مقایسه‌ی اهمیت فرآورده‌های نفتی و برق با سایر عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران

اسماعیل فلاحی*[۱] و صادق خلیلیان[۲]

تاریخ دریافت:۸۷/۱۲/۱۸ تاریخ پذیرش:۸۸/۳/۱۹

چکیده

هدف از این مطالعه ، ضمن سازگار نمودن آمارهای موجود از راه روش‌های مقتضی ، رهیافت خود توزیع با وقفه‌های گسترده ی (ARDL) – به دلیل برتری این رهیافت نسبت به روش‌های آلترناتیو- به‌منظور برآورد الگو به‌کار گرفته شده است . نتایج این پژوهش حاکی از این است که ضرایب بلندمدت برآورد شده برای نهاده‌های نیروی‌کار ، سرمایه ، فرآورده‌های نفتی و برق معنی‌دار و به‌ترتیب معادل ۰/۲۹، ۰/۱۱، ۰/۰۶ و ۰/۴۵ بوده که بیانگر تأثیر مثبت بلند مدت هر یک از نهاده‌های یادشده از جمله فرآورده‌های نفتی و برق بر تولید بخش کشاورزی ، طی دوره‌ی مورد مطالعه (۱۳۸۳-۱۳۴۶) است . همچنین مقدار ضریب های استاندارد شده برای هر یک از نهاده‌های یادشده ، به‌ترتیب برابر ۰/۰۲۹، ۰/۱۲، ۰/۰۹۸ و ۱/۶۳ محاسبه شده است . مقایسه‌ی ضریب برآورد شده‌ی بلندمدت و نیز ضریب استاندارد شده‌ی نهاده‌ی برق با مقادیر متناظر مربوط به فرآورده‌های نفتی- و نیز سایر نهاده‌ها - حاکی از اهمیت شایان توجه نهاده‌ی برق در تولید بخش کشاورزی بوده ، لذا بکارگیری نهاده‌ی برق به جای فرآورده‌های نفتی ، ضمن صرفه‌جویی در مصرف فرآورده‌های نفتی و نیز افزایش بیش‌تر تولید ، می‌تواند به کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی - که یکی از مؤلفه‌های اصلی مورد نظر در توسعه‌ی پایدار است- منجر شود . همچنین مقایسه‌ی ضرایب

[1] -کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

[2] - دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

* -نویسنده ی مسئول: esmaeilfallahi@yahoo.com

کوتاه‌مدت و بلند مدت بیانگر این مطلب است که اگرچه در بلندمدت تأثیر نهاده‌ها از جمله فرآورده‌های نفتی و برق بر تولید ، شایان توجه بوده ، اما اثرگذاری بر تولید در کوتاه‌مدت ، ناچیز بوده است. سرانجام ، ضریب مربوط به جزء تصحیح خطا برابر ۰/۰۷- برآورد شده که نشان‌دهنده‌ی این است که در هر دوره ، ۷ درصد از خطای عدم تعادل دوره‌ی پیش تعدیل می‌شود . بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که سرعت تعدیل در بخش کشاورزی پایین بوده و لذا در این بخش نمی‌توان بر تأثیرگذاری سیاست‌ها در کوتاه‌مدت چندان امیدوار بود.

واژه های کلیدی:
ایران، برق ، تابع تولید ، حامل‌های انرژی ، رهیافت ARDL ، فرآورده‌های نفتی ، کشاورزی

پیشگفتار

فرآیند تولید کشاورزی پیچیده و به‌موازات پیدایش فناوری‌های جدید همواره در حال تغییر است . پژوهش های کشاورزی نه تنها به توسعه‌ی نهاده‌های نوین منجر می‌شود، بلکه چگونگی به‌کارگیری و ترکیب این نهاده‌ها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد ، بنابراین روابط نهاده- ستاده ، همواره در حال تغییر است . در این راستا ، تابع تولید تحت تأثیر عامل های گوناگونی قرار می‌گیرد که این عامل ها هر یک به‌تنهایی بدون ارزش بوده و در تقابل با یکدیگر معنا می یابد . از جمله عامل هایی که پس از انقلاب صنعتی در توابع تولید جای خود را به‌شدت باز نمود و حتی در موردهایی به کمرنگ شدن سایر عامل ها در تابع تولید انجامید ، حامل‌های انرژی بود (مولوی‌پور، ۱۳۷۹).

اهمیت حامل‌های انرژی از آن‌جا مطرح شد که توانستند به‌عنوان عامل تولید ، جایگزین دیگر عامل ها شده و نقش بسزایی در تولید کالاها و خدمات ایفا نمایند.

حامل‌های انرژی ، در ابتدا در بخش صنعت کاربرد ی بسیار داشتند ، ولی با پیشرفت فناوری و همچنین تولید ماشین‌آلات برای ارائه‌ی خدمات در بخش‌های گوناگون و از جمله در بخش کشاورزی ، توانستند نقش خود را به‌عنوان یک عامل در تولید کالاها و خدمات نشان دهند .

امروزه حامل‌های انرژی به‌عنوان عاملی مهم در امر تولید مطرح بوده ، به‌گونه ای‌که می‌توان گفت نبود این عامل باعث ناکارایی اقتصاد خواهد شد ، بنابراین وجود این حامل‌ها در تابع تولید ضروری است و باید به آن پرداخته شود .

بر اساس تعریف ، تابع تولید بیانگر بیشترین محصول ممکن از نهاده‌های تولید می‌باشد (مایس، ۱۳۷۰؛ بامول،۱۹۸۲؛ اینتریلیگیتر و همکاران، ۱۹۹۶)؛ به‌بیان دیگر ، تابع تولید ، رابطه‌ی فنی بین حجم تولید و عوامل تولید را در شرایط اشتغال کامل نهاده‌ها نشان می‌دهد که به‌عنوان حداکثر کارایی نهاده‌های تولید تفسیر می‌شود ، بنابراین تابع تولید نشان‌دهنده‌ی استفاده‌ی کارا از عوامل تولید است که در صورت ناکارایی عوامل تولید ، مقدار تولید بالفعل و تولید بالقوه برابر نخواهد بود (هژبرکیانی و رنجبری، ۱۳۸۰). از آن‌جا که در بخش کشاورزی کشور، ظرفیت‌های بدون استفاده وجود دارد ، لذا تولید کشاورزی ، تولید بالقوه نبوده و بهره‌گیری از داده های آماری موجود ، موجب اریب ضرایب می‌شود؛ بنابراین به‌منظور سازگاری با تعریف تابع تولید و پرهیز از رویارویی با اریب ضرایب ، نیازمندیم تا تولید بالقوه را (به جای تولید بالفعل) محاسبه نماییم . این مطالعه‌ی با رعایت این نکته، در پی رفع این نقیصه نیز برآمده است.

