بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی

محمدرضا اسلامی، علی اکبر باغستانی، سعید یزدانی و حبیبه شرافتمند[1]

چکیده

انرژی از جمله نهاده‌های تولید است که، ضمن اثرگذاری بر رشد بخش کشاورزی، تامین و بکارگیری سایر نهاده‌ها نظیر آب و ماشین‌آلات را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به همین منظور در این مطالعه، ضمن محاسبه بهره‌وری انرژی مصرفی بخش کشاورزی طی سال‌های ۸۶-۱۳۵۵، با استفاده از تکنیک تابع تولید، عوامل موثر بر آن با استفاده از آزمون جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که بهره‌وری انرژی به طور متوسط طی دوره مورد بررسی کاهش یافته است. همچنین، تراکتور بکار گرفته شده، ضریب مکانیزاسیون و سطح زیرکشت محصولات کشاورزی تاثیر منفی و میزان انرژی مصرفی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی داشته است.

طبقه بندی JEL: C22,Q40,Q41

واژگان کلیدی: بهره‌وری انرژی، کاب داگلاس، آزمون جوهانسون، مدل تصحیح خطای برداری.

مقدمه

بخش کشاورزی با دارا بودن ۲۵٪ سهم از اشتغال و ۱۸٪ سهم از تولید ناخالص داخلی نقش مهمی را در اقتصاد ایران ایفا می‌کند. از این رو همواره رشد و توسعه این بخش به عنوان ابزار مهمی جهت دستیابی به رشد مداوم و توسعه اقتصادی ایران مورد توجه سیاستگذاران و اقتصاددانان بوده است. رشد یک بخش اقتصادی می‌تواند از طریق افزایش بکارگیری عوامل تولید و هم از طریق ارتقاء بهره‌وری عوامل تولید میسر گردد. با توجه به محدودیت رو به رشد برخی عوامل تولید و مشکلات زیست‌محیطی ناشی از افزایش بکارگیری برخی نهاده‌ها نظیر انرژی، تنها راه رشد بخش‌های اقتصادی، بهبود بهره‌وری عوامل تولید آن است. انرژی نقش مهمی را هم در طرف عرضه و هم در طرف تقاضای یک اقتصاد ایفا می‌کند. در طرف تقاضا، انرژی به صورت محصولی است که مصرف کننده جهت ماکزیمم کردن مطلوبیتش از آن استفاده می‌کند. در طرف عرضه، انرژی به عنوان یک نهاده کلیدی تولید است که به همراه سرمایه، نیروی کار و سایر نهاده‌ها نقش حیاتی را برای رشد اقتصاد یک کشور ایفا می‌کند. ایران ضمن برخورداری از حدود ۱۰٪ ذخایر قابل استحصال انرژی و حداقل ۱۵٪ ذخایر گاز جهان، از جایگاهی ویژه و مطلوب در جهان برخوردار است(پژویان و مرادحاصل، ۱۳۸۶). به نظر می‌رسد که کشور ایران به دلیل منابع غنی از انرژی با مشکل کمبود انرژی مواجه نباشد، در حالی که تقاضای انرژی در ایران خیلی بیشتر از عرضه آن است. امروزه نهاده انرژی در کنار نهاده نیروی کار و سرمایه نقش مهمی در تولید کشاورزی ایفا می‌کند. انرژی به عنوان نهاده مورد نیاز برای فعالیت ماشین‌آلات و ادوات کشاورزی به کار می‌رود. بسیاری از چاه‌های تامین آب کشاورزی برای

1 به ترتیب دانشیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات یزد. ایران. مدرس دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، گروه مدیریت کشاورزی، یزد، ایران. استاد گروه اقتصاد کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران (کرج) و مدرس دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، گروه مدیریت کشاورزی، یزد، ایران.
Drmr_eslami@yahoo.com

