بسیاری از مطالعات مورد بررسی قرار گرفته است.

مارکاندیا و پدروسو گالیناتو[2] (۲۰۰۷) به روش‌های برآورد خطی، توابع تولید را برای کشورهای منتخب برآورد کرده‌اند. این روش، از یک فرایند تکراری برای پیدا کردن مقادیر پارامترها برای حداقل کردن مجموع مربعات خطا (SSR) تبعیت می‌کند. این روش با تقریبی حدسی از مقادیر پرامترها و محاسبه مقادیر باقیمانده به حداقل‌سازی SSR می‌پردازد. بعد از اینکه همگرایی به وجود آمد، یک سری از مقادیر اولیه برای پارامترها به وجود می‌آورد. در مرحله بعد، یکی از پارامترها را به‌صورت مستقیم تغییر داده و دوباره به محاسبه مقادیر باقیمانده می‌پردازد و بررسی می‌کند که SSR به وجود آمده در این مرحله، بیشتر یا کمتر می‌شود. این فرایند ادامه پیدا می‌کند تا همگرایی به وجود آید. وقتی فرایند تکرار پایان می‌یابد که با تغییر هر پارامتر مقدار SSR افزایش یابد.

در ایران نیز تحقیقاتی در این زمینه صورت گرفته است. به‌طور نمونه علیمرادی (۱۳۸۲) به‌منظور اندازه‌گیری رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در سطح اقتصاد کشور و تعیین سهم آن در رشد GDP طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۴۵ تابع تولید اقتصاد کشور با درنظر گرفتن توابع تولید کاب- داگلاس (دو و سه متغیره) و همچنین تابع تولید ترانسلوگ و از طریق روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده شده و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و همچنین سهم بهره‌وری کل عوامل تولید و نهاده‌های تولید در رشد اقتصادی محاسبه گردیده است.

وافی‌نجار (۱۳۸۴) به منظور بررسی ارتباط انرژی با تولید ناخالص داخلی، به برآورد تابع تولید پرداخته است. در این مقاله از سه روش برای تجزیه‌وتحلیل و بررسی این رابطه استفاده شده است: در ابتدا این رابطه با استفاده از آزمون علیت انگل-گرانجری برای دوره ۱۳۸۲-۱۳۴۶ مورد بررسی قرار گرفته است. سپس با استفاده از تحلیل‌های آماری و محاسبه شاخص‌های کارایی انرژی و ضریب انرژی و همچنین شدت مصرف انرژی در طی دوره و طی مقاطع برنامه اول، دوم و سوم اقتصادی رابطه مصرف انرژی با تولید ناخالص داخلی بررسی و برای محاسبه متوسط شدت اثرگذاری مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی (کشش نهاده‌ای) شکل مناسب تابع تولید تصریح و پس از تخمین، کشش نهاده‌ای انرژی محاسبه شده است. نتایج به‌طور خلاصه حاکی از افزایشی بودن شدت مصرف انرژی طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۴۶

1. Mishra
2. Markandya and Pedroso- Galinato

است اما روند نزولی ضریب انرژی (و یا کشش نقطه‌ای انرژی، نسبت رشد مصرف انرژی به رشد تولید ناخالص داخلی برحسب قیمت‌های ثابت) طی سال‌های برنامه اول، دوم و سوم اقتصادی نشانگر آنست که از شدت آن کاسته گردیده است همچنین رابطه علیت گرانجر برای دوره ۱۳۸۲-۱۳۴۶ نشان‌دهند رابطه یکطرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی است.

اعظم‌زاده شورکی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به اثر انتخاب نوع تابع تولید بر مقادیر برآورد 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 به‌منظور تخمین تابع تولید بخش کشاورزی، فرم‌های تابعی کاب‌داگلاس، ترانسلوگ و ترانسندنتال برآورد شد. سپس با استفاده از معیارها و آزمون‌های اقتصادسنجی، مقایسه توابع تولید و انتخاب تابع تولید برتر صورت پذیرفت. در این مطالعه اثر نهاده انرژی در کنار دو نهاده سرمایه و نیروی کار بر تولید بخش کشاورزی ایران در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۳، بررسی و آزمون شد. نتایج به‌دست آمده نشان داد که تابع کاب‌داگلاس در مقایسه با دو تابع دیگر، تابع بهینه به‌منظور 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 نیروی‌کار، سرمایه و انرژی وجود دارد. ضریب نهاده انرژی همانند دیگر ضرایب از نظر آماری معنادار است و اثر درخور توجهی بر تولید بخش کشاورزی دارد.

اسلاملوئیان و استادزاد (۱۳۹۳) در مقاله‌ای تحت عنوان "برآورد کشش جانشینی میان انرژی و سایر نهاده‌ها در ایران با استفاده از تابع تولید CES چندمرحله‌ای"، تابع تولید آشیانه‌ای مناسب با چهار نهاده نیروی کار، سرمایه، انرژی و سرمایه‌گذاری در بخش تحقیق و توسعه برای اقتصاد ایران طراحی و با استفاده از روش الگوریتم ژنتیک پیوسته به‌صورت عددی و غیرخطی برآورد شده است. نتایج به‌دست آمده از محاسبه کشش‌های جانشینی بیانگر این است که با افزایش یک درصد نیروی کار، ۰/۵۶ درصد صرفه‌جویی در انرژی شده است. همچنین افزایش یک درصدی سرمایه باعث صرفه‌جویی ۰/۵۹ درصدی و به همین صورت افزایش یک درصدی در سرمایه‌گذاری در بخش تحقیق و توسعه موجب صرفه‌جویی ۰/۴۶ درصدی در مصرف انرژی می‌گردد.

در مطالعه مشابه دیگری توسط اسلاملوئیان و استادزاد (۱۳۹۵) تابع تولید مناسب برای ایران با وجود نهاده انرژی و تحقیق و توسعه با استفاده از روش الگوریتم ژنتیک طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۷ برآورد شد. نتایج این مطالعات نشان داد، تابع تولید ترانسلوگ نسبت به سایر توابع برای ایران مناسب‌تر است. علاوه‌بر این، نتایج نشان می‌دهد که تکنولوژی تولید در ایران بعد از جنگ تحمیلی دارای ویژگی بازده صعودی نسبت به مقیاس بوده است. بنابراین به نظر می‌رسد که ساخت الگوهای رشد برای اقتصاد ایران با فرض تابع تولید با تکنولوژی بازده ثابت نسبت به مقیاس باید (حداقل برای دوره بعد از جنگ تحمیلی) با تامل بیشتری صورت گیرد. به نظر می‌رسد که ساخت الگوهای رشد برای اقتصاد ایران با

فرض تابع تولید با تکنولوژی بازده ثابت نسبت به مقیاس باید (حداقل برای دوره بعد از جنگ تحمیلی) با تأمل بیشتری صورت گیرد.

و اما در مطالعه حاضر، تا آن‌جایی‌که بررسی‌های انجام شده توسط نویسندگان این مقاله نشان می‌دهد، در مطالعات صورت گرفته در داخل ایران، تاکنون تابع تولید فیزیکی معرفی و برآورد نشده است. با توجه به ویژگی‌های منحصر به فرد این تابع تولید در ارائه تعاملات سرمایه با نیروی کار و انرژی، در این مطالعه تلاش شده است، این خلاء با استفاده از برآورد تابع تولید فیزیکی و مقایسه آن با دو تابع تولید رایج کاب–داگلاس و ترانسلوگ پر شود و مبنا و پایه‌ای برای مطالعات بعدی در اقتصاد ایران باشد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. معرفی مدل‌ها و متغیرهای مورد استفاده

برآورد تابع تولید یکی از مسائل اساسی در اقتصادسنجی کاربردی و انتخاب فرم تبعی مناسب یکی از مشکل‌ترین بخش‌ها در هر کار تجربی است. برخی از مطالعات به موضوعات اساسی در زمینه متغیرها و فرم‌های تبعی تابع تولید پرداخته‌اند. انتخاب نوع تابع تولید 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 معنادار بودن ضرایب و نیز رگرسیون مربوطه، ضروری است.

