بررسی عوامل تأثیرگذار بر تقاضای انرژی در بخش کشاورزی ایران

سمیه امیرتیموری*[1] و آرزو باقرزاده[2]
۱- دکتری اقتصاد کشاورزی، هیأت علمی دانشگاه تحصیلات تکمیلی صنعتی و فناوری پیشرفته کرمان
۲- پژوهشگر مؤسسه پژوهشهای برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی
Email:amirtaimoori@yahoo.com

چکیده

با توجه به گسترش نقش مؤثر انرژی در رشد و توسعه هرچه بیشتر بخش کشاورزی؛ شناخت تقاضای انرژی و عوامل مؤثر بر آن، در کنار دیگر سیاست‌های حاکم بر تقاضای انرژی می‌تواند کمک بسزایی در فرایند تصمیم‌گیری‌های اقتصادی این بخش داشته باشد. در این مقاله با بهره‌گیری از روش خود رگرسیون برداری (VAR) به برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش کشاورزی ایران طی دوره زمانی ۸۹-۱۳۴۶پرداخته شده است. نتایج اخذ شده بیانگر آن است که به‌دلیل اندک بودن قیمت برق و نفت‌گاز در این بخش، این دو حامل انرژی، نهاده‌هایی تقریباً بی‌کشش هستند. لذا قیمت‌گذاری مناسب حامل‌های انرژی و امکان جانشینی انرژی‌هایی با هزینه فرصت پایین‌تر از طریق توسعه فناوری‌های به‌روز در زمینه بهینه‌سازی مصرف انرژی به‌منظور افزایش بهره‌وری انرژی در این بخش توصیه می‌شود.

کلیدواژه‌ها: بخش کشاورزی، تقاضای انرژی، خود رگرسیون برداری، برق، نفت گاز

مقدمه

امروزه برای دستیابی به اهداف توسعه از راه بهبود کمی و کیفی تولید، شناسایی درست و تخصیص بهینه و به‌کارگیری مطلوب عوامل تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی، به‌ویژه در بخش کشاورزی ضرورت دارد. درچارچوب شناسایی عوامل تولید در نظریه سنتی اقتصاد، به‌طور معمول دو نهاده کار و سرمایه مطرح‌اند و در برخی کشورها همانند ایران، نهاده‌هایی همچون انرژی به دلیل فراوانی، ارزانی و عدم محدودیت به‌دست فراموشی سپرده شده‌اند و توجهی در تخصیص بهینه آن نمی‌شود.

پس از انقلاب صنعتی، انرژی به گونه‌های مختلفی در روند توسعه و پیشرفت بخش کشاورزی به‌کار گرفته شده است. به‌نحوی‌که از انرژی به‌عنوان یکی از نهاده‌های ثانویه در کنار دیگر عوامل اولیه (کار، سرمایه) در فرآیند تولیدات این بخش نام برده می‌شود. در این بین حامل‌های انرژی مورد استفاده در بخش کشاورزی، به‌طور عمده برق و گازوئیل هستند. لازم به ذکر است که انرژی به دو صورت مستقیم و غیرمستقیم در بخش کشاورزی مورد استفاده قرار می‌گیرد. حامل‌های انرژی مورد مصرف به‌صورت مستقیم عمدتاً جهت تأمین سوخت تلمبه‌های آبیاری و نیز به‌عنوان نیرو محرکه لازم ماشین‌آلات در بخش کشاورزی به‌کار گرفته می‌شوند، همچنین روند مصرف غیرمستقیم حامل‌های انرژی در فرآیند تولید نهاده‌های مصرفی و واسطه‌ای مورد نیاز بخش کشاورزی همچون تهیه کودهای شیمیایی، سموم، عمل‌آوری بذور اصلاح شده و ... می‌باشد.