استحصال آب از پمپ‌هایی با سوخت برق و یا گازوئیل استفاده می‌کنند. استفاده از نهاده انرژی تنها محدود به فعالیت‌های زراعی و باغی نیست. بلکه در فعالیت‌های دامپروری و شیلات و جنگل نیز به عنوان نهاده‌ای مستقیم در تولید مشارکت دارد. سیستم‌های تولید کشاورزی در دنیا نیز به دلیل استفاده از مکانیزاسیون، کودها و سموم شیمیائی و بذرهای اصلاح شده، به طور عمیقی تغییر یافته است و در نتیجه تغییرات قابل ملاحظه‌ای در جریان انرژی مصرفی در بخش کشاورزی ایجاد و موجب وابستگی به انرژی سوخت‌های فسیلی شده است. این تغییر الگوی مصرف انرژی، مشکلاتی از قبیل گرم‌شدن محیط‌زیست ناشی از انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلودگی آب و خاک و غیره ایجاد کرده است(Hatirli and et al , 2005). رابطه مصرف انرژی و رشد و توسعه اقتصادی مورد توجه مطالعات بسیاری نظیر عرب مازار یزدی (۱۳۷۲)، ملکی (۱۳۷۸)، وحیدی (۱۳۷۹)، سهیلی (۱۳۸۱)، ولی‌ئی (۱۳۸۱)، زیبائی و طرازکار (۱۳۸۳)، آرمن و زارع (۱۳۸۴)، Fatai and et al, (2001)، Glasure (2004)، Narayan and Smyth (2004) ، Oh and Lee (2004) ، قرار گرفته است. همچنین در خصوص محاسبه بهره‌وری عوامل تولید کشاورزی و تاثیر تحقیقات کشاورزی،Griliches (1963) ، Huffman and Evenson (1993) ، Alston and et al.(1998)، Yee and et al. (2002) ، تاثیر تکنولوژی،David and Barker (1994)، Singh and et al.(2004)، تاثیر اندازه مزرعه، Toufique (1998)، بر بهره‌وری مطالعاتی انجام شده است. همچنین بهره‌وری انرژی مصرفی در کشاورزی، در مطالعات Schumacher and Sathaye (1999)، عباسی نژاد و وافی نجار (۱۳۸۳)، مورد توجه قرار گرفته است. انرژی مصرفی در بخش کشاورزی را می‌توان از جهات مختلف تقسیم‌بندی کرد. در یک نوع تقسیم‌بندی، انرژی مصرفی را می‌توان به سه گروه فیزیکی (نیروی انسانی و حیوانی، ماشین‌آلات، الکتریسیته و مصارف نفتی)، شیمیائی (کودها و سموم شیمیائی) و انرژی بذر (انرژی بیوشیمیائی بذر) تقسیم کرد (Hatirli and et al , 2005). در خصوص عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی Shi (2002)، نشان داد که نرخ افزایش در مصرف انرژی به سه دلیل کاهش یافته است. نخست به دلیل تجارت خارجی، تعدیلات ساختاری و اصلاح نهادهای اقتصادی. Chu and Manhong (2007) ، به بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در چین پرداختند و نتیجه‌گیری کردند که عوامل سرمایه، نیروی‌کار، تغییرات صنعتی و ابداعات نهادها بر بهره‌وری انرژی تاثیر مثبت داشته‌اند. محاسبه بهره‌وری نهاده انرژی در بخش کشاورزی ایران، به ویژه در قالب فیزیکی آن، ضمن کمک به بررسی روند بکارگیری این نهاده، امکان بررسی تخصیص بهینه این نهاده را فراهم می‌آورد. همچنین شناسایی عوامل موثر بر بهره‌وری می‌تواند راهنمای خوبی برای سیاستگذاران در جهت تخصیص بهینه این نهاده کمیاب فراهم آورد. به همین منظور در مطالعه حاضر ضمن توجه به مبانی نظری و مطالعات انجام گرفته در خصوص بهره‌وری عوامل تولید و عوامل موثر بر آن، ابتدا بهره‌وری نهاده انرژی در بخش کشاورزی ایران محاسبه و سپس عوامل موثر بر آن مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مواد و روش‌ها

روش این مطالعه از نوع اسنادی بوده و داده‌های مورد نیاز از گزارشات اقتصادی بانک مرکزی و ترازنامه انرژی ایران استخراج شده است. داده‌ها در خصوص نیروی کار شاغل نیز از شرافتمند (۱۳۸۶)، برداشت شده است. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه عبارتند از ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، موجودی سرمایه بخش کشاورزی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، و میزان مصرف انرژی بخش کشاورزی (معادل میلیون بشکه نفت خام) طی سال‌های ۸۶-۱۳۵۵، می‌باشد. جهت برآورد مدل از نرم‌افزار Eviews 5.0 استفاده شده است.

Zhao and Wei (1998)، Lin (2003)، Chu and Manhong (2007) و عباسی نژاد و وافی‌نجار (۱۳۸۳)، نشان دادند که تابع تولید با استفاده از نهاده انرژی را می‌توان در قالب کاب-داگلاس بصورت زیر نوشت:

$$Q_t = A_0 . L_t^{\alpha_1} . E_t^{\alpha_2} . K_t^{\alpha_3} . e^{u_t} \qquad (1)$$

که در آن Q میزان تولید، L نیروی کار، K سرمایه و E نشان دهنده انرژی است. فرم لگاریتمی روابط (۱) عبارتست از:

$$Log\,Q_t = LogA_0 + \alpha_1 LogL_t + \alpha_2 LogK_t + \alpha_3 LogE_t + V_t \qquad (۲)$$

بهره‌وری انرژی عبارتست از :

$$E_{\mathrm{Pr}oductivity} = \frac{dLog\,(VA_{ag})}{dLog\,(E_{ag})} \qquad (۳)$$

که در آن $E_{Productivity}$ نشان‌دهنده کشش نهاده انرژی، $dLog(VA_{ag})$، نرخ رشد ارزش افـزوده حقیقـی بخـش کـشاورزی و $dLog(E_{ag})$ نـرخ رشد انرژی مصرفی بخش می‌باشد. همانطور که رابطه شماره (۳) نشان می‌دهد، بهره‌وری نهایی یک عامل تولید عبارت است از افـزایش محصول بر اثر کاربرد یک واحد اضافی از آن عامل تولید. پس از برآورد توابع تولید بهره‌وری نهایی قابل محاسبه اسـت. در توابـع تولیـد کاب داگلاس (در این مطالعه کاب-داگلاس مقید) ضریب هر متغیر، کشش تولیدی را به دست می‌دهد. مـی تـوان از رابطـه زیـر بـرای محاسبه بهره وری نهایی در توابع تولید به فرم کاب داگلاس استفاده کرد.

$$\mathrm{E}_{\mathrm{Productivity}} = \frac{MP}{AP} \qquad (۴)$$

بدین گونه کشش تولیدی برابر است با نسبت بهره وری نهایی(MP) به بهره وری متوسط(AP) هر عامل تولید.

