فصلنامه اقتصاد انرژی ایران
سال دوم، شماره ۸، پاییز ۱۳۹۲، صفحات ۴۳-۲۱

تحلیل تقاضای انرژی در بخش کشاورزی ایران

حمید آماده*

تاریخ دریافت: ۱۲ تیر ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: ۲۱ اسفند ۱۳۹۲

چکیده

با توجه به اهمیت انرژی در بخش کشاورزی و نیز افزایش قیمت حامل‌های انرژی در سال‌های اخیر، شناخت و تحلیل ساختار تقاضای انرژی از اهمیت بسیاری برخوردار است. در این مقاله برای تحلیل و الگوسازی تقاضای انرژی در بخش کشاورزی از روش‌های هم‌انباشتگی یوهانسن، روش FMOLS و رهیافت ARDL استفاده شد. برای برآورد الگوها، داده‌های مصرف انرژی بخش کشاورزی، ارزش افزوده بخش کشاورزی و شاخص قیمت انرژی برای دوره ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۸ مورد استفاده قرار گرفت. برآوردهای حاصل از روش‌های تحلیل هم‌انباشتگی با برآوردهای روش حداقل مربعات معمولی مقایسه شدند. نتایج نشان داد کشش قیمتی مصرف انرژی در روش‌های مختلف، در بلندمدت بین ۰/۳- تا ۰/۳۲۷- و در کوتاه‌مدت بین ۰/۰۹- تا ۰/۱۰۲- متغیر است. همچنین کشش درآمدی مصرف انرژی نیز حدود ۰/۷ برآورد شد. مقایسه برآوردهای حاصل از روش‌های مختلف نشان داد برآوردهای روش حداقل مربعات معمولی با برآوردهای حاصل از تحلیل هم‌انباشتگی یوهانسن و رهیافت ARDL بسیار به هم نزدیک هستند. با توجه به بی‌کشش بودن تقاضای انرژی نسبت به قیمت، در بخش کشاورزی بخصوص در کوتاه‌مدت، از سیاست‌های قیمتی نبایستی انتظار زیادی برای کاهش مصرف حامل‌های انرژی داشت. تأثیرگذاری سیاست‌های قیمتی در کاهش مصرف انرژی در بلندمدت بیشتر است بنابراین اثرگذاری سیاست قیمتی منوط به امکان تغییر در نهاده‌های سرمایه‌ای دربردارنده فناوری مصرف حامل‌های انرژی است.

واژه‌های کلیدی: بخش کشاورزی، تقاضای انرژی، هم‌انباشتگی، رهیافت، ARDL، روش FMOLS.

* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی amadeh@gmail.com

طبقه‌بندی JEL: Q43، C22.

۱. مقدمه

انرژی به عنوان یکی از عوامل مهم تولید در سال‌های اخیر اهمیت قابل ملاحظه‌ای یافته است. رشد اقتصادی همراه با کندشدن کشف ذخایر جدید انرژی فسیلی منجر به افزایش قیمت حامل‌های انرژی در بازارهای جهانی شده است. در سال‌های گذشته با هدف حمایت از بخش تولید، حامل‌های انرژی با قیمت یارانه‌ای در اختیار بخش‌های تولیدی از جمله بخش کشاورزی قرار می‌گرفت، بطوری که در سال‌های گذشته اندکی بیش از ۱۰ درصد قیمت حامل‌های انرژی از مصرف‌کننده دریافت می‌گردید. هر چند توزیع یارانه‌ای انرژی با هدف افزایش تولید صورت می‌گرفت، اما یافته‌های برخی مطالعات حاکی است که یارانه انرژی باعث افزایش رشد اقتصادی نشده است (باستانزاد و نیلی، ۱۳۸۴). در بخش کشاورزی انرژی یک نهاده تولیدی مهم است و به همین دلیل تأمین به موقع، مطمئن و ارزان انرژی مورد نیاز این بخش اهمیت ویژه‌ای در افزایش تولیدات این بخش و افزایش صادرات غیرنفتی کشور دارد (سهیلی، ۱۳۸۶). ارزان بودن حامل‌های انرژی اما همراه با پایین بودن فناوری مصرف انرژی، باعث مصرف بیش از حد حامل‌های انرژی و کاهش بهره‌وری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش کشاورزی کشور شده است.

در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۵ ارزش افزوده بخش کشاورزی کشور سالانه به طور میانگین ۴/۱۲ درصد رشد کرده است. این در حالی است که طی همین دوره مصرف انرژی در این بخش به طور میانگین ۴/۷۷ درصد رشد کرده است. به عبارت دیگر رشد مصرف انرژی از رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی بیشتر بوده است. این وضعیت منجر به کاهش بهره‌وری انرژی شده است. نرخ رشد بهره‌وری انرژی بخش کشاورزی که از تقسیم ارزش افزوده به مصرف انرژی به دست می‌آید، در این دوره به طور میانگین ۰/۱۶- درصد بوده است. به عبارت دیگر در دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۵ نه تنها بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی افزایش نیافته است، بلکه کاهش نیز یافته است. علاوه بر این مصرف روزافزون انرژی با انتشار بیشتر آلاینده‌های زیست‌محیطی همراه است. در نتیجه ادامه مصرف بیش از حد حامل‌های انرژی، ضمن وارد کردن آسیب به منابع انرژی باعث آسیب به محیط زیست نیز خواهد شد.

با توجه به افزایش قیمت حامل‌های انرژی که در سال‌های اخیر مد نظر سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گرفته است، این سؤال مطرح است که تأثیر قیمت حامل‌های انرژی بر میزان مصرف آنها چگونه است. علاوه بر این رشد تولید بخش کشاورزی نیز جزء اولویت‌های اقتصادی کشور است که خود می‌تواند مصرف انرژی در این بخش را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین الگوسازی تقاضای انرژی در بخش کشاورزی و تحلیل میزان واکنش مصرف حامل‌های انرژی به تغییر قیمت، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این مقاله با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی سری‌های زمانی تقاضای انرژی در بخش کشاورزی الگوسازی شده و تأثیرگذاری قیمت و تولید بخش کشاورزی بر مقدار انرژی مصرفی در بخش کشاورزی تحلیل می‌شود.