بررسی روند مصرف نهایی انرژی بخش کشاورزی طی سالهای ۸۹-۱۳۴۶ بیانگر آنست که، مصرف حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی از ۲/۸ به ۴۵ میلیون بشکه معادل نفت خام افزایش یافته است که این روند عمدتاً با تغییرات ناچیز در مصرف فرآورده‌های نفتی و افزایش عمده مصرف برق همراه بوده است. علت اصلی آن را می‌توان در برقی کردن تجهیزات مربوط به فرآیند تولید و عمل‌آوری محصولات جانبی بخش کشاورزی و مهمتر از آن، جایگزینی برق به جای گازوئیل به عنوان نیروی محرکه در موتور پمپ‌های آب در سطح بخش کشاورزی کشور دانست. اما با این حال، مطابق ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۹، هنوز سهم قابل توجهی از انرژی مصرفی در این بخش از طریق فرآورده‌های نفتی با محوریت نفت‌گاز (سهم ۶۲ درصدی فرآورده‌های نفتی از مصرف نهایی انرژی بخش کشاورزی) تأمین می‌شود.

در حال حاضر حساسیت‌های قیمتی و درآمدی حامل‌های انرژی، همانند دیگر نهاده‌های تولید، با توجه به سهم هزینه‌های آن‌ها در فرآیند تولیدات بخش کشاورزی، مستقیماً تقاضای مصرفی آن‌ها را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. لذا شناسایی عوامل یا متغیرهای عمده تأثیرگذار بر مصرف هر یک از حامل‌های انرژی جهت برنامه‌ریزی و معرفی یک مدل کلی برای برآورد تقاضای انرژی در این بخش ضروری به‌نظر می‌رسد تا راهنمایی جهت واکنش مناسب برنامه‌ریزان برای هر یک از سیاستهای قیمتی و غیرقیمتی انرژی در برنامه‌ریزی سیاست‌های کلی و کلان بخش کشاورزی باشد.

پیشینه تحقیق

مطالعات مختلفی در زمینه تقاضای مصرف انرژی در بخشهای مختلف اقتصاد انجام شده است که تعدادی از آن‌ها در قسمت ذیل آورده شده است:

خاکساری و اردبیلی (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به منظور برآورد تابع تقاضای سوخت در بخش حمل و نقل زمینی کشور با استفاده از روش سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال بدین نتیجه رسیده‌اند که تقاضای بنزین و گازوئیل در بخش حمل و نقل جاده‌ای و ریلی نسبت به تغییرات درآمدی و قیمت سوخت کم‌کشش می‌باشد.

بهبودی و همکاران(۱۳۸۵) رابطه تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران را در طی سالهای ۱۳۴۶-۱۳۸۳، با استفاده از روش‌های آزمون علیت گرنجر استاندارد و تصحیح خطا بررسی کردند. نتایج حاصل از علیت گرنجر استاندارد نشان دهنده این است که یک رابطه علیت گرنجری یک‌طرفه از تقاضای نهایی انرژی به رشد اقتصادی و یک رابطه علی دوطرفه بین رشد اقتصادی و تقاضای واسطه‌ای انرژی وجود دارد.

دادرس مقدم و اسماعیلی در سال ۱۳۸۸ به بررسی رابطه مصرف انرژی با ارزش افزوده بخش کشاورزی در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت VAR و توابع واکنش ضربه‌ای پرداختند. نتایج این مطالعه نشان دادکه میزان مصرف نفت با یک وقفه اثر منفی و معنی داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی داشته است. همچنین متغیرهای دیگر (مصرف گاز و زغال سنگ) بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران معنی‌دار نیستند. اعمال تکانه‌های وارده از طرف ارزش افزوده بخش کشاورزی اثر معنی‌داری بر میزان مصرف نفت، گاز و زغال سنگ دارد و شوک‌های وارده از سوی میزان مصرف انرژی (نفت، گاز) بر ارزش افزوده بخش کشاورزی مؤثر می‌باشد.

زارع مهرجردی و ضیاء آبادی در سال ۱۳۸۸ براساس مطالعه‌ای بر روی رابطه بین تغییر درسطح اشتغال با تغییر در قیمت انرژی در بخش کشاورزی در چارچوب مدل تصحیح خطای برداری برای دوره زمانی ۸۵-۵۷

بدین نتیجه رسیده‌اند که، تغییر قیمت انرژی در بخش کشاورزی تأثیر معنی‌داری بر اشتغال این بخش در دوره مورد بررسی نداشته است.