با توجه به این که به منظور شناسایی عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی از آزمون همگرایی جوهانسون استفاده شده است، در این قسمت به طور مختصر این روش معرفی می‌گردد.

روش همگرایی جوهانسون-جوسیلیوس ومدل تصحیح خطای برداری

نوفرستی (۱۳۷۸) آورده است که، بطور کلی در تحلیل چند متغیره سری های زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم انباشتگی بلنـد مدت وجود داشته باشد. در آن صورت روش‌هایی مثل انگل گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل‌گر، ایـن بردارهـا را تعیین کند. جوهانسون و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم انباشتگی برداری که در آن تعیین بردار هـم انباشـتگی از طریـق حداکثر راستنمایی صورت می گیرد توانستند نقایص روش انگل گرنجر را حل کنند. اساس کار آنها را یک مدل VAR به صورت رابطـه یک تشکیل می دهد:

$$y = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + e_t \qquad (۵)$$

براساس این رابطه یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM) بصورت رابطه زیر نوشته می شود.

$$y_t = \pi_1 \Delta y_{t-1} + \pi_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \pi_{p-1} \Delta y_{t-p-1} + e_t \qquad (۶)$$

که در آن:

$$\pi = -(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_p) \qquad (۷)$$

به طور کلی اساس تحلیل در این روش روی ماتریس π استوار است. اگر رتبه ماتریس را دانسته و تعداد متغیرها p فرض شود، آن گاه سه حالت ممکن است پیش آید.

اگر r=p باشد، در آن صورت π دارای رتبه کامل است و تمام متغیرها مانا خواهند بود. در این صورت می‌توان از روش VAR برای سطح متغیرها استفاده کرد.

اگر r<p<0 باشد، در این صورت r بردار هم انباشتگی وجود دارد که پایا هستند و r-p روند تصادفی یا ناپایا خواهد بود.

اگر r=0 باشد، تمام متغیرها دارای ریشه واحد بوده و می توان از روش VAR (روی تفاضل مرتبه اول متغیرها) ضرایب را تخمین زد.

بحث جوهانسون و جوسیلیوس بر حالت دوم بنا نهاده شده است که در آن رتبه ماتریس کوچکتر از تعداد متغیرهاست. در این روش از دو آماره حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی استفاده می شود.

بطور کلی مدل های هم انباشتگی براساس رابطه زیر استوار هستند:

$$\Delta y_t = a_{0y} + a_{1y}t - \pi_y z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{iy} \Delta z_{t-1} + \Psi_y w_t + u_{iy} \qquad (۸)$$

$$z_t = \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix}$$

که در آن:

Y یک بردار از متغیرهای درون زای I (1)[1]

X یک بردار از متغیرهای برون زای I(1)

W یک بردار از متغیرهای برون زای I(0)

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به این که متغیرهای به کار رفته در مدل همگی جزو متغیرهای سری زمانی می باشند، به منظور بررسی ایستایی متغیرها به منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده از آزمون KPSS و فیلیپس-پرون استفاده شده است. بررسی ایستایی متغیرهای ارزش افزوده (VA)، موجودی سرمایه (K) به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، نیروی کار شاغل(L) و انرژی مصرفی (E)، نشان می‌دهد که متغیرهای مورد نظر با در نظر گرفتن عرض از مبداء و روند و فاصله اطمینان ۹۵٪ با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. نتایج حاصل در جدول شماره (۱) آمده است.

جدول (۱): نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرهای ارزش افزوده، نیروی‌کار شاغل، موجودی سرمایه

Phillips-Perron				KPSS		
نام متغیر	پهنای باند	فرضیه صفر	آماره آزمون	پهنای باند	فرضیه صفر	آماره آزمون
LVA_t	۰	وجود ریشه واحد	-۲/۲۹	۴	ایستا است	۰/۱۶
$D(LVA_t)$	۷	وجود ریشه واحد	-۷/۲۶*	۷	ایستا است	۰/۱*
LL_t	۴	وجود ریشه واحد	۰/۷	۳	ایستا است	۰/۱۸
$D(LL_t)$	۴	وجود ریشه واحد	-۳/۹۲*	۳	ایستا است	۰/۱۲*
LK_t	۳	وجود ریشه واحد	-۱/۳۲	۴	ایستا است	۰/۱۵
$D(LK_t)$	۳	وجود ریشه واحد	-۴/۱*	۴	ایستا است	۰/۱*
LE_t	۳	وجود ریشه واحد	-۱/۵	۴	ایستا است	۰/۱۸
$D(LE_t)$	۰	وجود ریشه واحد	-۶/۲*	۴	ایستا است	۰/۹۸*
	سطح ۱٪	سطح ۵٪ *	سطح ۱۰٪	سطح ۱٪	سطح ۵٪ *	سطح ۱۰٪
مقادیر بحرانی	-۴/۳	-۳/۵۷	-۳/۲۲	۰/۲۱	۰/۱۴	۰/۱۱۹

[۳] متغیرهایی که با یک مرتبه تفاضل گیری ایستا می شوند.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