۲. چارچوب نظری

تقاضای حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی براساس نظریه اقتصاد خرد از تابع تولید مشتق می‌شود. برای آشنایی با ساختار نظری تقاضای حامل‌های انرژی، تابع تولید عمومی به صورت زیر را در نظر بگیرید.

$$Q = f(K, L, E, T)$$

که در آن L و K به ترتیب نهاده‌های سرمایه و نیروی کار و E بیانگر حامل‌های انرژی است. T نیز متغیر روند است که بیانگر مجموعه‌ای از عوامل دیگر مثل تغییرات تکنولوژی است. مطابق اصول اقتصادی، ترکیب نهاده‌ها باید به گونه‌ای انتخاب شوند که حداقل هزینه ممکن برای تولید مشخص به دست آید. با حداقل کردن تابع هزینه، تابع تقاضا برای عوامل تولید به دست می‌آید. تابع تقاضا برای حامل‌های انرژی به عنوان یک عامل تولید به صورت به دست می‌آید.

$$X_E^D = X(P_K, P_L, Q, T)$$

تقاضای حامل‌های انرژی تابعی از قیمت حامل‌های انرژی، قیمت نهاده‌های غیرانرژی P_K و P_L و تولید یا ارزش افزوده بخش مورد نظر یا Q است. در این تابع تقاضا می‌توان از عوامل دیگر مثل روند (T) که نمایانگر تغییرات تکنولوژی هست نیز استفاده کرد. براساس مطالعه باندارانایکه و

موناسیگ[1] (۱۹۸۳)، اگر نهاده‌های تولید به دو گروه حامل‌های انرژی و سایر عوامل تولید تقسیم شوند، تابع تولید به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q = Q(J, E)$$

در رابطه بالا J معرف سایر عوامل تولید و E بیانگر حامل‌های انرژی مصرفی است که می‌تواند شامل انواع سوخت‌های فسیلی باشد. بر این اساس تابع هزینه به صورت زیر در خواهد آمد.

$$C = P_j J + P_E E$$

که در آن P_J بیانگر قیمت سایر عوامل تولید است. مسئله بهینه‌سازی تولید مستلزم حداقل کردن تابع هزینه در سطح معینی از تولید است که به صورت زیر بیان می‌شود.

$$\min\ P_J J + P_E E$$
$$s.t.\quad Q[J, E)] = \overline{Q}$$

با استفاده از تابع لاگرانژ خواهیم داشت:

$$L = P_J J + P_E E + \lambda[\overline{Q} - Q(J, E)]$$

با مشتق‌گیری از تابع لاگرانژ نسبت به متغیرهای J ، E و λ خواهیم داشت:

$$\frac{\partial L}{\partial J} = P_J - \lambda \frac{\partial Q(J,E)}{\partial J} = ۰$$
$$\frac{\partial L}{\partial E} = P_E - \lambda \frac{\partial Q(J,E)}{\partial E} = ۰$$
$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = \overline{Q} - Q(J,E) = ۰$$

اگر شکل تابعی تابع تولید به صورت کاب- داگلاس در نظر گرفته شود، داریم:

$$Q = J^{f_1} E^{f_2}$$

حال می‌توان تابع لاگرانژ را به صورت زیر بازنویسی کرد:

1. Bandaranaike, R. D. & Munasighe

$$L = P_J J + P_E E + \lambda(\overline{Q} - J^{f_1} E^{f_2})$$

با مشتق‌گیری از تابع لاگرانژ نسبت به متغیرهای J ، E و λ خواهیم داشت:

$$\frac{\partial L}{\partial J} = P_J - \lambda f_1 J^{f_1 - 1} E^{f_2} = 0$$
$$\frac{\partial L}{\partial E} = P_E - \lambda J^{f_1} f_2 E^{f_2 - 1} = 0$$
$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = \overline{Q} - J^{f_1} E^{f_2} = 0$$

در نهایت با استخراج مقدار E از روابط بالا، تابع تقاضا برای حامل‌های انرژی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$E = \frac{P_j f_1 J^{f_1 - f_1 + 1}}{P_E f_1 J^{f_1 - 1}}$$
$$E = \frac{P_J J}{P_E}$$

از آنجا که عبارت $P_J J$ معادل ارزش تولید یا ارزش افزوده است، تابع تقاضا برای حامل‌های انرژی به صورت زیر قابل بیان است.

$$E = \frac{1}{P_E}(P_j J)$$

برای رابطه بالا می‌توان یک شکل تابعی به صورت زیر در نظر گرفت.

$$E = A P_E^{\alpha} V^{\beta}$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین رابطه بالا، می‌توان آن را به شکل زیر نوشت:

$$\ln E = \ln A + \alpha \ln P_E + \beta \ln V$$

که در آن:

E: مقدار تقاضای حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی

P_E: قیمت واقعی حامل‌های انرژی

V: ارزش افزوده بخش کشاورزی

براساس الگوی ارائه شده، انتظار می‌رود قیمت، اثری منفی بر تقاضای حامل‌های انرژی داشته باشد. از طرف دیگر افزایش تولید، استفاده بیشتر از عوامل تولید و حامل‌های انرژی را می‌طلبد، بنابراین افزایش در تولید و در نتیجه ارزش افزوده بیشتر، افزایش در تقاضای نهاده‌های تولید از جمله انرژی‌های فسیلی را در پی دارد.

براساس مطالب بالا، افزایش قیمت حامل‌های انرژی باعث کاهش مصرف حامل‌های انرژی می‌شود. عامل دیگری که مصرف انرژی در بخش کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، میزان تولید یا ارزش افزوده بخش کشاورزی است. اثرگذاری تولید بر مصرف انرژی در مطالعات متعددی به اثبات رسیده است که برای نمونه می‌توان به مطالعه مسیح و مسیح[1] (۱۹۹۷)، گلاشر[2] (۲۰۰۲) و هژبرکیانی و همکاران (۱۳۷۹) اشاره نمود. بنابراین لازم است در مصرف انرژی بخش کشاورزی، تولید بخش کشاورزی نیز به عنوان متغیر مقیاس مد نظر قرار گیرد.

برای برآورد الگوهای مصرف انرژی از روش‌های متعددی استفاده شده است. مسیح (۱۹۹۶) با استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی، رابطه بین انرژی مصرفی و تولید ناخالص داخلی را در شش کشور آسیایی بررسی کرد و به یک رابطه هم‌انباشتگی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در هند، پاکستان و اندونزی دست یافت. مسیح و مسیح (۱۹۹۷) به بررسی علیت گرنجری بین مصرف انرژی، قیمت و درآمد واقعی با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد تغییر قیمت‌ها سبب تغییر در مصرف انرژی می‌شود که خود منجر به تغییر در رشد اقتصادی می‌شود. عقیل و بوت[3] (۲۰۰۱) علیت گرنجری بین مصرف اجزای انرژی و رشد اقتصادی را در پاکستان طی سال‌های ۱۹۹۶-۱۹۵۵، با استفاده از آزمون هسیائو آزمون کردند. نتایج آزمون حاکی از آن بود که رشد اقتصادی، علت مصرف انرژی است. گلاشر (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و درآمد واقعی در اقتصاد کشور کره جنوبی در دوره ۱۹۹۰-۱۹۶۱ پرداخت. نتایج حاصل یک ارتباط دوطرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را برای کشور کره نشان داد. اردال و همکاران[4] (۲۰۰۸) رابطه علیت بین مصرف انرژی اولیه و تولید

1. Masih and Masih
2. Glashur
3. Ageel and Butt
4. Erdal, *et al*

ناخالص داخلی کشور ترکیه طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۷۰ را با استفاده هم‌انباشتگی یوهانسن و علیت گرنجر بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی هم‌انباشته هستند و یک رابطه علیت دوطرفه بین مصرف انرژی اولیه و تولید ناخالص داخلی در کشور ترکیه وجود دارد. والد- رافائل[1] (۲۰۰۵) با استفاده از علیت تودا- یاماموتو به بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در برخی کشورهای آفریقا پرداخت. وی برای برآورد مدل‌ها جهت تعیین علیت نیز از رهیافت ارایه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده کرد و نتیجه گرفت در کشورهای الجزایر، کنگو، مصر و غنا جهت رابطه علیت بلندمدت، از رشد اقتصادی به مصرف انرژی است.