ابونوری و همدانی در سال ۱۳۸۹ به بررسی رابطه بین تقاضای بنزین و گازوییل و رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۳ با استفاده از روش‌های تخمین الگوی VAR و آزمون علیت گرنجر و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون و مدل تصحیح خطا پرداختند. نتایج حاصل حاکی از یک رابطه بلندمدت و منفی از مصرف سالیانه بنزین به تولید ناخالص داخلی(GDP) است. در حالیکه با حضور متغیر گازوییل، بیشترین تأثیر بر روی تغییرات تولید ناخالص داخلی ناشی از خود آن است و بیشترین تغییرات مصرف گازوییل توسط خود این متغیر توضیح داده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر در کوتاه‌مدت نشان‌دهنده یک رابطه علی یک طرفه از سوی تولید ناخالص داخلی به سمت مصرف بنزین می‌باشد اما هیچ گونه رابطه علی دو طرفه‌ای بین مصرف سالیانه گازوییل و تولید ناخالص داخلی وجود ندارد. همچنین، بین تولید ناخالص داخلی و مصرف سالیانه بنزین و مصرف سالیانه گازوییل براساس آزمون یوهانسن در بلندمدت رابطه وجود دارد.

راماناتا[1] در مطالعه خود رابطه میان تقاضای بنزین، درآمد ملی و قیمت بنزین را با استفاده از روش هم انباشتگی و مدل تصحیح خطا در کشور هند و دوره زمانی ۱۹۷۲ تا ۱۹۹۴ مورد آزمون قرار داده است. بر اساس نتایج این مطالعه کشش درآمدی تقاضای بنزین در هند در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب برابر با ۱/۱۷۸ و ۲/۶۸۲ می‌باشد. از طرف دیگر تقاضای بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت کم‌کشش می‌باشد. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا نشانگر تعدیل آرام تقاضای بنزین(۲۸٪) نسبت به تعادل بلندمدت در سال اول می‌باشد. همچنین سیاست افزایش قیمت بنزین نمی‌تواند اثرات تورمی بر روی تقاضای بنزین داشته باشد.

هوپ و سینگ[2] مطالعه‌ای درخصوص تجربه شش کشور مالزی، غنا، اندونزی، زیمباوه، کلمبیا و ترکیه‌که در دهه ۱۹۸۰ قیمت فرآورده‌های نفتی و برق را افزایش دادند، انجام داده است. آنها در این مطالعه،

---

[1] - Ramanathan, R (1999)
[2] . Einar Hope And Balbir Singh

افـزایش قیمـت حامـل‌هـای انـرژی را در بخش‌های صنعت و خانوارها بررسی کردند و در نهایت آثار آن را بر بخش کلان اقتصاد سنجیدند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که بیشتر کشورها الگوی مصرف انرژی‌شان به سمت جانشینی سوخت ارزانتر تغییر کرده است.

الموتایری و التونی[1] کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی در کویت را در سالهای ۱۹۸۹-۱۹۶۵ برآورد نموده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کشش قیمتی تقاضای فرآورده‌های نفتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌کشش است و کشش درآمدی در بلندمدت و کوتاه‌مدت باکشش می‌باشد.

جانسون و توتو[2] تقاضای حاملهای انرژی در پنج کشور اکوادور، عربستان، اندونزی، ایران و ونزوئلا را در سالهای ۱۹۹۰-۱۹۸۵ پیش‌بینی کرده‌اند. نتایج این تحقیق بیان از بی‌معنی بودن ضریب کشش قیمتی تقاضای بنزین و کشش درآمدی در این کشورها دارد. عمده علت این موضوع نیز کنترل قیمت‌های بنزین در سطح پایین و محدودیتهای زیر ساخت‌ها و جایگزین‌ها در این کشورها تلقی شده است.

فرضیه‌ها

۱- ارزش افزوده بخش کشاورزی، قیمت واقعی برق و قیمت واقعی حامل انرژی جانشین آن (نفت‌گاز) بر تقاضای برق تأثیرگذار است.

۲- ارزش افزوده بخش کشاورزی، قیمت واقعی نفت گاز و قیمت واقعی حامل انرژی جانشین آن (برق) بر تقاضای نفت گاز تأثیرگذار است.