پس از بررسی ایستایی متغیرهای مدل، همان‌طور که در رابطه (۲) آمده است، به منظور بررسی تاثیر انرژی مصرفی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی تابع زیر برازش شده است:

$$LVA = \alpha_0 + \alpha_1 LL + \alpha_2 Lk + \alpha_3 LE + v_t \qquad (۹)$$

که در آن VA نشان‌دهنده ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، L، نیروی‌کار بخش کشاورزی، k، موجودی سرمایه حقیقی بخش کشاورزی و E، نشان‌دهنده انرژی مصرفی بخش کشاورزی است (L نیز نشانگر، لگاریتم طبیعی متغیرهای مدل می‌باشد. در تابع به فرم کاب- داگلاس، $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ نشان‌دهنده کشش نهاده‌های مصرفی می‌باشد. مجموع $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ نیز نشان‌دهنده بازده نسبت به مقیاس تولید می‌باشد. در این مطالعه با توجه به ویژگی تابع تولید کاب-داگلاس در نشان دادن نواحی تولید، از تابع کاب-داگلاس مقید با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس استفاده شده است. به عبارت دیگر تابع کاب-داگلاس مقید با توجه به قید $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$، برازش شده است.

نتایج آزمون وایت به منظور بررسی پدیده واریانس ناهمسانی برای مدل برازش شده اولیه، نشان می‌دهد که مقدار آماره F برای آزمون وایت برابر ۲/۵۵ می‌باشد. به دلیل این که آماره F محاسباتی از آماره F جدول با اطمینان ۹۵٪ بزرگتر است، فرضیه صفر که عدم وجود واریانس ناهمسانی است، رد می‌شود. بنابراین مدل نهایی با استفاده از روش حداقل مربعات وزنی بصورت زیر تصریح و برازش شده است(اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار است):

$$LVA = 4.3 + 0.288LL + 0.588LK + 0.124LE + [AR(1) = 0.37]$$
$$(0.35)\ (0.06) \qquad (0.05) \qquad (0.07) \qquad (0.14) \qquad (۱۰)$$
$$\overline{R}^2 = 0.98 \qquad D.W = 1.71$$

مقدار آماره R^2 تعدیل شده، نشان‌دهنده قدرت بالای توضیح‌دهندگی متغیرهای مستقل مدل می‌باشد. به منظور بررسی درستی برازش ها و عدم وجود پدیده رگرسیون کاذب پس از برآورد توابع به روش OLS/WLS، در صورتی که جملات پسماند (v_t)، حاصل از رگرسیون ایستا باشند، نشان‌دهنده وجود رابطه همجمعی و صحت تخمین‌های مورد نظر می‌باشند. برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب و هم به منظور دستیابی به ارتباط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو، درجه هم‌انباشتگی جملات خطا با استفاده از آزمون ریشه واحد و آماره دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) مشخص می شود. نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر نشان می‌دهد که پسماند رگرسیون با در نظر گرفتن عرض از مبداء و روند در سطح ایستا می‌باشد. به عبارت دیگر رابطه تعادلی بلندمدتی میان متغیرهای مدل وجود دارد.

جدول شماره(۲): نتیجه آزمون هم‌انباشتگی گرنجر برای جملات پسماند

نام متغیر	درجه هم‌انباشتگی	آمارهADF	مقادیر بحرانی
پسماند	**I(0)**	-۴/۸۵	*-۴/۲ **-۳/۵ ***-۳/۲

* مقادیر بحرانی آماره در سطح ۱٪، ** در سطح ۵٪ و *** در سطح ۱۰٪ را نشان می دهد.

ماخذ: یافته های تحقیق

همچنین به منظور رفع پدیده خودهمبستگی از فرآیند خود رگرسیو مرتبه اول استفاده شده است. نتایج تابع برازش شده نشان می‌دهد که هر سه نهاده تاثیر مثبتی بر تغییرات ارزش افزوده داشته و بیشترین کشش تولید مربوط به نهاده سرمایه می‌باشد. ۱٪ تغییر

در نهاده‌های سرمایه، نیروی‌کار و انرژی به ترتیب ۰/۵۸۸٪، ۰/۲۸۸٪ و ۰/۱۲۴٪ ارزش افزوده بخش را متاثر می‌سازد. البته میزان کشش‌های محاسباتی به مقدار زیادی به قید اعمال شده که همان بازده ثابت نسبت به مقیاس می‌باشد، وابسته است.

اکنون با استفاده از کشش نهاده انرژی، با توجه به رابطه $E_{Productivity} = \frac{MP}{AP}$ که در آن $E_{Productivity}$ کشش تولید، برابر با نسبت بهره وری نهایی(MP) به تولید متوسط(AP) هر عامل تولید است، می‌توان بهره‌وری نهایی نهاده انرژی را محاسبه نمود. جدول (۲) متوسط بهره‌وری نهایی انرژی در بخش کشاورزی را طی دوره‌های مختلف نشان می‌دهد. روند کلی بهره‌وری نهایی بخش کشاورزی طی دوره مورد بررسی علیرغم نوساناتی اندک، کاهشی بوده است.

