اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیست و یکم، شماره ۸۴، زمستان ۱۳۹۲

تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران

محمدطاهر احمدی شادمهری[۱]، محمدعلی فلاحی[۲]، محسن نیازی محسنی[۳*]

تاریخ دریافت:۹۰/۸/۶ تاریخ پذیرش: ۹۱/۲/۲۱

چکیده

انرژی یکی از نهاده‌های مهم تولید در بخش کشاورزی است و با توجه به اینکه بهبود بهره‌وری بهترین روش دستیابی به رشد اقتصادی است، در این مطالعه به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران طی سال‌های ۱۳۵۳-۸۶ با استفاده از شاخص بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته (GAP)، پرداخته شده است. برای محاسبهٔ این شاخص، تابع تولید کاب-داگلاس با روش انگل-گرنجر، برآورد شد و سپس تأثیر متغیرهای مختلف، با استفاده از روش انگل-گرنجر، بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد متغیرهای نیروی کار به ازای هر واحد انرژی، موجودی سرمایه ماشین‌آلات به ازای هر واحد انرژی و روند زمانی تأثیر مثبت و متغیر مجازی سال‌های جنگ تأثیر منفی بر بهره‌وری انرژی بخش کشاورزی داشته‌اند. در این میان، متغیر نیروی کار به ازای هر واحد انرژی، بیشترین تأثیر (تقریباً ۷۰٪) را داشته است. همچنین قیمت نسبی انرژی تأثیری در بهره‌وری انرژی نداشته است.

۲،۱ و۳. به ترتیب: استادیار، دانشیار و کارشناس ارشد گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

* نویسنده مسئول e-mail: mohsen.niazimohseni@yahoo.com

طبقه بندی JEL: C22, O40, Q40, Q43

کلیدواژه‌ها:

انرژی، بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته، بخش کشاورزی، انگل-گرنجر، یوهانسن، ایران

مقدمه

امروزه همه کشورهای توسعه یافته و یا در حال توسعه به موضوع بهره‌وری، به عنوان یکی از ضرورت‌های رشد اقتصادی و کسب برتری رقابتی در عرصه‌های بین‌المللی، توجه ویژه دارند. آگاهی از میزان بهره‌وری و چگونگی روند تغییرات آن در طی زمان می‌تواند برای رسیدن به رشد اقتصادی و افزایش رفاه جامعه مفید واقع شود. بهبود بهره‌وری به معنی استفادهٔ بهینه، مؤثر و کارامد از تمامی منابع تولید اعم از نیروی کار، سرمایه و انرژی است. براین اساس، به منظور اشاعهٔ فرهنگ بهره‌وری و ارتقای آن، سرمایه‌گذاری‌های زیادی صورت گرفته است. بررسی عملکرد کشورهایی که طی چند دهه اخیر رشد اقتصادی قابل توجهی داشته‌اند، بیانگر این واقعیت است که اکثر این کشورها سهم عمده‌ای از رشد اقتصادی خود را از طریق افزایش بهره‌وری به دست آورده‌اند (میبدی، ۱۳۷۹).

انرژی یکی از نهاده‌های مهم تولید در بخش کشاورزی است. این نهاده می‌تواند به عنوان پلی برای حرکت از کشاورزی سنتی به سوی کشاورزی صنعتی باشد. همچنین، باتوجه به اهمیت روزافزون امنیت غذایی در کشورها و نقش و اهمیت هرچه بیشتر بخش کشاورزی به عنوان تأمین کننده ماده اولیهٔ سایر بخش‌ها، روز به روز وابستگی این بخش به منابع انرژی بیشتر شده است به نحوی که میزان مصرف انرژی در این بخش از حدود ۷/۳ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۵۳ به ۳۷/۶ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۸۶ رسیده است. اما بررسی مقادیر کل مصرف انرژی در کشور، طی دوره مذکور، نشان

می‌دهد که سهم بخش کشاورزی از کل مصرف انرژی کشور از ۶/۳ درصد به ۳/۸ درصد کشور کاهش یافته است. همچنین سهم آن از فراورده‌های نفتی از ۶/۸ به ۵/۵ درصد (معادل۲۷/۲ میلیون بشکه نفت خام) در سال ۸۶ کاهش یافته است؛ البته علی‌رغم کاهش نسبت مصرف انرژی در بخش کشاورزی به کل مصرف کشور، سهم مصرف برق در این بخش نسبت به کل کشور با افزایش مواجه بوده و از ۲/۳۹ درصد به ۱۱/۴۳ درصد (معادل ۱۰/۴ میلیون بشکه نفت خام) رسیده است. همچنین ذکر این نکته حائز اهمیت می‌باشد که حامل‌های برق و نفت گاز، با دارا بودن سهم تقریباً ۹۸درصدی از کل مصرفی انرژی در بخش کشاورزی (در سال ۸۶ از کل انرژی مصرفی در این بخش فراورده‌های نفتی حدود ۷۰ درصد و انرژی برق ۲۸ درصد سهم داشته است)، از مهم‌ترین حامل‌های انرژی مصرفی در بخش کشاورزی به شمار می‌روند (وزارت نیرو، ۱۳۸۸).

بخش کشاورزی یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد کشور است که نقش مهمی در تولید، صادرات، اشتغال و تأمین نیازهای غذایی کشور دارد. حذف یارانه حامل‌های انرژی تأثیر قابل ملاحظه‌ای در هزینه‌ها و تولید در این بخش خواهد داشت. با توجه به اینکه شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی ایران از متوسط جهانی (حدود سه برابر) بالاتر می‌باشد (وزارت نیرو، ۱۳۸۸)، صرفه‌جویی و استفادهٔ بهینه از عوامل تولید در این بخش ضروری می‌نماید و در نتیجه، بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی در این بخش جهت ارائه پیشنهادهای سیاستی می‌تواند بسیار مفید باشد.

مسئلهٔ اصلی تحقیق حاضر شناسایی عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران با روش بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته است. به این منظور، ابتدا کشش‌های عوامل تولید بر اساس تابع تولید برآورد می شود. سپس شاخص بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته انرژی محاسبه و آنگاه عوامل مؤثر بر این شاخص تحلیل می‌شود.

مطالعات زیادی در داخل و خارج ایران در خصوص موضوع مطالعه انجام شده است که در ادامه در به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

هژبر کیانی و واردی (۱۳۷۹) در مطالعه خود به بررسی رابطهٔ بلندمدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی پرداخته و تابع کاب-داگلاس را به عنوان تابع مناسب پیشنهاد داده‌اند. نتایج نشان داد که در بخش کشاورزی رابطهٔ بلندمدت بین تولید و نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و انرژی، وجود دارد. نهاده ضریب انرژی همانند دیگر ضرایب، از نظر آماری معنی‌دار بوده و اثر قابل توجهی بر تولید بخش کشاورزی دارد.

امینی و یزدی‌پور (۱۳۸۷) در مقاله‌ای به بررسی عوامل کمی مؤثر بر بهره‌وری انرژی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران طی دوره ۱۳۷۳-۱۳۸۱ پرداخته‌اند. آنان برای بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی از تابع تولید، شامل سه نهاده نیروی کار و سرمایه و انرژی، استفاده کرده‌اند. نتایج برآورد مدل‌ها نشان داد که در بین عوامل مورد بررسی، متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی مصرفی و هزینهٔ واقعی استفاده از سرمایه بیشترین تأثیر را در بهره‌وری انرژی داشته‌اند. بعد از آن، متوسط نیروی کار به ازای هر واحد انرژی مصرفی، هزینه‌های واقعی استفاده از نیروی کار و سهم برق از انرژی مصرفی به عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی شناخته شده‌اند.

خلیلیان و رحمانی (۱۳۸۷) در مقالهٔ خود، با استفاده از آمار کلان اقتصادی سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۷۸ و بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته (GAP)[1] با در نظر گرفتن تابع تولید کاب-داگلاس، به محاسبهٔ بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی پرداخته‌اند. به منظور بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار تأثیر متغیرهای سرمایه‌گذاری خالص بخش کشاورزی و کل، خالص صادرات بخش کشاورزی و کل، بارندگی، درآمد روستاییان و متغیر روند بر بهره‌وری نیروی کار از طریق برآورد تابع سنجیده شد. بنا بر مدل برآورد شده (آزمون یوهانسن)، ضریب تمام متغیرها معنی‌دار بوده و همه آن‌ها، به جز متغیر سرمایه‌گذاری کل که ضریب منفی داشته، دارای تأثیر مثبت بر بهره‌وری نیروی کار بودند.

امیرتیموری و خلیلیان (۱۳۸۷) در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی طی سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۸۲ با استفاده از روش بهره‌وری

1. Generalized Average Productivity

متوسط تعمیم‌یافته پرداختند. نتایج نشان داد که متغیرهای نیروی کار مورد استفاده به ازای هر واحد سرمایه و متوسط سرمایه انسانی به ازای هر واحد سرمایه تأثیر مثبت و متغیر فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه تأثیر منفی در بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی دارند.

خداپرست شیرازی و رحمن ستایش (۱۳۸۹) بهره‌وری متوسط و تعمیم‌یافته (GAP) نیروی کار و سرمایه را در بخش کشاورزی با بخش‌های صنعت و خدمات طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۸۰مقایسه کردند. آنان با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس تابع تولید را برای بخش کشاورزی برآورد کرد و نشان دادند که بهره‌وری بخش کشاورزی پایین است و از این نظر پس از بخش‌های خدمات و صنعت قرار دارد.

آدنیکینجو و همکاران (Adenikinju et al., 1999) رابطهٔ بین مصرف انرژی و بهبود بهره‌وری در بخش صنایع کارخانه‌ای نیجریه طی سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۹۰ را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج بررسی حاکی از آن است که بخش صنعت این کشور دارای تکنولوژی ناکارآمد می‌باشد. در ضمن وقتی که قیمت‌های انرژی نشان دهندهٔ هزینه‌های واقعی نهاده‌های تولید هستند، آنگاه تولیدکنندگان نه تنها باید در مصرف انرژی کارایی داشته باشند، بلکه باید ترکیبی از نهاده‌ها را انتخاب نمایند که دارای کمترین هزینه تولید باشد.

کارکاسیر و همکاران (Karkacier et al., 2006) به بررسی اثر انرژی روی بهره‌وری کشاورزی ترکیه طی سال‌های ۱۹۷۱-۲۰۰۳ پرداختند. در این مطالعه بهره‌وری کشاورزی تابعی (لگاریتمی-لگاریتمی) از مصرف انرژی و سرمایه‌گذاری (افزوده ناخالص سرمایه ثابت) در نظر گرفته شد. نتایج تحلیل رگرسیونی نشان داد که اثر هر دو متغیر معنی‌دار و رابطه‌ای قوی بین مصرف انرژی و بهره‌وری کشاورزی برقرار است. همچنین کشش مصرف انرژی بزرگ‌تر از صفر نشان‌دهندهٔ شدت تأثیر مصرف انرژی در بهره‌وری کشاورزی می‌باشد.

فوگلی و همکاران (Fuglie et al., 2007)، به بررسی بهره‌وری کل عوامل در بخش کشاورزی آمریکا پرداخته‌اند. به اعتقاد آنان، بهره‌وری عامل رشد بخش کشاورزی این کشور

در سال‌های ۱۹۴۸-۲۰۰۴ بوده و بیش از دو سوم رشد این بخش از رشد بهره‌وری به دست آمده است. همچنین توسعهٔ فناوری‌های جدید را عامل این بهبود می‌دانند که خود ناشی از سرمایه‌گذاری‌های دولتی در تحقیقات بخش کشاورزی است.

چون هوا (Chunhua, 2007) در مطالعه خود به تجزیهٔ و تحلیل تغییرات بهره‌وری انرژی، با استفاده از روش تابع فاصله‌ای برای ۲۳ کشور عضو OECD در بین سال‌های ۱۹۸۰-۱۹۹۰ پرداخته است. نتایج مطالعه تغییرات تکنولوژی را مهم‌ترین عامل افزایش بهره‌وری انرژی نشان می‌دهد و بعد از آن، افزایش سرمایه به ازای انرژی مصرفی و افزایش عرضه انرژی برق از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر بهره‌وری انرژی بودند.

یان سو (Ian Sue, 2008) در مطالعهٔ خود به بررسی کاهش شدت انرژی در اقتصاد امریکا طی سال‌های۱۹۶۰-۲۰۰۰ پرداخته است. تجزیهٔ تغییرات شدت انرژی از جهت ساختاری و ترکیب بخش‌ها و تعدیل در کارایی انرژی مورد استفاده نشان داد که وقتی تغییرات درون‌صنعتی باشد، تأثیر بیشتری در کارایی انرژی دارد. همچنین تحریک قیمت اثر گذرا و ناپایدار بر کارایی انرژی دارد.

چن و همکاران (Chen et al., 2008) به بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل بخش کشاورزی در اقتصاد چین طی دورهٔ ۱۹۹۰-۲۰۰۳ پرداخته‌اند و عامل اصلی رشد بهره‌وری کل عوامل بخش کشاورزی چین را پیشرفت تکنولوژی و تنوع ناحیه‌ای دانسته‌اند. همچنین کاهش مالیات، سرمایه‌گذاری دولتی در فعالیت‌های تحقیق و توسعه و زیرساخت‌ها و نیز ماشینی کردن کشاورزی را از مهم‌ترین دلایل پیشرفت تکنولوژی این بخش عنوان کرده‌اند.

با توجه به مطالعات انجام شده داخلی، که به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی اختصاص دارد، از شاخص بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته (GAP) برای دو عامل نیروی کار و سرمایه استفاده شده است. این در حالی است که شاخص مزبور جهت مطالعهٔ عوامل تأثیرگذار بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران به کار گرفته نشده است. به این ترتیب، هدف از انجام مطالعه حاضر محاسبهٔ میزان بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی

کشور با استفاده از شاخص بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته (GAP) و سپس شناسایی و تحلیل مهمترین عوامل تأثیرگذار بر آن است.

تئوری و روش تحقیق

شاخص بهره‌وری

معمولاً از نظر اقتصاددانان بهره‌وری عوامل تولید همان بهره‌وری متوسط یا جزئی می‌باشد که در حالت کلی می‌توان آن را به صورت زیر نوشت (شاکری، ۱۳۸۵):

$$TAP_{xi} = \frac{Q}{X_i} \qquad i = 1,\ldots,n \qquad (1)$$

اما این روشِ محاسبهٔ بهره‌وری با اشکالاتی روبه روست که در زیر به آن‌ها اشاره می‌شود:

دومار[1] چنین استدلال می‌کند که: «کلیه این بهره‌وری‌ها، بهره‌وری‌های جزئی بوده به این لحاظ که در هر دوره زمانی، ستانده صرفاً با یک داده مقایسه می‌شود و این کار بدون در نظر گرفتن تغییرات سایر داده‌ها انجام می‌گیرد، در نتیجه افزایش معینی در بهره‌وری کار ممکن است به واسطه جایگزین ساختن سرمایه به جای نیروی کار حاصل شده باشد» (خداپرست شیرازی و رحمان ستایش،۱۳۸۴؛ خلیلیان و رحمانی،۱۳۸۷). فابریکانت[2] از TAP_{xi} به این صورت انتقاد کرده است: هنگامی که از حجم زیادی از منابع استفاده شود و تغییراتی در حجم چنین منابعی رخ دهد، در صورتی که معیار بهره‌وری بر مبنای یک عامل خاص تعریف شده باشد، این معیار ممکن است چیزی در مورد تغییر بهره‌وری استفاده از این عامل را به ما نشان ندهد. معیار فوق حتی ممکن است مسیر درست را نیز نشان ندهد (خداپرست شیرازی و رحمن ستایش، ۱۳۸۹). میزان معادل سایر داده‌ها را می‌توان با توجه به اصل جایگزینی برآورد کرد. در نتیجه روش دیگری جهت اندازه‌گیری بهره‌وری ارائه شده است که در آن از اصل جایگزینی برای حذف اثر سایر عوامل استفاده می‌شود و به بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته موسوم است (خلیلیان و رحمانی، ۱۳۸۷).

1. Domar
2. Fabricant

شاخص بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته انرژی

برای جلوگیری از بزرگ‌نمایی در شاخص بهره‌وری ساده می‌توان از روش شاخص بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته در جهت محاسبهٔ بهره‌وری عوامل استفاده نمود. شاخص GAP، با استفاده از نرخ نهایی جاشینی، عوامل تولید را به یکدیگر تبدیل می‌کند. این شاخص، با استفاده از $X_j \frac{dx_i}{dx_j}$، میزان عامل jام را به عامل i ام تبدیل می‌کند. شاخص GAP برای محاسبه بهره‌وری عامل i ام به شکل رابطهٔ زیر تعریف می‌شود (Ramachandran, 1970):

$$GAP_{x_i} = \frac{Q}{x_i + \sum x_j \frac{dx_i}{dx_j}} \qquad (۲)$$

در رابطهٔ بالا $\sum_{j=1}^{n-1} x_j \frac{dx_i}{dx_j}$ مجموع عوامل دیگر به جز عامل i است که در تولید مورد استفاده قرار گرفته است و برحسب عامل iام به دست آمده‌است. اگر تابع تولید را با سه نهاده نیروی کار، سرمایه و انرژی در نظر بگیریم، آنگاه بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته انرژی را می‌توان از رابطهٔ زیر به دست آورد:

$$GAP_E = \frac{Q}{E + L\left(\frac{dE}{dL}\right) + K\left(\frac{dE}{dK}\right)} \qquad (۳)$$

اگر تابع تولید کاب داگلاس به شکل زیر باشد:

$$Q = AL^{\alpha}K^{\beta}E^{\gamma} \qquad \text{یا} \qquad Q = Ae^{\Phi w}e^{\delta t}L^{\alpha}K^{\beta}E^{\gamma} \qquad (۴)$$

در روابط ۳ و ۴، $\frac{dE}{dK}$ نرخ نهایی جانشینی موجودی سرمایه به‌جای انرژی و $\frac{dE}{dL}$ نرخ نهایی جانشینی نیروی کار به‌جای انرژی است. E مصرف انرژی، K موجودی سرمایه، L نیروی کار (اشتغال)، Q ارزش افزوده و A ضریب تکنولوژی می‌باشد. همچنین $e^{\delta t}$ تأثیر روند و $e^{\Phi w}$ تأثیر متغیر مجازی را می‌سنجد:

$$\frac{dQ}{dE} = \gamma AL^{\alpha}K^{\beta}E^{\gamma-1} = \gamma\left(A\frac{L^{\alpha}K^{\beta}E^{\gamma}}{E}\right) = \gamma\left(\frac{Q}{E}\right) \qquad (۵)$$

$$\frac{dQ}{dK} = \beta AL^{\alpha}K^{\beta-1}E^{\gamma} = \beta\left(A\frac{L^{\alpha}K^{\beta}E^{\gamma}}{K}\right) = \beta\left(\frac{Q}{K}\right) \qquad (۶)$$

$$\frac{dQ}{dL} = \alpha AL^{\alpha-1}K^{\beta}E^{\gamma} = \alpha\left(A\frac{L^{\alpha}K^{\beta}E^{\gamma}}{L}\right) = \alpha\left(\frac{Q}{L}\right) \qquad (۷)$$

$$\frac{dE}{dL} = \frac{\frac{dQ}{dL}}{\frac{dQ}{dE}} = \frac{\alpha\left(\frac{Q}{L}\right)}{\gamma\left(\frac{Q}{E}\right)} = \frac{\alpha E}{\gamma L} \qquad (۸)$$

$$\frac{dE}{dK} = \frac{\frac{dQ}{dK}}{\frac{dQ}{dE}} = \frac{\beta(\frac{Q}{K})}{\gamma(\frac{Q}{E})} = \frac{\beta E}{\gamma K} \qquad (۹)$$

در نتیجه، فرمول بهره‌وری متوسط تعمیم یافته انرژی به شکل زیر به دست می‌آید:

$$GAP_E = \frac{Q}{E+L(\frac{\alpha E}{\gamma L}) + K(\frac{\beta E}{\gamma K})} = \frac{Q}{E+E(\frac{\alpha}{\gamma}) + E(\frac{\beta}{\gamma})} \qquad (۱۰)$$

عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی

بهره‌وری انرژی عبارت است از نسبت ارزش افزوده بر مقدار انرژی مصرفی که در این تحقیق از شاخص اصلاح شدهٔ آن یعنی بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته انرژی استفاده شده است. برای بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی، تابع تولید با سه نهادهٔ نیروی کار، سرمایه و انرژی به کار می‌رود (شاکری، ۱۳۸۵):

$$y = F(K,L,E) \qquad \frac{\partial y}{\partial K} > 0 \quad \frac{\partial y}{\partial L} > 0 \quad \frac{\partial y}{\partial E} > 0 \qquad (۱۱)$$

که درآن y تولید، K سرمایه فیزیکی، L نیروی کار شاغل و E مقدار انرژی مصرفی است. با فرض آنکه تابع فوق همگن از درجه اول است، داریم:

$$AP_E = \frac{Y}{E} = F(\frac{K}{E}, \frac{L}{E}, 1) \qquad \frac{\partial F}{\partial(\frac{K}{E})} > 0 \quad , \quad \frac{\partial F}{\partial(\frac{L}{E})} > 0 \qquad (۱۲)$$

طبق رابطه بالا، بهره‌وری جزئی عامل انرژی تابعی از متوسط سرمایه به ازای هر واحد انرژی و متوسط نیروی کار به ازای هر واحد انرژی مصرفی است. مشتقات جزئی تابع تولید ۱۱ نسبت به هر یک از عوامل تولید بزرگ‌تر از صفر است. همچنین در رابطهٔ ۱۲، چون ترکیب خطی از رابطه ۱۱ است مشتقات جزئی نسبت به $\frac{K}{E}$, $\frac{L}{E}$ نیز بزرگ‌تر از صفر است و بنابراین، با افزایش $\frac{K}{E}$ و $\frac{L}{E}$، بهره‌وری انرژی $(\frac{Y}{E})$ افزایش می‌یابد (امینی و یزدی‌پور، ۱۳۸۷).

عامل دیگری که می‌تواند بر بهره‌وری انرژی تأثیر بگذارد پیشرفت تکنولوژی است. اگر پیشرفت تکنولوژی در نهاده‌ها تبلور یابد، در همان سطح قبلی نهاده‌ها موجب انتقال منحنی تولید به‌طرف بالا گردیده و در نتیجه، حداکثر تولید قابل حصول افزایش می‌یابد. به طور کلی، تکنولوژی نشان دهندهٔ رابطهٔ میان نهاده و بازده تولید است. پیشرفت تکنولوژی موجب بهبود در شیوه‌های تولید می‌شود و این بهبود باعث افزایش بهره‌وری خواهد شد (میبدی، ۱۳۷۹؛ امینی و یزدی‌پور، ۱۳۸۷).

اگر داده‌های تحقیق سری زمانی باشد، می‌توان نرخ تغییر تکنولوژی را در یک صنعت، با در نظر گرفتن متغیر روند زمانی، با استفاده از روش اقتصادسنجی برآورد کرد؛ برای مثال، شکل لگاریتمی تابع تولید کاب-داگلاس به صورت زیر نوشته می‌شود (میبدی، ۱۳۷۹):

$$LnY = B_0 + B_2 Ln\, x_1 + B_2\, Lnx_2 + B_t t \qquad (۱۳)$$

که در اینجا t متغیر روند زمانی است (t = 1,2,...t). ضریب B_t، درصدی از تغییرات سالانه محصول را، که ناشی از تغییرات تکنولوژیکی می‌باشد، نشان می‌دهد.

متغیر دیگری که می‌تواند بر بهره‌وری انرژی مؤثر باشد، قیمت نسبی انرژی است. برای نشان دادن رابطه بهره‌وری انرژی با قیمت نسبی آن، شکل عمومی یک تابع تولید از نوع کاب-داگلاس را با سه عامل نیروی کار، سرمایه و انرژی در نظر می‌گیریم:

$$Q = AL^{\alpha}K^{\beta}E^{\gamma} \qquad (۱۴)$$

که در آن A پارامتر بهره‌وری کل عوامل و α ، β و γ به ترتیب کشش‌های تولیدی نیروی کار، سرمایه و انرژی می‌باشد. با توجه به تابع فوق، فرمول کشش عامل انرژی به شکل زیر به دست می‌آید:

$$\varepsilon_E = \frac{\partial Q}{\partial E}.\frac{E}{Q} = \frac{MP_E}{AP_E} = \gamma \qquad (۱۵)$$

با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس (α+β+γ=1) و در شرایط رقابت کامل، تولیدکننده تا جایی از انرژی استفاده می‌کند که ارزش تولید نهایی انرژی برابر با قیمت انرژی باشد:

$$P.MP_E = P_E \Rightarrow MP_E = \frac{P_E}{P} \qquad (۱۶)$$

طبق رابطهٔ ۱۵ و ۱۶ داریم:

$$AP_E = \frac{P_E / P}{\gamma} \qquad (۱۷)$$

طبق رابطهٔ ۱۷، بهره‌وری انرژی (AP_E) با قیمت واقعی آن (P_E / P) رابطهٔ مستقیم دارد؛ به عبارت دیگر، افزایش قیمت واقعی انرژی می‌تواند سبب ایجاد انگیزهٔ صرفه‌جویی در مصرف انرژی و استفاده بهینه از آن شود.

یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر بهره‌وری انرژی تغییر در ترکیب منابع انرژی مصرفی است. افزایش سهم مصرف حامل انرژیی که کارایی بالاتری در مقایسه با سایر

انرژی‌ها دارد می‌تواند منجر به افزایش کارایی و بهبود بهره‌وری کل انرژی شود (امینی و یزدی‌پور، ۱۳۸۷).

در این تحقیق برای تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته انرژی ابتدا باید کشش‌های عوامل تولید محاسبه شود تا از طریق آن شاخص مورد نظر به دست آید. بنابراین، تابع تولید بخش کشاورزی برآورد می‌شود. با توجه به مطالعات انجام شده در بخش کشاورزی و همچنین به واسطهٔ ویژگی امکان جانشینی بین عوامل تولید، که مورد نظر در محاسبهٔ بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته است، و نیز برپایه مناسب بودن شکل تابعی برای برآورد تابع تولید، شکل لگاریتمی تابع کاب-داگلاس انتخاب شد.

شکل لگاریتمی قابل برآورد تابع فوق را بر اساس تفاوت در نوع موجودی سرمایه می‌توان به دو شکل زیر در نظر گرفت:

$$LNGDP = C + \Phi T + \delta W + \alpha LNL + BLNK + \gamma LNE \quad (۱۸)$$

$$LNGDP = C + \Phi T + \delta W + \alpha LNL + B_1 LNKM + \gamma LNE \quad (۱۹)$$

که در آن E مصرف انرژی، K موجودی سرمایه، L نیروی کار (اشتغال)، Q ارزش افزوده و T ضریب تکنولوژی می‌باشد. همچنین دو شکل مختلف موجودی سرمایه، شامل موجودی سرمایه کل (K) و موجودی سرمایه ماشین‌آلات (KM)، برای برآورد تابع در بخش کشاورزی استفاده شده است.

شکل لگاریتمی قابل برآورد مدل عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی به صورت زیر است:

$$Ln(GAP_E) = B_1 + B_2 Ln(\frac{Km}{E}) + B_3 Ln(\frac{L}{E}) + B_4 Ln(\frac{P_E}{P}) + B_5 T + B_6 W \quad (۲۰)$$

که در آن با توجه به مبانی نظری مطرح شده در بخش‌های پیشین، عوامل مؤثر بر بهره‌وری متوسط تعمیم یافته انرژی (GAP_E) عبارت‌اند از: متوسط سرمایه (ماشین آلات) به ازای هر واحد انرژی مصرفی ($\frac{Km}{E}$)، متوسط نیروی کار به ازای هر واحد انرژی مصرفی ($\frac{L}{E}$)، قیمت نسبی انرژی ($\frac{P_E}{P}$) ، متغیر پیشرفت تکنولوژی یا روند (T) و متغیر مجازی (سال‌های جنگ ۱۳۵۹-۶۷). بر اساس مبانی نظری ارائه شده در بخش‌های قبل انتظار می‌رود، به جز متغیر مجازی سال‌های جنگ، بقیه متغیرها اثر مثبت بر بهره‌وری انرژی داشته باشند.

همگرایی بلندمدت[1]

انگل و گرنجر (۱۹۸۷) مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی را در نظر می گیرند که مطابق رابطهٔ زیر در تعادل بلندمدت قرار دارند:

$$B_1 x_{1t} + B_2 x_{2t} + \cdots + B_n x_{nt} = 0 \qquad (۲۱)$$

اگر B و x_t به ترتیب نمایانگر بردارهای $(B_1, B_2 \dots, B_n)$ و $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ باشند؛ سیستم فوق زمانی در تعادل خواهد بود که $Bx_t = 0$ باشد. e_t انحراف از تعادل بلند مدت یا به عبارت دیگر خطای تعادل نامیده می شود:

$$e_t = Bx_t \qquad (۲۲)$$

در صورتی که فرایند خطای تعادل پایا[2] باشد، تعادل فوق معنی خواهد داشت. براساس تعریف انگل و گرنجر (۱۹۸۷) از همگرایی بلندمدت، عناصر بردار $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ را همگرای بلندمدت از مرتبه d و b نامیده و به صورت $x_t \sim CI(d,b)$ نشان می‌دهند. اگر اولاً تمام عناصر بردار x_t جمعی از مرتبه d باشند و ثانیاً برداری مثل $B = (B_1, B_2 \dots, B_n)$ وجود داشته باشد که به ازای $b>0$ ترکیب خطی $Bx_t = B_1 x_{1t} + B_2 x_{2t} + \dots + B_n x_{nt}$ جمعی از مرتبه (d-b) باشد، در این‌صورت بردار B بردار همگرایی بلندمدت نامیده می‌شود (Enders, 2010).

آزمون همگرایی بلندمدت انگل-گرنجر

برای استفاده از این روش ابتدا باید مرتبهٔ جمعی[3] متغیرها تعیین شود. طبق تعریف، وجود رابطهٔ همگرایی بلندمدت بین متغیرها مستلزم آن است که دو متغیر جمعی از یک مرتبه باشند. لذا اولین گام در تحلیل همگرایی بلندمدت استفاده از آزمون‌هایی جهت تعیین رتبه جمعی متغیرهاست. با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته می‌توان تعداد ریشه واحد موجود در هر یک از متغیرها را تعیین کرد. اگر متغیرها پایا باشند، نیازی به طی مراحل بعدی نخواهد بود، چرا که امکان به کارگیری روش‌های سری‌زمانی استاندارد و رایج در مورد متغیرهای پایا وجود دارد (Enders, 2010).

1. Cointegration
2. Stationary
3. Integration

بعد از تعیین ریشه واحد، رابطهٔ بلندمدت برآورد می‌شود. برای تعیین همگرایی بلندمدت، جمله خطای برآوردی (پسماند) به دست آمده از رابطهٔ بلندمدت از نظر پایایی بررسی می‌شود. اگر جمله خطای برآوردی (پسماندها) پایا بود، می‌توان نتیجه گرفت که رابطهٔ بلندمدت وجود دارد. در این حالت، برآورد رابطه رگرسیونی به روش OLS برآورد گرهایی فوق سازگار[1] از پارامترها به دست خواهد داد. استاک (۱۹۸۷) ثابت می‌کند که برآورد حداقل مربعات معمولی در شرایطی که متغیرها I(1) هستند سریع‌تر از زمانی که متغیرها پایا هستند همگرا می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸؛ Enders, 2010).

روش یوهانسن

روش یوهانسن دارای سه مرحلهٔ تعیین درجهٔ جمعی متغیرهای الگو، تعیین تعداد وقفه بهینه‌الگوی VAR و تعیین‌بردارهای‌همگرایی‌بلندمدت‌می‌باشد. در مرحلهٔ‌دوم از معیارهایی مانند شوارتز- بیزین[2]، آکاییک[3]، حنان-کویین[4] و آزمون LR[5] و در مرحله‌سوم از آزمون‌های اثر[6] و حداکثر مقدار ویژه[7] برای تعیین‌تعداد بردارهای همگرایی بلندمدت استفاده می‌شود.