در انتخاب تابع تولید برای این مطالعه از تابع تولید فیزیکی برگرفته از مطالعه تامپسون (۲۰۱۶) استفاده شده است. به‌منظور بررسی اثر انتخاب نوع تابع تولید بر مقادیر برآورد شده، پارامترهای ساختاری و اهمیت دقت در انتخاب صحیح تابع، در کنار تابع تولید فیزیکی دو تابع کاب– داگلاس و ترانسلوگ نیز تخمین زده شده و با توجه به ملاک‌های موجود، بهترین تابع تولید برای اقتصاد ایران انتخاب گردیده است. در ادامه مدل‌ها و توابع مورد استفاده در این مطالعه معرفی خواهند شد:

تابع تولید کاب– داگلاس:

$$lnY = lnA + \alpha_1 lnL + \alpha_2 lnK + \alpha_3 lnE + \alpha_4 D_1 + \varepsilon \qquad (۷)$$

تابع تولید ترانسلوگ:

$$\begin{aligned} lnQ = lnA &+ \beta_L \ln(L) + \frac{1}{2}\gamma_{LK}\ln(L)\ln(K) + \frac{1}{2}\gamma_{LL} ln(L)^2 + \beta_K \ln(K) \\ &+ \frac{1}{2}\gamma_{KE}\ln(K)\ln(E) + \frac{1}{2}\gamma_{KK} ln(K)^2 + \beta_E \ln(E) \\ &+ \frac{1}{2}\gamma_{EL}\ln(E)\ln(L) + \frac{1}{2}\gamma_{EE} ln(E)^2 + \beta_D D_1 + \varepsilon \end{aligned} \qquad (۸)$$

تابع تولید فیزیکی:

$$lnY = \alpha_0 + \alpha_1(lnL + lnK) + \alpha_2(lnE + lnK) + \alpha_3 D_1 + \varepsilon \qquad (۹)$$

در این معادلات:

lnY: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت سال پایه ۱۳۹۰ و برحسب میلیارد ریال

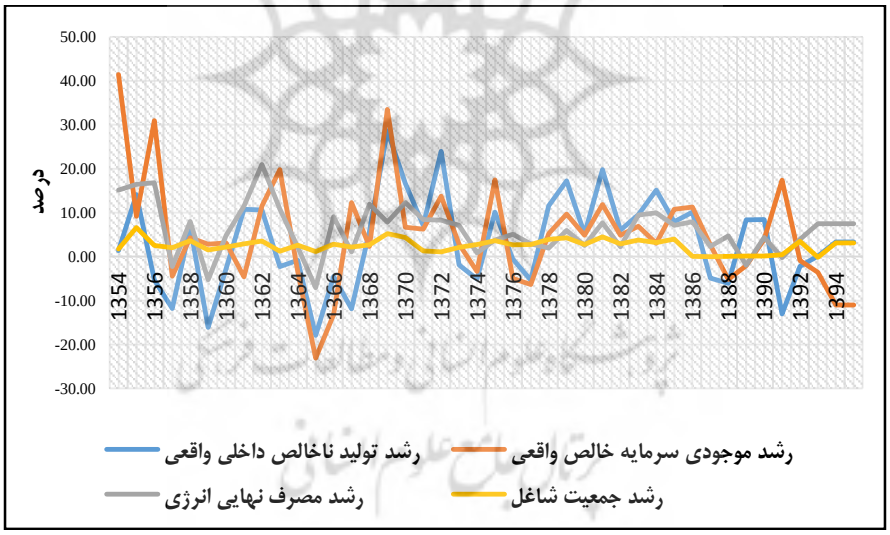
lnL: لگاریتم جمعیت شاغل برحسب هزار نفر

lnK: لگاریتم موجودی سرمایه خالص واقعی به قیمت سال پایه ۱۳۹۰ و برحسب میلیارد ریال

lnE: لگاریتم مصرف نهایی انرژی برحسب میلیون بشکه نفت‌خام

D_1: متغیر مجازی دوران جنگ (۱۳۶۷-۱۳۶۹).

لازم به ذکر است، اطلاعات مربوط به متغیرهای تولید و تشکیل سرمایه از اطلاعات حساب سالانه موجود در مرکز آمار، نیروی شاغل در اطلاعات سری‌زمانی بانک مرکزی و مصرف انرژی از ترازنامه انرژی وزارت نیرو گردآوری شده است. دوره زمانی انتخابی نیز در این مطالعه ۱۳۹۵-۱۳۵۳ برای اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است.



نمودار ۱: روند رشد عوامل تولید طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵٤

منبع داده‌ها: حساب‌های سالانه بانک مرکزی و نتایج آمارگیری نیروی کار مرکز آمار ایران

با توجه به نمودار (۱)، روند رشد عوامل تولید در کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۴ را نشان می‌دهد. بالاترین رشد تولید ناخالص داخلی طی سال‌های موردنظر در ایران، مربوط به سال ۱۳۶۹ با ۲۸/۵۶ درصد رشد بوده است و پایین‌ترین آن مربوط به سال ۱۳۶۵ با ۱۷/۹۴- درصد می‌باشد.

بالاترین و پایین‌ترین رشد موجودی سرمایه خالص واقعی نیز به ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۵۴ (با ۴۱/۴۲ درصد) و ۱۳۶۵ (با ۲۳/۱۲- درصد) می‌باشد. همچنین مصرف نهایی انرژی نیز در سال ۱۳۶۲ با ۲۰/۹۶ درصد بالاترین رشد مصرف انرژی در ایران بوده است ولی در سال ۱۳۶۵ با ۷/۰۷- پایین‌ترین میزان را به خود اختصاص داده است. بالاترین رشد جمعیت شاغل نیز مربوط به سال ۱۳۵۵ با ۶/۶۰ درصد و پایین‌ترین آن مربوط به سال ۱۳۹۳ با ۰/۲۰- درصد بوده است.

۳-۲. روش تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

چنان‌که ملاحظه شد، داده‌های متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به‌صورت سری زمانی است. از آن‌جا که سری‌های زمانی در اقتصاد غالباً ناپایا هستند، به‌کارگیری روش‌های متداول اقتصادسنجی، مانند روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد این‌گونه سری‌ها ممکن است به تفسیر نادرست نتایج منجر شود. به این دلیل، در این تحقیق از آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون برای تعیین مرتبه هم‌جمعی متغیرهای مربوطه استفاده می‌شود.