روش‌شناسی

متدولوژی خود رگرسیون برداری (VAR)[3] تا اندازه زیادی به معادلات همزمان شباهت دارد، جز این که در معادلات همزمان برخی متغیرها درونزا و برخی برونزا یا از پیش تعیین شده هستند ولی در مدل VAR این طور

---

[1] . Al-Mutari, N.h. & Eltony, M. N.
[2] . Johanson, T.& Totto,L
[3] .Vector Auto Regressive

نیست. مدل معادلات همزمان مورد انتقاد شدید کریستوفر سیمز قرار گرفت. به عقیده وی اگر بین مجموعه‌ای از متغیرها همزمانی وجود دارد این همزمانی در تمام متغیرها یکسان است. مدل VAR به وسیله سیمز در سال ۱۹۸۰ پیشنهاد شد که در آن تمامی متغیرها را می‌توان به صورت درونزا در نظر گرفت. اگر فرض کنیم دو سری زمانی داریم برای آن مدل VAR را می‌توان به‌صورت زیر ارائه نمود:

$$Y_t = \beta + \sum_{j=1}^{n} \lambda_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \sigma_i Y_{t-i} + u_{2t} \qquad (۱)$$

$$X_t = \alpha + \sum_{j=1}^{n} B_J X_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i Y_{t-i} + u_{1t} \qquad (۲)$$

یکی از خصوصیات مدل‌های خودرگرسیونی پایه غیر تئوریک آن‌ها است که به این دلیل برای ساخت مدل با این روش نیازی به مبانی نظری نیست. اولین مرحله در برآورد این مدل، بررسی پایایی[1] متغیرهای سری زمانی است. اگر متغیرها پایا بودند، مسأله ای وجود ندارد ولی اگر پایا نبودند، باید مشخص شود همبسته از چه درجه‌ای هستند که این مورد به وسیله آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) صورت می‌گیرد. اگر آماره دیکی فولر کمتر از مقدار محاسبه شده باشد متغیر پایا یا همبسته از درجه صفر I(0) می‌باشد. اگر متغیر با یک بار تفاضل‌گیری پایا شود، همبسته از درجه یک I(1) می‌باشد. اگر همه متغیرهای مدل پایا بودند و یا همبسته از درجه یک بودند مرحله بعدی تست خودهمبستگی است. فرض می‌کنیم مدل VAR به صورت زیر داریم :

$$X_T = \mu + \pi_1 X_{t-1} + \ldots + \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

t=1, 2, 3,…, T

که در آن ε_t جمله اخلال گوسی دارای توزیع مشخص و مستقل است با میانگین صفر و ماتریس واریانس A و X_t بردار متغیرهای I(1) و μ بردار عرض از مبدأ است. چون X_t پایا نیست، می‌توان معادله بالا را به‌صورت زیر نوشت:

---

[1] - Stationary

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \ldots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

که در آن

$$\Gamma_1 = -(I - \Pi_1 - \ldots - \Pi_i), i = 1, \ldots . k-1 \quad (۵)$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \ldots - \Pi_k) \quad (۶)$$

مشاهده می شود معادله ۴ مانند تفاضل مرتبه اول مدل VAR است، به جز جمله Πx_{t-k}. ماتریس ضرایب Π اطلاعاتی در مورد ارتباط بلند مدت بین متغیرها دارند. سه نتیجه گیری می توان اتخاذ نمود:

۱. اگر رتبه Π برابر با P باشد، ماتریس Π رتبه کامل دارد و بردار ضرایب X_t پایا هستند.

۲. اگر رتبه Π برابر با صفر باشد، ماتریس Π ماتریس صفر است و معادله بالا مانند مدل‌های سری زمانی تفاضل گرفته است.

۳. اگر $0 < r < p$ آن گاه r بردار خودهمبستگی وجود دارد که $\Pi = \alpha\beta'$ که در آن α و β ماتریس های $p \times r$ هستند.

بردارهای خودهمبستگی β این مزیت را دارند که حتی اگر X_t پایا نباشد $\beta' X_t$ پایا است. در این صورت معادله شماره ۲ می‌تواند به‌صورت یک مدل تصحیح خطا باشد.

