

بررسی رابطه درازمدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی

دکتر کامبیز هژبرکیانی، بهراد رنجبری*

چکیده

معمولاً در برآورد تابع تولید، دو نهاده کار و سرمایه به کار می‌رود و نهاده مهم انرژی نادیده گرفته می‌شود. با حذف یک متغیر مناسب از یک معادله رگرسیون، در صورت همبسته بودن این متغیر با متغیرهای دیگر، برآوردهای ضرایب معادله، اریب و ناسازگار خواهند بود. از سوی دیگر نبود رابطه بین متغیر حذف شده با دیگر متغیرها گرچه موجب نااریب و سازگار بودن ضرایب زاویه می‌شود ولی به علت اریب شدن واریانس این ضرایب می‌باید نتایج استنباط‌های آماری را با احتیاط به کار گرفت. از طرف دیگر، بررسی ضرایب اهمیت نهاده‌های تولید از جمله انرژی ممکن است برای تصمیم‌گیرهای صحیح در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی مؤثر باشد.

* به ترتیب: دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی و کارشناس ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی سازمان مدیریت صنعتی.

1. Correlated

با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد ایران، در مقاله حاضر به برآورد تابع تولید درازمدت این بخش پرداخته‌ایم. با توجه به تعریف تابع تولید که حداکثر ستانده از ترکیب نهاده‌ها را نشان می‌دهد، از تولید بالقوه^۱ (به جای تولید جاری)، نیروی کار و سرمایه در اشتغال کامل استفاده شده است. از آنجا که به دلیل ویژگیهای خاص بخش کشاورزی ایران باید فرم تبعی خاصی که مناسبترین برازش بر داده‌های آماری را دارد تعیین شود، پس از بررسی انواع توابع، تابع کاب - داگلاس به عنوان بهترین برازش انتخاب شد.

ویژگی مهم مطالعه حاضر در مقایسه با کارهای انجام شده قبلی که برخی به تخمین تابع تولید بدون نهاده انرژی و برخی به برآورد آن با وجود نهاده انرژی پرداخته‌اند، توجه به مسائل مربوط به سرهای زمانی است. در برآورد تابع تولید برای جلوگیری از به وجود آمدن رگرسیون کاذب^۲ ناشی از ناپایایی^۳ متغیرها، از روشهای همجمع بستگی^۴ استفاده شده است. با توجه به نقاط ضعف روشهای انگل - گرنجر^۵ و جوهانسن جوسلیوس^۶، روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی^۷ (ARDL) را به عنوان روش تخمین به کار برده‌ایم. نتایج بررسی حاکی از آن است که در بخش کشاورزی رابطه درازمدت بین تولید و نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی با ویژگیهای مطلوب آماری وجود دارد. ضریب نهاده انرژی همانند دیگر ضرایب از نظر آماری معنی‌دار بوده و اثر درخور توجهی بر تولید بخش کشاورزی دارد.

کلیدواژه‌ها:

انرژی، استفاده کارا، تولید بالقوه، رگرسیون کاذب، ناپایایی، همجمع بستگی، خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی.

- | | |
|---|-----------------------|
| 1. Potential output | 2. Spurious |
| 3. Nonstationarity | 4. Cointegration |
| 5. Engle- Granger | 6. Johansen- Juselius |
| 7. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) | |

کشاورزی در ایران بزرگترین بخش اقتصادی پس از بخش خدمات است که ۲۱ درصد تولید ناخالص ملی، ۷۵ درصد نیازهای غذایی جامعه و ۱۳ درصد صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده است. با توجه به اینکه ۳۸ درصد جمعیت کشور را روستاییان تشکیل می‌دهند، ۳ میلیون خانوار از فعالیت این بخش ارتزاق می‌کنند. بدین ترتیب بخش کشاورزی را می‌توان یکی از مهمترین بخشهای اقتصادی و به لحاظ نیاز مبرم به محصولات آن، یکی از بخشهای مهم استراتژیک به حساب آورد^۱.

اگرچه در دهه‌های ۱۳۳۰ تا ۱۳۶۰ راهبرد توسعه صنعتی در کشور دنبال می‌شد، اما گستردگی فعالیتهای کشاورزی و تنیده بودن این بخش با اقتصاد سنتی و فعالیتهای معیشتی قشر گسترده‌ای از مردم جامعه از یک طرف و نبود برنامه‌ریزی صحیح جهت تحقق این راهبرد از جانب دیگر موجب شد که به رغم کوششهای مربوط به نوسازی اقتصادی از طریق گسترش فعالیتهای صنعتی، بخش کشاورزی همچنان نقش حیاتی خود را در اقتصاد کشور حفظ کند.

توسعه فعالیتهای بخش کشاورزی در دو دهه اخیر، افزایش تولید درخور توجهی را به دنبال داشته‌است، ولی با این حال ارزیابیهای علمی و کارشناسی از وضعیت موجود بخش کشاورزی گویای آن است که هنوز از ظرفیتهای بالقوه این بخش استفاده مطلوب به عمل نمی‌آید. عوامل مؤثر در تولید کشاورزی به ترتیب اهمیت شامل: آب، خاک، اقلیم، نیروی انسانی، انرژی و سرمایه است که در بین این عوامل، نیروی انسانی، انرژی و سرمایه نسبت به عوامل دیگر امکان تغییر، جایگزینی و تقویت بیشتری دارند.

تحت شرایطی که نیروی کار، موجودی سرمایه و انرژی به صورت کامل مورد استفاده قرار می‌گیرند و ظرفیتهای بلااستفاده^۲ وجود ندارد، میزان تولید حاصل بالقوه نامیده می‌شود. بنابراین تابع تولید رابطه فنی بین حجم تولید و عوامل یا نهاده‌های تولید را در شرایط اشتغال

۱. اعداد و ارقام از سالنامه آماری سال ۱۳۷۸ استخراج شده‌است.

2. Idle Capacity

کامل نهاده‌ها نشان می‌دهد که به عنوان حداکثر کارایی نهاده‌های تولید تفسیر می‌شود. به عبارت دیگر، تابع تولید نشان‌دهنده استفاده کار^۱ از عوامل تولید است که در صورت ناکارایی عوامل تولید، مقادیر تولید بالفعل^۲ و تولید بالقوه برابر خواهند بود. در چنین شرایطی برای رفع مشکل لازم است در برآورد تابع تولید، از تابع تولید بالقوه (و نه بالفعل) استفاده شود.

طرح مسئله

با تخمین تابع تولید کشاورزی و اطلاعات حاصل از آن می‌توان توان تولیدی بخش کشاورزی را مشخص کرد و آن را با عملکرد واقعی این بخش مقایسه نمود. این قیاس امکان ریشه‌یابی و شناسایی مشکلات کلان موجود در این بخش را روشن نموده و درک جامعی از عوامل اصلی شکل‌دهنده آن فراهم می‌کند. مطالعه حاضر همچنین این امکان را فراهم می‌آورد که نقش و اهمیت هریک از نهاده‌های تولید به تفکیک معین شود. بدین ترتیب هرگونه تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری در ارتباط با میزان به کارگیری نهاده‌ها، جانشینی بین آنها، محاسبه بهره‌وری نهاده‌های تولید، قیمتگذاری نهاده‌ها، برنامه‌ریزی تولید و تدوین راهبردهای توسعه را امکان‌پذیر می‌سازد.

توجه خاص این مقاله به کاربرد نهاده انرژی در تابع تولید، یافتن ضریب کشش آن در تولید بخش کشاورزی و محاسبه ضریب کشش نهاده‌های دیگر (نیروی کار و موجودی سرمایه) در شرایط وجود نهاده انرژی در کنار آنها، در تابع تولید، معطوف است. وجود نهاده انرژی در کنار نهاده‌های کار و سرمایه موجب برطرف شدن مشکلات ناشی از حذف متغیرهای مناسب از مدل تابع تولید شده و در نتیجه ضرایبی با خواص مطلوب‌تر آماری به دست خواهد آمد.