همچنین در این مطالعه به‌منظور انتخاب تابع تولید مناسب برای اقتصاد ایران، اقدام به تخمین توابع تولید کاب-داگلاس، ترانسلوگ و تابع تولید فیزیکی خواهد شد، سپس معناداری ضرایب و همچنین مطابقت و سازگاری علامت‌ها و مقادیر پارامترهای تابع و کشش‌ها با نظریه‌های اقتصادی، مطابق نظر تامپسون (۲۰۱۶) مورد بررسی قرار خواهد گرفت و در نهایت با استفاده از آزمون‌های تشخیص درستی مدل تابع تولید مناسب برای اقتصاد ایران انتخاب می‌شود. لازم به ذکر است که حالت‌های مختلفی برای برآورد توابع تولید در نظر گرفته شده تا بهترین نتایج ممکن به‌دست آید، که ازجمله آن می‌توان به روش حداقل مربعات معمولی و روش تصحیح خطا اشاره کرد که در کنار آن نیز توابع تولید با در نظر گرفتن نهاده انرژی و بدون آن بررسی خواهد شد.

٤.یافته‌های تجربی

٤-۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد

در روش‌های سری زمانی گام نخست بررسی مانایی متغیرها می‌باشد. با توجه به نامانایی اکثر سری‌های زمانی در اقتصاد کلان، بکارگیری اقتصادسنجی متداول برای تحلیل کمی روابط اقتصادی تردیدآمیز جلوه می‌کند. در واقع نامانایی سری‌های زمانی (داشتن ریشه واحد) ممکن است منجر به رگرسیون کاذب شود. لذا قبل از تحلیل‌های هم‌انباشتگی، ابتدا خواص مانایی کلیه متغیرهای مدل به‌وسیله‌ی روش‌های دیکی-فولر تعمیم یافته[1] (ADF) و فیلیپس-پرون[2] (PP) آزمون می‌شود.

1. Augmented Dickey-Fuller Test
2. Phillips-Perron Test

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون (با عرض از مبدأ و روند)

متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته				آزمون فیلیپس-پرون			
	آماره ADF	مقدار بحرانی ۱۰٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱٪	آماره PP	مقدار بحرانی ۱۰٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱٪
LY	-۲/۲۱۸۰	-۴/۱۷۰۵	-۳/۵۱۰۷	-۳/۱۸۵۵	-۲/۰۳۵۲	-۴/۱۵۶۷	-۳/۵۰۴۳	-۳/۱۸۱۸
D(LY)	-۴/۸۹۵۴	-۴/۱۸۰۹	-۳/۵۱۵۵	-۳/۱۸۸۲	-۴/۹۲۴۰	-۴/۱۶۱۱	-۳/۵۰۶۳	-۳/۱۸۳۰
LK	-۳/۷۲۵۲	-۴/۱۷۰۵	-۳/۵۱۰۷	-۳/۱۸۵۵	-۲/۸۳۵۰	-۴/۱۵۶۷	-۳/۵۰۴۳	-۳/۱۸۱۸
D(K)	-۵/۵۱۶۲	-۴/۱۸۰۹	-۳/۵۱۵۵	-۳/۱۸۸۲	-۳/۵۸۰۷	-۴/۱۶۱۱	-۳/۵۰۶۳	-۳/۱۸۳۰
LL	-۱/۸۰۰۲	-۴/۱۷۰۵	-۳/۵۱۰۷	-۳/۱۸۵۵	-۱/۲۴۵۲	-۴/۱۵۶۷	-۳/۵۰۴۳	-۳/۱۸۱۸
D(LL)	-۵/۰۳۷۹	-۴/۱۸۰۹	-۳/۵۱۵۵	-۳/۱۸۸۲	-۵/۱۷۶۵	-۴/۱۶۱۱	-۳/۵۰۶۳	-۳/۱۸۳۰
LE	-۳/۱۲۲۹	-۴/۱۷۰۵	-۳/۵۱۰۷	-۳/۱۸۵۵	-۳/۱۶۷۷	-۴/۱۵۶۷	-۳/۵۰۴۳	-۳/۱۸۱۸
D(LE)	-۶/۳۷۶۳	-۴/۱۸۰۹	-۳/۵۱۵۵	-۳/۱۸۸۲	-۶/۷۶۰۵	-۴/۱۶۱۱	-۳/۵۰۶۳	-۳/۱۸۳۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون‌های مانایی نشان می‌دهد که در هر دو روش ADF و PP، کلیه متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش در سطح مانا نشده و با یک دوره تفاضل مانا بودن آن‌ها تأیید شده است. به عبارتی مقدار آماره‌ی محاسبه شده برای آن‌ها با یک دوره تفاضل از مقادیر بحرانی بزرگتر شده و بنابراین مانا بودن آنها را به اثبات می‌رساند و دارای میانگین، واریانس و ساختار خودکوواریانس ثابت هستند.

٤-۳. نتایج آزمون شکست ساختاری

وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی اقتصادی به علت وجود شوک‌ها از قبیل جنگ، تحریم‌ها، نوسانات آب‌وهوایی و غیره بسیار رایج است. شکست ساختاری باعث می‌شود که نتایج رگرسیون از اعتبار لازم برخوردار نباشد و قابلیت پیش‌بینی صحیح را از دست خواهد داد. برای رفع این مشکل می‌توان از متغیر مجازی استفاده کرد. با توجه به بازه زمانی موردمطالعه (۱۳۹۵-۱۳۵۳) شوک‌های مختلفی در اقتصاد ایران ایجاد شده است که از جمله آن می‌توان به انقلاب اسلامی (۱۳۵۸-۱۳۵۷)، جنگ تحمیلی (۱۳۶۷-۱۳۵۹)، هدفمندی یارانه‌ها (۱۳۹۵-۱۳۸۹) و تحریم‌های هسته‌ای[1] (۱۳۹۲-۱۳۹۰) اشاره کرد. در این مطالعه از آزمون پیش‌بینی چاو[2] جهت تعیین وجود و عدم وجود شکست ساختاری استفاده می‌شود. لازم به ذکر است فرضیه صفر این آزمون مبنی بر ثبات ضرایب و عدم شکست ساختاری است و فرضیه مقابل عدم‌ثبات ضرایب و وجود شکست ساختاری را نشان می‌دهد.

۱. تحریم‌های بسیار زیادی علیه ایران وضع شده است که برخی از آن‌ها همواره با اقتصاد ایران بوده‌اند. لذا در این مطالعه تنها به نمونه‌ای از آن‌ها تحت عنوان تحریم‌های هسته‌ای اشاره می‌شود.

2. Chow Breakpoint Test

جدول ۲: نتایج آزمون شکست ساختاری و تعیین متغیرهای مجازی

آزمون نقطه شکست چاو	انقلاب اسلامی	جنگ تحمیلی	هدفمندی یارانه‌ها	تحریم‌های هسته‌ای
آماره F	۱/۶۶۶۸	۲/۲۲۴۰	۰/۹۲۸۰	۰/۷۰۲۳
سطح احتمال	۰/۱۷۵۷	۰/۰۴۷۶	۰/۴۵۶۸	۰/۵۹۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به سطح احتمال آماره‌های آزمون شکست ساختاری می‌توان گفت، تنها در دوران جنگ تحمیلی شکست ساختاری وجود دارد. چون سطح احتمال دوران جنگ کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، لذا فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب رد شده و وجود شکست ساختاری تأیید می‌شود.

٤-٤. نتایج برآورد تابع تولید کاب-داگلاس

جدول (۳) نتایج برآورد تابع تولید کاب-داگلاس به چهار حالت مختلف را نشان می‌دهد: در ابتدا تنها دو نهاده نیروی‌کار و سرمایه در نظر گرفته شده، سپس همین دو نهاده با وجود متغیر تصحیح خطا هم برآورد می‌شود. سپس نهاده انرژی نیز وارد می‌شود و تصحیح خطای آن نیز آزمون می‌شود.