در ایران ملکی (۱۳۷۸) نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف انرژی به تولید داخلی وجود دارد. علاوه بر این یک ارتباط ضعیف نیز از رشد اقتصادی (تولید داخلی) به انرژی تنها در بلندمدت وجود دارد. هژبر کیانی و همکاران (۱۳۷۹) ضمن بیان اهمیت استفاده از انرژی در تولید بخش کشاورزی، اثر نهاده‌های انرژی، موجودی سرمایه و نیروی کار را بر میزان تولید در بخش کشاورزی مورد بررسی قرار دادند. زیبایی و طرازکار (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت ارزش افزوده و مصرف انواع حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن- یوسیلیوس در چارچوب مدل خودتوضیح برداری برای دوره ۷۹-۱۳۴۶ پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد یک رابطه علی بلندمدت از ارزش افزوده به مصرف برق و فرآورده‌های نفتی وجود دارد. نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علیت بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران با استفاده از روش علیت هسیائو طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۵۰ پرداختند. نتایج حاصل یک رابطه علیت دوطرفه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران را بیان می‌کند. آرمن و زارع (۱۳۸۴) به تحلیل علیت میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد بین مصرف کل انرژی و رشد اقتصادی یک رابطه علی یک طرفه از مصرف انرژی به سوی رشد اقتصادی وجود دارد. سهیلی (۱۳۸۶) تقاضای انواع حامل‌های انرژی شامل فرآورده‌های نفتی، برق و گاز طبیعی را در اقتصاد ایران برآورد نمود. در این بررسی که از الگوی خود توضیح برداری استفاده گردید تقاضای هر فرآورده تابعی از قیمت آن و همچنین تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شد. سهیلی (۱۳۸۶) در مطالعه دیگری با تبیین ساختار

1. Wolde-Rufael

مصرف انرژی و شبیه‌سازی تقاضای بلندمدت انرژی در بخش کشاورزی به این نتیجه رسید که تأثیر عامل پیشرفت فناوری در تقاضای بلندمدت انرژی در بخش کشاورزی از تأثیر عوامل اقتصادی قیمت و رشد ارزش افزوده واقعی بخش کشاورزی واقعی کمتر نیست. آماده و همکاران (۱۳۸۸) رابطه بین مصرف انرژی و تولید را در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران بررسی کردند. نتایج حاصل از رهیافت ARDL وجود رابطه بلندمدت بین تولید بخش‌های مختلف و مصرف حامل‌های انرژی را تأیید نمود. موسوی و همکاران (۱۳۸۹) به پیش‌بینی مصرف حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی ایران پرداختند. آنها برای برآورد تقاضای انرژی از روش ارائه شده به وسیله پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده کردند. مهرآرا (۲۰۰۶) به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و درآمد در ایران پرداخت. وی از آزمون یوهانسن برای وجود رابطه هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا استفاده کرده است. نتایج نشان داد که در بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از درآمد به مصرف انرژی وجود دارد. زمانی (۲۰۰۶) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری پرداخت. مطالعه وی نشان داد که در بلندمدت رابطه یک طرفه از GDP به مصرف انرژی کل برای کل اقتصاد وجود دارد. مهرآرا (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در یازده کشور صادرکننده نفت با استفاده از آزمون ریشه واحد و تحلیل هم‌انباشتگی با داده‌های ترکیبی پرداخت. نتایج وی بیانگر یک رابطه علیت یک طرفه قوی از تولید ناخالص داخلی سرانه به مصرف انرژی سرانه در کشورهای صادرکننده نفت بود.

در الگوسازی تقاضای انرژی در بخش کشاورزی، ارزش افزوده بخش کشاورزی کشور به عنوان تولید بخش کشاورزی، مصرف انرژی کل بخش کشاورزی به عنوان انرژی تقاضا شده و شاخص قیمت حامل انرژی غالب بخش کشاورزی به عنوان قیمت مد نظر قرار گرفت. در قسمت بعدی روش‌های مورد استفاده در برآورد معادله تقاضای انرژی ارائه شده‌اند.

۳. روش تحقیق

در سال های اخیر استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی برای برآورد الگوهای تقاضای انرژی گسترش زیادی یافته است. تحلیل هم‌انباشتگی به طور معمول برای آزمون ویژگی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرد. یکی از روشهای تحلیل هم‌انباشتگی که در

سال‌های اخیر کاربرد بسیاری یافته است، رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[1] است که برآوردهای بدون تورشی از ضرایب بلندمدت را بدست می‌دهد. در این مقاله برای برآورد الگوی تقاضای انرژی بخش کشاورزی کشور از روش‌های حداقل مربعات معمولی، حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده[2]، تحلیل هم‌انباشتگی و رهیافت ARDL استفاده شد. برای آزمون هم‌انباشتگی نیز از دو آزمون انگل- گرنجر[3] (۱۹۸۷) و یوهانسون- یوسلیوس (۱۹۹۴) استفاده شد. روش حداقل مربعات برای برآورد الگوی ساده تقاضای انرژی به وسیله استوک و واتسون (۱۹۹۳) استفاده شده است. هالیسی‌اوغلو[4] (۲۰۰۷) و باکرتاش و همکاران[5] (۲۰۰۰) نیز از روش دو مرحله‌ای انگل-گرنجر برای الگوسازی رابطه بین انرژی، فعالیت اقتصادی و قیمت استفاده کردند.

پسران و شین[6] (۱۹۹۵) و پسران و پسران[7] (۱۹۹۷) معتقدند برای استفاده کارامد از این رهیافت، سری‌های زمانی بایستی همگی I(۱) باشند. یک الگوی $ARDL(p,q_1,\ldots,q_k)$ در شکل ساده به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\alpha(L,P)Y_t = \alpha_. + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t$$

که در آن $\alpha_.$ مقدار ثابت، Y_t متغیر وابسته و L عملگر وقفه است. همچنین W_t برداری از متغیرهای قطعی (غیرتصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برونزا با وقفه های ثابت می‌باشد. P تعداد وقفه‌های بکار رفته برای متغیر وابسته و q_i تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک[8]، شوارتز- بیزین[9] و حنان- کوئین[10] تعیین کرد. بدین ترتیب معادله بلندمدت برای الگوی ARDL به صورت زیر بیان می‌شود.