ویژگی مطالعه حاضر در مقایسه با مطالعات انجام شده قبلی که برخی به تخمین تابع تولید بدون وجود نهاده انرژی، و برخی دیگر به تخمین تابع تولید با وجود نهاده انرژی پرداخته‌اند، توجه و تاکید خاص بر مباحث و روشهای جدید اقتصادسنجی در برآورد تابع تولید است. در

1. Efficient Use

2. Actual Production

روشهای جدید برآورد، اقتصادسنجان تأکید بسیار بر مطالعه روند زمانی سرمایه‌های مورد استفاده دارند و برحسب ویژگیهای سرمایه‌های مورد استفاده، از روشهای متفاوتی اقدام به برآورد توابع می‌کنند. بنابراین، به کارگیری روش همجمع‌بستگی^۱ برای برآورد معادلات این امکان را فراهم می‌آورد که به برآورد رابطه درازمدت میان متغیرها بپردازیم. در این نوشتار پس از محاسبه و تعدیل داده‌های لازم، به برآورد تابع تولید بخش کشاورزی با استفاده از روش «خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی» می‌پردازیم.

بنابراین هدف اصلی مقاله بررسی ضریب اهمیت انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های مهم در تولید کشاورزی در کنار ضرایب اهمیت سایر نهاده‌هاست. محدوده زمانی مورد بررسی در این مطالعه سالهای ۱۳۴۶ تا ۱۳۷۸ در نظر گرفته شده است. همچنین داده‌های آماری مورد استفاده از ترازنامه انرژی وزارت نیرو، حسابهای ملی بانک مرکزی و سالنامه آماری جمع‌آوری شده است.

نگاهی به مطالعات انجام شده

با توجه به اهمیت پیدا کردن ضریب انرژی در تابع تولید بخشهای مختلف اقتصادی و تفسیر و نتیجه‌گیری‌های حاصل از آن برای سیاستگذاری انرژی در بخشهای اقتصادی، در دهه اخیر مطالعاتی در این زمینه در ایران صورت گرفته است. از جمله این مطالعات می‌توان به کارهای انجام شده به وسیله عابدی، عباسی‌نژاد و وافی، هژبرکیانی و واردی اشاره کرد. عابدی با در نظر گرفتن نهاده انرژی، توابع تولید بخشهای صنعتی ایران را برآورد کرد. وی در مطالعه خود از توابع تولید کاب - داگلاس در شرایط تعادل و توابع لئونتیف استفاده کرد (عابدی، ۱۳۶۷). عباسی‌نژاد و وافی با استفاده از تابع تعمیم یافته کاب - داگلاس به برآورد تولید بخشهای مختلف

۱. بعضی از همکاران این واژه را همگرایی، برخی دیگر هم انباشتگی و بتازگی یکی از همکاران همجمعی ترجمه کرده‌است. در حالی که به نظر ما همجمع‌بستگی بهترین واژه است، زیرا مرکز نشر دانشگاهی integration را جمع‌هستیگی تصویب کرده‌است؛ بنابراین بهتر است Cointegration را همجمع‌بستگی بنامیم.

اقتصادی طی سالهای ۱۳۴۷-۷۲ پرداختند (عباسی نژاد و وافی، ۱۳۷۵). همچنین در مطالعه دیگری که توسط هژبر کیانی و واردی صورت گرفت، ضریب اهمیت انرژی برای بخشهای مختلف اقتصادی طی سالهای ۱۳۴۶-۷۵ بررسی شد (هژبر کیانی و واردی، ۱۳۷۹).

مطالعات انجام شده در این زمینه که اصولاً با هدف مشابهی صورت گرفته است، هریک کاستیهایی دارد که اشاره مختصری به آنها خواهیم کرد. اصولاً در تمامی مطالعات یاد شده، از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین تابع تولید استفاده شده است که با توجه به تحقیقات جدید و مدلهای آماری پیشرفته امروزی توجه پذیری هریک در خور بررسی است. ثانیاً در مطالعات عباسی نژاد و وافی و عابدی از «تولید واقعی» به عنوان متغیر وابسته مدل استفاده شده و توجهی به تعدیل تولید بالفعل به بالقوه و تعریف دقیق تابع تولید که بیانگر حداکثر ستانده حاصل از به کارگیری میزان معینی از نهاده است، نشده است. مقایسه نتایج حاصل از هریک از برآوردهای مذکور در قسمت نتیجه گیری آورده شده است.

روش شناسی

محاسبه تولید بالقوه

با توجه به اینکه تابع تولید، حداکثر تولید حاصل از به کارگیری مقدار معینی از نهادهها را (با ثابت بودن سایر شرایط) نشان می دهد، مسئله به کارگیری کارای نهادهها برای تولید حداکثر ستانده را مورد نظر قرار می دهد. از آنجا که در اکثر بخشهای اقتصادی و از جمله کشاورزی، ظرفیتهای بلااستفاده وجود دارد، در این تحقیق برای صحت محاسبات و پرهیز از اریب ناشی از به کارگیری آمارهای نادقیق، به جای تولید واقعی (بالفعل) از تولید بالقوه به روشی که به شرح آن پرداخته می شود، استفاده شده است.

به منظور محاسبه تولید بالقوه در بخش کشاورزی طی سالهای ۱۳۴۶ تا ۱۳۷۸، از روشی

Archive of SID

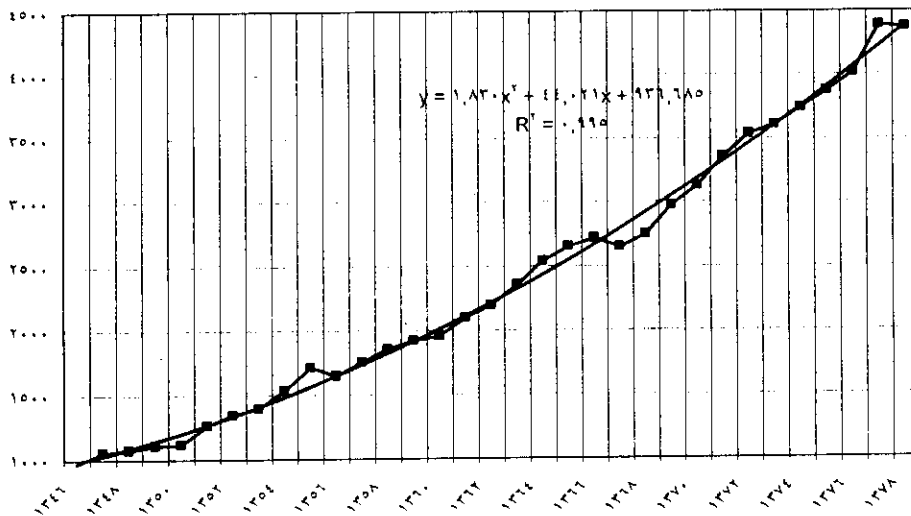
ترکیبی استفاده شد که در واقع تلفیق از دو روش روند تولید واقعی^۱ و خطر روند بین اوجهای تعیین شده^۲ است. در این روش ابتدا نمودار پراکنش مقادیر تولید واقعی را برای دوره مورد مطالعه رسم می‌کنیم، سپس از طریق آزمون و خطا و مشاهده نقاط در نمودار، به برازش بهترین تابع بر مقادیر تولید واقعی می‌پردازیم (نمودار شماره ۱). پس از مشخص شدن فرم دقیق بهترین برازش صورت گرفته، که از طریق یکی از معیارهای ضریب تعیین^۳ یا مجموع مجذور خطاها^۴ صورت می‌گیرد، به انتقال تابع برازش شده می‌پردازیم (نمودار شماره ۲).

با این فرض که نقاط اوج زمانی ترسیم شده، معرف سالهایی است که منابع با ظرفیت کامل به کار گرفته شده‌اند، تابع برازش شده را به نحوی به سمت بالا منتقل می‌کنیم که تمامی نقاط بر روی تابع برازش شده در بالای نقاط تولید بالفعل قرار گیرند.