نتایج آزمون‌های تشخیص درستی مدل همچون مقادیر بالای ضریب تعیین نشان‌دهنده آن است که متغیرهای مستقل موجود در مدل‌ها قدرت توضیح‌دهندگی بالایی بر تولید دارند. آماره F محاسباتی حاکی از معنادار بودن کل رگرسیون برآوردی است و مقادیر آزمون دوربین-واتسون نیز دال بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال است.

جهت حصول اطمینان از برقراری فروض کلاسیک می‌توان از آماره‌های تشخیص مرتبط استفاده نمود. از آنجایی که احتمال مربوط به آزمون‌های خودهمبستگی (آزمون بریوش- گادفری[1])، ناهمسانی واریانس (بریوش-پاگان-گادفری[2])، تورش تصریح (آزمون رمزی[3]) و نرمالیتی (آزمون جارک-برا[4]) بزرگتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر این آزمون‌ها مبنی بر عدم‌وجود خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، عدم تورش تصریح و نرمالیتی را نمی‌توان رد کرد و مدل برآوردی فروض کلاسیک را تأمین می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Breusch-Godfrey Test
2. Breusch-Pagan-Godfrey Test
3. Ramsey RESET Test
4. Jarque-Bera Test

جدول ۳: نتایج برآورد تابع تولید کاب-داگلاس

LY	KL	KL^{EC}	KLE	KLE^{EC}
LK	٭۰/۳۷۸۰ (۰/۰۰۲۰)	٭۰/۹۶۷۷ (۰/۰۰۱۰)	٭٭۰/۲۴۴۷ (۰/۰۳۵۵)	٭۱/۰۶۸۶ (۰/۰۰۰۰)
LL	٭۲/۸۶۸۹ (۰/۰۰۱۸)	۰/۲۵۹۴ (۰/۷۳۷۸)	٭۲/۳۶۶۵ (۰/۰۰۷۰)	٭٭۱/۸۹۶۵ (۰/۰۱۲۳)
LE	–	–	٭۰/۷۱۲۷ (۰/۰۰۶۴)	٭۰/۸۹۱۰ (۰/۰۰۸۷)
D1	-۰/۰۴۰۱ (۰/۴۷۹۰)	٭٭-۰/۲۲۰۵ (۰/۰۲۲۷)	-۰/۰۲۴۶ (۰/۶۳۲۱)	-۰/۱۷۶۲ (۰/۱۹۸۶)
C	٭٭-۲۲/۴۱۶۱ (۰/۰۱۲۷)	٭٭-۲/۵۴۸۰ (۰/۱۹۷۳)	٭٭-۲۱/۲۴۹۱ (۰/۰۱۳۴)	-۱/۵۶۲۴ (۰/۳۳۷۰)
EC(-1)	–	۰/۴۵۰۸ (۰/۲۴۱۸)	–	٭٭٭۰/۴۶۳۹ (۰/۰۸۷۳)
AR(1)	٭۰/۹۳۰۱ (۰/۰۰۰۰)	–	٭۰/۹۴۷۸ (۰/۰۰۰۰)	–
آزمون‌های تشخیص درستی مدل				
R^2	۰/۹۸۳۶	۰/۹۱۰۷	۰/۹۸۶۶	۰/۹۲۶۴
$\overline{R}^2$	۰/۹۸۱۸	۰/۹۰۱۱	۰/۹۸۴۷	۰/۹۱۶۲
D.W	۱/۹۴۴۴	۱/۹۴۶۵	۱/۸۴۰۶	۱/۷۶۴۱
F-statistic	۵۵۵/۱۸۳۴ (۰/۰۰۰۰)	۹۴/۳۹۸۷ (۰/۰۰۰۰)	۵۳۱/۳۴۰۴ (۰/۰۰۰۰)	۹۰/۷۵۲۱ (۰/۰۰۰۰)
Serial Correlation test	۰/۹۴۰۹ (۰/۳۹۹۹)	۰/۳۱۶۶ (۰/۴۸۸۰)	۱/۸۰۰۷ (۰/۱۸۰۶)	۰/۹۷۹۹ (۰/۱۱۰۶)
Heteroscedasticity Test	۰/۴۷۹۰ (۰/۶۹۸۸)	۱/۴۳۸۴ (۰/۱۸۲۷)	۱/۰۷۱۰ (۰/۳۸۴۶)	۱/۵۸۳۲ (۰/۲۷۰۴)
Normality Test	۰/۹۳۵۷ (۰/۶۲۶۳)	۰/۲۲۵۵ (۰/۶۹۲۰)	۰/۵۴۶۵ (۰/۷۶۰۸)	۰/۲۱۷۸ (۰/۴۴۶۴)
Ramsey Test	۰/۹۴۷۹ (۰/۳۹۷۳)	۰/۱۹۶۸ (۰/۹۳۳۷)	۱/۷۲۷۹ (۰/۰۹۱۳)	۱/۲۸۷۴ (۰/۲۰۸۳)

توضیحات: اعداد بالا نشان‌دهنده مقدار ضریب برآوردی و اعداد داخل پرانتز سطح احتمال آن‌ها می‌باشند.
٭ و ٭٭ و ٭٭٭ به ترتیب معنی‌داری در سطح یک، پنج و ده درصد است.
منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد هر چهار مدل برآوردی در تابع تولید کاب‌داگلاس از نظر معناداری ضرایب و آزمون‌های تشخیص درستی مدل در سطح یکسانی هستند. تنها راه برتری مدل‌ها نسبت به یکدیگر بالاتر بودن سطح معناداری و استفاده از تمام نهاده‌های تولید در کنار یکدیگر است. که این امر در حالت سوم (KLE) و چهارم (KLE^{EC}) محقق شده است. مورد سوم به‌دلیل آن‌که تعداد ضرایب معنادار بیشتری نسبت به مدل چهارم دارد و از سوی دیگر ضریب تصحیح خطای مدل چهارم در سطح

۹۰ درصد معنادار است، برتری نسبت به مدل چهارم دارد. ولی به‌صورت کلی نمی‌توان تفاوت زیادی بین این دو حالت قائل شد.

همان‌طور که ملاحظه می‌کنید، موجودی سرمایه در هر دو حالت دارای رابطه مثبت و معناداری با تولید می‌باشد. به عبارتی با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، اگر یک درصد موجودی سرمایه افزایش ایجاد شود، تولید در حالت سوم و چهارم به‌ترتیب به ۰/۲۴ و ۱/۰۶ درصد افزایش می‌یابد. لذا سهم افزایش موجودی سرمایه در حالت چهارم بیشتر از حالت سوم است. اشتغال در حالت سوم دارای سهم بالایی در تولید نسبت به حالت سوم است. به‌طوری‌که با افزایش یک درصدی در نیروی شاغل کشور، تولید به میزان ۲/۳۶ و ۱/۸۹ درصد افزایش یافته است.

و در نهایت با افزایش یک درصد در مصرف انرژی، تولید به میزان ۰/۷۱ و ۰/۸۹ درصد افزایش معناداری داشته است.

نکته قابل توجه در بین دو حالت برآوردی از مدل کاب‌داگلاس این است که در هر دو حالت، سهم اشتغال در تولید کشور نسبت به سایر متغیرها بالاتر است. به عبارتی کشور به کاربر بودن سوق دارد.