در گذشته ، به‌منظور برآورد معادله ها ، از روش OLS (حداقل مربعات معمولی)[1] استفاده می‌شد . استفاده از روش برآورد OLS بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده ، ساکن (ایستا یا پایا یا مانا)[2] هستند ، اما بسیاری از پژوهشگران بر این باورند که بیشتر متغیرهای سری زمانی در اقتصاد ، غیرساکنند . گرنجر و نیوبلد (۱۹۷۴) با استفاده از روش شبیه‌سازی نشان می‌دهند که به‌کارگیری روش حداقل مربعات بین متغیرهای غیرساکن می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای به‌همراه داشته باشد زیرا درصورتی‌که متغیرهای الگو ، غیرساکن باشند ، گرچه ممکن است پارامترهای برآورد شده از روش OLS دارای آماره‌ی t معنی‌دار باشند و از آماره‌ی F و ضریب تعیین R^2 بالایی برخوردار باشند ، اما به‌دلیل این‌که برآورد حداقل مربعات ، دیگر از توزیع نرمال استاندارد تبعیت نمی‌کند ، برداشت آماری بر اساس آماره‌های معمول ، نادرست خواهد بود .

فیلیپس و لورتان و استاک و واتسون در مطالعات خود نشان می‌دهند که درصورت غیرساکن بودن متغیرهای الگو ، برآوردگر حداقل مربعات ، ناسازگار خواهد بود و ممکن است نتیجه به یک رگرسیون کاذب (ساختگی یا جعلی)[3] بینجامد (استاک و واتسون ، ۱۹۸۸؛ فیلیپس و لورتان ، ۱۹۹۱) .

اگرچه تاکنون در خارج از کشور مطالعاتی بی شمار در زمینه‌ی مورد بحث صورت پذیرفته – که از آن جمله می‌توان به مطالعات برنت و وود (۱۹۷۵) مبنی بر ارتباط جداپذیر ضعیف انرژی با نیروی کار در تابع تولید ، راجری (۱۹۸۳) در ارتباط با ضریب کشش انرژی نسبت به تولید در کانادا ، فریتز (۱۹۸۴) مبنی بر معرفی انرژی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین پارامترهای اصلی در جریان

[1]- Ordinary Least Square
[2] - Stationary
[3] - Spurious Regression

توسعه‌ی کشورهای جهان سوم ، مسیح و مسیح (۱۹۹۸) در بررسی اثرات متقابل درآمد ملی ، مصرف انرژی و سطح قیمت‌ها در کشورهای گوناگون ، آکیل و بات (۲۰۰۱) به‌منظور بررسی رابطه‌ی علی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی و مصرف انرژی و اشتغال در پاکستان ، گلاسر (۲۰۰۲) جهت بررسی رابطه‌ی میان درآمد و مصرف انرژی در کشور کره جنوبی برای افق زمانی ۱۹۹۰-۱۹۶۱ و غیره اشاره کرد- با این‌حال مطالعات انجام شده در زمینه‌ی این پژوهش در کشور معدود بوده که از آن جمله می‌توان مطالعات مولوی‌پور (۱۳۷۹) ، هژبرکیانی و رنجبری (۱۳۸۰) و زیبایی و طرازکار (۱۳۸۳) را نام برد .

در این پژوهش سعی شده است تا با وارد کردن حامل‌های انرژی شامل فرآورده‌های نفتی و برق در تابع تولید بخش کشاورزی ایران ، به بررسی اثرات آن‌ها در تولید و نیز مقایسه‌ی ضریب اهمیت هر یک از حامل‌های یاد شده در تولید بخش کشاورزی ایران پرداخته شود .

در این مطالعه ، در برآورد تابع تولید ، برای جلوگیری از به‌وجود آمدن رگرسیون کاذب ناشی از غیرساکن بودن متغیرها ، از روش همگرایی (هم‌انباشتگی یا هم جمعی یا هم جمع‌بستگی)[1] استفاده شده است . با توجه به مزیت روش "خودتوزیع با وقفه‌های گسترده"[2] نسبت به روش‌های آلترناتیو ، از این رهیافت ، جهت برآورد استفاده شده است .

روش‌پژوهش

برآورد تابع تولید ، یکی از مسائل اساسی در اقتصادسنجی کاربردی بوده (اینتریلیگیتر و همکاران، ۱۹۹۶) و انتخاب فرم تبعی مناسب به‌عنوان یکی از دشوارترین بخش‌ها در هر کار تجربی به‌شمار می‌آید (فان ، ۲۰۰۰) . برخی از مطالعات به موضوع های اساسی در ارتباط با متغیرها و فرم‌های تبعی تابع تولید و به‌گونه ی اخص ، تابع تولید کشاورزی پرداخته‌اند (کاندا، ۱۹۸۲؛ بارلی و پسوآ، ۲۰۰۳) . فرم تابعی کاب- داگلاس (کاب و داگلاس، ۱۹۲۸) یکی از گسترده‌ترین فرم‌های تبعی مورد استفاده در برآوردهای تجربی است (داگلاس، ۱۹۴۸؛ هدی و دیلان، ۱۹۶۱؛ والترز، ۱۹۶۳؛ نرلاو، ۱۹۶۵؛ ساموئلسون، ۱۹۷۹).