جدول (۳): ویژگی‌های آماری متغیر بهره‌وری انرژی مصرفی بخش کشاورزی

	۱۳۵۵-۵۹	۱۳۶۰-۶۸	۱۳۶۹-۷۶	۱۳۷۶-۸۶	کل دوره
میانگین متغیر	۰/۴۹۴	۰/۴۱۹	۰/۳۸	۰/۳۸۸	۰/۴۰۸
حداکثر متغیر	۰/۵۲۵	۰/۴۸۱	۰/۳۸۶	۰/۳۹۸	۰/۵۲۵
حداقل متغیر	۰/۴۸۲	۰/۳۸۷	۰/۳۷۴	۰/۳۸۱	۰/۳۷۴
واریانس متغیر	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۰۱۷	۰/۰۰۰۰۱۵	۰/۰۰۱۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

پس از محاسبه بهره‌وری نهایی نهاده انرژی، در این قسمت عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی مصرفی بخش کشاورزی مورد بررسی قرار می‌گیرد. به همین منظور، تاثیر متغیرهای تراکتور بکار گرفته شده (TR) و همچنین ضریب مکانیزاسیون (MI)، سطح زیرکشت محصولات کشاورزی (S) و انرژی مصرفی بخش کشاورزی (E) بر بهره‌وری نهاده انرژی مورد مطالعه قرار می‌گیرد (L نشان دهنده لگاریتم طبیعی متغیرهاست). با توجه به سری‌زمانی بودن داده‌های مورد استفاده، در ابتدا بایستی ایستایی متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گیرد. نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون فیلیپس-پرون و KPSS نشان می‌دهد که متغیرهای مورد بررسی با در نظر گرفتن عرض از مبداء و روند، با یک مرتبه تفاضلگیری ایستا می‌شوند.

جدول (۴): نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیر بهره‌وری انرژی مصرفی

	Phillips-Perron			KPSS		
نام متغیر	پهنای باند	فرضیه صفر	آماره آزمون	پهنای باند	فرضیه صفر	آماره آزمون
LMP_t	۵	وجود ریشه واحد	-۲/۳۶	۴	ایستا است	۰/۱۸۵
$D(LMP_t)$	۱	وجود ریشه واحد	-۶/۴۲*	۵	ایستا است	۰/۱۳۸*
LTR_t	۳	وجود ریشه واحد	-۱/۶۴	۴	ایستا است	۰/۱۸۸
$D(LTR_t)$	۳	وجود ریشه واحد	-۴*	۳	ایستا است	۰/۱۲۷*
LMI_t	۳	وجود ریشه واحد	-۲/۹	۴	ایستا است	۰/۱۶۹
$D(LMI_t)$	۳	وجود ریشه واحد	-۱۰/۶*	۵	ایستا است	۰/۰۸*
LS_t	۲	وجود ریشه واحد	-۱/۸	۴	ایستا است	۰/۱۴۸
$D(LS_t)$	۶	وجود ریشه واحد	-۵/۱*	۵	ایستا است	۰/۰۷۷*
LE_t	۲	وجود ریشه واحد	-۱/۷	۴	ایستا است	۰/۱۸۴
$D(LE_t)$	۱	وجود ریشه واحد	-۶/۸*	۲	ایستا است	۰/۰۹۷*
	سطح ۱٪	سطح ۵٪*	سطح ۱۰٪	سطح ۱٪	سطح ۵٪*	سطح ۱۰٪
مقادیر بحرانی	-۴/۳	-۳/۵۶	-۳/۲۱	۰/۲۱	۰/۱۴	۰/۱۱۹

ماخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی وجود بردارهای همجمعی متغیرهای مدل از آزمون همگرایی جوهانسون استفاده شده است. آزمون همگرایی جوهانسون نشان می‌دهد که براساس معیارهای حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر وجود یک بردار همگرایی میان متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ تائید می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۵) آمده است.

جدول شماره (۵): نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسون

فرضیه	مقدار بحرانی حداکثر مقادیر ویژه*	مقدار بحرانی آزمون اثر*	آماره حداکثر مقادیر ویژه	آماره آزمون اثر
نبود بردار همجمعی	۳۳/۸	۶۹/۸	۳۴/۷	۸۲/۵
وجود حداقل یک بردار همجمعی	۲۵/۴	۴۷/۸	۲۷/۴	۴۲/۸

* **سطح اطمینان ۹۵٪**

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول شماره (۶): ضرائب بردار نرمال همگرائی(انحراف معیار داخل پرانتز)

LE	LMI	LTR	LS	LMP
انرژی مصرفی	ضریب مکانیزاسیون	تراکتور بکار گرفته شده	سطح زیرکشت	بهره‌وری انرژی
-۰/۰۸۸	۰/۰۰۷۴	۰/۳۷۸	۰/۲۸۸	۱
(۰/۰۷۵)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۵۳)	(۰/۰۶۶)	

ماخذ: یافته های تحقیق

به منظور ارتباط دادن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرها با نوسانات کوتاه‌مدت، الگوی تصحیح خطای برداری استفاده شده است. همانطور که در نتایج حاصل از آزمون جوهانسون نشان می‌دهد، میان متغیرهای تراکتور بکار گرفته شده، سطح زیرکشت محصولات کشاورزی، ضریب مکانیزاسیون و بهره‌وری انرژی رابطه منفی و میان انرژی مصرفی و بهره‌وری انرژی مصرفی رابطه مثبت وجود دارد.