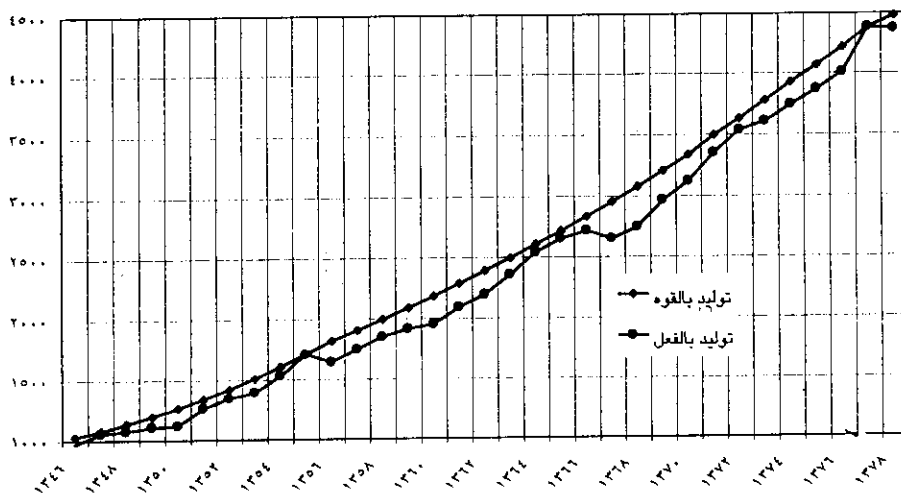
یکی از نتایج جالب توجه که در بررسی تولید بالفعل بخشهای مختلف اقتصادی به چشم می‌خورد، نوسانهای نسبتاً اندک تولید واقعی در بخش کشاورزی است. مطالعه تولید واقعی سایر بخشها حاکی از آن است که تولید سایر بخشهای اقتصادی طی دوره‌های چهارساله ۱۳۵۷-۶۱ و ۱۳۶۵-۶۹ با نوسانهای زیادی مواجه بوده است (نمودارهای شماره ۳ و ۴).

-
1. Actual Production Trend Method
 2. Modified Trend Through Peaks Method
 3. R-Square (R^2)
 4. Sum of Squared Errors

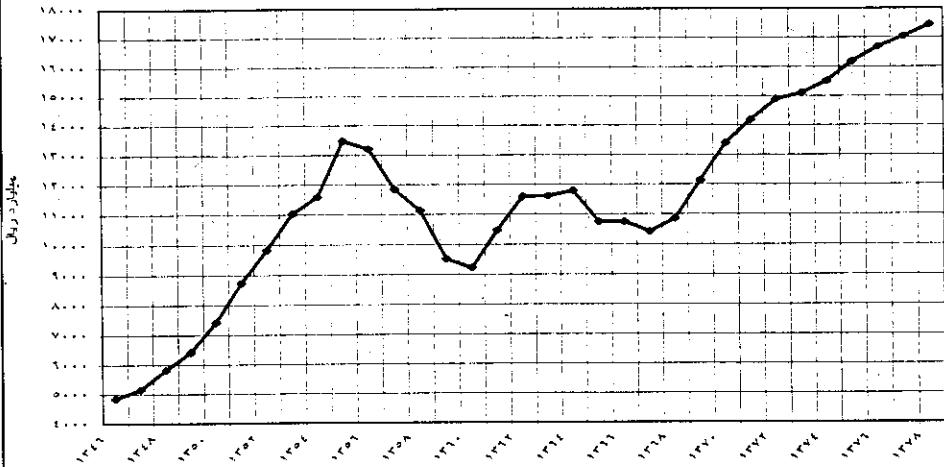
Archive of SID



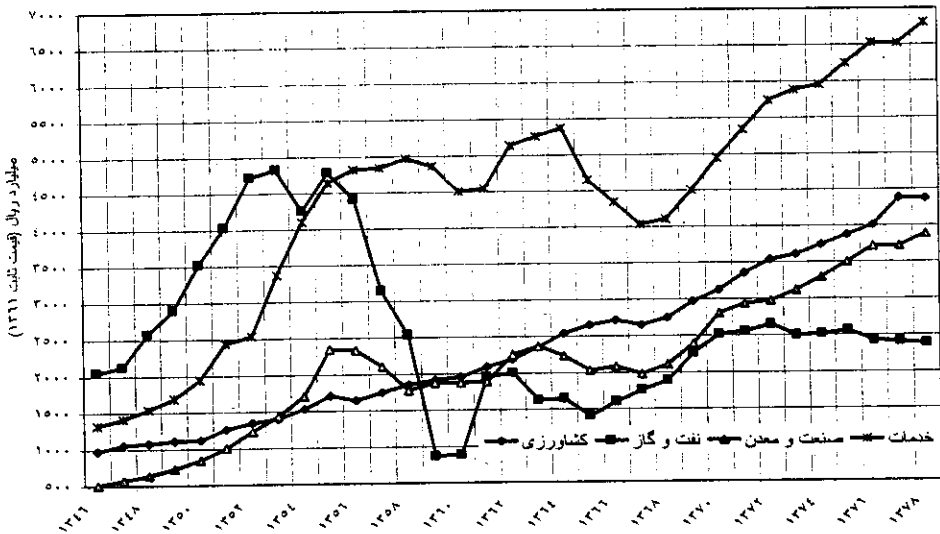
نمودار شماره ۱. برآزش تابع مناسب بر تولید واقعی بخش کشاورزی طی سالهای ۱۳۴۶-۷۸



نمودار شماره ۲. تولید بالقوه و بالفعل در بخش کشاورزی طی سالهای ۱۳۴۶-۷۸



نمودار شماره ۳. ارزش افزوده واقعی کل اقتصاد طی سالهای ۱۳۴۶-۷۸



نمودار شماره ۴. ارزش افزوده واقعی بخشهای عمده اقتصادی طی سالهای ۱۳۴۶-۷۸

معادله برازش شده برای بخش کشاورزی به علت نوسانهای اندک تولید واقعی به صورت یکجا (بدون در نظر گرفتن دوره‌های زمانی مختلف) برآورد شد. هر قدر که نوسانهای تولید کمتر باشد و دوره مورد بررسی از شکل منظمتری تبعیت کند، کاربرد روش تولید واقعی، موجه‌تر و نزدیکتر به واقع خواهد بود. فرم تابع برازش شده به تولید واقعی، پس از سنجش با معیار بالاترین ضریب تعیین، به صورت یک معادله درجه دو بدین قرار است:

$$Y = 1/831^2 + 441 + 936/7 \quad R^2 = 0/99$$

محاسبه موجودی سرمایه

از آنجا که اطلاعات آماری قابل اطمینان موجودی سرمایه برای استفاده در برآورد تابع تولید موضوع مطالعه در ایران وجود ندارد، پژوهشگران از روشهای مختلفی به محاسبه آن می‌پردازند. روشهای مورد استفاده برای محاسبه موجودی سرمایه به سه گروه عمده تقسیم می‌شود. گروه اول با بهره‌گیری از نظریه‌های اقتصادی، الگوهای رشد، شرایط تعادل و تعریفهای موجود، به برآورد موجودی سرمایه می‌پردازد. مطالعات ذوالنور (۱۳۶۵)، شهبانی (۱۳۵۷)، عرب مازار - کلانتری (۱۳۶۹) از این دسته است.

گروه دوم شامل مطالعاتی است که از روش غیر مستقیم به برآورد موجودی سرمایه می‌پردازد. در این روش پس از جایگزینی متغیرهای مناسب به جای موجودی سرمایه و با گزینش فرضهای مناسب، تابع تولید برآورد می‌شود و آنگاه با استفاده از پارامترهای حاصل، موجودی سرمایه محاسبه می‌گردد. مطالعات صدیقی، دادخواه و باهر از این گروه است.^۱

با توجه به انتقادهایی که به روش فوق وارد است، هژبر کیانی و بغزیان (۱۳۷۶) روش دیگری را برای محاسبه موجودی سرمایه طی دوره ۱۳۳۸-۵۷ برای کل اقتصاد و زیربخش‌ها معرفی کردند. امینی، نهاوندی و صفاری پور (۱۳۷۷) با استفاده از این روش، اطلاعات مربوط به موجودی سرمایه را بازنگری کرده و آن را تا سال ۱۳۷۳ بروز کردند. در این مطالعه برای

۱. برای کسب اطلاعات بیشتر و آشنایی با روش پیشنهادی به مأخذ شماره ۱۵ مراجعه کنید.