در پی استفاده‌ی گسترده از این تابع در برآوردهای تجربی ، به‌ویژه در بخش کشاورزی ، در این مطالعه نیز از این فرم تبعی به‌منظور برآورد تابع تولید استفاده شده است .[3] در این پژوهش هر

---

[1]- Cointegration

[2]- Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

[3] - از آن‌جا که در بخش کشاورزی ، مالکیت ، بیشتر در اختیار بخش خصوصی بوده و انتظار می‌رود بخش خصوصی در ناحیه‌ی دوم تولید عمل نماید ، لذا اِشکال وارده بر فرم تبعی کاب- داگلاس مبنی بر نشان دادن صرف ناحیه‌ی دوم

یک از حامل‌های انرژی شامل فرآورده‌های نفتی و برق به‌عنوان متغیرهای توضیحی در کنار دو نهاده‌ی دیگر (یعنی نیروی کار و سرمایه) ، در الگو گنجانیده شده‌اند . از سوی دیگر ، ارزش افزوده‌ی بالقوه‌ی بخش کشاورزی به‌عنوان متغیر وابسته‌ی مدل در نظر گرفته شده است[۱] فرم تبعی کاب- داگلاس مورد بحث ، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$PVA = AL^{\alpha_1} K^{\alpha_2} Oil^{\alpha_3} Elc^{\alpha_4} \qquad (۱)$$

که با لگاریتم گیری از دو طرف رابطه‌ی ۱، رابطه‌ی ۲ را به شکل زیر خواهیم داشت:

$$LnPVA = LnA + \alpha_1 LnL + \alpha_2 LnK + \alpha_3 LnOil + \alpha_4 LnElc \qquad (۲)$$

که در این رابطه ، LnPVA: ارزش افزوده‌ی بالقوه‌ی بخش کشاورزی به‌صورت لگاریتمی ، LnA: عرض از مبدأ ، LnL : میزان نیروی کار مورد استفاده در بخش کشاورزی به‌صورت لگاریتمی، LnK: میزان موجودی سرمایه‌ی به‌کار گرفته شده در بخش کشاورزی به‌صورت لگاریتمی ، LnOil: فرآورده‌های نفتی مورد استفاده در بخش کشاورزی به‌صورت لگاریتمی و LnElc: برق مصرفی در بخش کشاورزی به‌صورت لگاریتمی است.

در این پژوهش ، به‌منظور محاسبه‌ی تولید بالقوه در بخش کشاورزی ، از روشی ترکیبی استفاده شده است که در واقع تلفیقی از دو روش "روند تولید واقعی"[۲] و "خط روند بین اوج‌های تعدیل شده"[۳] (World Bank, 1991) است.

در این روش ابتدا نمودار پراکنش مقادیر تولید بالفعل را برای دوره‌ی مورد مطالعه رسم می‌کنیم ، سپس از راه مشاهده‌ی نقاط در نمودار و آزمون و خطا ، با توجه به یکی از معیارهای ضریب تعیین[۴] یا مجموع مجذور خطا[۵]، به برازش بهترین تابع بر مقادیر تولید واقعی مبادرت می‌نماییم . در مرحله‌ی بعد با فرض این‌که نقاط اوج زمانی ترسیم شده ، معرف سال‌هایی است که منابع با ظرفیت کامل به‌کارگرفته شده‌اند ، تابع برازش شده را به‌گونه ای به‌سمت بالا منتقل می‌کنیم که تمامی نقاط بر روی تابع برازش شده در بالای نقاط تولید بالفعل قرار گیرند . بدین منظور ، ابتدا اختلاف تولید بالفعل برازش شده را از تولید بالفعل (تولید بالفعل منهای تولید بالفعل برازش شده) محاسبه نموده ، سپس بیش‌ترین میزان اختلاف یاد شده (بزرگ‌ترین عدد به‌دست

تولید ، در استفاده از این تابع در بخش کشاورزی ، معمولاً مسئله‌ساز نیست . همچنین شایان ذکر است که در این مطالعه، فرم تبعی یاد شده ، نسبت به فرم‌های دیگر ، برازش بهتری را از الگو نشان داد.

[۱] - لازم به ذکر است که نیروی کار بر حسب "نفر"، سرمایه و تولید بر حسب "میلیارد ریال" و فرآورده‌های نفتی و برق بر حسب "میلیون بشکه معادل نفت خام" بیان شده است.

[2]- Actual Production Trend Method

[3]- Modified Trend Through Peaks Method

[4] - R-Square (R^2)

[5]- Sum of Squared Errors

آمده از این عملیات) را به ارقام تولید بالفعل برازش شده برای تمامی سال‌ها اضافه می‌کنیم ؛ ارقام بدست آمده ، بیانگر میزان تولید بالقوه خواهند بود (هژبرکیانی و رنجبری، ۱۳۸۰) .

روی هم رفته روش‌هایی مثل انگل- گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سروکار دارند به‌دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها ، اعتبار لازم را ندارند ، چرا که برآوردهای ناشی از آن‌ها بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود (تشکینی، ۱۳۸۴). به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند ، مورد توجه قرار می‌گیرند . روی هم رفته الگوی پویا الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها همانند رابطه‌ی ۳ وارد شوند .

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (۳)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک ، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها همانند رابطه‌ی ۴ در نظر بگیرد.

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (۴)$$

الگوی یاد شده ، یک الگوی خودتوزیع با وقفه‌های گسترده (ARDL) نام دارد که در آن داریم:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - ..... - \phi_P L^P \qquad (۵)$$

$$b_i(L,q_i) = b_i + b_{i1}L + ... + b_{iq}L^q .. i = 1,2,...K \qquad (۶)$$

L عملگر وقفه ، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ ، متغیرهای مجازی ، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است . بسته‌ی نرم‌افزاری Microfit ، معادله را برای تمام حالت ها و برای تمامی ترتیبات ممکن مقادیر ، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند . m حداکثر وقفه است که توسط پژوهشگر تعیین می‌شود و k نیز تعداد متغیرهای توضیحی است .