یوهانسون (۱۹۸۸) و یوهانسون و یوسلیوس (۱۹۹۰) تست نسبت likelihood را برای بردارهای خودهمبستگی به‌دست آوردند. رتبه خودهمبستگی (r) را با دو آماره تریس[1] و حداکثر Eigenvalue می‌توان به دست آورد.

تست نسبت likelihood با فرض صفر حداکثر r بردار خودهمبستگی و فرض یک بیش از r بردار خودهمبستگی تست تریس است و با معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^{p} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (۷)$$

---

[1] - Trace

که در آن:

$\hat{\lambda}_{r+1},\ldots,\hat{\lambda}_p$ برابر با p-r کمترین مقدار Eigenvalue. این مدل، مدل ساده ای نیست به همین علت یوهانسون تستی را ایجاد کرد که در آن هم رتبه و هم مقادیر معین (روند و ضریب ثابت) در آن تشخیص داده می‌شوند. بدین وسیله همه مدل‌ها تخمین زده می‌شوند و نتایج از بیشترین محدودیت به کمترین محدودیت نوشته می‌شوند. تست از اولین مدل شروع می‌شود و در هر مرحله مقدار آماره تریس با مقدار محاسبه شده مقایسه می‌شود و در جایی که فرض صفر رد نمی‌شود همان رتبه و نوع رابطه بلندمدت و کوتاه مدت است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

به‌دلیل سری زمانی بودن متغیرها لازم است به‌منظور ارائه استنباطات صحیح، ابتدا از ایستایی این متغیرها در طول زمان اطمینان حاصل کرد. لذا آزمون نه مرحله‌ای ایستایی و آزمون فیلیپس–پرون به‌منظور بررسی شکست ساختاری انجام گرفت که نتایج آن در جدول ۱ خلاصه شده است. همانطور که نتایج نشان می‌دهد متغیرهای Ln CElec، Ln CGoil، Ln PElec، Ln NElec و lnVA ایستا می‌باشند و متغیر Ln PGoil با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شود.

جدول شماره ۱: نتایج آزمون پایایی متغیرها

	نام متغیر	درجه پایایی
Ln Celec	لگاریتم مقدار برق مصرفی بخش کشاورزی	I(0)
Ln Cgoil	لگاریتم مقدار نفت‌گاز مصرفی بخش کشاورزی	I(0)
Ln Pelec	لگاریتم قیمت واقعی برق مصرفی بخش کشاورزی	I(0)
Ln Pgoil	لگاریتم قیمت واقعی نفت‌گاز مصرفی بخش کشاورزی	I(1)
Ln VA	لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	I(0)
Ln Nelec	لگاریتم تعداد مشترکین برق بخش کشاورزی	I(0)

در راستای بررسی و تعیین بردارهای همگرایی و سپس تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوها در تقاضا برای برق از روش یوهانسون استفاده شد. نتایج در جداول شماره ۲ و ۳ آورده شده است.

جدول۲- تعیین درجه همبستگی و انتخاب مدل بر اساس آزمون تریس

R	آماره آزمون تریس	۵٪ مقدار بحرانی
۰	۵۱/۶۳	۴۷/۸۶
۱	۳۲/۵۴	۲۹/۸۰

جدول۳– تعیین درجه همبستگی و انتخاب مدل بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه

R	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	۵٪ مقدار بحرانی
۰	۵۲/۰۲	۳۳/۸۷
۱	۳۰/۵۹	۲۷/۵۸

نتایج آزمون همجمعی نشان می‌دهد که رابطه بلندمدتی بین متغیرهای مدل وجود دارد. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) در قسمت ذیل آورده شده است.