1. Autoreg Ressive Distributed Lags (ARDL)
2. Fully Modified Least Squares (FMOLS)
3. EngleGranger
4. Halicioglu
5. Bakirtas, *et al*
6. Pesaran and Shin (1995)
7. Pesaran and Pesaran (1997)
8. AIC
9. SBC
10. HQC

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \theta_i X_i + \gamma W_t + v_t$$

که در آن $\alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)}$، $\gamma = \frac{\delta}{\alpha(1,p)}$، $\theta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)} = \frac{\sum_{j=1}^{q} \beta_{ij}}{\alpha(1,p)}$ و $v_t = \frac{u_t}{\alpha(1,p)}$ است.

در سال‌های اخیر رهیافت ARDL در برآورد تقاضای انرژی کاربرد گسترده‌ای یافته است. در این رهیافت مصرف انرژی به وسیله وقفه خودش و مقادیر جاری و وقفه‌ای متغیرهای مستقلی همچون قیمت و درآمد توضیح داده می‌شود. در رهیافت ARDL سنتی، وقتی متغیرها نامانا هستند ممکن است رگرسیون کاذب حاصل شود، مگر اینکه متغیرها هم‌انباشته باشند. حتی اگر متغیرهای الگو هم‌انباشته باشند این نگرانی وجود دارد که روش‌های استاندارد استنتاج آماری بی‌اعتبار باشند (انگل و گرنجر، ۱۹۸۷؛ فیلیپس[1]، ۱۹۸۶ و استوک[2]، ۱۹۸۷). پسران و شین (۱۹۹۹) با تعدیل رهیافت سنتی ARDL نشان دادند حتی وقتی متغیرهای الگو نامانا هستند، می‌توان از آزمون فرضیه استاندارد استفاده کرد. در این رهیافت هر دو گروه ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌توانند به صورت سازگار با OLS برآورد شوند و با استفاده از نظریه توزیع نرمال مجانبی می‌توان استنتاج‌های آماری معتبر انجام داد. تنها نکته‌ای که برای اعتبار این موارد لازم است وجود یک رابطه بلندمدت یا یک رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها است. بنابراین حتی اگر متغیرها نامانا باشند رهیافت ARDL می‌تواند معتبر باشد مشروط به این که هم‌انباشتگی وجود داشته باشد.

الگوی عمومی تقاضای انرژی که از دهه ۱۹۸۰ در الگوسازی با استفاده از رهیافت ARDL مورد استفاده قرار می‌گیرد عبارت است از:

$$E_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \beta_i E_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \delta_i P_{t-i} + u_t$$

که در آن E مصرف انرژی، Y درآمد و P نیز قیمت انرژی است. در اغلب مدل های ARDL که برای الگوسازی مصرف انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرند و از داده های سالانه استفاده می‌کنند، $p = 1$ و $q = 0$ در نظر گرفته می‌شود (بنتزن و انگشتد[3]، ۱۹۹۳). وقتی u_t خودهمبستگی نداشته باشد، متغیرهای توضیحی Y و P برونزا هستند و بنابراین بین خودشان هم‌انباشته نیستند. بنابراین

1. P. C. B. Phillips
2. J. H. Stock
3. Bentzen and Engsted

فقط یک رابطه بلندمدت بین E و متغیرهای توضیحی وجود خواهد داشت. بنابراین برآوردهای OLS برای ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت سازگار هستند و از توزیع مجانبی نرمال استاندارد پیروی می‌کنند. حتی اگر متغیرهای توضیحی درونزا باشند، می‌توان تعداد وقفه مناسبی از آنها را در مدل وارد کرد. در این حالت نیز نتایج ذکر شده معتبر خواهند بود (پسران و شین، ۱۹۹۹).

روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده[1] (FMOLS) یک رهیافت نیمه پارامتریک است که برای برآورد روابط منفرد هم‌انباشتگی با ترکیبی از متغیرهای I(۱) به کار می‌رود. این روش به وسیله فیلیپس و هنسن[2] (۱۹۹۰) توسعه داده شده است. همچنین پارک و فیلیپس[3] (۱۹۸۸)، و هنسن و فیلیپس[4] (۱۹۹۰) نشان دادند که این روش دارای مزیت‌هایی است که آن را از روش حداقل مربعات معمولی متمایز می‌کند (آماراویکراما و هانت[5]، ۲۰۰۷). از جمله این مزیت‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱. فوق سازگار بودن برآوردها
۲. بدون تورش بودن برآوردها به طور مجانبی
۳. دارا بودن توزیع نرمال مجانبی
۴. ارائه انحراف معیارهای اصلاح شده‌ای که امکان استنباط‌های آماری را فراهم می‌کند (تشکینی، ۱۳۸۴) و بنابراین آزمون t برای ضرایب بلندمدت از اعتبار کافی برخوردار است.

از مزیت‌های دیگر این روش این است که در نمونه‌های کوچک نتایج کاراتری در مقایسه با روش یوهانسن[6] می‌دهد و نتایج آن متأثر از طول وقفه نمی‌باشد.

برای برآورد الگوها، داده‌های مصرف انرژی، ارزش افزوده و شاخص قیمت حامل انرژی غالب در بخش کشاورزی برای دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۵ مورد استفاده قرار گرفت. داده‌های ارزش افزوده بخش کشاورزی برحسب میلیارد ریال و میزان انرژی مصرفی بخش کشاورزی نیز برحسب معادل میلیون بشکه نفت خام هستند که از مرکز آمار ایران و ترازنامه انرژی ایران[7] اخذ

1. Fully- Modified Ordinary Least Square
2. Philips and Hansen
3. Park and Philips
4. Hansen and Philips
5. Amarawickrama and Hunt
6. Johansen
7. www.saba.org.ir/saba_content

شدند. شاخص قیمت حامل انرژی نیز از سایت شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی ایران[1] اخذ شد. با توجه به مزیت‌های استفاده از الگوهای لگاریتمی برای الگوسازی تقاضای انرژی، در این مقاله نیز از لگاریتم متغیرها استفاده شد.

٤. نتایج و بحث

در ابتدا برای آزمون مانایی متغیرهای الگو از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[2] استفاده شد. نتیجه آزمون در جدول ۱ مشاهده می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی- فولر برای آزمون مانایی لگاریتم متغیرها

متغیر	نماد	آماره دیکی- فولر	probe
لگاریتم ارزش افزوده	Lvad	-۲/۸۷۲	۰/۱۸۳۶
لگاریتم مصرف انرژی	Lenc	-۲/۹۹۹	۰/۱۵۱۸
لگاریتم قیمت انرژی	Lenp	-۲/۳۶۲	۰/۳۹۰۲

مأخذ: نتایج تحقیق

طبق جدول ۱، در سطح متغیرها، فرضیه صفر وجود ریشه واحد پذیرفته می‌شود. بنابراین لگاریتم هیچ یک از متغیرها در سطح مانا نیستند. نتیجه آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای تفاضل اول متغیرها در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون دیکی- فولر برای تفاضل اول لگاریتم متغیرها

متغیر	آماره دیکی- فولر	probe
ΔLvad	-۸/۱۷۴	۰
ΔLenc	-۵/۷۰۹	۰
ΔLenp	-۴/۹۷۶	۰

مأخذ: نتایج تحقیق

1. http://www.niopdc.ir
2. Augmented Dicky-Fuller Test

ملاحظه می‌شود که برای تفاضل اول متغیرها فرضیه صفر ریشه واحد رد می‌شود. در نتیجه متغیرهای مورد نظر I(۱) هستند.