به منظور بررسی تاثیر نوسانات کوتاه مدت متغیرها بر روابط تعادلی بلندمدت میان آن‌ها معادله (۱۱) با استفاده از رهیافت VECM استفاده شده است.

$$D(LMP) = \underset{(0.0045)}{-6.67} - \underset{(0.14)}{0.674}\,[(LMP_{t-1}) + \underset{(0.053)}{0.38}\,(LTR_{t-1}) + \underset{(0.006)}{0.007}\,(LMI_{t-1}) + \underset{(0.066)}{0.288}(LS_{t-1}) - \underset{(0.075)}{0.88}(LE_{t-1})] - \underset{(0.47)}{0.13}\,D(LMP_{t-1}) \qquad (11)$$

$$- \underset{(0.06)}{0.19}\,D(LTR_{t-1}) - \underset{(0.007)}{0.0034}\,D(LMI_{t-1}) - \underset{(0.17)}{0.164}\,D(LE_{t-1}) + \underset{(0.08)}{0.22}\,D(LS_{t-1})$$

$$F = 5.13 \qquad R^2_{Adj} = 0.46$$

براساس جمله تصحیح خطای معادله (۱۱) که برابر ۰/۶۷۴ می‌باشد، در هر دوره ۰/۶۷۴ درصد از عدم تعادل تغییرات بهره‌وری انرژی تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر پس از ۱/۵ دوره عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت به طور کامل تعدیل خواهد شد. بررسی معنی‌داری ضرائب معادله (۱۱) نشان می‌دهد که متغیرهای تراکتور بکارگرفته شده، ضریب مکانیزاسیون و سطح زیرکشت محصولات کشاورزی در یک دوره قبل بر رشد بهره‌وری انرژی تاثیر منفی و معنی‌داری داشته است. همچنین میزان انرژی بکارگرفته شده در دوره قبل بر رشد بهره‌وری تاثیر مثبت داشته است.

برای این که بتوان تاثیر متغیرهای مدل بر بهره‌وری انرژی مصرفی بخش کشاورزی را به طور مطلوب‌تری مشاهده کرد از توابع ضربه-پاسخ استفاده می‌شود. در این مرحله اثر یک انحراف معیار تغییر در متغیرهای مدل و پاسخ بهره‌وری انرژی طی دوره‌های مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول شماره (۷): عکس العمل بهره‌وری انرژی نسبت به تکانه در سایر متغیرها

نام متغیر	LMP	LTR	LMI	LE	LS
دوره زمانی	بهره‌وری انرژی	تراکتور بکار گرفته شده	ضریب مکانیزاسیون	میزان انرژی مصرفی	سطح زیر کشت محصولات
۱	۰/۰۱۵	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۰۰۹	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱۱
۳	۰/۰۱۳	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۷
۴	۰/۰۱۴۸	-۰/۰۱۶	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۸۹	-۰/۰۰۸۵
۵	۰/۰۱۸	-۰/۰۱۸	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۸۷	-۰/۰۰۸۶
۶	۰/۰۲	-۰/۰۱۹	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۹۷	-۰/۰۰۷
۷	۰/۰۲۲	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۱	-۰/۰۰۷
۸	۰/۰۲۴	-۰/۰۲۲	-۰/۰۰۰۹۵	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۷۷
۹	۰/۰۲۵	-۰/۰۲۴	-۰/۰۰۱۱	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۸۲
۱۰	۰/۰۲۶	-۰/۰۲۵	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۸۳

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج تابع ضربه پاسخ نشان می‌دهد اثر تکانه تراکتور بکار گرفته شده، ضریب مکانیزاسیون و سطح زیرکشت محصولات کشاورزی بر بهره‌وری انرژی، طی زمان منفی اما با شتاب اندکی کاهشی بوده است. به عبارتی با فاصله گرفتن از دوره جاری اثر تکانه متغیرهای مدل، نوسانات بهره‌وری انرژی را کمتر متاثر خواهد ساخت. تکانه وارد بر افزایش میزان انرژی نیز بهره‌وری انرژی را به میزان اندکی افزایش خواهد داد. نتایج نشان می‌دهد که بطور متوسط تکانه وارد بر بهره‌وری انرژی، در مقایسه با تکانه وارد بر سایر متغیرها، بهره‌وری را انرژی را بیشتر متاثر خواهد ساخت.

به منظور بررسی سهم بی ثباتی متغیرها در توجیه نوسانات متغیر نوسانات قیمت نسبی، از تجزیه واریانس کمک گرفته شده است. ستون S.E نشان دهنده خطای پیش‌بینی است که با فاصله گرفتن از دوره جاری افزایش یافته است. سهم بهره‌وری انرژی دوره‌های گذشته در توجیه نوسانات بهره‌وری پس از طی ۵ دوره به نسبت تقریباً باثبات ۴۵٪ می‌رسد. همچنین در دوره اول، میزان انرژی مصرفی بیشترین تاثیر را بر واریانس بهره‌وری انرژی داشته است. اما از دوره دوم به بعد، تراکتور بکار گرفته شده بیشترین سهم را توجیه واریانس بهره‌وری انرژی دارد. درمیان متغیرهای مدل ضریب مکانیزاسیون کمترین تاثیر را بر واریانس بهره‌وری انرژی داشته است.