جدول ٤– نتایج تخمین بلندمدت مدل برای تقاضای برق در بخش کشاورزی

	نام متغیر	ضریب	آماره t
Ln Pelec	لگاریتم قیمت واقعی برق مصرفی بخش کشاورزی	–۰/۱۷	–۲/۱۶
Ln VA	لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	۰/۲۴	۳/۰۱
Ln Pgoil	لگاریتم قیمت واقعی نفت‌گاز مصرفی بخش کشاورزی	۰/۳۹	۱/۳
C	عرض از مبدأ	–۱۲/۸۸	

جدول ٥– نتایج تخمین کوتاه مدت مدل برای تقاضای برق در بخش کشاورزی

نام متغیر	ضریب	آماره t
D(Ln Pelec(-1))	–۰/۳	–۳/۰۲
D(Ln VA(-1))	۰/۱۶	۲/۰۸
D(Ln Pgoil(-1))	۰/۰۶	۵/۰۵
ECM(-1)	–۰/۳۱	–۴/۰۳
C	۰/۱۴	۱/۴۳

همچنین در راستای بررسی و تعیین بردارهای همگرایی و سپس تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوها در تقاضا برای نفت گاز از روش یوهانسون استفاده شد. نتایج در جداول شماره ۶ و ۷ آورده شده است.

جدول٦- تعیین درجه همبستگی و انتخاب مدل بر اساس آزمون تریس

R	آماره آزمون تریس	۵٪ مقدار بحرانی
۰	۵۴/۶۲	۴۷/۸۶
۱	۳۲/۸۸	۲۹/۸۰

جدول۷- تعیین درجه همبستگی و انتخاب مدل بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه

R	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	۵٪ مقدار بحرانی
۰	۴۳/۷۳	۳۳/۸۷
۱	۳۱/۷۵	۲۷/۵۸

نتایج آزمون همجمعی نشان می‌دهد که رابطه بلندمدتی بین متغیرهای مدل وجود دارد. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) در قسمت ذیل آورده شده است.

جدول ۸- نتایج تخمین بلندمدت مدل برای تقاضای نفت گاز در بخش کشاورزی

	نام متغیر	ضریب	آماره t
Ln Pelec	لگاریتم قیمت واقعی برق مصرفی بخش کشاورزی	۰/۱۰	۳/۱۲
Ln VA	لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	۰/۱۵	۲/۲۱
Ln Pgoil	لگاریتم قیمت واقعی نفت‌گاز مصرفی بخش کشاورزی	-۰/۴۶	-۴/۱۷
C	عرض از مبدأ	-۱۲/۸۸	

جدول ۹- نتایج تخمین کوتاه مدت مدل برای تقاضای نفت گاز در بخش کشاورزی

نام متغیر	ضریب	آماره t
D(Ln Pelec(-1))	۰/۰۹	۲/۱۲
D(Ln VA(-1))	۰/۲۶	۴/۱۵
D(Ln Pgoil(-1))	-۰/۱۲	-۳/۲۲
ECM(-1)	-۰/۲۸	-۲/۹۱
C	۰/۰۰۶	۰/۱۳

بحث و نتیجه‌گیری

باتوجه به این‌که تابع تقاضای استفاده شده به‌صورت لگاریتمی می‌باشد، لذا ضرایب برآوردی همان کشش‌ها هستند. نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای بدست آمده برای برق بخش کشاورزی بیانگر کم‌کشش بودن تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت برق نسبت به تغییرات قیمتی، متقاطع و درآمدی است. همچنین نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای برق درکوتاه‌مدت نشان دهنده آنست که تقاضای برق در بخش کشاورزی در وحله اول تحت تأثیر ارزش افزوده بخش و در وحله بعدی به‌ترتیب تحت تأثیر قیمت واقعی برق و قیمت واقعی حامل انرژی جانشین آن(نفت‌گاز) است. البته در بلندمدت تقاضای برق تنها تحت تأثیر ارزش افزوده و قیمت واقعی برق بوده و از قیمت نفت‌گاز تأثیرپذیر نمی‌باشد. به‌عبارتی در کوتاه مدت، تقاضای برق با افزایش درآمد افزایش، با افزایش قیمت واقعی برق کاهش و با افزایش قیمت واقعی نفت‌گاز افزایش می‌یابد ولی در بلندمدت، تقاضای برق تنها تحت تأثیر ارزش افزوده و قیمت واقعی برق است.