تخمین تابع تولید از آمار موجودی سرمایه که امینی، نهاوندی و صفاری پور برآورد کرده‌اند استفاده شد، ولی از آنجا که این آمار تا سال ۱۳۷۳ محاسبه شده بود با استفاده از رابطه تعدیل موجودی سرمایه، تا سال ۱۳۷۸ بروز شدند. این آمار در جدول شماره ۱ آورده شده است.

جدول شماره ۱. سری زمانی متغیرهای مورد استفاده در برآورد

تابع تولید بخش کشاورزی

سال	ارزش افزوده واقعی (قیمت ثابت ۶۱)	ارزش افزوده بالقوه (قیمت ثابت ۶۱)	موجودی سرمایه (قیمت ثابت ۶۱)	نیروی کار (نفر)	نیروی کار در اشتغال کامل (نفر)	انرژی (میلیون بشکه معادل نفت خام)
۱۳۴۶	۹۷۰	۱۰۲۶/۵	۲۷۶/۲	۳۷۴۰۷۳۹	۴۱۹۸۳۶۰	۲/۸
۱۳۴۷	۱۰۵۳/۲	۱۰۷۶/۳	۳۱۶/۸	۳۷۲۵۳۰۰	۴۱۸۱۰۳۳	۳/۳
۱۳۴۸	۱۰۷۲/۴	۱۱۳۲/۱	۳۶۳/۴	۳۷۰۹۹۲۴	۴۱۶۳۷۷۶	۳/۷
۱۳۴۹	۱۱۰۵/۳	۱۱۹۴/۱	۴۱۶/۷	۳۶۹۴۶۱۲	۴۱۴۱۹۴۲	۴/۱
۱۳۵۰	۱۱۱۵/۱	۱۲۶۲/۶	۴۷۸/۰	۳۶۷۹۳۶۳	۴۱۱۵۶۱۹	۴/۶
۱۳۵۱	۱۲۶۲/۱	۱۳۳۷/۷	۵۴۸/۲	۳۶۶۴۱۷۷	۴۰۹۴۰۵۳	۵/۱
۱۳۵۲	۱۳۴۳/۷	۱۴۱۹/۸	۶۲۸/۷	۳۶۴۹۰۵۴	۴۰۷۲۶۰۵	۶/۱
۱۳۵۳	۱۳۹۳/۵	۱۵۰۹/۱	۷۲۱/۱	۳۶۳۳۹۹۳	۴۰۵۱۲۷۴	۷/۰
۱۳۵۴	۱۵۲۹۰۹	۱۶۰۵/۶	۸۲۷/۰	۳۶۱۸۹۹۵	۴۰۳۴۵۵۴	۸/۹
۱۳۵۵	۱۷۰۶/۲	۱۷۰۹/۴	۹۴۸/۵	۳۵۹۶۷۲۴	۳۹۸۳۰۸۳	۱۰/۱
۱۳۵۶	۱۶۴۰/۴	۱۸۱۶/۴	۱۰۶۲/۹	۳۵۵۲۸۱۴	۳۹۲۵۷۶۱	۱۲/۲
۱۳۵۷	۱۷۴۷/۲	۱۹۰۳/۰	۱۱۲۵/۹	۳۵۰۹۴۴۱	۳۸۷۳۵۵۵	۱۲/۲
۱۳۵۸	۱۸۵۱/۲	۱۹۹۳/۰	۱۱۸۰/۲	۳۴۶۶۵۹۷	۳۸۶۰۳۵۳	۱۲/۷
۱۳۵۹	۱۹۱۴/۹	۲۰۸۶/۳	۱۱۹۴/۹	۳۴۴۴۲۷۵	۳۹۲۲۴۲۳	۱۲/۹
۱۳۶۰	۱۹۵۲/۷	۲۱۸۳/۰	۱۲۰۴/۲	۳۳۸۲۴۷۱	۳۸۴۸۰۹۰	۱۴/۱
۱۳۶۱	۲۰۹۱/۴	۲۲۸۳/۱	۱۲۴۰/۳	۳۳۴۱۱۷۷	۳۷۹۲۴۸۲	۱۶/۶
۱۳۶۲	۲۱۹۳	۲۳۸۶/۵	۱۲۰۴/۸	۳۳۰۰۳۸۷	۳۷۶۷۵۶۵	۲۰/۲
۱۳۶۳	۲۳۵۳/۷	۲۴۹۳/۲	۱۱۸۰/۱	۳۲۶۰۰۹۵	۳۷۴۷۲۳۶	۲۱/۷
۱۳۶۴	۲۵۲۷/۶	۲۶۰۳/۴	۱۱۴۹/۰	۳۲۲۰۲۹۵	۳۷۲۲۸۸۴	۲۵/۱

سال	ارزش افزوده واقعی (قیمت ثابت ۶۱)	ارزش افزوده بالقوه (قیمت ثابت ۶۱)	موجودی سرمایه (قیمت ثابت ۶۱)	نیروی کار (نفر)	نیروی کار در اشتغال کامل (نفر)	انرژی (میلیون بشکه معادل نفت خام)
۱۳۶۵	۲۶۵۰/۵	۲۷۱۶/۸	۸۷۳/۹	۳۱۹۲۲۲۱	۳۷۱۶۲۰۶	۲۳/۹
۱۳۶۶	۲۷۱۵/۸	۲۸۳۳/۷	۸۵۴/۱	۳۱۹۸۰۵۵	۳۷۴۴۷۹۵	۲۶/۶
۱۳۶۷	۲۶۴۸	۲۹۵۳/۹	۸۱۹/۳	۳۲۰۳۹۰۰	۳۷۴۴۸۶۵	۲۶/۸
۱۳۶۸	۲۷۴۶	۳۰۷۷/۴	۸۵۴/۳	۳۲۰۹۷۶۵	۳۷۷۱۷۴۶	۲۸/۴
۱۳۶۹	۲۹۶۷/۵	۳۲۰۴/۳	۹۱۷/۹	۳۲۱۵۶۲۲	۳۶۷۴۹۹۷	۲۹/۷
۱۳۷۰	۳۱۲۰/۲	۳۳۳۴/۶	۹۹۳/۳	۳۲۲۶۷۵۶	۳۶۲۹۶۴۷	۳۱/۹
۱۳۷۱	۳۳۵۱/۶	۳۴۹۵/۱	۱۰۴۹/۱	۳۲۵۳۸۰۳	۳۶۱۵۳۳۷	۳۳/۱
۱۳۷۲	۳۵۳۵/۷	۳۶۳۰/۵	۱۱۱۳/۳	۳۲۸۱۰۷۶	۳۶۶۱۹۱۵	۳۱/۰
۱۳۷۳	۳۶۰۵/۵	۳۷۷۵/۹	۱۱۴۹/۴	۳۳۰۸۵۷۸	۳۷۰۹۱۶۸	۳۱/۹
۱۳۷۴	۳۷۳۹/۴	۳۹۳۵/۳	۱۲۵۱/۸	۳۳۳۶۳۱۱	۳۷۰۹۰۷۳	۳۰/۹
۱۳۷۵	۳۸۶۹	۴۰۶۵/۷	۱۲۷۷/۴	۳۳۶۴۲۷۶	۳۷۰۱۰۷۴	۳۲/۷
۱۳۷۶	۴۰۰۶/۲	۴۲۱۵/۳	۱۳۰۳/۰	۳۳۹۱۳۹۶	۳۸۵۸۲۴۲	۳۳/۶
۱۳۷۷	۴۳۸۲/۲	۴۳۸۲/۲	۱۳۲۸/۶	۳۴۱۸۹۰۰	۳۹۷۵۴۶۵	۳۴/۲
۱۳۷۸	۴۳۶۹/۲	۴۴۷۸/۱	۱۳۵۴/۲	۳۴۴۶۴۰۳	۳۹۹۵۵۹۸	۳۴/۷

مأخذ: سالنامه آماری سال ۷۹. ترازنامه انرژی وزارت نیرو سال ۷۹ و محاسبات تحقیق حاضر

رابطه تعدیل موجودی سرمایه که در بروز کردن آمار موردنظر به کار رفت، عبارت

است از:

$$K_t = K_{t-1} (1-d) + I_t$$

که در آن، K_t موجودی سرمایه در سال t ، K_{t-1} موجودی سرمایه دوره قبل از سال t ، d

نرخ استهلاک و I_t سرمایه گذاری انجام شده در سال t است.