وقتی تعداد متغیرهای دخیل در رگرسیون همگرایی بلندمدت از دو تا بیشتر می‌شوند (K>2)، این امکان فراهم می‌آید که بیشتر از یک بردار همگرایی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود داشته باشد. در این حالت، به کارگیری روش انگل و گرنجر، که تنها بر اساس وجود یک بردار همگرایی بلندمدت استوار است، در شرایطی که در واقع بیش از یک بردار همگرایی بلندمدت وجود داشته باشد مناسب نیست. به همین دلیل، از آزمون همگرایی بلندمدت یوهانسن برای مشخص شدن تعداد بردار همگرایی بلندمدت استفاده می‌شود. حال اگر وجود تنها یک بردار همگرایی بلندمدت با روش یوهانسن ثابت شود، برآورد الگو با روش انگل و گرنجر علاوه بر اثر عرض از مبدأ و متغیر روند (تکنولوژی)، اثر متغیرهای

1. Superconsistent
2. Schwartz Bayeian Criterion (SBC)
3. Akaike Information Criterion (AIC)
4. Hannan-Quinn Criterion (HQC)
5. Log-Likelihood Ratio Test
6. Trace
7. Maximal Eigenvalue

مجازی در بلندمدت را نیز (برخلاف یوهانسن) نشان می‌دهد (نوفرستی، ۱۳۷۸). به همین دلیل، اگر یک رابطهٔ بلندمدت وجود داشته باشد، در برآوردهای مطالعه از روش انگل و گرنجر استفاده می‌شود. از طرفی به دلیل تأکید مدل VAR بر پیش‌بینی، این مدل‌ها کمتر برای تحلیل سیاستی مناسب هستند (Gujarati, 2003)

در این تحقیق از داده‌های کلان اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۵۳–۸۶ استفاده گردید. اطلاعات مربوط به ارزش‌افزوده (GDP)، کل موجودی سرمایه (K) و موجودی سرمایه ماشین‌آلات بخش کشاورزی (KM) (به قیمت ثابت سال ۷۶ برحسب میلیارد ریال) از آخرین ارقام رسمی حساب‌های ملی ایران (به انتشار اداره حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی) استفاده شد. آمار مربوط به اشتغال (L) نیز از دفتر مدیریت اقتصاد کلان و نظارت راهبردی ریاست جمهوری، که توسط امینی و اصلاحچی برآورد شد، اخذ گردید. اطلاعات مربوط به مصرف انرژی کل (E) بخش کشاورزی و همچنین انرژی برق و فراورده‌های نفتی از ترازنامه انرژی سال ۸۷ به دست آمد. همچنین قیمت‌های انرژی از وزارت نیرو گرفته شد و با توجه به سهم مصرف انرژی برق (RE) و گازوییل (RG) در بخش کشاورزی طی هر سال، قیمت وزنی ($\frac{P_E}{P}$) انرژی محاسبه و با تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (به قیمت ثابت ۷۶)، قیمت وزنی واقعی انرژی مصرفی در بخش کشاورزی به دست آمد. همچنین متغیر مجازی دوران جنگ (W) طی سال‌های (۱۳۵۹–۶۷) در نظر گرفته شد. برای برآورد مدل‌ها از نرم‌افزارهای Microfit 4 و SPSS 16 استفاده شد.

نتایج و بحث

برآورد تابع تولید بخش کشاورزی

برای برآورد تابع تولید ابتدا لازم است پایایی متغیرها بررسی شود. در جدول ۱ نتیجه آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها ارائه شده است.

جدول ۱. نتیجهٔ آزمون پایایی متغیرهای تابع تولید بخش کشاورزی

متغیر	آماره دیکی-فولر در سطح متغیرها		آماره دیکی-فولر در تفاضل مرتبه اول متغیرها	
	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
LNGDP	-۰/۶۷	-۲/۵۴	-۵/۹۶	-۵/۸۵*
LNK	۳/۱۵	-۱/۸۷	-۲/۸۵	-۴/۷۱*
LNKM	-۰/۴۱	-۲/۲۷	-۲/۲۰	-۵/۵۶*
LNL	۲/۱۲	-۰/۱۹	-۴/۱۰	-۵/۰۲*
LNE	-۳/۳۲	-۳/۴۰	-۶/۳۲	-۶/۳۹*

منبع: محاسبات تحقیق

تذکر: مقادیر بحرانی آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته در سطح ۵ درصد، بدون روند ۲/۹۸- و باروند ۳/۶۰- می‌باشد.

*: معنی داری در سطح ۵ درصد

نتایج جدول فوق نشان می دهد که تمامی متغیرهای مورد استفاده در برآورد تابع تولید، I(1) می‌باشند. برای متغیرهای LNK و LNKM آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته جداگانه انجام شده که متغیر روند معنی‌دار بود و در تحلیل با روند در نظر گرفته شده است. همچنین نتایج همگرایی بلندمدت یوهانسن در جدول ۲ برای تشخیص تعداد بردار همگرایی بلندمدت ارائه شد که وجود یک بردار همگرایی بلندمدت را ثابت می‌کند. حال با توجه به اینکه اگر تنها یک بردار همگرایی بلندمدت وجود داشته باشد، تفاوتی میان نتایج دو روش انگل-گرنجر و یوهانسن وجود ندارد و از سوی دیگر، نظریه عدم امکان لحاظ کردن متغیر مجازی سال‌های جنگ در رابطهٔ بلندمدت در روش یوهانسن، در اینجا از روش انگل-گرنجر استفاده شد.

با توجه به استفاده از روش انگل-گرنجر برای برآورد توابع و نظر به اینکه جملهٔ خطای برآوردی مدل‌ها پایا I(0) (فاقد ریشه واحد) می‌باشد، در نتیجه، شکل رگرسیون کاذب وجود ندارد. با توجه به برآوردهای انجام شده، مدل شماره ۱۹ به عنوان مدل مناسب انتخاب شد چرا که فقط موجودی سرمایهٔ ماشین‌آلات بخش کشاورزی اثر معنی‌داری بر تولید این بخش داشته است و نوع دیگر سرمایه در سطح بالایی هم معنی‌دار نبود. در ادامه هم برای تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی از موجودی سرمایهٔ ماشین‌آلات بخش کشاورزی استفاده شد. برآورد

نهایی تابع تولید مدل شماره ۱۹ بخش کشاورزی با استفاده از روش انگل و گرنجر در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون همگرایی بلندمدت یوهانسن برای مدل شماره ۱۹

H_0	H_1	الگوی دوم[1]		الگوی سوم[1]		الگوی چهارم[1]	
		آماره	مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره	مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره	مقدار بحرانی ٪۹۵
λ_{max}							
r = ۰	r = ۱	۵۱/۴	۲۸	۵۱/۱	۲۷/۴	۵۶/۲	۳۱/۷
r <= ۱	r = ۲	۲۷/۳	۲۲	۱۶*	۲۱/۱	۲۱/۵*	۲۵/۴
r <= ۲	r = ۳	۱۳/۷	۱۵/۸	۲/۸	۱۴/۸	۶/۳	۱۹/۲
r <= ۳	r = ۴	۲/۸	۹/۱	۲/۰	۸/۰۷	۲/۲	۱۲/۳
λtrace							
r = ۰	r >= ۱	۹۵/۳	۵۳/۴	۷۰/۳	۷۸/۸	۸۶/۴	۶۳
r <= ۱	r >= ۲	۴۳/۹	۳۴/۸	۱۹/۲*	۳۱/۵	۳۰/۱*	۴۲/۳
r <= ۲	r >= ۳	۱۶/۶	۲۰/۱	۳/۱	۱۷/۸	۸/۶	۲۵/۷
r <= ۳	r = ۴	۲/۸	۹/۱	۰/۲	۸	۲/۲	۱۲/۳

منبع: محاسبات تحقیق *: معنی داری در سطح ۵ درصد

۱. در روش پیشنهادی آزمون همگرایی بلندمدت یوهانسن باید ۵ الگو از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت (بر حسب عرض از مبدأ و روند) برآورد شود. اما در عمل با توجه به اینکه حالت اول و پنجم کمتر محتمل است. می‌توان این دو الگو را در نظر نگرفت.

جدول۳. نتایج برآورد تابع تولید با استفاده از موجودی سرمایه ماشین‌آلات کشاورزی

متغیر	ضریب	آماره t
C	-۱/۸۹	-۰/۲۷
T	۰/۰۲۴*	۵/۷۳
W	-۰/۴۰*	-۲/۵۳
LNL	۰/۷۱	۱/۵۷
LNKM	۰/۰۲۴	۱/۸۹
LNE	۰/۳۰*	۵/۹۵
F=۱۰۶۷/۷ Prob= ۰/۰۰	D.W.= ۱/۸۹	R^2 = ۰/۹۹

منبع: محاسبات تحقیق *، **،***: به ترتیب معنیداری در سطح ۱۰، ۵، ۱ درصد

با توجه به اینکه در بخش کشاورزی بازده نسبت به مقیاس باید وجود داشته باشد، از آزمون والد برای نشان دادن این بازده ثابت (مجموع ضرایب عوامل یک) و تأیید تابع تولید برآوردی با روش انگل و گرنجر استفاده شد. تأیید فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس با استفاده از آزمون والد در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون والد

نوع محدودیت	آماره والد	سطح معنی‌داری
$\alpha + \beta + \gamma = 1$	۰/۰۰۶۲۴۷	۰/۹۳۷

منبع: محاسبات تحقیق

در نتیجه تابع تولید بخش کشاورزی به شکل زیر می‌باشد:

$$GDP = e^{-1.89} e^{-0.04W} e^{0.024t} L^{0.71} KM^{0.024} E^{0.3} \quad (۲۳)$$

حال با استفاده از ضرایب لگاریتمی که همان کشش‌ها هستند به محاسبه شاخص GAP پرداخته می‌شود. LN نشان دهنده لگاریتم طبیعی است:

$$LNGDP = -1.89 + 0.024T - 0.04W + 0.71LNL + 0.024LNKM + 0.3LNE \quad (۲۴)$$

همان‌طور که در بخش کشاورزی از معادلهٔ ۲۴ مشاهده می‌شود، کشش‌های محصول نسبت به نیروی کار و سرمایهٔ ماشین‌آلات و انرژی به ترتیب ۰/۷۱ ، ۰/۰۲۴ و ۰/۳ می‌باشد. همچنین نیروی کار و پیشرفت تکنولوژی اثر مثبت معنی‌دار و متغیر مجازی سال‌های جنگ اثر منفی بر لگاریتم ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی داشته‌اند.

محاسبهٔ بهره‌وری متوسط تعمیم یافتهٔ انرژی

با استفاده از کشش‌های به دست آمده و رابطهٔ ۱۰ از برآورد تابع تولید، شاخص بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافتهٔ انرژی (GAP_E) به صورت زیر محاسبه شد که نتایج آن در جدول ۵ آمده است:

$\alpha = ۰/۷۱ \quad \beta = ۰/۰۲۴ \quad \gamma = ۰/۳$

$$GAP_E = \frac{GDP}{E + L\left(\frac{\partial E}{\gamma L}\right) + K\left(\frac{\partial E}{\gamma K}\right)} = \frac{GDP}{E + E\left(\frac{0.71}{0.3}\right) + E\left(\frac{0.024}{0.3}\right)}$$

جدول ۵. نتایج محاسبه بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافتهٔ انرژی

سال	بهره‌وری متوسط تعمیم یافته انرژی (GAP_E)	نرخ رشد بهره‌وری متوسط تعمیم یافته انرژی (GAP_E)
۱۳۵۳	۵۸۲/۹۹	-
۱۳۵۴	۵۱۹/۴۱	-۰/۱۱
۱۳۵۵	۴۹۷/۳۹	-/۰۴
۱۳۵۶	۴۱۱/۳۴	-۰/۱۷
۱۳۵۷	۴۳۸/۸۵	۰/۰۷
۱۳۵۸	۴۴۷/۱۵	۰/۰۲
۱۳۵۹	۴۵۶/۴۳	۰/۰۲
۱۳۶۰	۴۲۵/۳۲	-۰/۰۷
۱۳۶۱	۳۸۶/۹۹	-۰/۰۹
۱۳۶۲	۳۳۴/۱۵	-۰/۱۴
۱۳۶۳	۳۳۲/۲۵	-۰/۰۱
۱۳۶۴	۳۱۱/۱۶	-۰/۰۶
۱۳۶۵	۳۴۵/۲۹	۰/۱۱
۱۳۶۶	۳۲۳/۶۹	-۰/۰۶
۱۳۶۷	۳۱۴/۳۱	-۰/۰۳
۱۳۶۸	۳۰۵/۹۱	-۰/۰۳
۱۳۶۹	۳۲۳/۶۵	۰/۰۶
۱۳۷۰	۳۱۹/۲۶	-۰/۰۱
۱۳۷۱	۳۰۲/۶۱	-۰/۰۵
۱۳۷۲	۳۶۵/۸۵	۰/۲۱

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ادامه جدول ۵

۱۳۷۳	۳۶۱/۸۶	-۰/۰۱
۱۳۷۴	۳۸۷/۴۲	۰/۰۷
۱۳۷۵	۴۰۱/۴۶	۰/۰۴
۱۳۷۶	۴۲۰/۴۲	۰/۰۵
۱۳۷۷	۴۱۷/۰۹	-۰/۰۱
۱۳۷۸	۴۲۲/۳۷	۰/۰۱
۱۳۷۹	۴۲۹/۹۴	۰/۰۲
۱۳۸۰	۴۲۵/۷۴	-۰/۰۱
۱۳۸۱	۵۰۱/۶۲	۰/۱۸
۱۳۸۲	۴۸۸/۱۴	-۰/۰۳
۱۳۸۳	۴۸۰/۵۵	-۰/۰۲
۱۳۸۴	۵۰۵/۷۳	۰/۰۵
۱۳۸۵	۴۸۰/۵۹	-۰/۰۵
۱۳۸۶	۵۰۰/۵۸	۰/۰۴

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج به دست آمده، روند بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافتهٔ انرژی (GAP_E) تا سال ۱۳۷۰ کاهشی و بعد از آن افزایشی بوده و در دوران جنگ، مخصوصاً طی سال‌های ۱۳۵۹-۷۰، به طور متوسط سالانه ۳/۶ درصد کاهش یافته است که دلیل آن می‌تواند توجه نکردن به تعویض یا تجهیز ماشین آلات کشاورزی و مصرف بی‌رویه انرژی با بازدهی کم در شرایط جنگ باشد. همچنین با افزایش موجودی سرمایهٔ بخش کشاورزی در سال‌های پس از جنگ، بهره‌وری انرژی نیز روندی صعودی به خود گرفته است که احتمالاً نشان دهندهٔ تأثیر مثبت بر بهره‌وری انرژی است.

برآورد عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی

شایان ذکر است آثار متغیرهای مجازی مختلف، اثر سرمایه‌گذاری و اثر تمام متغیرها با هم نیز در نظر گرفته شده‌اند، ولی چون اثر معنی‌داری نداشته‌اند، از ذکر آن‌ها در مدل پرهیز شد.

قبل از برآورد مدل‌ها، ابتدا پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته بررسی شد که نتایج آن در جدول ۶ ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول مذکور، به غیر از متغیر موجودی سرمایه ماشین‌آلات به ازای هر واحد انرژی مصرفی I(2) به نظر می‌رسد، تفاضل مرتبه اول بقیهٔ متغیرها در سطح ۵ درصد پایا می‌باشد؛ یعنی ایستا از درجه یک می باشند.

جدول ۶. نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگوی عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی

متغیر	آماره دیکی-فولر در سطح متغیرها		آماره دیکی-فولر در تفاضل مرتبه اول متغیرها	
	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
$Ln(GAP_E)$	-۰/۷	-۱/۸۵	-۵/۵۵	-۶/۲۵*
$Ln(\frac{Km}{E})$	-۲/۰۲	-۲/۷۶	-۱/۹۳	-۲/۳۷
$Ln(\frac{L}{E})$	-۲/۶۰	-۱/۶۹	-۲/۴۷	-۵/۸۹*
$Ln(\frac{P_E}{P})$	-۰/۸۵	-۱/۹۷	-۴/۱۷	-۴/۱۱*

منبع: محاسبات تحقیق

تذکر: مقادیر بحرانی آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته در سطح ۵ درصد، بدون روند ۲/۹۸- و با روند ۳/۶۰- می‌باشد

*: معنی داری در سطح ۵ درصد

آزمون شکست ساختاری برای متغیر تفاضل لگاریتم مرتبه اول موجودی سرمایه ماشین‌آلات به ازای هر واحد انرژی مصرفی ($Ln(\frac{Km}{E})$ انجام شد که نتیجهٔ این آزمون مبین ایستایی این متغیر پس از یک‌بار تفاضل گیری است.

در نتیجه، تمام متغیرهای مورد استفاده در مدل ایستا از درجه یک می‌باشند. نتایج آزمون ریشه واحد جمله خطا برای مدل فوق فاقد ریشه واحد بود. نتایج آزمون همگرایی بلندمدت یوهانسن برای مدل ۲۰ انجام شد که نشان دهندهٔ یک بردار همگرایی بلندمدت است. نتیجهٔ این آزمون در جدول ۷ ارائه شده است. لذا از روش انگل-گرنجر برای برآورد مدل‌ها استفاده شد.

جدول ۷. نتایج آزمون همگرایی بلندمدت یوهانسن برای مدل شماره ۲۰

H_0	H_1	الگوی دوم[1]		الگوی سوم[1]		الگوی چهارم[1]	
		آماره	مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره	مقدار بحرانی ٪۹۵	آماره	مقدار بحرانی ٪۹۵
λ_{max}							
r = ۰	r = ۱	۴۱/۳	۲۸/۲	۲۲/۹	۲۷/۴	۳۲/۲	۳۱/۷
r <= ۱	r = ۲	۲۲/۷	۲۲/۰	۱۷/۱*	۲۱/۱	۲۱/۳*	۲۵/۴
r <= ۲	r = ۳	۱۷/۱	۱۵/۸	۶/۱	۱۴/۸	۱۱/۳	۱۹/۲
r <= ۳	r = ۴	۳/۷	۹/۱	۹۵/۰	۸/۰۷	۲/۰۳	۱۲/۳
λ_{trace}							
r = ۰	r >= ۱	۸۵/۲	۵۳/۴	۴۸	۷۸/۸	۶۴/۳	۶۳
r <= ۱	r >= ۲	۴۳/۹	۳۴/۸	۲۵*	۳۱/۵	۳۴/۷*	۴۲/۳
r <= ۲	r >= ۳	۲۱/۱	۲۰/۱	۷/۱	۱۷/۸	۱۳/۴	۲۵/۷
r <= ۳	r = ۴	۳/۷	۹/۱	۰/۹	۸	۲	۱۲/۳

منبع: محاسبات تحقیق *: معنی داری در سطح ۵ درصد

۱. در روش پیشنهادی آزمون همگرایی بلندمدت یوهانسن باید ۵ الگو از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت (بر حسب عرض از مبدأ و روند) برآورد شود. اما در عمل با توجه به اینکه حالت اول و پنجم کمتر محتمل است، می‌توان این دو الگو را در نظر نگرفت.

نتایج برآورد مدل شماره ۲۰ برای عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی با استفاده از روش انگل و گرنجر در جدول ۸ آورده شده است.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی (مدل شماره ۲۰)

متغیر	ضریب	آمارهt
C	-۲/۲۱**	-۳/۵۴
$Ln(\frac{Km}{E})$	۰/۰۲۷*	۲/۱۹
$Ln(\frac{L}{E})$	۰/۷***	۱۳/۱
$Ln(\frac{P_E}{P})$	-۰/۰۳	-۱/۳۶
T	۰/۰۱۹***	۴
W	-۰/۰۴**	-۲/۸
F= ۲۰۴/۴		
Prob= ۰/۰۰		
R^2 = ۰/۹۶	D.W = ۲/۰۳	

منبع: محاسبات تحقیق **، ***: معنی داری در سطح ۵ و ۱درصد

نتایج برآورد مدل شماره ۲۰ نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای لگاریتم $(\frac{Km}{E})$ و $(\frac{L}{E})$ مثبت و معنی‌دار می‌باشند. همچنین ضریب متغیر روند، که بیانگر پیشرفت تکنولوژی است، مثبت و معنی‌دار می‌باشد. ضریب متغیر مجازی سال‌های جنگ (W) طبق انتظار منفی و معنی‌دار می‌باشد، ولی ضریب متغیر لگاریتم قیمت منفی و فاقد ارزش آماری است. نتایج برآورد نهایی مدل شماره ۲۰، پس از حذف متغیر قیمت نسبی انرژی، با استفاده از روش انگل و گرنجر در جدول ۹ ارائه شده است (همگرایی بلندمدت یوهانسن نیز نشان‌دهندهٔ یک بردار است و جمله خطا نیز فاقد ریشه واحد می‌باشد که برای اختصار از آوردن جداول خودداری شده است).

جدول ۹. نتایج برآورد نهایی عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی (مدل شماره ۲۰)

متغیر	ضریب	آمارهt
C	-۲/۵۹***	-۴/۵۸
$Ln(\frac{Km}{E})$	۰/۰۲۴*	۱/۹۳
$Ln(\frac{L}{E})$	۰/۶۷***	۱۳/۵۱
T	۰/۰۲۵***	۱۴/۱۱
W	-۰/۰۳**	-۲/۶۷
F=۲۴۷/۷ Prob= ۰/۰۰	R^2 = ۰/۹۷ D.W. = ۱/۸۹	

منبع: محاسبات تحقیق **، ***: به ترتیب معنی داری در سطح ۵ و ۱درصد

همان‌طور که اشاره شد، ضریب متغیر قیمت نسبی انرژی معنی‌دار نبوده و از مدل حذف شده است. این نتیجه نشان می‌دهد قیمت نسبی انرژی در دورهٔ مورد بررسی نتوانسته است بر روی بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافتهٔ انرژی اثر معنی‌داری داشته باشد. ضریب متغیر $Ln(\frac{Km}{E})$، طبق انتظار، از لحاظ آماری در سطح ۱۰٪ معنی‌دار و مثبت است و نشان می‌دهد با فرض ثابت بودن سایر عوامل، با افزایش ۱ درصدی در نسبت موجودی سرمایهٔ ماشین‌آلات بخش کشاورزی به مقدار انرژی مصرفی، بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته انرژی ۰/۰۲۴ درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر $Ln(\frac{L}{E})$ نیز طبق انتظار از لحاظ آماری معنی‌دار و مثبت است و نشان می‌دهد، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، با افزایش ۱ درصدی در نسبت نیروی کار به مقدار انرژی مصرفی، بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافتهٔ انرژی ۰/۶۷ درصد افزایش می‌یابد. بالاتر بودن ضریب نسبت نیروی کار به انرژی مصرفی در مقایسه با موجودی سرمایه ماشین‌آلات به انرژی مصرفی، نشان می‌دهد که افزایش نسبت $(\frac{L}{E})$ تأثیر بیشتر روی بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته انرژی دارد. برای نشان دادن اثر پیشرفت تکنولوژی از متغیر روند استفاده شده است.

ضریب متغیر روند (T) از لحاظ آماری معنی‌دار و مثبت است و نشان می‌دهد، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، با افزایش ۱ درصدی در این شاخص، بهره‌وری متوسط تعمیم یافتهٔ انرژی ۰/۰۲۵ درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر مجازی سال‌های جنگ (W) از لحاظ آماری معنی‌دار و طبق انتظار، واقعهٔ جنگ اثر منفی بر بهره‌وری انرژی داشته است، زیرا در سال‌های جنگ به نوسازی صنایع بخش کشاورزی کمتر توجه شده است. این امر همچنین می‌تواند به‌دلیل کاهش رشد ارزش افزودهٔ کل بخش‌های اقتصادی کشور و مخصوصاً بخش کشاورزی باشد که به دلیل تحریم‌ها و وجود محدودیت در تأمین غذای کافی، در سال‌های جنگ به مصرف انرژی در این بخش کمتر توجه شده است.

در سال‌های اخیر با هدفمند کردن یارانه‌ها انتظار می‌رود مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی کشور کاهش یابد و بهینه شود، ولی همان‌طور که در پیشینه تحقیق هم اشاره شد، سیاست‌های قیمتی اثر ناپایدار و زودگذر بر کارایی انرژی دارد (بر اساس یافته‌های تحقیق، قبل از هدفمند کردن یارانه‌ها، قیمت‌های نسبی انرژی در کشور تأثیری در بهره‌وری انرژی نداشته است). سیاست‌های قیمتی تأثیر چندانی در تقاضای انرژی ندارد که یکی از علت‌های آن پایین بودن قیمت واقعی برق و نفت گاز در بخش کشاورزی است. همچنین در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت، به دلیل امکان برق‌رسانی به نقاط دورافتادهٔ روستایی و بالارفتن سطح آگاهی کشاورزان درخصوص استفاده از انرژی برق، ضریب جایگزینی این حامل نسبت به نفت‌گاز بیشتر خواهد بود. بنابراین، باتوجه به کارایی بالای انرژی برق، نسبت به نفت‌گاز در بخش مورد مطالعه (به‌خصوص در مورد موتور پمپ‌های چاه‌های کشاورزی در بلندمدت) سیاست قیمت‌گذاری برق نسبت به نفت‌گاز تأثیرگذارتر خواهد بود.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مطالعه به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی ایران طی سال‌های ۱۳۵۳ –۸۶ پرداخته شد. ابتدا بهره‌وری متوسط انرژی با استفاده از روش بهره‌وری

متوسط تعمیم‌یافته محاسبه گردید که روند آن تا سال ۱۳۷۰ کاهشی و بعد از آن افزایشی بوده و همچنین طی سال‌های جنگ به طور متوسط ۳/۶ درصد کاهش داشته است. سپس تأثیر متغیرهای نیروی کار به ازای هر واحد انرژی، سرمایه ماشین‌آلات به ازای هر واحد انرژی، قیمت نسبی انرژی، روند و متغیر مجازی سال‌های جنگ بر بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته انرژی بررسی شد. نتایج نشان داد که متغیرهای نیروی کار به ازای هر واحد انرژی، متغیر موجودی سرمایه ماشین‌آلات به ازای هر واحد انرژی و متغیر روند به عنوان متغیر جایگزین تکنولوژی تأثیر مثبت و متغیر مجازی سال‌های جنگ تأثیر منفی در بهره‌وری انرژی داشته است، زیرا در سال‌های جنگ به نوسازی صنایع بخش کشاورزی کمتر توجه شده و دلیل دیگر می‌تواند کاهش رشد ارزش افزوده کل بخش‌های اقتصادی کشور و مخصوصاً بخش کشاورزی باشد که به دلیل تحریم‌ها و محدودیت در تأمین غذای کافی در سال‌های جنگ، به مصرف انرژی در این بخش توجهی نشده است. همچنین قیمت نسبی انرژی تأثیری در بهره‌وری انرژی نداشته است. در این میان، متغیر نیروی کار به ازای هر واحد انرژی بیشترین تأثیر را داشت.

با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. با توجه به اینکه متغیر نیروی کار به ازای هر واحد انرژی بیشترین تأثیر را در بهره‌وری انرژی دارد، باید تعداد نیروی کار بیشتر و ماهرتری در این بخش به کار رود و با آموزش نیروی کار فعلی به بیشترین بهره‌وری دست یافت. همچنین دولت باید از آن دسته از تولیدکنندگان بخش کشاورزی، که به ازای هر واحد نیروی کار کمترین انرژی را مصرف می‌کنند، حمایت کند.

۲. به علت تأثیر مثبت موجودی سرمایه ماشین‌آلات به ازای هر واحد انرژی، پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاری بیشتری در بخش ماشین‌آلات کشاورزی انجام شود و ماشین‌آلات فعلی تعویض یا تجهیز شود. همچنین دولت می‌تواند با اعطای یارانه از صنایع ساخت ماشین‌آلات کشاورزی کم مصرف حمایت کند.

۳. با توجه به تأثیر مثبت پیشرفت تکنولوژی (متغیر روند زمانی) در بهره‌وری انرژی، باید به تکنولوژی‌های جدید متناسب با شرایط کشور و آموزش شیوه‌های نوین توجه شود.

۴. با توجه به اینکه قیمت‌های انرژی کل و جداگانه انرژی نتوانسته‌اند تأثیری در بهره‌وری انرژی داشته باشند، باید بیشتر راهکارهای غیر قیمتی برای افزایش بهره‌وری در دستور کار قرار گیرد؛ مانند: تغییرات تکنولوژی در ساختار تولید، آموزش و راه‌های صرفه‌جویی در مصرف انرژی. البته نکته مهم در اینجا این است که قیمت‌های انرژی به صورت یارانه‌ای و بسیار پایین است و به این دلیل نمی‌توان راهکار غیر قیمتی را برای سال‌های آینده، که یارانه انرژی حذف خواهد شد، به سادگی پیشنهاد کرد و از نقش قیمت حامل‌های انرژی غافل شد. همچنین دولت باید هم‌زمان با هدفمندی یارانه‌ها، تسهیلات ویژه برای سرمایه‌گذاری در اختیار سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی قرار دهد. با این کار بخش‌های تولیدی به بهره‌وری بالاتر در تولید و انرژی می‌رسند که به نفع تولیدکننده، مصرف‌کننده و دولت می‌باشد.

منابع

۱.امیرتیموری، س. و خلیلیان، ص. ۱۳۸۷. بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۶(۶۱) ۵۷ – ۷۷.

۲.امینی، ع. و یزدی‌پور، ف. ۱۳۸۷. تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران. *پژوهش‌نامه اقتصادی*، ص ۷۱ تا ۱۰۴.

۳.امینی، ع.، نشاط، ح.م. و اصلاحچی، م. ۱۳۸۴. برآورد آمارهای سری‌زمانی جمعیت شاغل به تفکیک بخش‌های اقتصادی. سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور.تهران: دفتر اقتصاد کلان.

۴.امامی میبدی، ع. ۱۳۷۹. اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری. تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

۵.باقرزاده، آ. و امیرتیموری، س. ۱۳۸۸. برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش کشاورزی ایران. هفتمین همایش ملی انرژی.

۶.بانک مرکزی، حساب‌های ملی بانک مرکزی به قیمت ثابت ۷۶ (طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۳).

۷.خداپرست شیرازی، ج. و رحمن ستایش، ع. ۱۳۸۹. مقایسه بهره‌وری نیروی کار و سرمایه بخش کشاورزی با بخش‌های صنعت و خدمات. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۸(۷۰): ۱۲۵- ۱۴۷.

۸.خلیلیان، ص. و رحمانی، ف. ۱۳۸۷. بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران. مجله *علوم و صنایع کشاورزی (ویژه اقتصاد و توسعه کشاورزی)*، ۲۲(۱): ۷۹ - ۸۹.

۹.سازمان هواشناسی کشور. اطلاعات ارسالی بارندگی سالانه ایستگاه‌های هواشناسی.

۱۰.شاکری، ع. ۱۳۸۵. اقتصاد خرد ۲، نظریه‌ها و کاربردها. تهران: نشر نی.

۱۱.هژبر کیانی، ک. و واردی، س. ش. ۱۳۷۹. بررسی ضریب اهمیت انرژی در تولید بخش کشاورزی ایران. فصلنامه *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۳۰: ۷ - ۴۱.

۱۲.نوفرستی، م. ۱۳۷۸. ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

۱۳.وزارت نیرو ۱۳۸۸. معاونت امور برق و انرژی. ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۷-۱۳۸۵.

14.Adenikinju Adeola, F. & Olumuyiawa Alaba, B. 1999. Energy use and productivity performance in the Nigerian manufacturing sector *OPEC Review,* pp. 251-264.

15.Chen, Po-Chi et al. 2008, Total factor productivity growth in China's agricultural sector. *China Economic Review*, 19(4): 580–593.

16.Chunhua, W. 2007. Decomposing energy productivity change: a distance function approach. *Energy*, 32:1326-1333.

17.Enders, W. 2010. Applied econometric time series. New York: John Wiley and Sons.

18.Engle, R. F., and Granger, Clive W. J. 1987. Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55: 251-276.

19.Fuglie, K. O., MacDonald, J. M. and Ball, E. 2007. Productivity crowth in US agriculture. *Economic Brief*, No. 9.

20.Ian Sue, W. 2008. Explaining the declining energy intensity of the U.S. economy. *Resource and Energy Economics*, 30: 21–49.

21.Gujarati, D. N. 2003. Basic econometrics, 4th Edition. New York: McGraw-Hill.

22. Karkacier, O. Z., Goktolga, G. and Cicek, A. 2006. A regression analaysis of the effect of energy use in Agriculture. *Energy Ppolicy*. 34: 3796-3800.

23.Ramachandran,N. 1970. Role of productivity in Asian economic growth. Asian Productivity Organization.

24.Stern, D.I. 1993. A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macro economy. *Energy Economics*, 22: 267-283.