در مرحله‌ی بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک ، شوارز- بیزین ، حنان- کویین یا ضریب تعیین تعدیل شده[1] یکی از معادلات انتخاب می‌شود . معمولاً در نمونه‌های کم‌تر از ۱۰۰، از معیار شوارز- بیزین استفاده می‌شود تا درجه‌ی آزادی زیادی از دست نرود (تشکینی، ۱۳۸۴) .

[1] -R-Bar Squared

برای محاسبه‌ی ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود . ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به‌دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1,q_i)}{1-\hat{\phi}(1,P)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+...+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\phi}_1-...-\hat{\phi}_p}, \qquad i=1,2,...,K \qquad (۷)$$

حال برای بررسی این‌که رابطه‌ی بلندمدت حاصل از این روش ، کاذب نیست ، فرضیه‌ی زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد :

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p}\phi_i - 1 \geq 0$$
$$H_a : \sum_{i=1}^{p}\phi_i - 1 < 0 \qquad (۸)$$

فرضیه‌ی صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه‌ی بلندمدت است زیرا شرط آن‌که رابطه‌ی پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد ، آن است که مجموع ضرایب ، کم‌تر از یک باشد . برای انجام آزمون مورد نظر ، باید عدد یک ، از مجموع ضرایب با وقفه‌ی متغیر وابسته کسر و نتیجه بر مجموع انحراف معیار ضرایب یاد شده تقسیم شود .

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\phi}i}} \qquad (۹)$$

اگر قدر مطلق t به‌دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارایه شده توسط بنرجی ، دولادو و مستر (بنرجی و همکاران ، ۱۹۹۲) بزرگ‌تر باشد ، فرضیه‌ی صفر رد شده و وجود رابطه‌ی بلندمدت پذیرفته می‌شود .

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی ، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند . عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسان های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد . در این مطالعه به برآورد و تجزیه و تحلیل الگوی تصحیح خطا نیز مبادرت شده است . این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزیی‌اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه‌ی بلندمدت ، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند . برآورد این مدل شامل دو مرحله است : مرحله‌ی نخست شامل برآورد یک رابطه‌ی بلندمدت و حصول اطمینان از

کاذب نبودن آن است . سپس در مرحله‌ی دوم، وقفه‌ی پسماند رابطه‌ی بلندمدت را به‌عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطه‌ی ۱۰ برآورد می‌شود:

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + cU_{t-1} + e_t \qquad (۱۰)$$

ضریب تصحیح خطا یعنی ضریب c اگر با علامت منفی ظاهر شود- که انتظار می‌رود چنین باشد- نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود . این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره ، چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه‌ی بلندمدت نزدیک می‌شود . روش بالا ، ابتدا توسط سارگان (۱۹۸۴) معرفی شد و سپس توسط انگل و گرنجر (۱۹۸۷) به شهرت رسید .

همچنین در این پژوهش، به‌منظور فراهم نمودن امکان مقایسه‌ی اهمیت نسبی ضرایب برآورد شده ، اقدام به محاسبه‌ی ضرایب استاندارد شده (ضرایب β)[1] گردیده است . این ضرایب از راه استاندارد کردن متغیرهای الگو ، با کم‌کردن میانگین هر متغیر از خود متغیر (به‌عنوان مثال X_i) و تقسیم مقدار به‌دست آمده بر انحراف معیار متغیر ($\frac{X_i - \mu_{X_i}}{\delta_{X_i}}$) و سپس برآورد دوباره‌ی تابع تولید به‌دست می‌آید . در هر حال ، به جای برآورد تابع جدید ، از رابطه‌ی میان ضرایب برآورد شده (α_i) و ضرایب استاندارد شده (α_i^*) که به‌سادگی قابل محاسبه است ، استفاده گردیده است . در واقع این ضرایب از حاصل‌ضرب ضرایب برآورد شده‌ی هر متغیر در نسبت انحراف معیار متغیر مستقل مربوط به آن بر انحراف معیار متغیر وابسته ، به‌دست می‌آید [$\alpha_i^* = \alpha_i.(\frac{\delta_{X_i}}{\delta_Y})$] (پیندیک و رابینفلد، ۱۹۹۸).

آمارهای مورد نیاز این مطالعه ، شامل آمار تولید بالفعل ، نیروی کار ، موجودی سرمایه ، فرآورده‌های نفتی و برق مصرفی در بخش کشاورزی ایران بوده که آمار تولید بالفعل از حساب‌های ملی بانک مرکزی (http://www.cbi.ir) ، آمار نیروی کار از معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری (امینی و همکاران، ۱۳۸۶) ، آمار سرمایه از سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور[2] (امینی و نشاط، ۱۳۸۵) و آمار فرآورده‌های نفتی و برق نیز از تراز نامه‌ی انرژی وزارت نیرو (وزارت نیرو، ۱۳۸۵) اخذ شده و دوره‌ی مورد بررسی ، از سال ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۳ بوده

---

[1]- β Coefficient

[2] - لازم به ذکر است که سازمان نامبرده منحل شده و هم اکنون ، معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری مشغول به فعالیت است.

است . همچنین در برآوردها و آزمون‌های مورد نیاز، از بسته‌های نرم‌افزاری Eviews5 و Microfit4.1 استفاده شده است.

نتایج و بحث

در این پژوهش ، به‌منظور برآورد تولید بالقوه ، با توجه به روشی که در قسمت مواد و روش‌ها به آن پرداخته شد ، از تابع درجه ی دوم که در بین سایر فرم‌های تبعی دیگر ، دارای R^2 بالاتری (۰/۹۹) بود ، جهت برازش مورد نظر ، بهره گرفته شد . نتایج این برازش در رابطه‌ی ۱۱ ارائه شده است:

$$AVA=۲۳۰۳۲۵۱۸ - ۳۴۹۳۲/۴۶t + ۱۳/۲۴t^۲ \qquad (۱۱)$$

$R^2 = ۰/۹۹$ $F = ۱۲۱۳/۵۲۵$ $D.W. = ۲/۰۲$

که در آن، AVA ارزش افزوده‌ی واقعی (بالفعل) در بخش کشاورزی و t بیانگر زمان است.[1]

در نهایت ، تولید بالقوه (در قیاس با تولید بالفعل) به‌صورت منحنی ارائه شده در نمودار ۱ درآمده و بایستی از ارقام سری زمانی تولید بالقوه به‌جای تولید بالفعل – به‌عنوان متغیر وابسته در رابطه‌ی ۱- استفاده شود .