محاسبه نیروی کار در اشتغال کامل

همان طور که می دانیم آمار مربوط به اشتغال در ایران براساس سرشماری ها و

آمارگیری‌های سالهای ۴۵، ۵۵، ۶۵، ۷۰ و ۷۵ مرکز آمار ارائه می‌شود. امینی، نهاوندی و صفاری پور در سال ۱۳۷۸ با انتقادهایی که به روش سالانه کردن داده‌های آماری اشتغال از جانب بانک مرکزی وارد کردند، به محاسبه و سالانه کردن این اطلاعات تا سال ۱۳۷۵ دست زدند. روش مورد استفاده، درونیایی درونزا و برونزاست.

در این مطالعه برای آمار مربوط به اشتغال، مطالعه یاد شده به کار رفت و در مورد چند سال اخیر، از طریق خط روند، بروز شد. سپس برای به کارگیری در تخمین تابع تولید، آن را به سطح اشتغال کامل تبدیل کردیم. با توجه به تعریف جمعیت بیکار (تفاوت بین جمعیت فعال و تعداد شاغلان) و به کارگیری رابطه زیر، داریم:

$$\text{نرخ بیکاری} = \frac{\text{جمعیت بیکار}}{\text{جمعیت فعال}}$$

بنابراین می‌توان با در دست داشتن نرخ بیکاری و تعداد شاغلان در سالهای مختلف، جمعیت فعال (نیروی کار در اشتغال کامل) را برای دوره زمانی سالهای مورد نظر محاسبه کرد. در این مطالعه نرخ بیکاری کل اقتصاد را به بخش کشاورزی تعمیم داده‌ایم. جدول شماره ۱ سری زمانی محاسبه شده نیروی کار را در اشتغال کامل نشان می‌دهد.

اطلاعات مربوط به انرژی

آمار مصرف انرژی در بخشهای مختلف و از جمله بخش کشاورزی به تفکیک در ترازنامه انرژی وزارت نیرو که در سال ۱۳۷۹ منتشر شده، موجود است. از آنجا که انرژی شامل مجموعه‌ای از حاملهای انرژی از جمله فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی، سوختهای جامد، برق و... است، تمامی آنها به واحد یکسانی که برحسب ارزش حرارتی یک بشکه نفت اندازه‌گیری می‌شود، تبدیل شده و گزارش می‌شود (جدول شماره ۱).

روش برآورد معادله

در گذشته روش معمول برای برآورد معادلات رگرسیون در اقتصادسنجی، روش حداقل

مربعات معمولی^۱ بود. استفاده از روش OLS بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده پایا^۲ می‌باشند، اما بسیاری از محققان بر این باورند که بیشتر متغیرهای سری زمانی در اقتصاد ناپایا هستند. ناپایا بودن یک متغیر، بدان معنی است که میانگین، واریانس و کوواریانس آن طی زمان ثابت نبوده و در جهت خاصی تغییر می‌کنند.

در صورتی که متغیرهای الگو ناپایا باشند، گرچه ممکن است پارامترهای برآورد شده از روش OLS دارای آماره t معنیداری باشند و از آماره F و ضریب تعیین بالایی برخوردار باشند، اما به دلیل آنکه برآورد حداقل مربعات از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند، استنباط آماری بر اساس آماره‌های معمول نادرست خواهد بود.

فیلیپس و لورتان، استاک و واتسن در مطالعات خود نشان می‌دهند که در صورت ناپایا بودن متغیرهای الگو، برآوردکننده حداقل مربعات ناسازگار خواهد بود و ممکن است نتیجه به یک رگرسیون کاذب بینجامد. روش سنتی برای اجتناب از ایجاد رگرسیون کاذب، از متغیر زمانی (T) در بین متغیرهای مستقل الگو استفاده می‌کند. توجه به این نکته ضروری است که این روش زمانی می‌تواند صحیح باشد که روند زمانی متغیرها از نوع روند قطعی^۳ باشد و نه روند تصادفی^۴ (Philips & Loretan, 1991; Stock & Watson, 1988).

مفهوم همجمع‌بستگی، اولین بار در ۱۹۸۱ توسط گرنجر وارد مبحث متغیرهای ناپایا شد. وی همجمع‌بستگی را به معنی ترکیب خطی از متغیرهای جمع‌بسته^۵ که از درجه جمع‌بستگی کمتری نسبت به سرهای اولیه برخوردار است تعریف کرد. بردار ضرایب این ترکیب خطی را بردار همجمع‌بستگی^۶ و متغیرهایی را که چنین برداری را می‌توان بین آنها یافت، همجمع‌بسته می‌نامند. به عبارت دیگر هر متغیری که با d بار تفاضل‌گیری پایا شود، دارای d ریشه واحد است و گفته می‌شود که جمع‌بسته از مرتبه d است (Granger, 1986).

- | | |
|--------------------------------|-------------------------|
| 1. Ordinary Least Square (OLS) | 2. Stationary |
| 3. Deterministic | 4. Stochastic |
| 5. Integrated | 6. Cointegration Vector |

مفهوم اقتصادی همجمع بستگی آن است که وقتی دو یا چند سری زمانی براساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی درازمدت را شکل دهند، هرچند ممکن است خود این سریهای زمانی دارای روند تصادفی باشند (ناپایا باشند) اما در طول زمان یکدیگر را بخوبی دنبال می‌کنند، به گونه‌ای که تفاضل بین آنها با ثبات (پایا) است.

برای به دست آوردن رابطه درازمدت یا همجمع بستگی می‌توان به روش انگل-گرنجر اشاره کرد که در رگرسیونهای بیش از دو متغیره، به دلیل نقاط ضعفی که دارد توصیه نمی‌شود. روش دیگر روش حداکثر درست‌نمایی^۱ جوهانسن-جوسلیوس است که به شرط جمع بسته بودن از درجه مشابه یا یکسان که در اکثر موارد کاربردی به جمع بسته بودن از درجه یک، یعنی (۱) بودن منجر می‌شود، متکی است. با توجه به آنکه توان آزمونهای ریشه واحد^۲ برای تعیین درجه همجمع بستگی و پایایی، پایین بوده و در بسیاری از موارد قادر به تشخیص پایایی یا ناپایی متغیرها نیست، و از طرف دیگر در این روش مسئله انتخاب یک بردار از بین بردارهای همجمع بستگی مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی و پیشداوری محقق است (که خود مسئله‌ساز است، زیرا ممکن است انتخاب مناسب از بین بردارهای بدست آمده میسر نشود)، در مطالعه حاضر از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده کردیم. در روش ARDL، توجه به درجه جمع بستگی متغیرها اهمیتی ندارد و تنها با تعیین تعداد وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان بدون پیشداوری و استفاده از نظریه‌های اقتصادی بردار منحصر به فردی را که رابطه درازمدت یا همجمع بستگی را ایجاد می‌کند، به دست آورد.