جدول شماره (۸): تجزیه واریانس متغیر بهره‌وری انرژی

	S.E	LMP	LTR	LMI	LE	LS
		بهره‌وری انرژی	تراکتور بکار گرفته شده	ضریب مکانیزاسیون	میزان انرژی مصرفی	سطح زیر کشت محصولات
۱	۰/۰۱۵	۱۰۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۲	۷۹/۴۶	۸/۹۶	۰/۰۰۱۸	۱۱/۲۸	۰/۲۹
۳	۰/۰۳	۵۹	۲۳/۱۵	۰/۱۷	۱۲/۰۱	۵/۶
۴	۰/۰۳۹	۴۸/۵۷	۳۱/۱	۰/۱۲	۱۲/۱۴	۸
۵	۰/۰۴۸	۴۶/۱	۳۴/۲	۰/۱۲۸	۱۱/۱۷	۸/۳۸
۶	۰/۰۵۷	۴۵/۸	۳۵/۷	۰/۱	۱۰/۷۶	۷/۶
۷	۰/۰۶۶	۴۵/۸۶	۳۶/۷	۰/۱	۱۰/۴۲	۶/۹
۸	۰/۰۷۶	۴۵/۷	۳۷/۵	۰/۰۹۶	۱۰/۲۴	۶/۴
۹	۰/۰۸۵	۴۵/۵	۳۸/۲	۰/۰۹۵	۱۰/۰۵	۶/۰۵
۱۰	۰/۰۹۳	۴۵/۴۵	۳۸/۸	۰/۰۹	۹/۹	۵/۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جمع بندی و پیشنهادات

در این مطالعه به منظور بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران طی سال‌های ۸۶-۱۳۵۵، ابتدا بهره‌وری انرژی بخش کشاورزی با استفاده از برآورد تابع تولید کاب-داگلاس مقید، محاسبه شده است. بررسی روند بهره‌وری انرژی بخش کشاورزی نشان می‌دهد که علیرغم رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی طی دوره مورد بررسی و همچنین افزایش میزان مصرف انرژی، بهره‌وری انرژی کاهش یافته است. به عبارت دیگر افزایش تولید بخش کشاورزی از طریق افزایش بکارگیری نهاده انرژی تامین شده است. همچنین تاثیر انرژی مصرفی بخش کشاورزی بر رشد ارزش افزوده بخش مثبت و معنی‌دار بوده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های کاهش مصرف حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی، همزمان به ارتقاء بهره‌وری این نهاده توجه داشته باشد. زیرا در غیر این صورت رشد این بخش با کاهش مواجه خواهد شد. عمده حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی در قالب تجهیزات و ادوات کشاورزی، پمپ‌های آب و سیستم‌ها و تاسیسات تولیدی بکار برده می‌شود. به منظور بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی از متغیرهای تراکتور بکار گرفته شده، ضریب مکانیزاسیون، سطح زیرکشت محصولات کشاورزی و میزان انرژی مصرفی استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد که میزان انرژی مصرفی بخش کشاورزی تاثیر منفی بر بهره‌وری انرژی در این بخش نداشته است. به عبارت دیگر نمی‌توان راه حل بهبود بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی را کاهش مصرف انرژی در این بخش دانست. بررسی روند تعداد تراکتور بکار گرفته شده، ضریب مکانیزاسیون و سطح زیرکشت محصولات کشاورزی نشان دهنده رشد این متغیرها طی دوره مورد بررسی است. در حالی که افزایش سطح زیرکشت محصولات که به معنای گسترش افقی سطح تولید کشاوزی است، از طریق بکارگیری نهاده‌های بیشتر از جمله آب و ادوات کشاورزی تامین شده است. این گسترش نتوانسته است سبب بهبود بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی شده و بر بهره‌وری انرژی تاثیر منفی داشته است. سیاست‌های بهبود مکانیزاسیون و افزایش بکارگیری تراکتور نیز نتوانسته است بهره‌وری بخش کشاورزی را بهبود بخشد. به عبارت دیگر تراکتورهای

بکارگرفته شده در بخش کشاورزی اگرچه با افزایش سطح زیرکشت، از توان بیشتری برخوردار شده‌اند، اما راندمان انرژی مطلوبی نداشته‌اند. نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد که تراکتور بکار گرفته شده بیشترین سهم را در توجیه واریانس بهره‌وری انرژی دارد. همچنین درمیان متغیرهای مدل، ضریب مکانیزاسیون کمترین تاثیر را بر واریانس بهره‌وری انرژی داشته است. از این رو پیشنهاد می‌شود تا در بکارگیری تراکتور در بخش کشاورزی به راندمان انرژی آن توجه بسیاری شود. استفاده از تکنولوژی‌هایی با مصرف سوخت کمتر و راندمان بیشتر ضمن بهبود بهره‌وری انرژی، آلایندگی کمتر را به محیطزیست تحمیل می‌کند. پیشنهاد می‌شود تا در مطالعات آتی ضمن تفکیک اشکال مختلف انرژی مصرفی، تاثیر این اشکال در زیربخش‌های کشاورزی بطور مجزا مورد بررسی قرار گیرد تا ضمن بدست آمدن نتایجی واقعی‌تر امکان سیاستگذاری دقیق‌تر فراهم گردد.

منابع

آرمن ع ، ر زارع (۱۳۸۴). بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۸۱-۱۳۴۶. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*. ۷ (۲۴): ۱۴۳-۱۱۷.

پژویان و مراد حاصل (۱۳۸۶). بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*. سال هفتم . شماره ۴.

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

سهیلی، ک (۱۳۸۱). روابط پویای بین متغیرهای کلان موثر بر تقاضای انرژی در ایران (کاربردی از مدل تصحیح خطای برداری. *فصلنامه پژوهشی دانشگاه امام صادق*(۱۵): ۱۳۹-۱۱۱.

شرافتمند ح، م همایونی فر (۱۳۸۶). محاسبه موجودی سرمایه و تعیین نرخ بازدهی آن در زیر بخش‌های کشاورزی ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه زابل.