نتایج بدست آمده از آزمون‌های فیلیپس- پرون و دیکی- فولر تعمیم‌یافته به‌منظور بررسی ایستایی متغیرهای الگو حاکی از این بود که متغیرهای LnPVA، LnK و LnElc ساکن بوده درحالی‌که متغیرهای LnL و LnOil غیرساکن بوده و در تفاضل مرتبه‌ی نخست ایستا شده‌اند [به بیان دیگر دو متغیر اخیر، I(۱) هستند]. بنابراین داده‌های سری زمانی این مطالعه- همان‌گونه که بیشتر نیز انتظار می‌رود- اغلب ناایستا بوده و استفاده از روش OLS می‌تواند به نتایج گمراه-کننده‌ای بینجامد ؛ لذا جهت برآورد الگوی مورد نظر ، از رهیافت "خود توزیع با وقفه‌های گسترده" (ARDL)- با توجه به مزایای این رهیافت در مقابل روش‌های آلترناتیو - استفاده شده است . در ادامه ، نتایج به‌دست آمده از مدل مورد نظر با به‌کارگیری رهیافت ARDL در چارچوب الگوی پویای ARDL ، روابط درازمدت و الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت ارائه شده است.

نظر به این‌که داده‌ها به‌صورت سالیانه بوده ، بیشترین وقفه معمولاً ۱ یا ۲ در نظر گرفته می‌شود و با توجه به این‌که در این مطالعه ، وقفه‌ی ۱ به برآورد بهتری از الگو منجر شد ، بیشترین وقفه، ۱ لحاظ گردید . همچنین با توجه به این‌که شمار داده‌های مورد بررسی کم‌تر از ۱۰۰ بوده ،

[1] - گفتنی است که مدل اولیه ، دارای مشکل خود همبستگی بین اجزای اخلال بوده که نتایج ارائه شده در رابطه‌ی ۱۱ پس از مرتفع نمودن این مشکل ، ارائه گردیده است . همچنین تمامی ضرایب و آماره‌ی F در سطح ۹۹ درصد ، معنی‌دار بوده‌اند .

لذا از معیار شوارز- بیزین استفاده شده تا درجه‌ی آزادی زیادی از دست نرود که در نهایت الگوی ARDL (1,0,1,0,0) بر اساس این ضابطه انتخاب گردید . نتایج بدست آمده از برآورد الگوی پویای ARDL (1,0,1,0,0) در جدول ۱ ارائه شده است .

چنانچه ار نتایج الگوی پویای ARDL ملاحظه می‌گردد، متغیرهای LnPVA و LnK با یک وقفه لحاظ شده‌اند . همچنین بر اساس نتایج این جدول تمامی متغیرهای الگو به‌استثنای عرض از مبدأ، معنی‌دار هستند . هر چند عرض از مبدأ نیز از سطح معنی‌داری قابل قبولی (۸۶ درصد) برخوردار است ، همچنین معنی‌داری آماره‌ی F در سطح ۹۹ درصد متضمن معنی‌داری کلی الگو بوده و ضریب تعیین ۰/۹۸ حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگو می‌باشد.

حال به‌منظور بررسی این‌که آیا رابطه‌ی درازمدت بین متغیرهای الگو موجود است یا نه ، از آماره‌ی t (رابطه‌ی ۹) استفاده می‌شود:

$$t=\frac{0.97-1}{0.00093}=-32.26 \qquad (۱۲)$$

از آن‌جا که آماره‌ی t محاسباتی (۳۲/۲۶-) از نظر قدر مطلق از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۹ درصد (۵/۲۷-) بیش‌تر است ، لذا می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای تابع تولید بخش کشاورزی برقرار است که نتایج بدست آمده از این رابطه‌ی بلندمدت در جدول ۲ ارائه شده است.

بر اساس نتایج جدول ۲، ضریب بلندمدت برآورد شده برای نهاده‌ی نیروی کار (۰/۲۹) ، مثبت و بیانگر رابطه‌ی مستقیم نهاده‌ی یاد شده با ارزش افزوده‌ی بالقوه در بخش کشاورزی در بلندمدت است . این ضریب در سطح ۹۹ درصد ، معنی‌دار است . همچنین در مورد نهاده‌ی سرمایه می‌توان بیان داشت که ضریب برآورد شده‌ی این نهاده (۰/۱۱)، مطابق انتظار، مثبت بوده و حاکی از تأثیر مستقم سرمایه بر سطح ارزش افزوده‌ی بالقوه در بخش کشاورزی بوده است . معنی‌داری این ضریب نیز در سطح ۹۰ به اثبات رسیده است . همچنین فرآورده‌های نفتی و برق نیز تأثیر ی مثبت بر تولید داشته به‌گونه‌ای که ضرایب بلندمدت برآورد شده برای هر یک از نهاده‌های یاد شده به‌ترتیب معادل ۰/۰۶ و ۰/۱۱ بوده و معنی‌داری ضرایب مربوط نیز، به‌ترتیب در سطح ۹۹ و ۹۰ درصد مورد تأیید واقع شده است . مقایسه‌ی ضریب بلندمدت مربوط به فرآورده‌های نفتی با ضریب بلندمدت برق در جدول ۲ گویای این مطلب است که ضریب بلندمدت برق به مقدار شایان توجهی از ضریب مربوط به فرآورده‌های نفتی بیش‌تر است . نظر به این‌که هر یک از ضرایب یادشده در فرم تبعی کاب- داگلاس بیانگر کشش جزیی نهاده‌ی مورد نظر بوده ، لذا با توجه به نتیجه‌ی به‌دست

آمده برای ضرایب بلندمدت هر یک از حامل‌های انرژی ، می‌توان اذعان داشت که کشش جزیی مربوط به فرآورده‌های نفتی ، نزدیک به صفر بوده درحالی‌که این میزان برای نهاده‌ی برق ، مقدار نسبتاً بالایی است . این امر به نوبه‌ی خود حاکی از این است که استفاده‌ی بیش‌تر از فرآورده‌های نفتی می‌تواند منجر به منفی شدن تولید نهایی و در نتیجه کاهش تولید بخش کشاورزی شود . این در حالی است که افزایش به‌کارگیری نهاده‌ی برق نسبت به فرآورده‌های نفتی و به‌بیان دیگر جایگزینی نهاده‌ی برق به جای فرآورده‌های نفتی می‌تواند منجر به افزایش بیش‌تر تولید گردد.
همچنین به‌منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت موجود ، نتایج تحلیل در چارچوب الگوی تصحیح خطا در جدول ۳ خلاصه شده است.