فرم کلی الگوی ARDL به صورت زیر است:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} Z_{t-i} + \dots + U_t$$

که در آن $\sum_{i=1}^r \alpha_i Y_{t-i}$ مجموعه‌ای از متغیرهای وابسته با وقفه، $\sum_{i=0}^{k_1} \beta_{1i} X_{t-i}$ و $\sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} Z_{t-i}$ مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل با وقفه و α_0 و α_i و β_{1i} و β_{2i} ضرایب جملات

1. Maximum Likelihood

2. Unit Root

معادله رگرسیون (پارامترهای مورد برآورد مدل) هستند. *Archive of SID*

برای برآورد الگوی ARDL، ابتدا باید رابطه را با روش OLS برای همه ترکیبهای ممکن براساس وقفه‌های متفاوت متغیرها برآورد کرد. حداکثر تعداد وقفه‌های متغیر توسط پژوهشگر با توجه به تعداد مشاهدات و ماهیت الگو تعیین می‌شود. سپس براساس چهار ضابطه آکاییک^۱، شوارتز-بیزین^۲، حنان-کوین^۳ و R^2 ، یکی از رگرسیونهای برآورد شده انتخاب می‌شود. در مرحله بعد، ضرایب مربوط به الگوی درازمدت و خطاهای معیار بمانی ضرایب مدل براساس الگوی ARDL منتخب ارائه می‌شود. علاوه بر روابط درازمدت می‌توان الگوی تصحیح خطا^۴ کوتاهدت را نیز ارائه کرد.

بررسی تجربی الگو

پس از محاسبه تولید بالقوه، موجودی سرمایه و نیروی کار در اشتغال کامل، که شرح آن در قسمتهای قبل آمد و نیز به کارگیری سری زمانی انرژی که از ترازنامه انرژی استخراج شد، به برآورد رابطه بین تولید به عنوان متغیر وابسته و نهاده‌ها به عنوان متغیرهای مستقل پرداختیم. در برآورد معادله تولید بخش کشاورزی، سعی بر آن بود تا بهترین برآزش ممکن از مجموعه اشکال تبعی؛ کاب-داگلاس^۵، ترانسلوگ^۶، ترانسندنتال^۷، دبرتین^۸، اسپیلمن^۹ و کشش جانشینی ثابت^{۱۰} انتخاب شود.

روش برآورد معادله در مطالعه حاضر عبارت است از روش همجمع‌بستگی که از تکنیکهای جدید آماری مورد استفاده در تحقیقات اخیر می‌باشد. در میان روشهای مختلف همجمع‌بستگی نیز روش «الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی» که شرح آن در قسمتهای

1. Akaike Information Criterion (AIC)
2. Schwarz-Bayesian Criterion (SBC)
3. Hannan-Quinn Criterion (HQC)
4. Error Correction Model (ECM)
5. Cobb-Douglas
6. Translog
7. Transcendental
8. Debertin
9. Spilleman
10. Constant Elasticity of Substitution

قبل آمد، برگزیده شد. برای برآورد تابع تولید از نرم افزار Microfit4.0 که یکی از نرم افزارهای قوی و جدید برای روش همجمع بستگی و خصوصاً روش ARDL است، استفاده شد. در بخش کشاورزی، به دلیل آنکه مدیریت تولید عموماً در دست بخش خصوصی قرار دارد، انتظار می رود که ترکیب نهاده‌ها در ناحیه دوم تولید (ناحیه اقتصادی تولید) صورت گیرد و بنابراین تولید نهایی نهاده‌ها مثبت باشد. پس از آزمون‌هایی که در ارتباط با یافتن فرم مناسب تابع تولید صورت گرفت، تابع از نوع کاب-داگلاس انتخاب شد که با توجه به توجیه بالا، موجه به نظر می‌رسد.

فرم کلی تابع کاب - داگلاس به صورت زیر است:

$$Y = \alpha L^{\beta_1} K^{\beta_2} E^{\beta_3}$$

که پس از تبدیل آن به فرم لگاریتمی به صورت زیر در خواهد آمد:

$$\ln Y = \ln \alpha + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln E$$

که در آن، Y ارزش افزوده بالقوه، L نیروی کار در سطح اشتغال کامل، K موجودی سرمایه و E انرژی مصرفی بخش کشاورزی است.

تعداد وقفه‌های بهینه در برآورد ضرایب کوتاهمدت از طریق ضابطه شوارتز-بیزین که در تعیین تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند،^۱ در نظر گرفته شد و سپس با استفاده از جدول ضرایب کوتاهمدت (پیوست نتایج رایانه‌ای) فرضیه صفر وجود ریشه واحد (عدم همجمع بستگی) بین متغیرهای تابع، مورد آزمون قرار گرفت.^۱

$$H_0: \sum \alpha - 1 \geq 0$$

$$H_1: \sum \alpha - 1 < 0$$

۱. لازم به توضیح است که در ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر (Augmented Dickey-Fuller, ADF) و ریشه واحد پرون (Perron) در حالت شکست ساختاری، پایایی یا ناپایایی متغیرها بررسی شد که برای جلوگیری از طولانی شدن مقاله از بحث در مورد آن صرف نظر کردیم.

$$\frac{\sum \alpha_i - 1}{\sqrt{s^2 \alpha_i}} = \frac{0.94 - 1}{0.01} = -6$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر^۱ در سطح اطمینان ۹۹٪ برابر با ۴/۴۹- است، فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی متغیرها رد می‌شود و نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای تابع برقرار است.

بدین ترتیب ضرایب درازمدت به دست آمده (جدول پیوست نتایج رایانه‌ای) گویای کششهای نهاده‌های تولید نسبت به ارزش افزوده است. کششهای تولیدی نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی در برآورد معادله مورد نظر به ترتیب برابر ۰/۴، ۰/۲۵ و ۰/۲۵ است.

با توجه به اینکه در تابع از نوع کاب-داگلاس ضرایب کشش نهاده‌ها در طول تابع تولید و در سالهای مختلف ثابت هستند، می‌توان به طور مثال ضریب نهاده انرژی را این گونه تفسیر کرد که با ۱ درصد افزایش در میزان انرژی مصرفی بخش کشاورزی، به میزان ۰/۲۵ درصد بر تولید این بخش افزوده می‌شود.

مشاهده ضریب (-1) ECM در الگوی تصحیح خطا (جدول پیوست نتایج رایانه‌ای) حاکی از آن است که در صورت وارد آمدن هرگونه شوک بر این الگو، ۵٪ از نوسانهای موجود دوره قبل (خطای عدم تعادل)، در این بخش در هر سال تعدیل خواهد شد. بدین ترتیب نتیجه می‌گیریم، هر عاملی که موجب ایجاد عدم تعادل در الگوی فوق شود رابطه تعادلی درازمدت را برهم می‌زند و تعدیل آن تا مدتها به طول خواهد انجامید که این جریان نشاندهنده سرعت کم تعدیل در بخش کشاورزی است.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در برآورد تابع تولید، به طور معمول از دو نهاده کار و سرمایه استفاده می‌شود. در این مقاله اثر نهاده انرژی در کنار دو نهاده دیگر طی یک رابطه درازمدت مورد آزمون قرار گرفت.

تخمین رابطه درازمدت تولید بخش کشاورزی با استفاده از ارزش افزوده بالقوه و در شرایط اشتغال کامل نیروی کار و سرمایه صورت گرفت، بنابراین تابع برآورد شده معرف حداکثر تولید است و شرایط کارای استفاده از نهاده‌ها را نشان می‌دهد.

با توجه به اینکه برای توابع تولید بخشهای مختلف اقتصاد ایران به دلیل ویژگیهای خاص هریک و شرایط محیطی و اقتصادی حاکم بر آنها، فرم تبعی خاصی به عنوان بهترین و مناسبترین فرم وجود خواهد داشت، به یافتن مناسبترین شکل تابع در بین الگوهای کاب- داگلاس، ترانسندنتال (متعالی)، ترانسلوگ (متعالی لگاریتمی)، کشش جانشینی ثابت، دبرتین و اسپیلمن پرداخته شد. از بین توابع مذکور بهترین برازش در بخش کشاورزی مربوط به الگوی کاب- داگلاس بود. از آنجا که در بخش کشاورزی مدیریت تولید عموماً در دست بخش خصوصی است، انتظار می‌رود که ترکیب نهاده‌ها در ناحیه اقتصادی تولید (ناحیه دوم تولید) صورت گیرد و بنابراین تولید نهایی نهاده‌ها مثبت بوده و برازش خوب تابع از نوع کاب- داگلاس موجه باشد (نمودار شماره ۵ و جدول شماره ۲).