ضریب جمله تصحیح خطا ((ECT(-۱) معنی‌دار و علامت آن مورد انتظار (منفی) است. مقدار این ضریب برابر با ۰/۳۱- و بدین معنی است که در حدود ۳۱ درصد از انحرافات مقدار برق مصرفی بخش کشاورزی از مقدار تعادلی درازمدت، پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود. لذا می‌توان گفت که سرعت تعدیل در مدل تقریباً پایین است و نمی‌توان به اثرگذاری سیاستها در کوتاه‌مدت امیدوار بود. به‌عبارت دیگر برای تعدیل کامل نتایج حاصل از یک سیاست ۳/۲ سال زمان لازم خواهد بود.

همچنین نتایج به‌دست آمده از برآورد تابع تقاضای نفت‌گاز درکوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که ضمن کم‌کشش بودن تابع تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت نفت‌گاز نسبت به تغییرات قیمتی، متقاطع و درآمدی، کشش درآمدی تقاضا بزرگتر از کشش قیمتی خودی و متقاطع تقاضاست. لذا در این خصوص نیز همانند برق، مهمترین عامل تأثیرگذار بر تقاضای نفت‌گاز در این بخش در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب درآمد، قیمت نفت‌گاز و قیمت کالای جانشین آن (برق) می‌باشد.

ضریب جمله تصحیح خطا ((ECT(-۱) معنی‌دار و علامت آن مورد انتظار (منفی) است. مقدار این ضریب برابر با ۰/۲۸- بوده و بدین معنی است که حدود ۲۸ درصد از انحرافات (عدم تعادل) مقدار نفت گاز مصرفی در بخش کشاورزی از مقدار تعادلی درازمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین می‌رود. به‌عبارت بهتر، با توجه به ضریب برآورد شده، در صورت وارد آمدن هر گونه شک به این الگو ۲۸ درصد از نوسان‌های موجود در دوره قبل در هر سال تعدیل خواهد شد و ۷۲ درصد دیگر طی سالهای بعد تعدیل می‌گردد. لذا می‌توان

گفت که تعدیل به سمت تعادل با سرعت نسبتاً پایینی صورت می‌گیرد و نمی‌توان به اثرگذاری سیاستها در کوتاه‌مدت امیدوار بود. به‌عبارت دیگر برای تعدیل کامل نتایج حاصل از یک سیاست تقریباً ۳/۶ سال زمان لازم خواهد بود.

بیشتر بودن کشش قیمتی خودی نسبت به کشش قیمتی متقاطع برای تقاضای نفت گاز و همچنین کمتر بودن کشش قیمتی خودی نسبت به کشش قیمتی متقاطع برای تقاضای برق بیانگر این است که مصرف انرژی در بخش کشاورزی ایران به سمت استفاده بیشتر از نهاده برق پیش می‌رود. به‌طوری‌که مقایسه کششهای قیمتی خودی نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی قیمت هر از حاملهای انرژی، مقدار مصرف برق (۱۷ درصد) کمتر از نفت گاز (۴۶ درصد) کاهش می‌یابد و همچنین مقایسه کششهای قیمتی متقاطع نشان می دهد که با افزایش یک درصدی قیمت هر از حاملهای انرژی، مقدار مصرف برق (۳۹ درصد) بیشتر از نفت‌گاز (۱۰ درصد) افزایش می‌یابد. طبق نتایج به دست آمده، فرضیه‌های تحقیق پذیرفته می‌شود.

با توجه به نتایج تحقیق، پیشنهادات زیر ارائه می‌شود:

به‌دلیل ارزان بودن قیمت انرژی و سوبسیدی بودن آن در کل اقتصاد و از آن جمله بخش کشاورزی، نتایج اخذ شده از مدل، دور از انتظار نمی‌باشد. لذا پیشنهاد می‌شود زمانی که قیمتهای داخلی انرژی کمتر از هزینه فرصت آن‌هاست به منظور حفاظت از درآمدهای دولت و تضمین استفاده کارا از انرژی، ضمن قیمت‌گذاری مناسب حاملهای انرژی، امکان جانشینی انرژی‌هایی با هزینه فرصت پایین‌تر از طریق توسعه فناوریهای به‌روز در زمینه بهینه‌سازی مصرف انرژی به‌منظور افزایش بهره‌وری انرژی در این بخش فراهم شود.