برای برآورد کشش‌های کوتاه‌مدت، الگوی رگرسیونی لگاریتمی با استفاده از روش‌های OLS، ARDL و FMOLS برآورد گردید. نتیجه برآورد الگوی لگاریتمی در جدول ۳ ملاحظه می‌گردد.

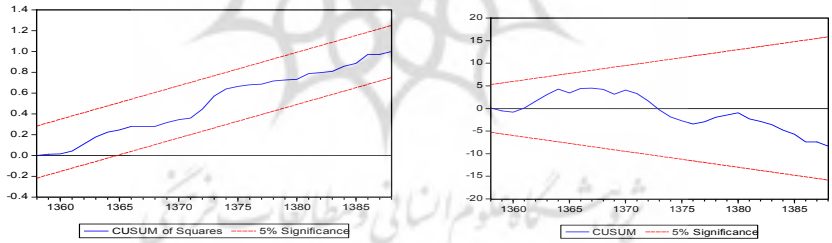
جدول ۳. نتیجه برآورد الگوی تقاضا با روش‌های مختلف

	OLS	OLS-S	ARDL(۱,۰,۰)	FMOLS
جزء ثابت	-۳/۴۷۳	-۰/۷۰۷	-۰/۶۸۳	-۰/۷۹
	۰	(۰/۲۰۸)	(۰/۲۱)	(۰/۰۳)
Lvad	۰/۷۸	۰/۲۱۸	۰/۲۱۱	۰/۲۲۷
	۰	(۰/۰۲۵)	(۰/۰۲۷)	(۰/۰۰۰۸)
Lenp	-۰/۳۰۱	-۰/۰۹۵	-۰/۱۰۲	-۰/۱۰۵
	۰	(۰/۰۲۲)	(۰/۰۱۴)	(۰/۰۰۰۴)
Lenc(-۱)	-	۰/۶۶۵	۰/۶۸۷	۰/۶۷۴
	-	۰	۰	۰
R^2	۰/۹۴۹	۰/۹۷۴	۰/۹۷۲	۰/۹۶۹
Adj. R^2	۰/۹۳۶	۰/۹۷۲	۰/۹۷	۰/۹۶۶
F	۲۹۰/۹۰۶	۳۷۵/۹	۳۳۶/۱۲	-
DW	۱/۲۱	۲/۱	۲/۱۱	۱/۸۸
خودهمبستگی	۴/۷۸۷	-	۰/۱۷۳	-
LM	۰/۰۳۶	-	۰/۶۸	-
واریانس ناهمسانی White	۱/۲۳۴	-	۱/۳۸۸	-
White	۰/۳۱۹	-	۰/۲۴۸	-
آماره بنرجی	-	-	-۳/۱	-

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده p-value هستند.

مأخذ: نتایج تحقیق

طبق ستون اول جدول ۳، با روش OLS، کشش قیمتی مصرف انرژی در بخش کشاورزی ۰/۳۰۱- و کشش درآمدی مصرف انرژی ۰/۷۸ برآورد شده است. ضریب تعیین ۰/۹۵ نشان می‌دهد الگوی فوق از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است. تابع آزمون F نشان می‌دهد الگو به طور کلی معنادار است. مقدار DW بدست آمده حاکی از احتمال وجود مشکل خودهمبستگی در الگو است. برای اطمینان از آزمون LM نیز استفاده شد. نتیجه این آزمون نیز نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی در الگو است. برای رفع مشکل خودهمبستگی از برآوردگر حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شد. اما در این روش متغیرهای کلیدی الگو معنادار نشدند. به همین دلیل وقفه مصرف انرژی در سمت راست الگو وارد شد. نتیجه برآورد الگوی جدید در ستون دوم جدول ۳ مشاهده می‌شود. براساس الگوی جدید در کوتاه‌مدت کشش قیمتی مصرف انرژی ۰/۰۹۵- و کشش درآمدی مصرف انرژی ۰/۲۱۸ برآود شده است. بر این اساس کشش قیمتی بلندمدت مصرف انرژی مساوی ۰/۲۸- خواهد بود. برای بررسی شکست ساختاری در الگوی لگاریتمی نیز از آزمون‌های cusum و cusumq استفاده شد که نتایج آن در نمودار ۱ ملاحظه می‌شود. مطابق نمودار ۱، هیچ شکست ساختاری در دوره زمانی مورد مطالعه مشاهده نمی‌شود.



نمودار ۱. نتیجه آزمون cusum و cusumq برای شکست ساختاری

برای آزمون وجود هم‌انباشتگی از آزمون انگل -گرنجر استفاده شد. نتیجه آزمون در جدول ۴ ملاحظه می‌شود.

جدول ٤. آزمون مانایی باقیمانده‌های الگوی لگاریتمی

متغیر	آماره دیکی- فولر	probe
باقیمانده الگوی لگاریتمی	-۳/۸۴۹	۰/۰۰۰۴

مطابق جدول ۴ فرضیه صفر وجود ریشه واحد باقیمانده‌های الگو رد می‌شود و بنابراین باقیمانده‌های الگو مانا هستند. مانا بودن باقیمانده‌ها دلالت بر کاذب نبودن رگرسیون و وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مد نظر در الگو است.

برای استفاده از رهیافت ARDL وقفه بهینه متغیرها براساس معیار شوارتز تعیین شد. نتیجه برآورد الگوی بهینه ARDL(۱,۰,۰) در ستون سوم جدول ۳ مشاهده می‌شود. الگوی برآورد شده از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است. ضرایب الگو به غیر از عرض از مبدأ در سطح قابل قبولی معنادار هستند و خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی در الگو مشاهده نمی‌شود.

براساس نتایج کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای انرژی از روش OLS، رهیافت ARDL و روش FMOLS به ترتیب ۰/۰۹۵- و ۰/۱۰۲- و ۰/۱۰۵- برآورد شده است. همچنین کشش درآمدی با دو روش OLS و ARDL، ۰/۲۱ و با روش FMOLS نیز ۰/۲۲ برآورد شده است. ملاحظه می‌شود که مقادیر کشش‌های برآورد شده در کوتاه‌مدت در روش‌های مختلف اختلاف چندانی با یکدیگر ندارند. بر این اساس در کوتاه‌مدت تقاضای انرژی در بخش کشاورزی نسبت به قیمت بسیار بی‌کشش است بطوری که با افزایش ۱ درصدی قیمت انرژی، مصرف انرژی در بخش کشاورزی تنها ۰/۱ درصد کاهش می‌یابد. به عبارتی برای کاهش ۱۰ درصدی مصرف انرژی در بخش کشاورزی لازم است قیمت انرژی ۱۰۰ درصد افزایش یابد. همچنین براساس کشش درآمدی مصرف انرژی، ۱ درصد رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی باعث افزایش ۰/۲۱ درصدی مصرف انرژی می‌شود. اگر ارزش افزوده بخش کشاورزی ۵ درصد رشد کند که نرخ رشدی معمول برای بخش کشاورزی است، مصرف انرژی این بخش ۱/۰۵ درصد افزایش خواهد یافت.