جدول شماره ۲. سری زمانی تولیدات نهایی نهاده‌های تولید در بخش کشاورزی

سال	نیروی کار	موجودی سرمایه	نهاده انرژی
۱۳۴۶	۰/۰۰۰۱۰	۰/۹۴	۹۱/۲۹
۱۳۴۷	۰/۰۰۰۱۰	۰/۸۶	۸۱/۲۱
۱۳۴۸	۰/۰۰۰۱۱	۰/۷۹	۷۶/۱۹
۱۳۴۹	۰/۰۰۰۱۲	۰/۷۳	۷۲/۵۲
۱۳۵۰	۰/۰۰۰۱۲	۰/۶۷	۶۸/۳۵
۱۳۵۱	۰/۰۰۰۱۳	۰/۶۲	۶۵/۳۱
۱۳۵۲	۰/۰۰۰۱۴	۰/۵۷	۵۷/۹۶
۱۳۵۳	۰/۰۰۰۱۵	۰/۵۳	۵۳/۶۸
۱۳۵۴	۰/۰۰۰۱۶	۰/۴۹	۴۴/۹۲
۱۳۵۵	۰/۰۰۰۱۷	۰/۴۶	۴۲/۱۴
۱۳۵۶	۰/۰۰۰۱۹	۰/۴۳	۳۷/۰۷

سال	نیروی کار	موجودی سرمایه	نهاده انرژی
۱۳۵۷	۰/۰۰۰۲۰	۰/۴۲	۳۸/۸۴
۱۳۵۸	۰/۰۰۰۲۱	۰/۴۳	۳۹/۰۸
۱۳۵۹	۰/۰۰۰۲۱	۰/۴۴	۴۰/۲۷
۱۳۶۰	۰/۰۰۰۲۳	۰/۴۶	۳۸/۵۵
۱۳۶۱	۰/۰۰۰۲۴	۰/۴۷	۳۴/۲۵
۱۳۶۲	۰/۰۰۰۲۵	۰/۵۰	۲۹/۴۲
۱۳۶۳	۰/۰۰۰۲۷	۰/۵۴	۲۸/۶۱
۱۳۶۴	۰/۰۰۰۲۸	۰/۵۸	۲۵/۸۳
۱۳۶۵	۰/۰۰۰۲۹	۰/۷۹	۲۸/۳۰
۱۳۶۶	۰/۰۰۰۳۰	۰/۸۴	۲۶/۵۳
۱۳۶۷	۰/۰۰۰۳۱	۰/۹۲	۲۷/۴۴
۱۳۶۸	۰/۰۰۰۳۳	۰/۹۱	۲۶/۹۸
۱۳۶۹	۰/۰۰۰۳۵	۰/۸۹	۲۶/۸۶
۱۳۷۰	۰/۰۰۰۳۷	۰/۸۵	۲۶/۰۳
۱۳۷۱	۰/۰۰۰۳۹	۰/۸۵	۲۶/۲۹
۱۳۷۲	۰/۰۰۰۴۰	۰/۸۳	۲۹/۱۶
۱۳۷۳	۰/۰۰۰۴۱	۰/۸۳	۲۹/۴۷
۱۳۷۴	۰/۰۰۰۴۲	۰/۸۰	۳۱/۶۳
۱۳۷۵	۰/۰۰۰۴۴	۰/۸۱	۳۰/۹۶
۱۳۷۶	۰/۰۰۰۴۴	۰/۸۲	۳۱/۲۴
۱۳۷۷	۰/۰۰۰۴۴	۰/۸۴	۳۱/۹۳
۱۳۷۸	۰/۰۰۰۴۵	۰/۸۴	۳۲/۰۹

مأخذ: محاسبات تحقیق حاضر

نتایج برآورد حاکی از آن است که رابطه درازمدتی بین متغیرهای الگو که با ویژگیهای مطلوب آماری در سطح اطمینان ۹۹٪ توجیه پذیر است، وجود دارد. ضرایب مربوط به نهاده‌های تولید به لحاظ آماری معنی‌دار و از کیفیت مطلوب برخوردارند. همچنین ویژگی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس با استفاده از آماره t مورد آزمون قرار گرفت که وجود آن در بخش کشاورزی ایران طی دوره مورد بررسی به اثبات رسید.

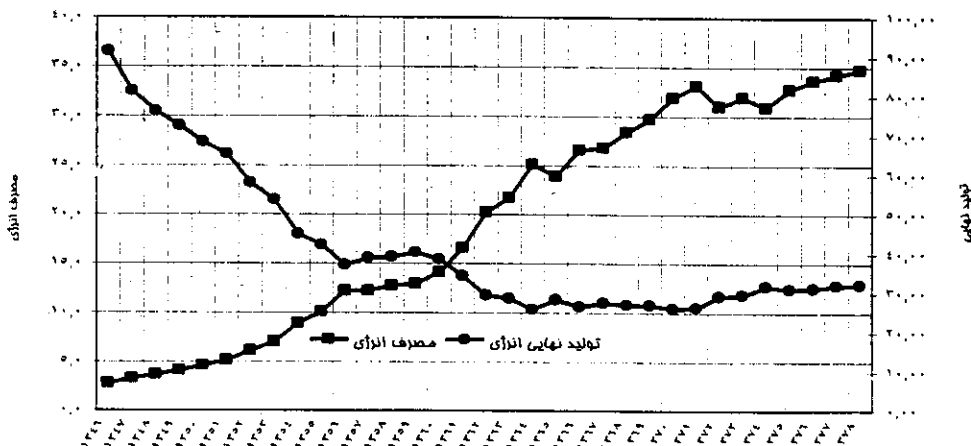
مقایسه نتایج برآورد ضرایب تابع تولید بخش کشاورزی مطالعه حاضر و دو بررسی

قبلی، که در همگی از تابع فرم کاب-داگلاس استفاده شد، در جدول شماره ۳ آورده شده است. توجه به این نکته ضروری است که برآوردهای انجام شده در دوره‌های یکسان زمانی صورت نگرفته است و مقایسه یک به یک ضرایب چندان معیندار نیست، بنابراین جدول مورد نظر صرفاً به منظور آگاهی از ضرایب نسبی نهاده‌ها در هر مطالعه قابل استفاده است.

جدول شماره ۳. مقایسه نتایج برآورد ضرایب در مطالعات انجام شده قبلی

روش	ضرایب کشت	دوره مطالعه	نیروی کار	موجودی سرمایه	نهاده انرژی
رنجبری	۷۸-۱۳۴۴	۰/۴	۰/۲۵	۰/۲۵	۰/۲۵
عباسی نژاد و وافی	۷۲-۱۳۴۷	۰/۴	۰/۰۲	۰/۴۶	۰/۴۶
واردی	۷۵-۱۳۴۴	۰/۲۴	۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۱۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار شماره ۵. تولید نهایی و مصرف انرژی در بخش کشاورزی

سرانجام، نتایج بررسی نشان می‌دهد که در بخش کشاورزی رابطه درازمدت بین تولید نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی با ویژگیهای مطلوب آماری وجود دارد. ضریب نهاده انرژی همانند دیگر ضرایب از نظر آماری معنی‌دار است و اثر درخور توجهی بر تولید بخش کشاورزی دارد.