در این جدول، dLnL: تفاضل مرتبه‌ی نخست میزان نیروی کار مورد استفاده در بخش کشاورزی به‌صورت لگاریتمی، dLnK: تفاضل مرتبه‌ی نخست میزان موجودی سرمایه‌ی به‌کار گرفته شده در بخش کشاورزی به‌صورت لگاریتمی ، dLnOil: تفاضل مرتبه‌ی نخست میزان فرآورده‌های نفتی مورد استفاده در بخش کشاورزی به‌صورت لگاریتمی ، dLnElc: تفاضل مرتبه‌ی نخست برق مصرفی در بخش کشاورزی به‌صورت لگاریتمی ، (عرض از مبدأ)d: تفاضل مرتبه‌ی نخست عرض از مبدأ و (۱-)ECM: جزء تصحیح خطا می‌باشد.

در این جدول ، به‌گونه‌ای که ملاحظه می‌شود ، تمامی ضرایب معنی‌دار بوده و معنی‌داری کل الگو نیز توسط معنی‌دار بودن آماره‌ی F در سطح ۹۹ درصد ، تضمین شده است . همچنین ضریب تعیین ۰/۹۸ گویای این مطلب است که ۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل الگو ، توضیح داده شده است.

چنانچه از ضرایب برآورد شده‌ی کوتاه‌مدت ملاحظه می‌شود ، میزان این ضرایب پایین بوده و حاکی از اثر ناچیز نهاده‌های تولید و از جمله فرآورده‌های نفتی و برق بر میزان تولید در کوتاه‌مدت می‌باشد.میزان پایین ضریب جمله‌ی تصحیح خطا نیز بیانگر سرعت پایین تعدیل در بخش کشاورزی بوده به‌گونه‌ای که در هر دوره ، تنها ۷ درصد از خطای عدم تعادل دوره‌ی پیش تعدیل می‌شود ، بنابراین اتکای صرف به سیاست‌های کوتاه‌مدت ، سودمند نخواهد بود.

در ادامه به‌منظور مقایسه‌ی اهمیت نسبی ضرایب برآورد شده ، به محاسبه‌ی ضرایب استاندارد شده مبادرت شد . مقادیر ضرایب استاندارد شده در الگوی مورد بحث، در جدول ۴ ارائه شده است.

بر اساس نتایج این جدول ، ضریب استاندارد شده‌ی نهاده‌ی برق مصرفی در بخش کشاورزی به مقدار قابل ملاحظه‌ای از ضرایب استاندار شده‌ی سایر نهاده‌ها بزرگ‌تر بوده که این امر حاکی از اهمیت نسبی بالای این نهاده نسبت به سایر نهاده‌های تولید می‌باشد . همچنین با توجه به ضرایب

استاندارد برآورد شده ، نهاده‌های سرمایه ، فرآورده‌های نفتی و نیروی کار ، به‌ترتیب در رتبه‌های بعدی اهمیت قرار گرفته‌اند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بر اساس نتایج به‌دست آمده از الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت ، می‌توان اذعان داشت که اثرگذاری نهاده‌های تولید و از جمله فرآورده‌های نفتی و برق و نیز سرعت تعدیل در بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت ، اندک و با تردید همراه بوده و اتکای صرف به سیاست‌های کوتاه‌مدت، سودمند نخواهد بود ، بنابراین پیشنهاد می‌گردد سیاست‌های مورد نظر در بخش کشاورزی در چارچوب سیاست‌های بلندمدت طرح‌ریزی شوند.

افزون بر این ، چنانچه از تحلیل ارائه شده مشخص گردید ، مقدار ضریب برآورد شده در چارچوب تابع تولید و نیز ضرایب استاندارد شده حاکی از تأثیر و اهمیت شایان توجه نهاده‌ی برق نسبت به فرآورده‌های نفتی- و نیز سایر نهاده‌های تولید- بوده است . بر این اساس پیشنهاد می‌گردد استفاده از این نهاده در بخش کشاورزی جایگزین فرآورده‌های نفتی گردد . نظر به این‌که درصد بالایی از انرژی مصرفی بخش کشاورزی صرف استخراج آب از زمین می‌شود (وزارت نیرو، ۱۳۸۵) ، لذا پیشنهاد می‌شود به‌منظور رسیدن به هدف یاد شده ، زمینه‌ی برق دار نمودن چاههای آب تا حد ممکن فراهم گردد . این امر به نوبه‌ی خود گامی مهم در صرفه‌جویی در مصرف فرآورده‌های نفتی به شمار آمده و از سوی دیگر آلودگی‌های زیست- محیطی را – که از موانع توسعه‌ی پایدار به شمار می آید - کاهش می‌دهد.