برآورد الگوی بلندمدت با استفاده از دو روش OLS و FMOLS با مشکل خودهمبستگی همراه است. بنابراین برای این دو روش می‌توان کشش‌های بلندمدت را از روی کشش‌های کوتاه‌مدت محاسبه کرد. اما برای برآورد دقیق‌تر کشش‌های بلندمدت، ابتدا روش یوهانسون مورد استفاده قرار گرفت. برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده شد که نتیجه آن در جدول ۵ مشاهده می‌شود.

جدول ۵. تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

تعداد معادلات هم‌انباشتگی	Eignvalue	آماره Trace	حد بحرانی ۰/۰۵	probe
صفر*	۰/۴۵۲	۳۶/۱۵	۳۵/۱۹	۰/۰۳۹
یک	۰/۳۳۸	۱۶/۸۸	۲۰/۲۶	۰/۱۲
دو	۰/۱۰۸	۳/۶۶	۹/۱۶	۰/۴۶

* عدم وجود معادله هم‌انباشتگی رد می‌شود.

مأخذ: نتایج تحقیق

مطابق جدول ۵ می‌توان دو معادله هم‌انباشتگی برای متغیرهای مورد نظر در نظر گرفت. برای قضاوت بین حالت‌های یک و یا دو بردار هم‌انباشتگی از منطقی بودن نتیجه بردارهای هم‌انباشتگی حاصل در دو حالت استفاده شد. الگوی بلندمدت با استفاده از رهیافت ARDL نیز مبتنی بر معادله کوتاه‌مدت، برآورد شد. نتیجه برآوردهای بلندمدت از روش یوهانسن و ARDL در جدول ۶ ملاحظه می‌شود.

جدول ٦. نتیجه برآورد ضرایب بلندمدت با استفاده از رهیافت‌های یوهانسن و ARDL

	Johansen	ARDL
C	-۶/۸۲	-۲/۱۸۶
	(۲/۷۵)	(-۱/۷۹۷)
Lvad	۱/۰۶۲	۰/۶۷۷
	(۵/۱۳)	(۶/۷۴۸)
Lenp	-۰/۳۱	-۰/۳۲۷
	(۱/۷۴)	(-۳/۸۱۱)
خودهمبستگی LM	-	۰/۱۷۳
	-	(۰/۶۸)
واریانس ناهمسانی White	-	۱/۳۸۸
	-	(۰/۲۴۸)

اعداد داخل پرانتز مقادیر t را نشان می‌دهند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج بردار هم‌انباشتگی روش یوهانسن هم از نظر مقدار ضرایب و هم از نظر علامت، منطقی و معنادار هستند. براساس نتایج این روش در بلندمدت کشش قیمتی مصرف انرژی ۰/۳۱- و کشش درآمدی مصرف انرژی نیز ۱/۰۶۲ برآورد شده است. در رهیافت ARDL کشش قیمتی بلندمدت تقاضای انرژی ۰/۳۲۷- و کشش درآمدی مصرف انرژی نیز ۰/۶۷۷ برآورد شده است. با توجه به کشش‌های قیمتی برآورد شده در جدول ۳ کشش قیمتی بلندمدت برای روش OLS، ۰/۲۸- و روش FMOLS برابر ۰/۳۲- به دست می‌آید. بنابراین در بلندمدت نیز مصرف انرژی در بخش کشاورزی نسبت به قیمت بی‌کشش است. تفاوت کشش‌های قیمتی بلندمدت مصرف انرژی حاصل از روش‌های مختلف اندک و قابل اغماض است. بالاترین کشش قیمتی بلندمدت از رهیافت ARDL به دست آمده است. کمترین کشش قیمتی بلندمدت نیز از روش OLS حاصل شده است. براساس این نتایج با افزایش ۱ درصدی قیمت انرژی، میزان مصرف انرژی در بخش کشاورزی در بلندمدت، ۰/۳ درصد کاهش می‌یابد. طبق کشش قیمتی بلندمدت، در بلندمدت فعالین بخش کشاورزی می‌توانند نهاده‌های ثابت که متضمن فناوری مرتبط با مصرف انرژی نیز هست را بهبود بخشند و این باعث می‌شود واکنش آنها در بلندمدت به افزایش قیمت حامل‌های انرژی بیشتر باشد. یک نکته مهم در تحلیل کشش قیمت تقاضا این است که برای به دست آوردن تغییرات مصرف در نتیجه افزایش قیمت، نباید افزایش قیمتی را در نظر گرفت که خارج از محدوده قیمت‌های مشاهدات مورد استفاده برای برآورد باشد. برای مثال با کشش قیمتی به دست آمده، چه کوتاه‌مدت و چه بلندمدت نمی‌توان اثرات افزایش ۱۰۰ درصدی قیمت را در نظر گرفت و انتظار داشت مصرف انرژی ۳۰ درصد کاهش یابد چرا که کاهش ۳۰ درصدی مصرف انرژی با فناوری‌های موجود عملاً غیرممکن است.

با توجه به نتایج به دست آمده کشش درآمدی بلندمدت با روش یوهانسن، ۱/۰۶ و با رهیافت ARDL، ۰/۶۶۷ برآورد شده است. کشش درآمدی بلندمدت براساس برآوردهای روش‌های OLS و FMOLS به ترتیب ۰/۶۵ و ۰/۶۹ خواهد بود. در این بین تنها کشش درآمدی حاصل از روش یوهانسن با بقیه برآوردها تفاوت دارد. بر این اساس کشش‌های درآمدی به دست آمده با افزایش ۱ درصدی ارزش افزوده بخش کشاورزی، در بلندمدت انتظار می‌رود مصرف انرژی بخش بین ۰/۶۵ تا ۰/۶۹ درصد افزایش یابد.

۵. الگوی تصحیح خطا

یکی از مزایای رهیافت ARDL این است که قادر به برآورد همزمان ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشد (سیدیکی، ۲۰۰۰). برآورد ضرایب کوتاه‌مدت رهیافت ARDL مبتنی بر مکانیسم تصحیح خطا در جدول ۷ ملاحظه می‌شود.

مطابق جدول ۷، ضرایب کوتاه‌مدت مطابق انتظار و همگی در سطح قابل قبولی معنادار هستند. کشش قیمتی کوتاه‌مدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی ۰/۱۰۲- و کشش درآمدی کوتاه‌مدت نیز ۰/۲۱۱ برآورد شده است که با برآوردهای حاصل از سایر روش‌ها، تفاوت اندکی دارند. ضریب جمله تصحیح خطا نیز منفی و معنادار است. این ضریب نشان می‌دهد تعادل کوتاه‌مدت مصرف انرژی به سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند و در هر دوره زمانی که در این تحقیق معادل یک سال است، حدود ۳۰ درصد انحراف از تعادل بلندمدت جبران می‌شود. بر این اساس برای بهره بردن از ضرایب تعادل بلندمدت در بخش کشاورزی حداقل به ۳ سال زمان نیاز است.