پیوست نتایج رایانه‌ای (نرم افزار Microfit 4.0)

```

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,0,1,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****
Dependent variable is LAG
32 observations used for estimation from 1347 to 1378
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LAG(-1)        .94785           .010349             91.5890[.000]
LLG            .020862         .0041224           5.0606[.000]
LKG            .047701         .014219            3.3548[.002]
LKG(-1)        -.034457        .012646            -2.7248[.011]
LEG            .013008         .0068603           1.8961[.069]
UU             .0092404        .0058408           1.5821[.126]
*****
R-Squared      .99991          R-Bar-Squared      .99989
S.E. of Regression .0045115      F-stat.   F( 5, 26) 57522.2[.000]
Mean of Dependent Variable 7.7626      S.D. of Dependent Variable .43458
Residual Sum of Squares .5292E-3      Equation Log-likelihood 130.7519
Akaike Info. Criterion 124.7519      Schwarz Bayesian Criterion 120.3547
DW-statistic   1.6865      Durbin's h-statistic .88835[.374]
*****

```

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,0,1,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
*****
Dependent variable is LAG
32 observations used for estimation from 1347 to 1378
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
LLG            .40003          .043579            9.1794[.000]
LKG            .25397         .12856             1.9755[.059]
LEG            .24943         .11234             2.2203[.035]
UU             .17719         .099700            1.7772[.087]
*****

```

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model

ARDL(1,0,1,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dLAG

32 observations used for estimation from 1347 to 1378

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLLG	.020862	.0041224	5.0606[.000]
dLKG	.047701	.014219	3.3548[.002]
dLEG	.013008	.0068603	1.8961[.069]
dUU	.0092404	.0058408	1.5821[.125]
ecm(-1)	-.052150	.010349	-5.0392[.000]

List of additional temporary variables created:

dLAG = LAG-LAG(-1)

dLLG = LLG-LLG(-1)

dLKG = LKG-LKG(-1)

dLEG = LEG-LEG(-1)

dUU = UU-UU(-1)

ecm = LAG -.40003*LLG -.25397*LKG -.24943*LEG -.17719*UU

R-Squared	.80018	R-Bar-Squared	.76176
S.E. of Regression	.0045115	F-stat. F(4, 27)	26.0296[.000]
Mean of Dependent Variable	.046033	S.D. of Dependent Variable	.0092430
Residual Sum of Squares	.5292E-3	Equation Log-likelihood	130.7519
Akaike Info. Criterion	124.7519	Schwarz Bayesian Criterion	120.3547
DW-statistic	1.6865		

منابع

۱. امینی، نهاوندی، صفاری پور (۱۳۷۷)، برآورد آمارهای سری زمانی اشتغال و موجودی سرمایه در بخشهای اقتصادی ایران، مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۱ و ۳۲.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۵)، حسابهای ملی ایران، ۱۳۴۶-۷۵، اداره حسابهای اقتصادی.
۳. باقرکلانتری، عباس (۱۳۶۹)، عباس، برآورد تابع تولید کل کشور ایران طی سالهای ۱۳۳۸-۵۶، رساله کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.
۴. جوتزهایول (۱۳۷۰)، درامدی بر نظریه‌های جدید رشد اقتصادی، ترجمه صالح لطفی، مرکز نشر دانشگاهی.

۵. ذوالنور، سید حسین (۱۳۶۵)، تحلیل سازگاری سرمایه گذاری در برنامه اول توسعه، استفاده از الگوی ایستای داده- ستانده، مجله برنامه و توسعه، شماره ۸.
۶. رنجبری، بهراد (۱۳۸۰)، بررسی اثر انرژی در تابع تولید ایران با استفاده از روش همجمع بستگی، رساله کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.
۷. شهباشی، احمد (۱۳۷۵)، الگوی اقتصاد سنجی ایران و کاربرد آن، دانشگاه تهران.
۸. صدیقی، کورس و محمد کردبچه (۱۳۶۰)، الگوی تابع تولید و برآورد موجودی سرمایه در بخش غیرنفتی اقتصاد ایران طی سالهای ۱۳۴۵-۵۸، سازمان برنامه و بودجه، دفتر برنامه سنجی و اقتصاد کلان، معاونت برنامه ریزی و ارزشیابی.
۹. عابدی، زهرا (۱۳۶۷)، برآورد ضرایب کشش عوامل تولید در توابع تولید بخشهای صنعتی ایران، رساله کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.
۱۰. عباسی نژاد و وافی (۱۳۷۵)، تحلیل اثر نهاده‌ای انرژی و تخمین تابع تولید برای ایران طی سالهای ۱۳۴۷-۷۲، رساله کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
۱۱. مرکز آمار ایران (۱۳۷۹)، سالنامه آماری.
۱۲. منصور کوپایی، فاطمه (۱۳۷۰)، برآورد تابع تولید در بخشهای مختلف اقتصادی کشور، رساله کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی.
۱۳. واردی، سیده شایسته (۱۳۷۸)، بررسی ضریب اهمیت انرژی در تابع تولید ایران، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.
۱۴. وزارت نیرو (۱۳۷۹)، اداره برنامه ریزی و تحقیقات انرژی، ترازنامه انرژی.
۱۵. هزبر کیانی، کامبیز و آلبرت بغزیان (۱۳۷۶)، روشی برای برآورد موجودی سرمایه بخشهای عمده اقتصاد ایران، مجله اقتصاد، شماره ۶.
۱۶. هزبر کیانی، کامبیز و سیده شایسته واردی (۱۳۷۹)، بررسی ضریب اهمیت انرژی در تولید بخش کشاورزی ایران، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۳۰.

17. Arrow, K. J., H.B., Chenery, B.S., Minhas and R.M., Solow(1961), Capital-labor substitution and economic efficiency, *Review of Economics and*

Archive of SID
Statistics, Aug. (1961), pp. 225-520.

18. Artus, Jacques R. (1979), Potential and actual output in industrial countries, *Finance and Development*, Vol. 16, Jan. 1979, pp. 25-78.
19. Baher, H. (1981), Planning in Iran, Plan and Budget Organization, Tehran.
20. Barger, H. (1969), Growth in developed nations, *Review of Economics and Statistics*, No. 2, p. 144.
21. Christenson, L.R., D.W. Jorgenson & L.J., Lau, 1975, Transcendental logarithmic production frontiers, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 1, Feb. 1973.
22. Christino, Lawrence, j. (1981), A survey of measures of capacity utilization, Staff Papers, I.M.F., Vol. 28, No. 1, pp. 144, 198.
23. Cobb, C.W. & P.H., Douglas (1928), A theory of production, *American Economic Review*, Vol. 1, (Supplement), pp. 139, 165.
24. Debertin, D.L. (1985), Agricultural production economics, Chicago Press.
25. Hater, A.N., H.O., Carter & J.O., Hocking (1957), A note on the Transcendental production function, *Journal of Farm Economics*, pp. 39, 966, 974.
26. Granger, C.W.J. (1986), Developments in the study of cointegrated economic variables, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, No. 48, PP. 213-228.
27. Intriligator M. DL. (1965), Embodied technical change and productivity in the US, 1929-1958, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47.
28. Johanson, S. & K. Juselius (1990), Maximum Likelihood estimation and

- inference on cointegration with application to the demand of money, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, No. 52, PP. 169-210.
29. Leontief, W. W. 1951, *The structure of the American economy, 1919-1929, An empirical application of equilibrium analysis*, Oxford University Press, New York.
30. Mayes, D.G. (1981), *Application of econometrics*, Prentice- Hall, London.
31. Patterson, K. (2000), *An introduction to applied econometrics, A time series approach*, Palgrave.
32. Philips, P. & M. Loretan (1991), *Estimating long-run economic equilibria*, *Review of Economics Studies*, No. 5, PP. 407-436.
33. Seddighi, H.R., K.A., Lawler & A.V. Katos (2000), *Econometrics, a practical approach*, Routledge.
34. Solow, R.M. (1957), *Technical change and the aggregate production function*, *Review of Economics and Statistics*.
35. Spilleman, W.J., *Application of the law of diminishing returns function to some fertilizer and feed data*, *Journal of Farm Economics*, Vol. 5, pp. 36-52.
36. Stock, J.H. & M. Watson (1988), *Testing for common trends*, *Journal of the American statistical Association*, No. 83, PP. 1097-1107.