همچنین بر اساس نتایج به‌دست آمده از پژوهش ، کشش تولید محاسبه شده برای فرآورده‌های نفتی ، نزدیک به صفر بوده که این امر حاکی از افزایش ناچیز تولید بخش کشاورزی در صورت مصرف بیش‌تر این نهاده بوده است . از نقطه‌نظر سیاستی می‌توان ابزارهای زیر را به‌منظور صرفه‌جویی و بهینه نمودن مصرف فرآورده‌های نفتی پیشنهاد نمود:

الف: سیاست افزایش قیمت انرژی

تأثیر تغییرات قیمت فرآورده‌های نفتی بر مصرف آن را می‌توان با در نظرگرفتن کشش قیمتی مورد بررسی قرار داد . در اجرای این سیاست ، توجه به این نکته ضروری است که با توجه به در اختیار بودن مالکیت قسمت عمده‌ی بخش کشاورزی توسط بخش خصوصی ، افزایش لجام گسیخته و بی‌ملاحظه‌ی قیمت فرآورده‌های نفتی می‌تواند سبب زیان کشاورزان و در نهایت پیدایش مشکل جدی‌تر شود . افزون بر این ، افزایش سطح عمومی قیمت ها می‌تواند نتیجه‌ی

مستقیم چنین سیاستی باشد . راه حل پیشنهادی در این زمینه ، توجه به تدریجی بودن افزایش قیمت و با این حال ترجیحی بودن آن می‌باشد .

ب: تغییر در ساختار تولید و تدوین استراتژی توسعه‌ی اقتصادی در بخش کشاورزی

مصرف فرآورده‌های نفتی در بخش کشاورزی مانند سایر بخش‌های اقتصادی کشور اساساً بستگی نزدیکی به ساختار تولید در بخش دارد . طی سالیان متمادی به‌دلیل عامل های متعدد از قبیل ارزان بودن نسبی قیمت فرآورده‌های نفتی ، استهلاک شدید ماشین‌آلات سرمایه‌ای که از فرآورده‌های نفتی استفاده می‌کنند ، نبود الگوی استاندارد مصرف این نهاده در کشور و مسائل مربوط به کمبود فناوری و نبود سرمایه‌گذاری اساسی در این زمینه ، ساختار تولیدی در کشور را به‌سمت استفاده‌ی بی‌رویه از این نهاده سوق داده است ، لذا تغییر ساختار تولید در بخش کشاورزی ، نقشی مهم در صرفه‌جویی مصرف فرآورده‌های نفتی ایفا خواهد کرد .

منابع

۱- امینی، ع.ر. و ح.م. نشاط (۱۳۸۵)، برآورد آمارهای سری زمانی موجودی سرمایه‌ی ثابت به‌تفکیک بخش‌های اقتصادی در دوره‌ی زمانی (۸۳-۱۳۳۸)، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، معاونت امور اقتصادی و هماهنگی، دفتر اقتصاد کلان، گروه بازار کار - ویرایش دوم.

۲- امینی، ع.ر.، ح.م. نشاط و م.ر. اصلاحچی (۱۳۸۶)، بازنگری برآورد سری زمانی جمعیت شاغل به‌تفکیک بخش‌های اقتصادی ایران (۱۳۳۵-۱۳۸۵)، معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی ریاست جمهوری، معاونت امور اقتصادی و هماهنگی برنامه و بودجه، دفتر برنامه‌ریزی و مدیریت اقتصاد کلان، گروه بازار کار و جمعیت.

۳- تشکینی، ا. (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، چاپ اول، تهران: مؤسسه‌ی فرهنگی هنری دیباگران تهران.

۴- زیبایی، م. و م.ح. طرازکار (۱۳۸۳)، بررسی روابط کوتاه‌مدت و درازمدت ارزش افزوده و مصرف انرژی در بخش کشاورزی، *فصلنامه‌ی بانک و کشاورزی*، ۶: ۱۷۱-۱۵۷.

۵- مایس، د. (۱۳۷۰)، اقتصادسنجی کاربردی، ترجمه‌ی عباس عرب‌مازار، چاپ اول، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی.

۶- مولوی‌پور، م. (۱۳۷۹)، بررسی و مقایسه‌ی ضریب اهمیت انرژی (به تفکیک برق و فرآورده‌های نفتی) با عامل های دیگر تولید (کار و سرمایه) در بخش کشاورزی ایران، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، رشته‌ی اقتصاد انرژی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، مرکز تحصیلات تکمیلی (میرداماد).

۷- وزارت نیرو (۱۳۸۵)، *ترازنامه‌ی انرژی سال ۱۳۸۴*، وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

۸- هژبرکیانی، ک. و ب. رنجبری (۱۳۸۰)، بررسی رابطه‌ی دراز مدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی، *فصلنامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۳۵: ۶۴-۳۹.

9-Aqeel, A. and M. S. Butt (2001), The relationship between energy consumption and economic growth in Pakistan, *Asia Pacific Development Journal*, Vol. 8, No. 2, December, pp. 101-110.

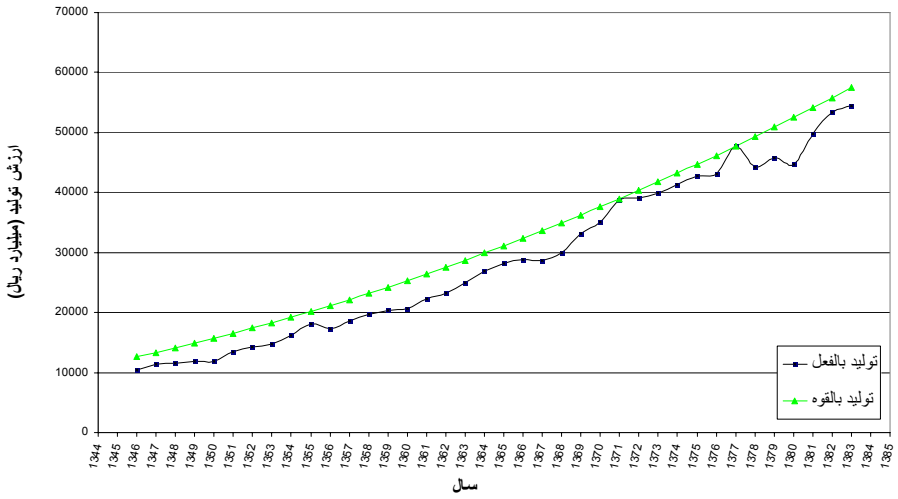
10-Banerjee, A., J. J. Dolado, and R. Mestre (1992), On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity, Bank of Spain Working Paper, No. 9302.