جدول ۷. برآورد الگوی تصحیح خطا براساس رهیافت ARDL

متغیر	ضریب	t	probe
ΔC	-۰/۶۸۳	-۱/۲۷۱	۰/۲۱۴
ΔLenp	-۰/۱۰۲	-۲/۶۲۳	۰/۱۴
ΔLvad	۰/۲۱۱	۲/۳۳۵	۰/۰۲۷
ECM(-۱)	-۰/۳۱۲	-۲/۹۶۵	۰/۰۰۶
R^2=۰/۲۹۳	Adj.R^2=۰/۲۲	DW=۲/۱۱	F(۳,۲۸)=۳/۸۸

مأخذ: نتایج تحقیق

٦. تحلیل روند

در الگوی نظری تقاضای انرژی متغیر روند در نظر گرفته شد. این متغیر می‌تواند نشان‌دهنده روند تغییرات و تحولات فناوری در مصرف انرژی در بخش کشاورزی باشد. در الگوهای قبلی متغیر روند وارد الگو نشد. یکی از مزیت‌های روش FMOLS این است که امکان ورود ساختارهای مختلف روند در الگو را برقرار می‌کند. با استفاده از این روش ساختارهای مختلف روند در الگوی

کوتاه‌مدت وارد شد. بهترین ساختار روند به دست آمده روند درجه دو بود که نتیجه آن در جدول ۸ ملاحظه می‌شود.

ضریب متغیر روند و مجذور آن هر دو در سطح بالایی معنادار هستند. سایر ضرایب الگو نیز معنادار هستند و علامت همه ضرایب نیز طبق انتظار است. ضریب تعیین در سطح بالایی است و مقدار DW نیز نشان می‌دهد الگو مشکل خودهمبستگی ندارد. ضریب t^2 منفی است که نشان می‌دهد روند موجود در تقاضای انرژی بخش کشاورزی ابتدا به آرامی افزایش می‌یابد، به یک حداکثر می‌رسد و سپس کاهش می‌یابد. در واقع روند موجود به صورت U وارونه است. براساس این نتیجه روند مصرف حامل‌های انرژی در سال‌های ابتدایی صعودی است، اما این روند بالاخره رو به کاهش می‌گذارد.

جدول ۸. نتیجه برآورد الگو با روند با روش FMOLS

متغیر	ضریب	t
C	۰/۶۳۸	۱/۴۴
Lvad	۰/۰۸۷	۱/۸۸
Lenp	-۰/۱۰۳	-۱۳/۰۸
Lenc(-۱)	۰/۶۴۶	۲۳/۶۸
t	۰/۰۱	۳/۲۹
t^2	-۰/۰۰۰۱۲	-۲/۷۴
R^2=۰/۹۷	$A.R^2$=۰/۹۶۵	DW=۱/۸۷

۷. جمع‌بندی و پیشنهادات

در دوره ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۸ میانگین رشد مصرف انرژی در بخش کشاورزی بیشتر از میانگین نرخ رشد ارزش افزوده این بخش بوده است. این وضعیت باعث شده است نرخ رشد بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی منفی باشد. در دوره مورد مطالعه میزان مصرف انرژی به ازای مقدار معینی ارزش افزوده بخش کشاورزی رو به افزایش بوده است. با توجه به غالب بودن انرژی‌های فسیلی در این بخش و آلاینده بودن این حامل‌های انرژی، این وضعیت منجر به افزایش انتشار آلاینده‌ها در بخش کشاورزی خواهد شد. از طرف دیگر از نظر اقتصادی اهمیت انرژی‌های فسیلی و نیز قیمت این حامل‌ها رو به افزایش است. این وضعیت منجر به افزایش هزینه تولید کشاورزی و در نتیجه افزایش قیمت محصولات تولیدی خواهد شد.

نتیجه برآورد الگوهای اقتصادسنجی نشان داد که کشش قیمتی بلندمدت مصرف انرژی در بخش حدود ۰/۲۸- تا ۰/۳۲- است. مقدار این کشش در کوتاه‌مدت ۰/۰۹- تا ۰/۱- برآورد گردید. این برآوردها نشان می‌دهند با افزایش قیمت انرژی میزان مصرف انرژی کاهش خواهد یافت، اما مقدار کاهش در مصرف انرژی در کوتاه‌مدت کمتر از بلندمدت است که مطابق اصول اقتصاد کاملاً منطقی و قابل قبول است.

کشش درآمدی مصرف انرژی نیز بین ۰/۶۵ تا ۱/۰۶ برآورد گردید. این مقدار نشان می‌دهد با افزایش ارزش افزوده بخش، میزان مصرف انرژی افزایش خواهد یافت. با توجه به این که انرژی یکی از نهاده‌های اصلی تولید به شمار می‌رود، این نتیجه کاملاً طبیعی است. بر این اساس در تحلیل پیامدهای افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر میزان مصرف انرژی، لازم است اثرات افزایش قیمت و برنامه‌های افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی تواماً در نظر گرفته شوند.

با توجه به کشش قیمتی برآورد شده برای مصرف انرژی، در صورت افزایش صددرصدی قیمت حامل‌های انرژی کاهش مصرف حامل‌های انرژی تا حد ۳۰ درصد متصور است. اما باید به این نکته توجه داشت که اولاً این مقدار کاهش در بلندمدت اتفاق می‌افتد و ثانیاً در این کاهش، اثرات افزایش ارزش افزوده در نظر گرفته نشده است. بنابراین برای رسیدن به این مقدار کاهش مصرف انرژی لازم است فعالیت‌های کشاورزی در شرایط بلندمدت قرار گیرند. مطابق تئوری اقتصادی شرایط بلندمدت شرایطی است که در آن امکان تغییر نهاده‌های ثابت وجود دارد. یکی از وجوه مهم نهاده‌های ثابت تولید نهاده‌های تعیین‌کننده سطح تکنولوژی تولید کشاورزی هستند. بنابراین لازم است شرایطی فراهم شود که تولیدکنندگان کشاورزی بتوانند با تغییر و تعدیل نهاده‌های ثابت فناوری مصرف انرژی را در سطوح و فعالیت‌های مختلف ارتقاء دهند. بر این اساس برای اثرگذاری سیاست‌های افزایش قیمت حامل‌های انرژی در کاهش مصرف انرژی لازم است سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بخش کشاورزی مقدمات و امکانات تغییرات بلندمدت را در فناوری مورد استفاده در بخش کشاورزی ایجاد کنند تا کشاورزان و فعالین بخش بتوانند با تعدیل در فناوری تولید برای کاهش مصرف انرژی برنامه‌ریزی و سرمایه‌گذاری کنند.