بنابراین باتوجه به افزایش روند برقی‌کردن تجهیزات مربوط به فرآیند تولید و عمل‌آوری محصولات جانبی بخش کشاورزی و مهمتر از آن، جایگزینی برق به جای گازوئیل به عنوان نیروی محرکه در موتور پمپ‌های آب در سطح بخش کشاورزی و کارایی بالای انرژی برق نسبت به نفت‌گاز در بخش کشاورزی به‌دلایلی همچون، پایین بودن هزینه‌های ناشی از آلایندگی برق، بالابودن تلفات ناشی از انتقال سوختهای فسیلی، بالابودن قابلیت انتقال، تولید و توزیع برق و در نتیجه بالارفتن استقبال از مصرف برق در بلندمدت و نبود جایگزین مناسب برای آن، می‌توان متذکر شد که سیاست‌های قیمتی برق نسبت به نفت‌گاز در مصرف انرژی بخش از حساسیت بسیار بالایی برخوردار خواهد بود. لذا پیشنهاد می‌شود سیاست افزایش قیمت برق در بخش کشاورزی با احتیاط بیشتری اعمال گردد. همچنین درخصوص نفت‌گاز مصرفی بخش کشاورزی باتوجه به این‌که عمده مصرف نفت‌گاز این بخش در ماشین‌آلات کشاورزی بوده و از سویی دیگر به‌دلیل از رده خارج شدن بیشتر ماشین‌آلات، فرسوده بودن آن‌ها و نبود جانشین انرژی برای نفت‌گاز (به‌جز چاه‌های کشاورزی) در موارد

تبعیض قیمتی حاملهای انرژی، پیشنهاد می‌شود از ماشین‌آلات به‌روز با مصرف انرژی پایین‌تری به‌منظور تأثیرپذیری کمتر بخش از سیاستهای افزایش قیمتی این نهاده استفاده شود. در صورت کاهش مصرف انرژی ناشی از بهبود فناوری به‌روز و سوخت مناسب انتظار می‌رود شدت انرژی کاهش (بهره‌وری انرژی افزایش) یابد و در نتیجه بخشی از افزایش هزینه‌ها ناشی از افزایش قیمت حاملها کاهش یابد.

منابع

۱- ابونوری، عباسعلی و همدانی، عطیه (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و تقاضای بنزین و گازوئیل در ناوگان حمل و نقل(زمینی-جاده‌ای) »، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۷، ص ۱۵۴- ۱۱۵.

۲- بهبودی، داود، متفکر آزاد، محمد علی و افشین خلیل پور (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران در دوره ۱۳۸۳-۱۳۴۶»، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، سال ششم، شماره ۲۲، ص ۳۶-۱۳.

۳- دادرس مقدم، امیر، اسماعیلی، عبدالکریم (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه مصرف انرژی با ارزش افزوده بخش کشاورزی در اقتصاد ایران»، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی. دانشگاه تهران.

۴- زارع مهرجردی، محمدرضا و ضیاءآبادی، مریم (۱۳۸۸)، «بررسی تاثیر قیمت انرژی در بخش کشاورزی بر سطح اشتغال در این بخش، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران»، دانشگاه تهران.

۵- سهیلی، کیومرث (۱۳۸۲)، «بررسی تطبیقی مدل‌های تقاضای انرژی»، مجله پژوهشی دانشگاه امام صادق (علیه السلام)، شماره ۱۷.

۶- خاکساری، علی و اردبیلی (۱۳۸۵)، «کشش پذیری تقاضای سوخت در حمل و نقل زمینی کشور»، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال ششم، شماره اول.

7- Eltony, M. N., Al-Mutairi, N. H.(1995), «Demand for gasoline in Kuwait», Energy Economics, 17(3): 249-253.

8- Hope, E., Balbir S. (1995), «Energy Price Increases in Developing Countries Case Studies of Colombia, Ghana, Indonesia, Malaysia, Turkey, and Zimbabwe», The World Bank Policy Research Department Public Economics Division.

9- Johanson, T. , Totto, L. (1983), «OPEC Domestic oil Demand», OPEC Review, 19(3): 190-200.

10- Ramanathan, R (1999), «Short and long run elasticities of gasoline demand in India: an empirical analysis using cointegration techniques», Energy Economics, 21: 321-330.