11- Barelli, P. and S. D. A. Pessoa (2003), Inada conditions imply that production function must be asymptotically Cobb–Douglas, *Economics Letters*, 81: 361-363.

12- Baumol, W. J. (1982), Economic theory and operations analysis, fourth edition, Prentice-hall of India Private Limited, pp. 267-296.
13- Berndt, E. R. and D. O. Wood (1975), Technology price and the derived demand for energy, *the review of economics and statistic*, 57: 259-68.
14- Cobb, C. W. and P. H. Douglas (1928), A theory of production, *American Economic Review*, 1: 139-165.
15- Douglas, P. H. (1948), Are there laws of production?, *American Economic Review*, 38: 1-41.
16- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55: 251-276.
17- Fan, S. (2000), Research Investment and the Economic Returns To Chinese Agricultural Research, *Journal of Productivity Analysis*, 14: 163–182.
18- Fritz, M. (1984), Energy and development in the third world-energy conservation measures, Pub. Parker, J. D., Oklohama State university, Print. Wheaton and Co. LTD., Great Britain, pp. 50-62.
19- Glasure, Y. U. (2002), Energy and national income in Korea: Further evidence on the role of omitted variables, *Energy Economics*, 24: 355-365.
20- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974). Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
21- Heady, E. O. and J. L. Dillon (1961), Agricultural production functions, Kalyani publishers, Ludhiana, India.
http://www.cbi.ir
22- Intriligator, M. D., R. G. Bodkin, and C. Hsiao (1996), Econometric models, techniques, and applications, second edition. Upper Saddle River: Prentice Hall, USA.
23- Kaneda, H. (1982), Specification of production functions for analyzing technical change and factor inputs in agricultural development, *Journal of Development Economics*, 11: 97-108.
24- Masih, A. M. and R. Masih (1998), A multivariate cointegrated modeling approach in testing temporal causality between energy consumption, real income and prices with an application to two Asian LDCS, *Applied Economics*, 30.

25- Nerlove, M. (1965), Estimation and identification of Cobb-Douglas production functions, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
26- Philips, P. and M. Loretan (1991), Estimating long-run economic equilibria, *Review of Economics Studies*, 5: 407-436.
27- Pindyck, R. S. and D. L. Rubinfeld (1998), Econometric models and economic forecasts, Irwin, McGraw-Hill. pp. 98-99.
28- Ruggeri, G. C. (1983), Notes and comments, a note on the energy-GNP relationship in Canada, 1961-1980, *the Journal of Energy and Development*, 8 (2): 341-346.
29- Samuelson, P. A. (1979), Paul Douglas measurement of production functions and marginal productivities, *Journal of Political Economy*, 87: 923-939.
30- Sargan, J. D. (1984), Wages and price in the United Kingdom, a study in econometric methodology, originally published in 1964 and reproduced in K. F. Wallis and D.
31- Stock, J. H. and M. Watson (1988), Testing for common trends, *Journal of the American Statistical Association*, 83: 1097-1107.
32- Walters, A. A. (1963), Production and cost functions: An econometric survey, *Econometrica*, 31: 1-66.
33- World Bank (1991), Iran economy in transition, World Bank, pp. 119-121.

پیوست ها



نمودار ۱- تولید بالفعل و تولید بالقوه‌ی بخش کشاورزی ایران به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ طی دوره‌ی ۱۳۸۳-۱۳۴۶ (میلیارد ریال)

جدول ۱- نتایج بدست آمده از برآورد الگوی پویای ARDL (1,0,1,0,0)

شرح / متغیر	ضریب	آماره‌ی t	سطح معنی‌داری
LnPVA(-۱)	۰/۹۷	۹۴/۹	۹۹ درصد
LnL	۰/۰۸۵	۳/۲۴	۹۹ درصد
LnK	۰/۰۷۹	۲/۳۱	۹۵ درصد
LnK(-۱)	۰/۰۶۶	۲/۲۶	۹۵ درصد
LnOil	۰/۰۰۴	۳/۷۸	۹۹ درصد
LnElc	۰/۰۲۱	۱/۷۵	۹۰ درصد
عرض از مبدأ	۰/۱۴	۲/۲۵	۸۶ درصد
آماره‌ی F	۵۳۶۱۲/۸		۹۹ درصد
R^2	۰/۹۸		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج بدست آمده از برآورد رابطه‌ی بلندمدت الگوی ARDL (1,0,1,0,0)

شرح / متغیر	ضریب	آماره‌ی t	سطح معنی‌داری
LnL	۰/۲۹	۴/۰۹	۹۹ درصد
LnK	۰/۱۱	۱/۷۸	۹۰ درصد
LnOil	۰/۰۶	۳/۲۹	۹۹ درصد
LnElc	۰/۴۵	۱/۷۵	۹۰ درصد
عرض از مبدأ	۸/۴۳	۷/۱۹	۹۹ درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- نتایج بدست آمده از برآورد الگوی تصحیح خطا با مدل ARDL (1,0,1,0,0)

شرح / متغیر	ضریب	آماره‌ی t	سطح معنی‌داری
dLnL	۰/۰۸۵	۳/۲۴	۹۹ درصد
dLnK	۰/۰۷۹	۲/۳۱	۹۵ درصد
dLnOil	۰/۰۰۴	۳/۷۸	۹۹ درصد
dLnElc	۰/۰۲۱	۱/۷۵	۹۰ درصد
d(عرض از مبدأ)	۰/۱۴	۲/۲۵	۹۵ درصد
ecm(-۱)	-۰/۰۷	-۷/۷۴	۹۹ درصد
آماره‌ی F	۲۱/۱		۹۹ درصد
R^2	۰/۹۸		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- مقادیر ضرایب استاندار شده‌ی نهاده‌های تولید

متغیر	LnL	LnK	LnOil	LnElc
$(\frac{\delta_{X_i}}{\delta_Y})$	۰/۱	۱/۱۲	۱/۶۳	۳/۶۳
ضریب استاندارد شده	۰/۰۲۹	۰/۱۲	۰/۰۹۸	۱/۶۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش