

بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران

علی قنبری*، سمانه خاکسار آستانه^۱، حمیده خاکسار آستانه^۲

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۹/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۲/۱۸

چکیده

بهبود بهره‌وری به‌عنوان یکی از مهم‌ترین منابع تامین رشد اقتصادی به معنی استفاده‌ی بهینه، موثر و کارآمد از تمامی منابع تولید اعم از نیروی کار، سرمایه و انرژی است و در کشور ما که دارای منابع غنی انرژی می‌باشد، ارتقای بهره‌وری انرژی‌های پایان‌پذیر دارای اهمیت ویژه‌ای است. در این مطالعه ابتدا بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی با استفاده از شاخص بهره‌وری جزیبی محاسبه شده و سپس مهم‌ترین عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های سالیانه برای دوره‌ی زمانی ۱۳۵۶-۱۳۸۶ ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی مصرفی، دستمزد واقعی نیروی کار، متوسط نیروی کار به ازای هر واحد انرژی، قیمت واقعی فراورده‌های نفتی و نسبت برق از کل مصرف انرژی تاثیر مثبت بر بهره‌وری انرژی در کوتاه‌مدت داشته‌اند. همچنین در بلندمدت متغیر سهم مصرف برق از کل مصرف انرژی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی داشته است.

طبقه‌بندی JEL: Q43، Q40، Q10

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری انرژی، الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، بخش کشاورزی، اقتصاد ایران.

۱- به ترتیب عضو هیات علمی و دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.

۲- عضو هیات علمی گروه اقتصاد جهاددانشگاهی مشهد، مشهد.

*نویسنده‌ی مسئول مقاله: Dr_alighanbari@yahoo.com

پیشگفتار

بهره‌وری مفهومی جامع و کلی است که بهبود آن به‌عنوان یک ضرورت جهت ارتقای سطح زندگی، رفاه بیشتر و آرامش انسان‌ها همواره مد نظر دست‌اندرکاران سیاست و اقتصاد بوده است (ابطحی و کاظمی، ۱۳۸۳).

امروزه بهره‌وری به‌عنوان یکی از عوامل تاثیرگذار بر شرایط اقتصادی کشورها مطرح است. چرا که بهبود بهره‌وری ضمن افزایش تولید ناخالص داخلی و رقابت‌پذیری کشورها، موجبات افزایش رفاه عمومی را نیز فراهم می‌کند. بررسی سهم رشد بهره‌وری در رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته یا در حال گذار بیانگر این واقعیت است که طی دو دهه‌ی گذشته در این کشورها سعی شده تا سهم عمده‌ای از رشد اقتصادی از طریق رشد شاخص‌های بهره‌وری تامین شود. بر این اساس در صورتی که کشورهای در حال توسعه از جمله ایران بخواهند سطح توسعه‌یافتگی خود را به سطح کشورهای فوق برسانند، چاره‌ای جز ارتقای بهره‌وری ندارند.

شناخت اهمیت بهره‌وری منحصر به جوامع سرمایه‌داری نبوده و نیست. تمرکز اصلی سیاست-گذاری‌های کشورهای توسعه یافته از سال‌های دور تاکنون بررسی شده و اجرای روش‌های مناسب برای بهبود بهره‌وری عوامل تولید به‌عنوان یکی از راه‌های افزایش تولید بوده است. امروزها توجه به کمیابی منابع مختلف تولید، جهان ما چه در کشورهای پیشرفته و چه در کشورهای در حال پیشرفته، به بهره‌وری افزون‌تر نیاز دارد و کارشناسان و صاحب‌نظران اقتصادی در نظام‌های مختلف عملاً به‌نحو یکسانی اهمیت موضوع افزایش بهره‌وری را مورد تاکید قرار می‌دهند (ابطحی و کاظمی، ۱۳۸۳).

بهبود بهره‌وری به‌عنوان یکی از مهم‌ترین منابع تامین رشد اقتصادی به معنی استفاده‌ی بهینه، موثر و کارآمد از تمامی منابع تولید اعم از نیروی کار، سرمایه و انرژی است و در کشور ما که دارای منابع غنی انرژی می‌باشد، ارتقای بهره‌وری انرژی‌های پایان‌پذیر دارای اهمیت ویژه‌ای است. از سوی دیگر، امروزه انرژی به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین عوامل برای شکل‌گیری و پیشرفت جوامع صنعتی شناخته شده و میزان دسترسی کشورها به منابع گوناگون انرژی، نشانگر پتانسیل‌های پیشرفت و قدرت سیاسی اقتصادی آنها می‌باشد. اگرچه معمولاً در مقایسه‌ی بین کشورها از نظر سرانه‌ی مصرف انرژی، بالا بودن مصرف، نشانه‌ی توسعه‌یافته‌تر بودن یک کشور می‌باشد؛ اما باید متذکر شد که مصرف بالاتر هنگامی نشانه‌ی توسعه است که با تولید ملی بیشتر نیز همراه باشد. از این رو با افزایش بهره‌وری انرژی، می‌توان ضمن ثابت نگه داشتن یا حتی کاهش مصرف، توسعه‌ی اقتصادی و رفاه اجتماعی بالاتر را به‌وجود آورد.

در میان بخش‌های اقتصادی یک کشور در حال توسعه، بخش کشاورزی به‌عنوان تامین‌کننده‌یغذای جامعه از اهمیت قابل ملاحظه‌ای برخوردار است. اگرچه تا چند دهه پیش راه‌های گوناگونی برای افزایش تولید محصولات کشاورزی در نظر بوده است؛ ولی وجود محدودیت‌هایی چون کمبود منابع مانند زمین و انرژی سبب شده است تا به استفاده از روش‌های ارتقای بهره‌وری عوامل تولید، توجه ویژه‌ای شود و عموماً به این دلیل که نهاده‌های مورد استفاده برای تولید محدود و کمیاب هستند، کشاورزان و برنامه‌ریزان بخش اقتصاد کشاورزی همواره را در جستجوی راه‌هایی بوده تا بتوانند با به-کارگیری مقدار نهاده‌ی کمتر به خصوص نهاده‌های کمیاب‌تر، مقدار تولید بیشتری به‌دست آورند.

مصرف انرژی بخش کشاورزی در سال ۱۳۷۷ بالغ بر ۳۳.۱۷ میلیون بشکه معادل نفت خام بوده که با رشد متوسط سالیانه‌ی ۱/۹۵٪ به ۴۰.۲۳ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۸۷ افزایش یافته است. از آنجا که درصد قابل توجهی از انرژی در بخش کشاورزی مورد استفاده قرار می‌گیرد، ارتقاء بهره‌وری انرژی در این بخش می‌تواند به ارتقاء بهره‌وری انرژی کل اقتصاد کمک کند. در این قسمت تعدادی از مطالعات داخلی و خارجی انجام گرفته در رابطه با عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی به‌عنوان یک نهاده‌ی تولید، ارائه می‌شود.

اثنی‌عشری و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی تجارت خارجی و بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران پرداختند. به این منظور با استفاده از داده‌های سال‌های ۸۷-۱۳۵۸ و استفاده از مدل ARDL این رابطه برآورد شده است. نتایج نشان داد که تجارت خارجی در کوتاه و بلندمدت بر بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی تاثیر مثبتی دارد. امینی و یزدی‌پور (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای به تحلیل عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۱-۱۳۷۳ پرداختند. نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل‌ها به روش ادغام داده‌های مقطعی و سری زمانی نشان داد که متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی مصرفی و هزینه‌ی واقعی استفاده از سرمایه، بیشترین تاثیر را بر بهره‌وری انرژی داشته است. همچنین نیروی کار به ازای هر واحد انرژی مصرفی، هزینه‌ی واقعی استفاده از نیروی کار و سهم برق از انرژی مصرفی از جمله مهم‌ترین عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی شناخته شده‌اند. قیمت‌های نسبی حامل‌های انرژی در دوره‌ی مورد بررسی، تاثیر معنی‌داری بر بهره‌وری انرژی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی نداشته‌اند. وافی (۱۳۸۲) در مطالعه‌ای به بررسی کارایی و بهره‌وری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و تخمین کشش نهاده‌ای و قیمتی انرژی در بخش‌های صنعت و حمل و نقل طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۵۰ پرداخته است. وی در این مطالعه از روش 2SLS استفاده کرده است. نتایج نشان داد که کشش نهاده‌ای انرژی در بخش صنعت کوچک‌تر از یک بوده و انرژی به‌عنوان یک نهاده‌ی بی‌کشش

محسوب شده است. همچنین با برآورد تابع تقاضای انرژی به این نتیجه رسیده است که کشش قیمتی انرژی منفی بوده ولی مقدار عددی آن کوچک است. بنابراین افزایش قیمت انرژی یک سیاست موثر به منظور کاهش مصرف انرژی پیشنهاد شده است. یوسفی (۱۳۸۱) به بررسی مصرف و شدت انرژی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی طی دوره‌ی ۷۸-۱۳۶۸ با تاکید بر تعیین اثرات تغییرات ساختاری روی مصرف انرژی به روش تجزیه به اجزا پرداخته است. نتایج مطالعه‌ی وی نشان داد که تغییر در مصرف انرژی و در نتیجه شدت انرژی بخش صنعت، می‌تواند ناشی از عوامل متعددی از قبیل میزان تولید، تغییر ساختار صنعت، قیمت حامل‌های انرژی، تغییر تکنولوژی تولید، جانشینی حامل‌های انرژی و غیره بوده است.

آدنی کینجو و الومویاوا (۱۹۹۹)، رابطه‌ی بین مصرف انرژی و بهبود بهره‌وری در بخش صنایع کارخانه‌ای نیجریه را مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج این مطالعه، در مورد بسیاری از کشورها حفظ ذخیره‌ی انرژی، تغییرات در ساختار صنعت و ترکیب سوخت مصرفی صنایع، موجب افزایش کارایی در صنایع کارخانه‌ای شده است. افزون بر این اگر اصلاحات تکنولوژی در بخش صنایع کارخانه‌ای صورت بگیرد، در این صورت اصلاح قیمت‌های انرژی به نتایج معناداری منجر خواهد شد. ری و همکاران (۱۹۹۹) روند بهره‌وری انرژی برای شش صنعت انرژی بر کشور هند را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که با دو برابر شدن قیمت انرژی در کشور هند، بهره‌وری کل بخش صنعت به میزان ۰/۷٪ کاهش یافته است. ولی بهره‌وری در صنایع کانادا در مقایسه با هند، به سختی تأثیر می‌پذیرد و در بلندمدت افزایش قیمت‌های انرژی اثر منفی بر بهره‌وری داشته و به کاهش رفاه منجر خواهد شد.

میکتا و مولدر (۲۰۰۳) بهره‌وری انرژی را در ۵۶ کشور توسعه یافته و در حال توسعه در ده فعالیت صنعتی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه‌ی آنها نشان داد که قیمت‌های انرژی نقش محدودی در رشد بهره‌وری انرژی را داشته و تغییر تکنولوژی به عنوان یک عامل مهم در رشد بهره‌وری انرژی محسوب می‌شود.

مبانی نظری

برای محاسبه‌ی شاخص بهره‌وری انرژی، دو معیار بهره‌وری نهایی و جزئی مورد استفاده قرار می‌گیرند. اما در این مطالعه به منظور محاسبه‌ی این شاخص با توجه به مقاله‌ی امینی و یزدی‌پور (۱۳۸۷) و هونگ هوا وانگ (۲۰۱۱)، از شاخص بهره‌وری جزئی استفاده شده است. در ابتدا لازم است تا شاخص‌های بهره‌وری جزئی عوامل تولید تعریف شود. در ادبیات بهره‌وری شاخص بهره‌وری جزئی از تقسیم ارزش افزوده بر مقدار یک نهاده‌ی معین به دست می‌آید. بنابراین بهره‌وری انرژی

عبارتاً نسبت ارزش افزوده بر مقدار انرژی مصرفی است که این نسبت بیانگر متوسط ارزش افزوده ایجاد شده به ازای هر واحد انرژی مصرفی است.

برای بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی از تابع تولید که شامل سه نهاده‌ی نیروی کار، سرمایه و انرژی است، استفاده می‌شود. در این تابع منظور از نهاده‌ی سرمایه، موجودی سرمایه‌ی خالص بر اساس قیمت‌های سال پایه‌ی ۱۳۷۶ می‌باشد.

$$Y = F(K, L, E) \quad \frac{\partial Y}{\partial K} > 0 \quad \frac{\partial Y}{\partial L} > 0 \quad \frac{\partial Y}{\partial E} > 0 \quad (1)$$

که در آن Y تولید، K سرمایه فیزیکی، L نیروی کار شاغل و E مقدار انرژی مصرفی می‌باشد. می‌توان نوشت:

$$AP_E = \frac{Y}{E} = F\left(\frac{K}{E}, \frac{L}{E}, 1\right) \frac{\partial F}{\partial \left(\frac{K}{E}\right)} > 0 \quad \frac{\partial F}{\partial \left(\frac{L}{E}\right)} > 0 \quad (2)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بهره‌وری جزئی عامل انرژی تابعی از متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی و متوسط نیروی کار به ازای هر واحد انرژی مصرفی است. با توجه به اینکه مشتقات جزئی تابع تولید ۱ نسبت به هر یک از عوامل تولید بزرگ‌تر از صفر است، در رابطه‌ی ۲ نیز مشتقات جزئی نسبت به $\frac{L}{E}$ و $\frac{K}{E}$ بزرگ‌تر از صفر می‌باشند. بنابراین با افزایش $\frac{L}{E}$ و $\frac{K}{E}$ ، بهره‌وری انرژی یا $\frac{Y}{E}$ افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، با افزایش متوسط نیروی کار و سرمایه‌ی استفاده شده، به ازای هر واحد انرژی مصرفی بهره‌وری انرژی نیز افزایش می‌یابد.

متغیر دیگری که بر بهره‌وری انرژی موثر است، قیمت نسبی انرژی می‌باشد. برای نشان دادن اثر قیمت نسبی انرژی بر بهره‌وری انرژی از فرض بازار رقابت کامل استفاده می‌کنیم. در شرایط رقابت کامل، تولیدکننده تا جایی از انرژی استفاده می‌کند که ارزش تولید نهایی انرژی برابر با قیمت انرژی باشد. افزایش بهره‌وری انرژی تنها زمانی محقق خواهد شد که قیمت‌های عوامل تولید بتوانند هزینه‌های واقعی نهاده‌ها را منعکس کنند. در چنین شرایطی تولیدکنندگان در مصرف انرژی کارا تر عمل کرده و حتی می‌توانند ترکیب‌های مختلف نهاده‌ها برای کاهش هزینه‌های تولید را مورد استفاده قرار دهند. برای به‌دست آوردن رابطه‌ی بهره‌وری انرژی با قیمت نسبی آن، از فرم عمومی یک تابع تولید از نوع کاب-داگلاس با سه عامل نیروی کار، سرمایه و انرژی که بر اساس شاخص‌های مختلف برتری اقتصادسنجی شامل R^2 و F از بین توابع خطی، کاب داگلاس و ترانسلوگ، استفاده شده است:

$$Y = AK^\alpha L^\beta E^\gamma \quad (3)$$

که در آن A پارامتر بهره‌وری کل عوامل و α, β, γ به ترتیب کشش‌های تولیدی نیروی کار، سرمایه و انرژی می‌باشد. در حالتی که بازدهی ثابت نسبت به مقیاس وجود داشته باشد، می‌توان نشان داد که رابطه‌ی بهره‌وری انرژی با قیمت نسبی آن به صورت زیر است:

$$AP_E = \frac{P_E/P}{\gamma} \quad (4)$$

بنابراین بهره‌وری انرژی (AP_E) رابطه‌ی مستقیم با قیمت نسبی انرژی ($\frac{P_E}{P}$) دارد. یکی دیگر از عوامل تاثیرگذار بر بهره‌وری انرژی، تغییر در ترکیب منابع انرژی مصرفی است. افزایش سهم مصرف حامل انرژی که کارایی بالاتری در مقایسه با سایر انرژی‌ها دارد، می‌تواند منجر به افزایش کارایی و بهبود بهره‌وری کل انرژی شود.

دستمزد واقعی نیروی کار یکی دیگر از عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی است. معمولاً با افزایش دستمزدهای واقعی، انگیزه‌ی نیروی کار برای انجام کار بهتر افزایش می‌یابد و میزان تلاش، جدیت و دقت نیروی کار نیز بیشتر می‌شود. افزون بر این، افزایش دستمزد واقعی انگیزه‌ی سرمایه‌گذاری در آموزش و ارتقای سطح سلامتی و بهداشت نیروی کار را افزایش می‌دهد که نتیجه‌ی اینها افزایش کارایی نیروی کار است. با در نظر گرفتن تابع تولید ۳ و فرض‌های رقابت کامل و همگن خطی، می‌توان نشان داد که رابطه‌ی زیر بین بهره‌وری انرژی و دستمزدهای واقعی برقرار است:

$$AP_E = \frac{L}{E} * \frac{w}{\beta} \quad (5)$$

بنابراین، بهره‌وری انرژی با دستمزد واقعی نیروی کار (w) و نسبت نیروی کار به مقدار انرژی مصرفی ارتباط مستقیم دارد.

همچنین، هزینه‌ی استفاده از سرمایه یکی دیگر از عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی است. معمولاً با افزایش هزینه‌ی واقعی استفاده از سرمایه، سرمایه‌گذاری در طرح‌هایی صورت می‌گیرد که از بازدهی بالاتری برخوردار هستند. علاوه بر این با افزایش هزینه‌ی واقعی استفاده از سرمایه، هزینه‌ی فرصت عاطل ماندن تجهیزات و ماشین‌آلات بیشتر شده و کارفرما سعی می‌کند تا از امکانات سرمایه‌ای حداکثر استفاده را داشته باشد. با در نظر گرفتن تابع تولید ۳ و فروض رقابت کامل و همگن خطی، می‌توان نشان داد که رابطه‌ی زیر بین بهره‌وری انرژی و هزینه‌ی واقعی استفاده از سرمایه برقرار است:

$$AP_E = \frac{K}{E} * \frac{r}{\alpha} \quad (6)$$

که در آن r هزینه‌ی واقعی استفاده از سرمایه است. بنابراین، بهره‌وری انرژی با هزینه‌ی واقعی استفاده از سرمایه و نسبت سرمایه به مقدار انرژی مصرفی ارتباط مستقیم دارد.

روش تحقیق

الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

یکی از الگوهای پویای متناسب با رابطه‌ی ایستای بلندمدت، الگوی شماره ۱ الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی^۱ است که برآوردهای به نسبت بدون تورشی از ضرایب بلندمدت به دست می‌دهد. برخلاف سایر تکنیک‌های رایج در روش تحلیل هم‌انباشتگی، همانند روش انگل-گرنجر، در ابتدا نیازی به آگاهی از درجه‌ی خود انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه نیست. همچنین روش ARDL قادر به برآورد هم‌زمان ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت الگو و تعیین جهت علیت بین متغیرهای الگو است.

یک الگوی ARDL در شکل ساده به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\alpha(L, P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t \quad (7)$$

که در آن مقدار ثابت، Y_t متغیر وابسته و L عملکرد وقفه است. W_t برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدا، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است. P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q_i تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل است.

همچنین در الگوی بالا:

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^{q_i} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (8)$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک، شوارتز-بیزین و حنان-کوئین تعیین کرد.

در بلندمدت $Y_t = Y_{t-1} = \dots = Y_{T-p}$ و $X_{it} = X_{it-1} = \dots = X_{it-q}$ است که X_{it-q} بیانگر وقفه q ام از متغیر i ام است. بدین ترتیب معادله‌ی بلندمدت ARDL به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \theta_i X_i + \gamma W_t + V_t \quad (9)$$

$$\alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1, p)} \quad (10)$$

$$\gamma = \frac{\delta}{\alpha(1, p)} \quad (11)$$

$$\theta_i = \frac{\beta_i(1, q)}{\alpha(1, p)} = \frac{\sum_{j=1}^q \beta_{ij}}{\alpha(1, p)} V_t = \frac{u_t}{\alpha(1, p)} \quad (12)$$

دو گام برای تخمین مدل *ARDL* طی می‌شود. در اولین گام، تعداد وقفه‌های الگوی *ARDL* بر اساس یکی از معیارهای آکائیک، شوارتز-بیزین و حنان-کوئین تعیین شده و در گام دوم الگوی انتخاب شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود.

بررسی ایستایی^۱

در یک متغیر سری زمانی اگر میانگین، واریانس و کوواریانس آن مستقل از عامل زمان باشد، آن متغیر ایستا و یا به عبارت دقیق‌تر ایستای کوواریانس می‌باشد. برای بررسی ایستایی در یک متغیر سری زمانی، می‌توانیم از روش‌های زیر استفاده کنیم:

آزمون دیکی-فولر^۲

فرایند خودتوضیح مرتبه‌ی اول زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad t = 1, 2, \dots (14)$$

برای آزمون اینکه سری زمانی Y_t دارای ریشه واحد است، آزمون فرضیه‌ی زیر را تشکیل می‌دهیم:

$$H_0: \rho = 1$$

$$H_1: \rho < 1$$

که پارامتر ρ را می‌توان به روش حداقل مربعات^۳ (*OLS*) برآورد کرد. برای انجام آزمون دیکی-فولر بر اساس برآوردکننده‌ی ρ ، آماره‌ی زیر را پیشنهاد کرده‌اند:

$$N(\rho - 1) \quad (15)$$

آماره‌ی فوق درای یک توزیع حدی است و کمیت‌های بحرانی آن برای آزمون ریشه واحد یا $\rho = 1$ ، توسط دیکی و فولر به کمک روش‌های شبیه‌سازی به دست آمده و جدول‌بندی شده است و اگر قدرمطلق آماره‌ی محاسبه شده از قدرمطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط دیکی و فولر بزرگ‌تر باشد، آنگاه H_0 رد شده و سری زمانی ماناست. اما اگر قدر مطلق مقدار محاسبه شده کمتر از قدرمطلق مقدار بحرانی ارائه شده باشد، فرضیه‌ی H_0 پذیرفته شده و سری ناماناست.

آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۴

1 Stationarily

2 Unit Root Test

3 Ordinary Least Square

4 Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

برای آزمون نامانایی، ابتدا فرض را بر این قراردادیم که سری زمانی مورد بحث دارای یک فرایند خودتوضیح مرتبه‌ی اول است و سپس فرضیه‌ی $\rho = 1$ را بر آن اساس آزمون می‌کنیم، اکنون اگر این فرض درست نباشد و سری زمانی تحت بررسی دارای فرایند خودتوضیح مرتبه P باشد، رابطه-ی مورد برآورد برای آزمون ρ ، از تصریح پویایی صحیح برخوردار نخواهد بود و این امر سبب خواهد شد تا جملات خطای رگرسیون دچار خودهمبستگی شوند. در این حالت دیک‌ی و فولر نشان داده‌اند که وقتی جملات اخلا u_t خودهمبسته هستند، در صورتی که الگوی تعمیم یافته دیک‌ی و فولر مورد استفاده قرار گیرد؛ توزیع حدی و کمیت بحرانی به دست آمده توسط ایشان باز هم صادق است.

اکنون فرض کنید که جملات اخلا مربوط به رابطه‌ی رگرسیون زیر، یعنی:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \Delta u_t \quad (16)$$

دارای یک فرایند خودتوضیح مانا از مرتبه‌ی P به صورت زیر باشد:

$$U_t = \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_p u_{t-p} + \epsilon_t \quad (17)$$

حال با جانشینی دو رابطه در هم خواهیم داشت:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (18)$$

دیک‌ی و فولر نشان می‌دهند که برای آزمون $\rho - 1$ ، آماره‌ی t محاسبه شده همان توزیع غیر استاندارد حدی را دارد.

روش جمع‌آوری اطلاعات

روش گردآوری اطلاعات در این مطالعه‌ی کتابخانه‌ای، اسنادی و با استفاده از شبکه اینترنت است. در این مطالعه به منظور دستیابی به اهداف تحقیق از داده‌های سالانه‌ی کلان اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۵۶ استفاده شده است. آمار ارزش افزوده از حساب‌های ملی ایران به قیمت‌های جاری و ثابت سال ۱۳۷۶ که بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر می‌کند، جمع‌آوری شده است. آمارهای قیمت و میزان انرژی مصرفی، شامل فرآورده‌های نفتی گازوئیل و برق از ترازنامه‌ی انرژی وزارت نیرو تهیه شده است. آمار نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی از سایت^۱ FAO جمع‌آوری شده است.

به منظور تخمین مدل و انجام آزمون دیک‌ی فولر از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی Eviews6 و Microfit4.1 استفاده شده است.

بررسی روند بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی

از آنجایی که بهره‌وری انرژی در زیرمجموعه شاخص‌های بهره‌وری جزیی قرار می‌گیرد، در ابتدا لازم است تا شاخص بهره‌وری جزیی عوامل تولید تعریف شود. در ادبیات بهره‌وری، شاخص بهره‌وری جزیی از تقسیم ارزش افزوده بر مقدار یک نهاده‌ی معین به دست می‌آید. بنابراین بهره‌وری انرژی عبارت است از نسبت ارزش افزوده بر مقدار انرژی مصرفی که این نسبت بیانگر متوسط ارزش افزوده ایجاد شده به ازای هر واحد انرژی مصرفی است. بنابراین، مقصود از بهره‌وری انرژی در مطالعه‌ی حاضر، همان بهره‌وری متوسط انرژی بوده و این شاخص نیز معکوس شدت انرژی است.

در جدول ۱، بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی در طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۶ نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، علی‌رغم رشد منفی بهره‌وری انرژی در اکثر سال‌ها میانگین رشد بهره‌وری در طی دوره‌ی مذکور برابر با ۱/۱٪ بوده و بیانگر این مطلب است که به‌طور متوسط برای تولید هر واحد محصول از انرژی کمتری استفاده شده است. بالاترین میزان بهره‌وری انرژی در طی دوره‌ی مورد مطالعه، در سال ۱۳۸۶ با رقم ۱۷۸۲/۵۲۱ میلیارد ریال به ازای هر میلیون بشکه نفت خام و پایین‌ترین میزان بهره‌وری انرژی در سال ۱۳۷۱ با رقم ۱۰۴۶/۰۵۴ میلیارد ریال به ازای هر میلیون بشکه نفت خام بوده است.

همان‌طور که در شکل ۱ نشان داده شده است، بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی تا سال ۱۳۷۱ روندی نزولی و از سال ۱۳۷۱ به بعد روندی صعودی را طی کرده است و این موضوع با توجه به روند افزایشی هر دو متغیر ارزش افزوده و میزان مصرف انرژی در بخش کشاورزی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۶، بدین معنی است که در سال‌هایی که رشد مثبت بهره‌وری انرژی وجود دارد، متناسب با مصرف انرژی، ارزش افزوده افزایش پیدا کرده و در سال‌هایی که این رشد منفی می‌باشد، متناسب با انرژی مصرف شده ارزش افزوده افزایش پیدا نکرده و یا به عبارتی از انرژی استفاده کارآمد صورت نگرفته است.

معرفی مدل عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی

عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی (A) عبارتند از:

- ۱- متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی مصرفی (K)
- ۲- متوسط نیروی کار به ازای هر واحد انرژی مصرفی (N)
- ۳- دستمزد واقعی نیروی کار (W)
- ۴- هزینه واقعی استفاده از سرمایه (R)
- ۵- قیمت واقعی برق (PB)
- ۶- قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی (PF)
- ۷- سهم مصرف فرآورده‌های نفتی از کل مصرف انرژی (F)

۸- سهم مصرف برق از کل مصرف انرژی (B)

فرم خطی قابل برآورد مدل به صورت زیر است:

$$A = C + \beta_1(K) + \beta_2(R) + \beta_3(N) + \beta_4(W) + \beta_5(PB) + \beta_6(PF) + \beta_7(B) \quad (۱۹)$$

نتایج

قبل از برآورد مدل، ابتدا به بررسی مانایی و نامانایی متغیرهای مورد مطالعه می پردازیم. همان طور که در جدول ۲ نشان داده شده است، قدر مطلق آماره ی دیکی - فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای همه متغیرها به جز متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی مصرفی (K)، قیمت واقعی فراورده های نفتی (PF) و سهم مصرف فراورده های نفتی از کل مصرف انرژی (F) در سطح از قدر مطلق مقادیر بحرانی مکینون بزرگ تر بوده در نتیجه در سطح مانا بوده و این ۳ متغیر با یک بار تفاضل گیری آماره ی دیکی - فولر تعمیم یافته ی مربوط به آنها، از مقادیر بحرانی بزرگ تر شده و مانا بودن متغیرها به اثبات می رسد. بنابراین بر اساس جدول ۲ کلیه متغیرهای موجود در مدل به جز (K)، (F) و (PF) که مانا از درجه یک I(1) هستند، مانا از درجه صفر I(0) خواهند بود.

پس از برآورد مدل خطی پویای بهره وری انرژی در بخش کشاورزی ایران با در نظر گرفتن حداکثر دو وقفه و حذف متغیر هزینه ی واقعی استفاده از سرمایه به دلیل هم خطی، نتایج حاصل در جدول ۳ آورده شده است.

نتایج برآورد مدل پویا، نشان می دهد که ضرایب متغیرهای B, N, PF مثبت و از لحاظ آماری معنادار است. در حالی که ضریب متغیر W, PB, K, F مثبت ولی در سطح ۵ یا ۱۰٪ معنادار نمی باشد.

R^2 که ضریب تعیین تعدیل شده مدل را نشان می دهد، برابر ۰/۹۹ است و نشان می دهد که ۰/۹۹٪ تغییرات در بهره وری انرژی توسط متغیرهای توضیحی ارائه شده در مدل تبیین شده است. مقدار آماره ی F برابر ۷۵۶/۲۷ است و صحیح بودن کلیت رگرسیون در سطح احتمال بیش از ۰/۹۹٪ تایید می شود.

ضریب متغیر B, N, PF طبق انتظار از لحاظ آماری معنادار و مثبت است و نشان می دهد با افزایش سهم مصرف برق از کل مصرف انرژی، نسبت نیروی کار به ازای هر واحد انرژی مصرفی و قیمت فراورده های نفتی، بهره وری انرژی افزایش می یابد.

بالتر بودن ضریب نسبت سهم مصرف برق از کل مصرف انرژی در مقایسه با ضریب نسبت نیروی کار به مقدار انرژی مصرفی، نشان می دهد که افزایش نسبت B تاثیر بیشتری بر بهره وری انرژی دارد. همچنین بیانگر آن است که انرژی برق در مقایسه با سایر انرژی ها، انرژی کاراتری محسوب

می‌شود. بنابراین فراهم آوردن بسترهای مناسب برای افزایش سهم برق از کل انرژی مصرفی می‌تواند به افزایش بهره‌وری انرژی کمک کند که از جمله این موارد می‌توان به برقی کردن چاه‌های کشاورزی و کاهش استفاده از فراورده‌های نفتی و حرکت به سمت مکانیزاسیون الکتریکی و استفاده‌ی بیشتر از انرژی برق در بخش کشاورزی اشاره کرد که البته دولت اقدامات موثری به منظور برق‌دار کردن چاه‌های کشاورزی انجام داده است. به طوری که با تصویب قانون تسهیل برقی کردن چاه‌های کشاورزی در سال ۱۳۸۰ و استفاده‌ی بهینه از منابع انرژی، گامی موثر در افزایش بهره‌وری انرژی در این بخش برداشته شده است.

ضریب متغیر PF بر طبق انتظار به لحاظ آماری مثبت و معنادار بوده و تاثیر مثبتی بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی داشته است. در نتیجه بر طبق برآورد این مدل، در تفسیر پذیرش فرضیه‌ی تاثیر مثبت افزایش قیمت نسبی حامل‌های انرژی بر بهره‌وری انرژی در بخش مذکور، می‌توان تاثیر قیمت نسبی فراورده‌های نفتی را مثبت و تاثیر قیمت نسبی برق را بی‌اثر اعلام کرد که شاید دلیل این امر ناشی از سیاست‌های حمایتی و یارانه‌های پرداختی در استفاده از نیروی برق در بخش کشاورزی به مشترکین این نوع از حامل انرژی از دهه‌ی ۷۰ به بعد بوده است.

ضریب متغیر W با یک و دو دوره وقفه به لحاظ آماری معنادار و مثبت است که نشان می‌دهد با افزایش دستمزد واقعی نیروی کار بخش کشاورزی، بهره‌وری انرژی در این بخش افزایش می‌یابد. افزایش دستمزد واقعی منجر به افزایش انگیزه نیروی کار، ارتقای سطح سلامت و مهارت می‌شود که از یک سو افزایش تولید را دربردارد و در نتیجه بهره‌وری انرژی افزایش یافته و از سوی دیگر باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار خواهد شد.

ضریب متغیر K با یک و دو دوره وقفه به لحاظ آماری معنادار است و بنابراین افزایش متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی مصرفی منجر به افزایش تولید و در نتیجه افزایش بهره‌وری انرژی شده و از سوی دیگر، افزایش بهره‌وری سرمایه را به همراه خواهد داشت.

بعد از تخمین معادله‌ی پویا، آزمون وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت صورت گرفته است. برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته، از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم شود. آماره‌ی محاسباتی برابر با $5/96$ - به دست آمد و به دلیل آن که این عدد از نظر قدرمطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولا دو و مستر ($3/75$ -) بیشتر است، بنابراین فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت رد شده و وجود رابطه‌ی بلندمدت پذیرفته خواهد شد.

پس از تایید وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مدل، رابطه‌ی بلندمدت بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران برآورد شده و نتایج آن در جدول ۴ ارائه شده است.

در این رابطه، کلیه متغیرها به جز B از آماره t پایینی برخوردارند و معنی‌داری آنها با احتمال خطای بیشتر از ۱۰٪ رد می‌شود. کلیه متغیرهای مربوط دارای علامت‌های مورد انتظار هستند. بر اساس نتایج و ضرایب به دست آمده، بهره‌وری انرژی در بلندمدت تنها با سهم مصرف برق از کل مصرف انرژی در بخش کشاورزی رابطه مثبت دارد. لذا با افزایش در متغیر مذکور، بهره‌وری انرژی افزایش می‌یابد.

همچنین به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت میان بهره‌وری انرژی و سایر متغیرهای مورد مطالعه از مدل تصحیح خطا استفاده شد که نتایج آن در جدول ۵ ملاحظه می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا در سطح ۱٪ معنی‌دار و علامت آن منفی است. مقدار این ضریب $-0/59$ می‌باشد. به این معنی که حدود ۵۹٪ انحرافات متغیر بهره‌وری انرژی از مقادیر بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین خواهد رفت. به عبارت دیگر برای تعدیل کامل نتایج حاصل از اجرای یک سیاست دو سال زمان لازم خواهد بود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه به بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۵۶ پرداخته شده است.

بدین منظور ابتدا بهره‌وری انرژی با استفاده از شاخص بهره‌وری جزیی محاسبه گردید. نتایج نشان داد که بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی طی دوره‌ی مورد مطالعه به طور متوسط سالانه ۱/۱٪ افزایش یافته است. سپس تاثیر ۷ متغیر بر بهره‌وری انرژی بررسی شد. نتایج نشان داد که متغیرهای B, N, PF دارای تاثیر مثبت در بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی هستند. همچنین متغیرهای W و K با یک و دو دوره وقفه تاثیر معنی‌داری بر این متغیر داشته‌اند.

با توجه به نتایج تحقیق مورد مطالعه، پیشنهادات زیر در جهت ارتقای بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی توصیه می‌شود.

۱- افزایش دستمزد واقعی می‌تواند سبب تلاش بیشتر و ایجاد انگیزه در جهت نوآوری و همچنین سرمایه‌گذاری شود که از یک طرف منجر به استفاده‌ی بیشتر از امکانات سرمایه‌ای شده و نتیجه‌ی آن رشد تولید و افزایش بهره‌وری انرژی است و از منظر دیگر، منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه شده و باعث می‌شود تا بهره‌وری کل عوامل نیز افزایش یابد.

۲- با توجه به اینکه قیمت واقعی فراورده‌های نفتی تاثیر مثبت بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی دارد، افزایش قیمت واقعی فراورده‌های نفتی می‌تواند سبب ایجاد انگیزه‌ی صرفه‌جویی در مصرف این انرژی و استفاده‌ی بهینه و کارآمد از آن و در نتیجه بهبود بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی شود.

۳- با توجه به اینکه با افزایش سهم برق از کل مصرف انرژی، بهره‌وری انرژی افزایش قابل توجهی می‌یابد؛ فراهم آوردن بسترهای مناسب برای افزایش سهم برق از کل انرژی مصرفی می‌تواند به افزایش بهره‌وری انرژی کمک به‌سزایی کند.

فهرست منابع

۱. ابطحی ح و کاظمی ب. ۱۳۸۳. بهره‌وری. موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
۲. اثنی عشری ه، کرباسی ع و مظفری م. ۱۳۸۸. بررسی رابطه‌ی تجارت خارجی و بهره‌وری عامل‌های تولید در بخش کشاورزی ایران. مجله‌ی تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۲ (۱).
۳. امینی ع و یزدی پور ف. ۱۳۸۷. تحلیل عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران. مجله پژوهشهای بازرگانی، ۷۱-۹۵.
۴. خلیلیان ص و رحمانی ف. ۱۳۸۷. بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی. مجله علوم و صنایع کشاورزی، ویژه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۲ (۱): ۸۰-۸۸.
۵. سلامی ح و شاهنوشین. ۱۳۷۹. مقایسه بهره‌وری در بخش‌های صنعت و کشاورزی و عوامل موثر بر آن. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی، ۲: ۲۸.
۶. وافی د. ۱۳۸۲. تحلیل روند بهره‌وری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی طی سه دهه گذشته و محاسبه کشش نهاده‌ای و قیمتی انرژی در صنعت. همایش ملی انرژی ایران، ۴.
۷. یوسفی س. ۱۳۸۱. بررسی مصرف و شدت انرژی در بخش صنعت با تاکید بر تعیین اثرات تغییرات ساختاری در بخش صنعت روی مصرف انرژی در به روش Decomposition. پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.
8. Adenikinju A. Olumuyiwa A. 1999. Energy Use and Productivity Performance in the Nigerian Manufacturing Sector. OPEC Review.
9. Miketa A, Mulder P. 2003. Energy-Productivity Convergence Across Developed and Developing Countries in 10 Manufacturing Sectors. International Institute for Applied System Analysis Schlossplatz 1, A2361 Luxemburg, Austria, Interim Report, IR-03-068.
10. Roy J. 1999. Productivity trends in India's Energy Intensive Industries. Energy Journal, vol 20(30): 33-61.
11. Wang C. 2011. Sources of Energy Productivity Growth and its Distribution Dynamics in China. 33: 279-292.

پیوست‌ها

جدول ۱- بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی به قیمت ثابت ۱۳۷۶.

سال	ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)	کل میزان مصرف انرژی در بخش کشاورزی (میلیون بشکه معادل نفت خام)	بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی (میلیارد ریال به ازای هر میلیون بشکه معادل نفت خام)	نرخ رشد سالانه بهره‌وری (درصد)
۱۳۵۶	۱۷۳۴۷	۱۲/۲	۱۴۲۱/۸۸۵	-
۱۳۵۷	۱۸۵۰۷	۱۲/۲	۱۵۱۶/۹۶۷	۶/۷
۱۳۵۸	۱۹۶۳۰	۱۲/۷	۱۵۴۵/۶۶۹	۱/۹
۱۳۵۹	۲۰۳۵۳	۱۲/۹	۱۵۷۷/۷۵۱	۲
۱۳۶۰	۲۰۷۳۰	۱۴/۱	۱۴۷۰/۲۱۲	-۶/۸
۱۳۶۱	۲۲۲۰۶	۱۶/۶	۱۳۳۷/۷۱۰	-۹
۱۳۶۲	۲۳۲۱۷	۲۰/۱	۱۱۵۵/۰۷۴	-۱۳/۶
۱۳۶۳	۲۴۹۲۲	۲۱/۷	۱۱۴۸/۴۷۹	-۰/۵۷
۱۳۶۴	۲۶۸۹۰	۲۵	۱۰۷۵/۶	-۶/۳۴
۱۳۶۵	۲۸۱۶۸	۲۳/۶	۱۱۹۳/۵۵۹	۱۰/۹۶
۱۳۶۶	۲۸۸۶۸	۲۵/۸	۱۱۱۸/۹۱۵	-۶/۲۵
۱۳۶۷	۲۸۶۸۳	۲۶/۳	۱۰۹۰/۶۰۸	-۲/۵۲
۱۳۶۸	۲۹۹۲۶	۲۸/۳	۱۰۵۷/۴۵۶	-۳/۰۳
۱۳۶۹	۳۲۲۲۷	۲۹/۸	۱۱۱۵	۵/۴۴
۱۳۷۰	۳۵۰۹۴	۳۱/۸	۱۱۰۳/۵۸۵	-۱/۰۲
۱۳۷۱	۳۸۷۰۴	۳۷	۱۰۴۶/۰۵۴	-۵/۲۱
۱۳۷۲	۳۹۰۷۷	۳۱	۱۲۶۰/۵۴۸	۲۰/۵
۱۳۷۳	۳۹۹۰۲	۳۱/۸	۱۲۵۴/۷۸	-۰/۴۵
۱۳۷۴	۴۱۳۸۱	۳۰/۹	۱۳۳۹/۱۹۱	۶/۷۲
۱۳۷۵	۴۲۷۴۲	۳۰/۸	۱۳۸۷/۷۲۷	۳/۶۲
۱۳۷۶	۴۳۱۶۲	۲۹/۶	۱۴۵۸/۱۷۶	۵/۰۷
۱۳۷۷	۴۷۷۲۲	۳۳/۲	۱۴۳۷/۴۱	-۱/۴۲
۱۳۷۸	۴۴۲۳۸	۳۰/۳	۱۴۶۰	۱/۵۷
۱۳۸۹	۴۵۷۷۴	۳۰/۸	۱۴۸۶/۱۶۹	۱/۷۹
۱۳۸۰	۴۴۷۳۸	۳۰/۴	۱۴۷۱/۶۴۵	-۰/۹۷
۱۳۸۱	۵۰۸۰۵	۲۹/۳	۱۷۳۳/۹۵۹	۱۷/۸۲
۱۳۸۲	۵۳۳۲۰	۳۱/۶	۱۶۸۷/۳۴۲	-۲/۶۸
۱۳۸۳	۵۳۴۸۸	۳۲/۲	۱۶۶۱/۱۱۸	-۱/۵۵

۵/۲۴	۱۷۴۸/۱۷۴	۳۳/۴	۵۸۳۸۹	۱۳۸۴
-۴/۱۹	۱۶۷۴/۹۰۴	۳۶/۵	۶۱۱۳۴	۱۳۸۵
۶/۴۲	۱۷۸۲/۵۲۱	۳۶/۵	۶۵۰۶۳	۱۳۸۶
۱/۱				میانگین

ماخذ: www.cbi.ir ، ترازنامه انرژی و یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته.

1 ST DIFFERENCE			LEVEL			متغیرها
None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	
-	-	-	-	۴/۲۹ *	-۰/۴۴	R
-	-	-۴/۷۶ *	-۰/۵۰	-۲/۴۰	-۱/۱۳	K
-	-	-	۲/۵۱ * *	۲/۶۶	۱/۷۳	W
-	-	-	-۳/۲۴ *	-۲/۵۵	-۱/۹۹	PB
-	-۳/۲۱ * *	-۳/۰۸	-۲/۰۳	-۲/۸۰	-۳/۸۸	PF
-	-	-	-	-۴/۵۶ *	-۳/۳۹	N
-۲/۳۸ * *	-۳/۱۱	-۳/۲۳	-۱/۸۴	۰/۲۰	-۱/۵۷	F
-	-	-۶/۲۴ *	-۰/۴۷	-۰/۳۶	-۱/۲۷	A

ماخذ: یافته‌های تحقیق. * و ** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱ و ۰/۵.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل خطی پویای بهره‌وری انرژی.

متغیر	ضریب	t	احتمال
C	۲۹۵۸.۷*	۸.۱۸	۰
A(-1)	۰.۳۳* *	۲.۳۵	۰.۰۳
A(-2)	* * ۰.۱۴	۲.۳۱	۰.۰۳
B	* ۹۴۴.۲	۱۱.۷	۰
B(-1)	-۲۲۵.۸	-۱.۴۶	۰.۱۶
W	-۴۰.۲۷۵۴	۰.۱۸	۰.۸۵
W(-1)	* -۳۰.۷۴۳۵	۳.۹۱	۰
W(-2)	۰.۶۶۹۰e-۳*	۵.۱۷	۰
N	* * * ۱۵۳.۲	۱.۷۶	۰.۱
N(-1)	* ۳۳۵.۹	۲.۷۲	۰.۰۱
K	۰.۰۱۶	۰.۳۶	۰.۷۲
K(-1)	* ۰.۱۹۶	۳.۴۶	۰
K(-2)	* -۰.۱۵۶	-۳.۸۴	۰
PB	۰.۰۸۵	۰.۰۶	۰.۹۴
PF	* * ۰.۰۱۸	۲.۴۰	۰.۰۳
PF(-1)	۰.۰۱۴	۱.۶۵	۰.۱۲
F	۲۴۱.۰۱	۱.۳۹	۰.۱۸
	ضریب تعیین (ضریب نیکویی برازش) R^2	۰.۹۹	
	ضریب تعیین تعدیل شده \bar{R}^2	۰.۹۹	
	مقدار آماره F	۷۵۶.۲۷	
	معنی داری آماره F	۰	
	D.W	۲.۱۴	

ماخذ: یافته‌های تحقیق. *، ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰٪.

جدول ۴- نتایج برآورد مدل خطی بلندمدت بهره وری انرژی.

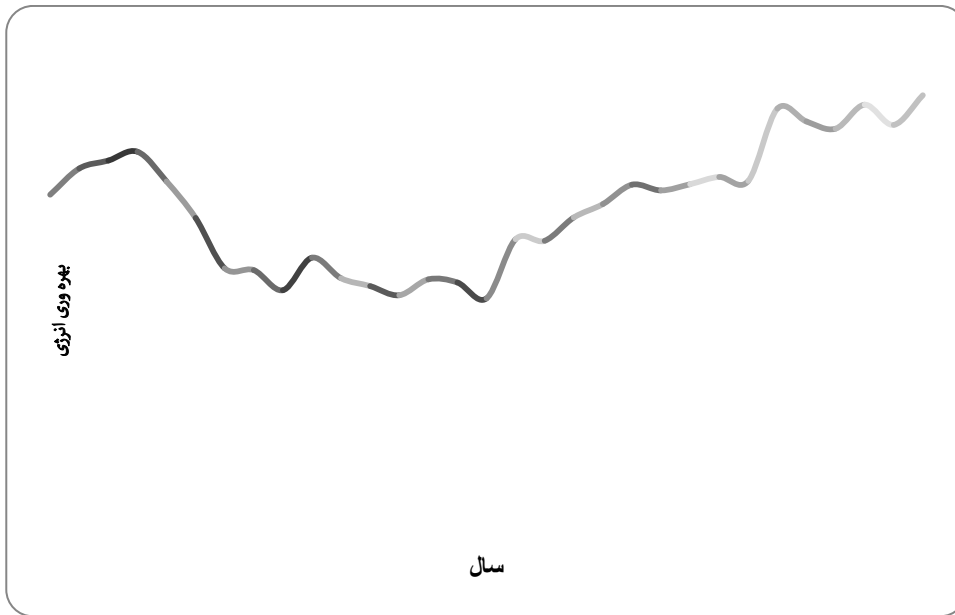
متغیر	ضریب	T	احتمال
C	* ۲۴۷۹.۶	۱۲.۷۷	۰
B	* ۹۸۰.۶	۹.۳۴	۰
W	-۴۰.۸۵۵۰	۱.۰۶	۰.۳
N	۱۵۳.۱۱	۱.۰۸	۰.۳
K	۰.۰۴۶	۰.۹۱	۰.۳۸
PB	۰.۰۷۱	۰.۰۶	۰.۹۴
PF	۰.۰۰۲	۰.۴۳	۰.۶۷
F	۲۰۱.۹۸	۱.۳۴	۰.۲

ماخذ: یافته‌های تحقیق. * سطح معنی‌داری ۱٪.

جدول ۵- نتایج برآورد مدل خطی کوتاه مدت.

متغیر	ضریب	t	احتمال
dC	۲۹۵۸.۷*	۸.۱۸	۰
dA(-1)	۰.۱۴**	۲.۳۱	۰.۰۳
dB	* ۹۴۴.۲۱	۱۱.۷	۰
dW	-۴۰.۲۷۵۴	۰.۱۸	۰.۸۵
dW(-1)	* -۳۰.۶۶۹۰	۵.۱۷	۰
dN	** * ۱۵۳.۲۴	۱.۷۶	۰.۰۹
dK	۰.۰۱۶	۰.۳۶	۰.۷۲
dK(-1)	* ۰.۱۵۶	۳.۸۴	۰
dPB	۰.۰۸۵	۰.۰۶	۰.۹۴
dPF	* * ۰.۰۱۸	۲.۴۰	۰.۰۲
dF	۲۴۱.۰۱	۱.۳۹	۰.۱۸
Ecm(-1)	* -۰.۵۹	-۷.۴۰	۰
ضریب تعیین (ضریب نیکویی برازش) R^2			۰.۹۹
ضریب تعیین تعدیل شده $\overline{R^2}$			۰.۹۸
مقدار آماره F			۱۷۶.۸
معنی داری آماره F			۰
D.W			۲.۱۴

ماخذ: یافته‌های تحقیق. *، ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰٪.



شکل ۱- بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران طی سال‌های ۱۳۵۶-۱۳۸۶.