متغیر مجازی جنگ نیز در هر چهار حالت رابطه منفی ولی بی‌معنی با تولید داشته است و این نشان از کاهش تولید در دوران جنگ است. میزان ضریب تصحیح خطا و معناداری آن نشان می‌دهد که ۰/۴۶ درصد متغیرها به سمت بلندمدت قابل تعدیل هستند.

٤-٥. نتایج برآورد تابع تولید ترانسلوگ

جدول (۴) نتایج برآورد تابع تولید ترانسلوگ به چهار حالت مختلف را نشان می‌دهد: در ابتدا تنها دو نهاده نیروی‌کار و سرمایه در نظر گرفته شده، سپس همین دو نهاده با وجود متغیر تصحیح خطا هم برآورد می‌شود. سپس نهاده انرژی نیز وارد می‌شود و تصحیح خطای آن نیز آزمون می‌شود.

نتایج آزمون‌های تشخیص درستی مدل همچون مقادیر بالای ضریب تعیین نشان‌دهنده آن است که متغیرهای مستقل موجود در مدل‌ها قدرت توضیح‌دهندگی بالایی بر تولید دارند. آماره F محاسباتی حاکی از معنادار بودن کل رگرسیون برآوردی است و مقادیر آزمون دوربین–واتسون نیز دال بر عدم‌وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال است.

جهت حصول اطمینان از برقراری فروض کلاسیک می‌توان از آماره‌های تشخیص مرتبط استفاده نمود. فرضیه صفر این آزمون‌ها مبنی بر عدم‌وجود خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، عدم‌تورش تصریح و نرمالیتی را نمی‌توان رد کرد و مدل برآوردی فروض کلاسیک را تأمین می‌کند.

جدول ٤: نتایج برآورد تابع تولید ترانسلوگ

LY	KL	KL^{EC}	KLE	KLE^{EC}
LK	*-۲۲/۲۷۷۶ (۰/۰۰۰۱)	*-۲۱/۶۲۸۲ (۰/۰۰۷۳)	۳۸/۹۱۲۱ (۰/۱۸۰۸)	۰/۹۳۷۲ (۰/۹۸۱۲)
LL	-۳/۱۰۵۵ (۰/۷۷۸۳)	-۲/۷۹۸۲ (۰/۷۹۷۷)	**-۳۲۳/۷۰۹۶ (۰/۰۱۶۵)	-۲۲۷/۵۶۱۶ (۰/۱۵۶۲)
LE	-	-	۹۱/۱۹۱۱ (۰/۲۰۸۱)	۷۰/۷۴۸۶ (۰/۳۹۰۱)
LK^2	*-۲/۱۰۶۱ (۰/۰۰۰۶)	*-۰/۶۰۳۱ (۰/۰۰۰۹)	*-۲/۸۰۷۱ (۰/۰۰۰۱)	*-۳/۰۷۶۲ (۰/۰۰۰۲)
LL^2	*-۴/۲۸۹۱ (۰/۰۰۶۹)	**-۵/۰۰۰۱ (۰/۰۱۵۶)	**۲۲/۹۲۸۱ (۰/۰۱۵۷)	۱۲/۱۴۳۶ (۰/۳۱۹۳)
LE^2	-	-	۲/۰۷۶۴ (۰/۴۴۰۱)	۱/۵۰۳۰ (۰/۶۲۱۷)
LK*LL	*۷/۴۵۷۸ (۰/۰۰۰۲)	*۸/۵۹۸۶ (۰/۰۰۱۲)	-۰/۲۵۱۲ (۰/۹۵۱۰)	(۰/۲۹۴۸) ۶/۰۳۶۴
LK*LE	-	-	**۴/۵۶۶۰ (۰/۰۲۴۱)	۲/۰۲۵۳ (۰/۴۷۳۲)
LL*LE	-	-	***-۱۷/۷۴۸۸ (۰/۰۶۵۶)	-۱۱/۷۸۷۰ (۰/۳۱۱۳)
D1	-۰/۰۰۱۴ (۰/۹۸۰۶)	-۰/۰۲۶۰ (۰/۷۶۱۹)	-۰/۵۰۷ (۰/۳۵۰۳)	۰/۰۲۵۹ (۰/۷۲۹۳)
C	*۱۴۶/۴۶۵۷ (۰/۰۰۰۰)	*۱۴۱/۳۶۲۵ (۰/۰۰۰۰)	**۱۰۴۱/۷۲۷ (۰/۰۳۷۹)	۸۶۵/۷۹۲۰ (۰/۱۳۰۵)
EC(-1)	-	(۰/۳۵۶۷) ۰/۱۷۳۵	-	**۰/۲۳۰۱ (۰/۰۸۷۱)
آزمون‌های تشخیص درستی مدل				
R^2	۰/۹۶۶۵	۰/۹۷۳۹	۰/۹۷۹۷	۰/۹۸۰۱
$\overline{R}^2$	۰/۹۶۰۹	۰/۹۶۸۵	۰/۹۷۳۳	۰/۹۷۲۹
D.W	۱/۰۱۱۹	۱/۲۰۱۲	۱/۵۵۲۳	۱/۵۲۶۵
F-statistic	۱۷۳/۱۶۰۲ (۰/۰۰۰۰)	۱۸۱/۲۶۱۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۵۴/۵۱۰۲ (۰/۰۰۰۰)	۱۳۴/۸۵۰۲ (۰/۰۰۰۰)
Serial Correlation test	۵/۶۶۱۳ (۰/۰۰۷۵)	۳/۵۳۸۳ (۰/۰۴۰۹)	۱/۶۲۰۹ (۰/۲۱۴۶)	۱/۲۸۸۴ (۰/۲۹۱۵)
Heteroscedasticity Test	۲/۰۱۶۳ (۰/۰۸۸۸)	۱/۸۰۹۱ (۰/۱۱۷۵)	۱/۱۰۲۲ (۰/۳۸۸۱)	۱/۷۰۶۴ (۰/۱۴۶۸)
Normality Test	۲/۰۰۵۱ (۰/۳۶۶۹)	۰/۸۶۷۹ (۰/۶۴۷۹)	۰/۸۷۶۸ (۰/۶۴۵۰)	۰/۲۷۹۲ (۰/۸۶۹۶)
Ramsey Test	۴/۸۸۵۷ (۰/۰۰۰۰)	۱/۸۵۲۰ (۰/۷۴۱۰)	۲/۳۲۸۰ (۰/۰۲۳۱)	۳/۰۹۶۴ (۰/۷۴۲۳)

توضیحات: اعداد بالا نشان‌دهنده مقدار ضریب برآوردی و اعداد داخل پرانتز سطح احتمال آن‌ها می‌باشند.

* و ** و *** به‌ترتیب معناداری در سطح یک، پنج و ده درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد، از بین چهار حالت برآوردی در تابع ترانسلوگ، حالت چهارم (KLE^{EC}) دارای بهترین موقعیت از لحاظ معناداری ضرایب و آزمون‌های تشخیص درستی مدل است.

همان‌طور که مشاهده می‌کنید، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، با افزایش یک درصدی در موجودی سرمایه، تولید به میزان ۰/۹۳ درصد افزایش می‌یابد. ولی توان دوم این متغیر دارای رابطه منفی با تولید است. به‌عبارتی رابطه سرمایه‌گذاری با تولید، یک رابطه‌ی U شکل معکوس است، یعنی در ابتدا با افزایش سرمایه‌گذاری، تولید افزایش یافته، بعد از رسیدن به یک نقطه بهینه افزایش سرمایه‌گذاری منجر به کاهش تولید می‌شود، دلیل این رابطه را می‌توان عدم‌مدیریت درست و ناکارایی سرمایه‌گذاری‌هایی دانست که باعث کاهش تولید در کشور می‌شوند.

نیروی کار نیز در ابتدا دارای رابطه منفی و معناداری با تولید بوده است (در سطح) ولی توان دوم این متغیر دارای رابطه مثبت و معناداری با تولید است. لذا رابطه بین اشتغال و تولید، یک رابطه‌ی U شکل است. در ابتدا با افزایش اشتغال، تولید در کشور کاهش می‌یابد که دلیل آن را می‌توان استفاده از نیروی کار غیرمتخصص و ناکارآمد دانست ولی به مرور زمان با کسب آموزش و مهارت توسط نیروی کار این رابطه مثبت خواهد شد.

مصرف انرژی نه‌تنها در سطح بلکه با توان دوم هم دارای رابطه مثبت و معناداری با تولید است، این موضوع به وابستگی بسیار زیاد تولید کشور به انرژی مربوط می‌شود. در حالی که بایستی جهت کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و صرفه‌جویی در مصرف انرژی، سهم این نهاده در تابع تولید کاهش یابد. نکته بارز در تعامل این نهاده با نیروی کار است که موجب کاهش تولید شده است، درحالی‌که ضرب انرژی در موجودی سرمایه موجب افزایش تولید در کشور شده است.

از سوی دیگر تعامل بین نیروی کار و سرمایه در کنار هم، موجب افزایش ۶/۰۳ درصدی در تولید می‌شود. به‌عبارتی اگر سرمایه در کنار اشتغال و مصرف انرژی به‌صورت بهینه‌ای مورد استفاده قرار گیرد، موجب افزایش تولید خواهد شد.

متغیر مجازی جنگ نیز در هر چهار حالت رابطه منفی ولی بی‌معنی با تولید داشته است و این نشان از کاهش تولید در دوران جنگ است. در حالت چهارم ضریب تصحیح خطا نیز با توجه به سطح معناداری آن نشان می‌دهد که ۰/۲۳ درصد متغیرها به سمت بلندمدت قابل‌تعدیل هستند.

٤-٦. نتایج برآورد تابع تولید فیزیکی

جدول (۵) نتایج برآورد تابع تولید فیزیکی به سه حالت مختلف را نشان می‌دهد: در ابتدا تمام عوامل تولید را در نظر گرفته، سپس با وارد کردن متغیر تصحیح خطا، تعدیل روابط کوتاه به بلندمدت نیز بررسی شده، و در حالت سوم از تفاضل متغیرها جهت بررسی و انتخاب مدل بهینه‌تر استفاده شده است. مزیت تابع تولید فیزیکی در اهمیت ویژه‌ای است که به سرمایه فیزیکی داده می‌شود و تعامل آن با دو نهاده دیگر است.

نتایج آزمون‌های تشخیص درستی مدل همچون مقادیر بالای ضریب تعیین نشان‌دهنده آن است که متغیرهای مستقل موجود در مدل‌ها قدرت توضیح‌دهندگی بالایی بر تولید دارند. آماره F محاسباتی حاکی از معنادار بودن کل رگرسیون برآوردی است و مقادیر آزمون دوربین–واتسون نیز دال بر عدم‌وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال است.

همچنین جهت حصول اطمینان از برقراری فروض کلاسیک می‌توان از آماره‌های تشخیص مرتبط استفاده نمود. فرضیه صفر این آزمون‌ها مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، عدم تورش تصریح و نرمالیتی را نمی‌توان رد کرد و مدل برآوردی فروض کلاسیک را تأمین می‌کند.

جدول ۵: نتایج برآورد تابع تولید فیزیکی

LY	KLKE	$KLKE^{EC}$	ΔKLKE
ضریب KL	٭۲/۱۲۱۰ (۰/۰۰۵۵)	٭۱/۹۵۶۶ (۰/۰۰۱۷)	٭۴/۹۹۶۷ (۰/۰۰۲۳)
ضریب KE	٭٭٭–۱/۰۶۰۷ (۰/۰۵۵۳)	٭٭۰/۹۰۵۱ (۰/۰۴۱۴)	٭–۴/۹۶۱۷ (۰/۰۰۲۳)
D1	۰/۰۳۷۵ (۰/۸۰۲۷)	٭٭٭–۰/۱۷۸۸ (۰/۰۹۰۰)	٭٭٭–۱۱۱۱/۸۷۵ (۰/۰۷۱۷)
C	٭–۱۵/۷۱۶۰ (۰/۰۰۹۴)	٭٭–۰/۴۶۸۰ (۰/۱۰۵۲)	–۶۷۱/۱۹۳۹ (۰/۳۱۶۴)
EC(-1)	–	٭–۰/۴۴۰۷ (۰/۰۰۲۵)	–
آزمون‌های تشخیص درستی مدل			
R^2	۰/۸۹۲۰	۰/۹۲۶۴	۰/۹۶۱۸
$\overline{R}^2$	۰/۸۸۳۶	۰/۹۱۸۵	۰/۹۵۱۲
D.W	۱/۴۸۰۷	۱/۷۶۱۳	۱/۹۳۳۶
F-statistic	۱۰۷/۳۷۶۱ (۰/۰۰۰۰)	۱۱۶/۵۵۵۰ (۰/۰۰۰۰)	۷/۹۶۳۴ (۰/۰۰۴۴)
Serial Correlation test	۱/۲۰۶۹ (۰/۱۲۵۸)	۲/۲۲۱۳ (۰/۰۸۷۶)	۲/۱۷۳۶ (۰/۱۲۸۵)
Normality Test	۰/۳۳۷۵ (۰/۹۳۸۴)	۱/۰۹۳۸ (۰/۰۷۴۵)	۱/۲۱۴۰ (۰/۶۰۵۴)
Heteroscedasticity Test	۰/۵۴۶۱ (۰/۸۳۲۰)	۰/۲۰۳۱ (۰/۲۳۵۴)	۲/۵۲۲۵ (۰/۰۸۳۰)
Ramsey Test	۰/۸۳۸۰ (۰/۵۴۶۱)	۰/۳۵۱۶ (۰/۲۴۳۰)	۱/۴۲۶۱ (۰/۱۶۲۲)

توضیحات: اعداد بالا نشان‌دهنده مقدار ضریب برآوردی و اعداد داخل پرانتز سطح احتمال آن‌ها می‌باشند.

٭ و ٭٭ و ٭٭٭ به‌ترتیب معناداری در سطح یک، پنج و ده درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۵) تخمین‌های تابع تولید فیزیکی را نشان می‌دهد، از بین حالت‌های برآوردی، همگی از لحاظ معناداری ضرایب و آزمون‌های تشخیصی در سطح یکسانی قرار دارند. البته در حالت تفاضل‌گیری، ضریب سرمایه و انرژی با تولید منفی شده است که این رابطه خارج از انتظار است. از آن‌جایی‌که بایستی متمرکز بر یک نوع حالت خاص شد، با دقت بیشتر ملاحظه می‌شود که سطح معناداری متغیر مجاز دوران جنگ نسبت به حالت‌ها دیگر، از درجه معناداری بیشتری برخوردار است. اگرچه در هر سه حالت این متغیر بی‌معنی است، ولی در حالت سوم این میزان کمتر از سایرین است.