همچنین نتایج مطالعه نشان داد که نتایج الگوهای لگاریتمی تقاضای انرژی که با OLS، FMOLS، تحلیل هم‌انباشتگی یوهانسن و رهیافت ARDL برآورد شوند، کشش قیمتی و کشش درآمدی تقریباً یکسانی را نتیجه می‌دهند. به عبارت دیگر می‌توان نتیجه گرفت چنانچه در الگوی

لگاریتمی، متغیرها دارای درجه انباشتگی یکسان باشند و هم‌انباشتگی نیز وجود داشته باشد، همچنین در تحلیل هم انباشتگی یوهانسن، یک بردار هم‌انباشتگی معنادار و منطقی وجود داشته باشد و اصول الگوسازی اقتصادسنجی نیز رعایت گردند، نتایج روش‌های اشاره شده نزدیک به هم بدست خواهد آمد. همچنین این نتایج با نتیجه حاصل از رهیافت ARDL تفاوت زیادی نخواهند داشت. بنابراین نتایج حاصل از یک الگوی لگاریتمی که با OLS برآورد می‌شود می‌تواند گزینه مناسبی برای روش‌های جدیدتر مانند ARDL باشد.

منابع

الف- فارسی

آرمن، سیدعزیز و روح‌اله زارع (۱۳۸۴)، «بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال های ۱۳۴۶-۱۳۸۱»، فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۲۴، صفحات ۱۴۳-۱۱۷.

آماده، حمید، قاضی، مرتضی و زهره عباسی‌فر (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران»، مجله *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۶، صفحات ۳۸-۱.

باستانزاد، حسین و فرهاد نیلی (۱۳۸۴)، «تحلیل سیاستی قیمت‌گذاری حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۸، صفحات ۲۲۶-۲۰۱.

ترکمانی، جواد و الهام جمالی مقدم (۱۳۸۵)، «اثر قیمت سوخت مصرفی بر اشتغال نیروی کار در بخش کشاورزی»، مجله *دانش کشاورزی*، ج ۱۶ ش ۲.

حسینی، فریدون (۱۳۷۵)، بررسی رابطه بین قیمت نفت و رشد اقتصادی در کشورهای عضو OECD، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

زیبایی، منصور و محمدحسن طرازکار (۱۳۸۳)، بررسی روابط کوتاه‌مدت و درازمدت ارزش افزوده و مصرف انرژی در بخش کشاورزی»، فصلنامه *بانک و کشاورزی*، شماره ۶، صفحات ۱۷۱-۱۵۷.

سهیلی، کیومرث (۱۳۸۶)، «تأثیر بهبود فناوری تولید در بخش کشاورزی بر تقاضای بلندمدت انرژی در این بخش با بهره‌گیری از مدل فنی- اقتصادی MEDEE-S» فصلنامه *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۶۹، صفحات ۶۰-۴۵.

گریفین و استیل (۱۳۷۸)، *اقتصاد و سیاست انرژی*، فصل اول، ترجمه غلامحسین حسن‌تاش، اطلاعات سیاسی و اقتصادی، شماره ۱۳۹ و ۱۴۰.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، انتشارات رسا، تهران.

هژبر کیانی، کامبیز و سیده شایسته واردی (۱۳۷۹)، «بررسی ضریب اهمیت انرژی در تولید بخش کشاورزی در ایران»، فصلنامه *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۳۰.

ب- انگلیسی

Amarawickrama, H. A. and L. C. Hunt (2007), "Electricity Demand for Sri Lanka:A Time Series Analysis", SEEDS, October 2007.

Aqeel, A. and M. S. Butt (2001), "The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan", Asia-Pacific Development Journal, No. 8, Vol. 101-110.

Bakirtas, T., Karbuz, S. and M. Bildirici (2000), An Econometric Analysis of Electricity Demand in Turkey; METU Studies in Development.

Bandaranaike, R. D. & M. Munasighe (1983), "The Demand for Electricity Service and the Quality of Supply", *Energy Journal*, Vol. 4, No. 2, PP. 49-71.

Bentzen, J. and T. Engsted (1993), "Short- and long-run Elasticities in Energy Demand: a Cointegration Approach", *Energy Econ*, January, PP. 9-16.

Cheng, B. (1995), "An Investigation of Cointegration and Causality between Energy Consumption and Economic Growth", *J. Energy Dev*., No. 21, PP. 73-84.

Engle, R. F. & C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, No. 55, PP. 251-276.

Erdal, G., *et al* (2008), "The Causality between Energy Consumption and Economic Growth in Turkey", *Energy Policy*, No. 36, PP. 3838-3842.

Glashur, Y. U. (2002), "Energy and National Income in Korea: Futher Evidence on the Role of Omitted Variables", *Energy Economics*, No. 24, PP. 355-365.

Hamilton, J. D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, No. 57, PP. 357-384.

Johansen, S. and K. Juselius (1994), "Identification of the long-run and the short-run structure. An application to the ISLM model", *J. of Economet*, (Ann), No. 63, pp. 7-37.

Khalifa, H. & M. Ghali (2005), "Energy Use and Output Growth in Canada: A Ultivariate Cointegration Analysis", *Energy Economics*, No. 26, PP. 225-238.

Kim, C. J. & C. R., Nelson (1998), "Business Cycles Turning Points, A New Coincident Index and Tests of Duration Dependence based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching", *Review of Economics and Statistics*, No. 80, PP. 188-201.

Lee, Ch. Ch. & Ch. P. Chang (2005), "Structural Breaks, Energy Demand, and Economic Growth Revisited: Evidence from Taiwan", *Journal of Energy Economics*, No. 27, PP. 857-872.

Masih, A. (1996), "Energy Consumption and Real Income Temporal Causality, Results for a Multi-country Study based on Cointegration and Error-correction Techniques", *Energy Econ*, No. 18, PP. 165-183.

Masih, A. M. and R. Masih (1997), "On the Temporal Causal Relationship between Energy Consumption, Real Income and Prices: Some New Evidence from Asian Energy Dependent NICS based on a Multivariate Cointegration Vector Error Correction Approach", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 19, No. 4, PP. 417-440.

Mehrara, M. (2007), "Energy Consumption and Economic Growth: The Case of Oil Exporting Countries", *Energy Policy*, No. 35, PP. 2939-2945.

Narayan, P. K. and R. Smyth (2004), "Electricity Consumption, Employment and Real Income Australia Evidences from Multivariate Granger Causality Tests", *Energy policy*, Vol. 33, Issue 9, June 2005: PP. 1109-1116.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & R. Smith (2001), "Bounds Testing Approach to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, No. 16, PP. 289-326.

Phillips, P. C. B. (1986), "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *J. of Economet.*, No. 33, PP. 311-340.

Stern, D. I. (2000), "A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the Us Macroeconomy", *Energy Economics*, No. 22, PP. 267-283.

Stock, J. H. (1987), "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, No. 55, PP. 1035-1056.

Wolde-Rufael, Y. (2005), "Energy Demand and Economic Growth: The African Experience", *Journal of Policy Modeling*, No. 27, PP. 891-903.

Yang, H. Y. (2000), "A Note on the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan", *Energy Economics*, No. 22, PP. 309-377.