عباسی نژاد ح ، د وافی نجار (۱۳۸۳). بررسی کارایی و بهره‌وری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و تخمین کشش نهاده‌ای و قیمتی انرژی در بخش صنعت و حمل و نقل با روش TSLS (۷۹-۱۳۵۰). *مجله تحقیقات اقتصادی* (۶۶): ۱۳۷-۱۱۳.

عرب مازار یزدی، ع (۱۳۷۲). تخمین توابع تقاضا برای فرآورده‌های اصلی نفتی در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران.

ملکی، ر (۱۳۷۸). بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

نوفرستی ، م (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی، چاپ اول، موسسه خدمات فرهنگی رسا.

وحیدی، م (۱۳۸۲). بررسی مصرف انرژی، قیمت و درآمد واقعی کشورهای عضو اوپک. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه شیراز.

ولی ئی، م (۱۳۸۱). بررسی رابطه مصرف انرژی و توسعه اقتصادی برخی کشورهای آسیا (کره جنوبی و چین). *ماهنامه اقتصاد انرژی*: ۴۰-۳۶.

Alston, J.M. B. Craig, and P.G. Pardey. (1998) Dynamics in the Creation and Depreciation of Knowledge, and the Returns to Research. *International Food Policy Research Institute EPTD Discussion Paper No. 35.*

Chu, W. and S., Manhong (2007). Impact Factors of Energy Productivity in China: An Empirical Analysis. *Chinese Journal of Population, Resources and Environment*. Vol. 5 No.2 :28- 33.

David C.C, Barker, R.(1994). Trends in agricultural productivity; agricultural policy analysis for transition to a market oriented economy in Vietnam. *FAO economic and social development paper. Vol 123. 87-119.*

Fatai, K. and L.Oxley and F.Scrimgeour (2004). Modeling the Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, the Philippines and the Thailand, *Mathematics and computer in Simulation*. 64, 431-445.

Glasure, Y.U.(2002). Energy and National income in Korea: Further Evidence on the Role of Omitted Variables. *Energy Economics*. 24. 355-365.

Griliches, Z. (1963) The Sources of Measured Productivity Growth: United States Agriculture, 1970-1960. *Journal of Political Economy 71. pp 331-346.*

Hatirli, S. A., Ozkan, B. and Fert, K., (2005), An econometric analysis of energy input–output in Turkish agriculture, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, vol. 9, 608-623.

Huffman, W.E. and R.E. Evenson. (1993) Science for Agriculture: A Long Term Perspective, Ames, IA. *Iowa State University Press.*

Lin B Q, (2003). Structural Changes, efficiency improvement and electricity demand forecasting. *Economic Research Journal*, 5: 57–65 (in Chinese)

Narayan,P.K. and R. Smyth (2004). Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidence from Multivariate Granger Causality Tests. *Energy Policy*.

Oh ,W. and K. Lee (2004). Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Revisited: The Case of Korea 1979-1999, *Energy Economics*, 26, 51-59.

Singh, G. and Singh,s. and J.Singh (2004). Optimization of energy inputs for wheat crop in Punjab. *Energy conversion and management. 45. 453-465*.

Schumacher, K. and J. Sathaye. (1999). India's Pulp and Paper Industry: Productivity and Energy Efficiency. *Ernest Orlando Lawrence Berkeley National Laboratory, paper 41843*.

Shi D, (2002). The improvement of energy consumption efficiency in China's economic growth. *Economic Research Journal*, 9: 49–56 (in Chinese)

Toufique, K.A. (1999) The Relationship between Farm Size and Productivity in Bangladesh Agriculture: the Role of Transaction Cost in Rural Labor Market" *Bangladesh Institute of Development Studies.55-71.*

Yee, J., W.E. Huffman, M. Ahearn, and D. Newton. (2002) Sources of Agricultural Productivity Growth at the State Level, 1960-1993. *in V.E. Ball and G.W. Norton, Eds., Agricultural Productivity: Measurement and Sources of Growth. Boston, MA: Kluwer Academic Publication. pp. 185-210.*

Zhao L X and Wei W X, (1998). Research of energy and economic growth model. *Forecasting*, 17: 32–49 (in Chinese)

Study on the Impact factors of Energy productivity In Agriculture Sector

M.R. Eslami-A.A. Baghestany-S. Yazdani-H. Sherafatmand[1]

Abstract

Energy as a production factor will affect growth of Agriculture Sector and affect application of other factors like Water and Machinery. In this study, according to this subject, after calculating energy productivity in agriculture sector during 1976-2007 by using production function technique, the existence of long-run relationship between effective factors on energy productivity is examined using Johansen Cointegration test and vector error correction model. Results indicated that the trend of energy productivity is decreasing during all of studied period. Also Tractor implemented, Mechanization Index and cultivated area have negative and energy consumption volume has positive and significant impact on growth of Agriculture energy productivity.

JEL Classification; C22,Q40,Q41

Keywords: Energy productivity- Cob-Douglas- Johansen Test- Vector Error Correction Model.

[1]Associate Professor, Economics Dept, Islamic Azad University, science and research branch, Yazd-Iran. Agricultural management Dept, Islamic Azad University, science and research branch, Yazd-Iran. Professor, Agricultural Economics Dept. Agriculture and Natural Recourses Faculty, University of Tehran. Agricultural management Dept, Islamic Azad University, science and research branch, Yazd-Iran.
a.baghestany@srbiau.ac.ir