در هر صورت بنا به حالت دوم ($KLKE^{EC}$) در ستون اول براساس قضیه اویلر، کشش شاغلین برابر ۱/۹۵ درصد است، به‌عبارتی با افزایش یک درصدی در تعداد شاغلین، تولید به میزان ۱/۹۵ درصد افزایش می‌یابد که این افزایش تولید از سطح معناداری برخوردار است. با افزایش مصرف انرژی نیز، تولید به میزان ۰/۹۰ درصد افزایش معناداری خواهد داشت. اما از آن‌جایی‌که کشش سرمایه از حاصل‌جمع ضرایب α_1 و α_2 بدست می‌آید، لذا با افزایش سرمایه‌گذاری، تولید به میزان ۲/۸۵ افزایش معناداری خواهد داشت.

همچنین متغیر تصحیح خود نیز از سطح معناداری برخوردار است و موجب ۰/۴۴ درصد تعدیل از دوره کوتاه به بلندمدت می‌شود.

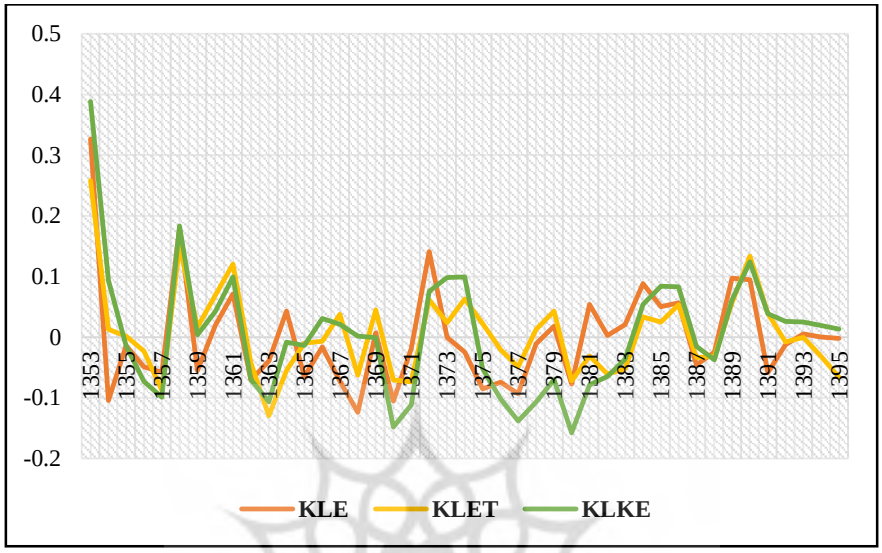
براساس مطالعه تامپسون (۲۰۱۶)، هرگاه کشش انرژی بیشتر از نیروی‌کار باشد، به‌عبارتی سهم انرژی نسبت به نیروی‌کار در تابع تولید بیشتر باشد، بایستی قیمت انرژی پایین‌تر پرداخته شود و حقوق اضافه‌کاری برای نیروی‌کار در نظر گرفته شود[1]. حال در این مطالعه با توجه به ضرایب برآوردی و بیشتر بودن ضریب نیروی‌کار نسبت به انرژی، می‌توان گفت سهم شاغلین در تولید کشور بیشتر از انرژی بوده و این موضوع به کاربر بودن تولید مربوط می‌شود. به عبارتی بایستی به افزایش تدریجی قیمت‌های انرژی و حذف یارانه‌های مربوط به آن ادامه داد. در مقابل به‌طورقطع نمی‌توان گفت باید قیمت نیروی‌کار (دستمزد یا حقوق اضافه‌کاری) کاهش یابد. چون برای اقتصاد ایران هنوز اشتغال به حد بهینه و ماکزیمم مقدار خود نرسیده است تا بتوان در مورد کاهش سطح دستمزدها و حقوق اضافه‌کاری اظهارنظر نمود.

٤-۷. مقایسه مدل‌ها و کشش‌های عوامل تولید

شکل (۲) باقی‌مانده‌های رگرسیون‌های تصحیح خطای فیزیکی، ترانسلوگ و لگاریتمی خطی (کاب-داگلاس) را نشان می‌دهد، این سه باقی‌مانده دارای وایت نویز[2] با میانگین نزدیک به صفر هستند، همبستگی و ناهمسانی پایینی دارند. در این سه مدل پایین‌ترین انحراف‌معیار مربوط به تابع تولید فیزیکی با ۰/۱۵۷۵، سپس ترانسلوگ با ۰/۱۲۹۴ و خطی لگاریتمی با ۰/۱۲۳۵ واحد می‌باشد. البته از لحاظ

1. Energy is underpaid and labor overpaid
2. White noise

معناداری متغیرها و آزمون‌های تشخیصی تابع تولید فیزیکی از جایگاه مطلوب‌تری نسبت به سایر برآوردها قرار دارد، به‌خصوص در حالتی که مدل تصحیح خطا به آن اضافه می‌شود.



نمودار ۲: باقی‌مانده‌های مدل تصحیح خطا به‌ترتیب در سه مدل کاب-داگلاس، ترانسلوگ و فیزیکی

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابقت و سازگاری علامت‌ها و مقادیر پارامترهای تابع و کشش‌ها با نظریه‌های اقتصادی نیز از معیارهای دیگر در شناسایی الگوی برتر از دیدگاه تامپسون (۱۹۸۸) است. علاوه‌بر این، براساس نظر تامپسون در کنار معیارهای مذکور مطالعات تجربی نیز راهنمای خوبی برای انتخاب الگوی برتر هستند. 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 (۶) منعکس شده است.

جدول ٦: مقایسه توابع مختلف از نظر کشش تولید نهاده (در حالت مدل تصحیح خطا)

نام تابع	کشش نیروی‌کار	کشش موجودی سرمایه	کشش انرژی
کاب- داگلاس	۱/۸۹	۱/۰۶	۰/۸۹
ترانسلوگ	۱۲/۱۴ تا ۲۲۷/۵۶-	۰/۹۳ تا ۳/۰۷-	۱/۵۰ تا ۷۰/۷۴
فیزیکی	۰/۹۵	۲/۸۵	۱/۹۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به ماهیت اقتصاد ایران و مطالعـات انجام شده در این حوزه، انتظار می‌رود که مصرف نهاده‌های تولید در این حوزه در ناحیه دوم تولید یا نزدیک به آن قرار گیرد. با توجه به نتایج جدول (۶) کشش نیروی کار در تابع ترانسلوگ در ناحیه سوم تولید قرار دارد و بیان می‌کند با افزایش یک درصدی

نهاده نیروی‌کار، تولید کشور تا ۲۲۷ درصد کاهش می‌یابد. همچنین دیگر نهاده‌های تابع ترانسلوگ نیز همانند نیروی‌کار کشش‌های بیش یا کمتر از حد انتظار را نشان می‌دهد.

در مجموع، از آنجایی که تابع کاب–داگلاس و فیزیکی از لحاظ تعداد متغیرهای معنی‌دار بیشتر و درجه آزادی بالاتر نسبت به ترانسلوگ، تخمین بهتری را ارائه می‌دهد و از طرفی کشش‌های تولید این دو تابع تقریباً نزدیک به هم به‌دست آمده‌اند و با لحاظ کردن انرژی در هر دو تابع به‌عنوان تابع مناسب برای اقتصاد ایران شناخته می‌شوند. البته با توجه به سطح معناداری ضرایب در تخمین معادلات، تابع تولید فیزیکی از سطح اطمینان بالاتری نسبت به تابع تولید کاب داگلاس برخوردار است.

نتیجه‌گیری

با توجه به اینکه تابع تولید به‌عنوان یک ابزار مهم اقتصادی در تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادی می‌باشد، در این مطالعه پس از بررسی انواع توابع تولید رایج؛ تابع تولید کاب داگلاس و ترانسلوگ به معرفی تابع تولید فیزیکی نیز پرداخته و تلاش شد، مزیت‌های این تابع نسبت به توابع برآوردی در اقتصاد ایران بررسی شود. توابع تولید مذکور براساس نهاده‌های نیروی کار، سرمایه فیزیکی و انرژی و با استفاده از داده‌های سالانه اقتصاد ایران مربوط به سال‌های ۱۳۹۵–۱۳۵۳ برآورد شده‌اند.

نتایج آزمون‌های تشخیص و درستی مدل و همچنین ضرایب متغیرها در برآورد توابع بیانگر آن است که تابع تولید فیزیکی دارای الگوی مناسب‌تری نسبت به دو تابع دیگر برای اقتصاد ایران است. تعاملات مجزای سرمایه با نیروی کار و انرژی منجر به ویژگی‌های اقتصادسنجی قابل‌اعتمادتر و نیز نتایج اقتصادی معقول‌تری شده است. در بین نهاده‌های تولید، سرمایه فیزیکی دارای بیشترین تأثیر (۲/۸۵) بر روی تولید می‌باشد و این نشان‌دهنده اهمیت سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته در اقتصاد کشور است که بایستی به‌صورت بهینه و با برنامه‌ریزی در زیرساخت‌های کشور انجام شود. زیرا این توانایی را دارد که در ترکیب بهینه با نیروی کار و فناوری، بخش تولید را به حرکت درآورده و با رونق تجارت زمینه‌های بهبود سطح زندگی و رشد اقتصادی را فراهم آورد. این در حالی است که کشور ایران از شروع فرایند برنامه‌ریزی و گام در مسیر توسعه همواره از کمبود سرمایه‌گذاری و تولید رنج برده است و نتایج برآورد تابع تولید فیزیکی تأکید بسیاری بر سرمایه و تعامل آن با سایر نهاده‌ها دارد.

تأثیر افزایش نیروی‌کار در برآورد توابع (به غیر از ترانسلوگ) بر روی تولید مثبت و معنادار بوده و در تابع تولید فیزیکی این ضریب ۱/۹۵ درصد می‌باشد. اهمیت نیروی‌کار به اندازه‌ای است که در تئوری‌های اقتصادی از آن به باارزش‌ترین منبع سازمانی در فرایند خلق ثروت یاد کرده‌اند. لذا سهم ۱/۹۵ درصدی در تولید اقتصاد یک کشور یعنی توجه به برنامه‌های آموزشی، مهارتی و مدیریتی در ایجاد یک سرمایه انسانی ماهر در کشور است.

انرژی در برآورد تابع تولید فیزیکی دارای سهم ۰/۹۰ درصدی می‌باشد. از آن‌جایی‌که هنوز در ایران سهم انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به تجدیدناپذیر کمتر است لذا پیشنهاد می‌شود قبل از هرگونه افزایشی در سهم این نهاده در تولید کشور، به نوع انرژی مصرفی و اثرات زیست‌محیطی آن توجه بسزایی شود. به‌خصوص آن‌که یکی از راه‌های رسیدن به توسعه پایدار استفاده از انرژی‌های پاک و تجدیدپذیر است. با توجه به این‌که روش‌های معمول برآورد تابع تولید بدون لحاظ متغیر انرژی چندان قابل‌اطمینان نمی‌باشند، لذا روش برآورد تابع تولید فیزیکی به‌کار رفته در این تحقیق که عامل انرژی را به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار در تولید معرفی نموده است، می‌تواند برآورد این دسته از توابع را بخصوص در تجزیه و تحلیل بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در ایران و در سطح کلان بهبود ببخشد و نتایج و یافته‌های قابل‌اطمینانی را در مباحث رشد جهت سیاستگذاری‌های مناسب در این حوزه ارایه نماید. چرا که عدم لحاظ نهاده انرژی موجب درک اشتباه در تئوری تولید شده و نیز باعث تورش در برآورد نهاده‌های جانشین در توابع تولید می‌گردد. از سوی دیگر با توجه به سهم ۰/۹۰ انرژی در تولید کشور می‌توان اشاره نمود که افزایش قیمت حامل‌های انرژی به‌عنوان یکی از عوامل اصلی در تولید می‌تواند موجب کاهش مصرف انرژی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی کشور گردد. لذا پیشنهاد می‌شود، نهادهای سیاستگذاری و نظارتی در صورت امکان علاوه بر پرداخت یارانه انرژی، قیمت حامل‌های انرژی برای صنایع و واحدهای تولیدی را به نوعی تعیین نمایند تا موجبات رشد اقتصادی کشور را فراهم نماید.

در خاتمه لازم به یادآوری است از آنجایی که تاکنون در هیچ مطالعه داخلی به معرفی و برآورد تابع تولید فیزیکی پرداخته نشده و در سطح بین‌المللی نیز هنوز این موضوع بسیار به‌ندرت کار شده است، لذا پیشنهاد می‌شود در تحقیقات تجربی گسترده‌تری این تابع مورد بررسی و تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد تا تمامی جوانب آن جهت ارائه سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و توسعه‌ای ارائه شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

اسلاملوئیان، کریم و استادزاد، علی‌حسین (۱۳۹۳). «برآورد کشش جانشینی میان انرژی و سایر نهاده‌ها در ایران با استفاده از تابع تولید CES چندمرحله‌ای»، *فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۹): ۲۵-۳۷.

اسلاملوئیان، کریم و استادزاد، علی‌حسین (۱۳۹۵). «برآورد تابع تولید مناسب برای ایران با وجود نهاده انرژی و تحقیق و توسعه: روش الگوریتم ژنتیک»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۶(۱): ۴۸-۲۱.

اعظم‌زاده شورکی، مهدی؛ خلیلیان، صادق و مرتضوی، سید ابوالقاسم (۱۳۹۰). «انتخاب تابع تولید و برآورد ضریب اهمیت انرژی در بخش کشاورزی»، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۹(۷۶): ۲۳۰-۲۰۵.

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

وافی‌نجار، داریوش (۱۳۸۴). «تحلیل آماری و بررسی رابطه علیت گرانجری تولید ناخالص داخلی با مصرف انرژی و محاسبه کشش نهاده‌ای انرژی با استفاده از تابع تولید (۱۳۸۲-۱۳۴۶)»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۵: ۷۳-۵۵.

Ayres, R. U.; Ayres, L. W. and B. Warr (2003). "Energy, Power and Work in the US Economy (1900-1998)", *Energy*, 28: 219-273.

Kmenta, J. (1967). "On Estimation of the CES Production Function", *International Economic Review*, 8: 180-189.

Lindenberger, D. (2003). *Service Production Functions; EWI Working Paper No.03.02*, *Institute of Energy Economics*, University of Cologne (EWI), http://hdl.handle.net/10419/23150.

Mishra, S.K. (2006). *A Note on Numerical Estimation of Sato's Two-Level CES Production Function*; SSRN at http://www.ssrn.com/author=353253.

Stern, D.I. (2000). "A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy", *Energy Economics*, 22: 267-283.

Thompson, H. (2016). "A physical production function for the US economy". *Energy Economics*, 56. 185-189.

Thompson, H. (2014). "An energy factor proportions model of the US economy". *Energy Economics*. 43: 1-5.

پرتال جامع علوم انسانی