فصلنامه اقتصاد انرژی ایران
سال سوم، شماره ۱۰، بهار ۱۳۹۳، صفحات ٦٥-٤١

اثر شوک‌های دائمی و موقت بهره‌وری بر شدت مصرف انرژی در ایران (کاربرد روش بلانچارد-کوآ)

مصطفی بنی اسدی* و رضا محسنی**

تاریخ دریافت: ۲۱ بهمن ۱۳۹۲ تاریخ پذیرش: ۳۱ اردیبهشت ۱۳۹۳

چکیده

در ایران استفاده از انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی بسیار چشمگیر است و از این‌رو راهکارهای کاهش مصرف انرژی در اقتصاد ایران مورد توجه است. بهبود بهره‌وری کل عوامل می‌تواند باعث کاهش مصرف نهاده‌های تولید و از جمله انرژی شود. هدف از مطالعه حاضر بررسی اثر شوک‌های بهره‌وری بر شدت مصرف انرژی در ایران طی سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۸۹ می‌باشد. برای این منظور با استفاده از روش بلانچارد-کوا شوک‌های بهره‌وری به دو جزء دائمی و موقت تفکیک شدند. سپس با استفاده از مدل خود توضیح برداری ساختاری اثر شوک‌های دائمی و موقت بهره‌وری بر شدت مصرف انرژی در ایران مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که شوک‌های موقتی بهره‌وری، مهمترین منبع تغییرات در شدت مصرف انرژی در کوتاه‌مدت هستند. همچنین شوک‌های دائمی بهره‌وری منجر به کاهش شدت مصرف انرژی در بلند مدت می‌شوند. از این‌رو به منظور کاهش مصرف انرژی در کشور باید رشد بهره‌وری کل عوامل در دستور کار سیاست‌گذاران قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های دائمی و موقت، بهره‌وری، مدل SVAR، روش بلانچارد-کوا، شدت مصرف انرژی.

طبقه‌بندی JEL: Q40، D24، C13.

* دانشجوی دکتری بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان Baniasadi.m65@gmail.com
** عضو هیئت علمی دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی mohseni_re@yahoo.com

۱. مقدمه

انرژی از جمله نهاده‌های بسیار مهم تولید و یکی از عوامل مهم در رشد اقتصادی هر کشور است. برخی اقتصاددانان اکولوژیست بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی مهمترین عامل رشد است، از نظر آنها نیروی‌کار و سرمایه، عوامل واسطه‌ای هستند که بکارگیری آنها نیز مستلزم استفاده از انرژی است (استرن[1]، ۱۹۹۳). لذا با توجه به اهمیت فراوان انرژی و کاهش منابع انرژی فسیلی و افزایش قیمت آن، یکی از موضوعات مهم در بخش انرژی، کاهش مصرف و بهینه-سازی مصرف انرژی است. شاخص شدت مصرف انرژی به‌عنوان نسبت مصرف نهایی انرژی به تولید ناخالص داخلی مهمترین شاخصی است که میزان بهره‌وری انرژی در یک اقتصاد را مشخص می‌کند. هرچه این شاخص کوچکتر باشد نشان‌دهنده آن است که برای تولید هر واحد محصول انرژی کمتری صرف شده است و بالعکس. تقلیل شدت مصرف انرژی و به‌عبارت دیگر بهینه‌سازی مصرف انرژی از آمال و اهداف توسعه‌ای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی هر کشوری تلقی می‌شود و نیل به این اهداف جز با شناخت عوامل تعیین کننده آن و ارائه راهکارهای مدبرانه میسر نمی‌گردد. (کلولند[2]، ۱۹۸۴). ایران یکی از مهمترین بازیگران انرژی دنیاست. اما آمار و ارقام نشان از عدم استفاده کارا از منابع انرژی و استفاده بیش از حد از این منابع خدادادی دارد. بررسی‌ها نشان می‌دهد در دوره مورد بررسی، به ویژه سالهای بعد از انقلاب سال ۱۳۵۷، نرخ رشد مصرف انرژی[3] فراتر از نرخ رشد اقتصادی است. (کرباسی و همکاران، ۲۰۰۷). براساس بررسی سازمان بهره‌وری انرژی ایران شاخص شدت مصرف انرژی ایران ۱۳ برابر کشور ژاپن است (سازمان بهره‌وری انرژی ایران، ۱۳۸۸). این روند مصرف در آینده کشور را دچار بحران انرژی خواهد نمود. عمر منابع نفتی ایران در ۶۰ سال، گاز ۴۰ سال و ذغال سنگ ۱۰۵ سال آینده به اتمام می‌رسد و طی ۲۵ سال آینده با افزایش مصرف منابع انرژی، ایران از جدول کشورهای صادرکننده نفت خارج خواهد شد (سازمان بهره‌وری انرژی ایران، ۱۳۸۸). تا پیش از طرح تحول اقتصادی، دولت برای هر ایرانی سالانه ۶۰۰ هزار تومان یارانه انرژی پرداخت می‌کرده است (سازمان بهره‌وری انرژی ایران، ۱۳۸۸). یکی از دلایل اصلی عدم توجه به بهبود کارایی مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی ایران، پرداخت یارانه دولتی و قیمت ارزان منابع انرژی

---

1 - Stern
2 - Cleveland
۳ - نرخ رشد مصرف انرژی: $\dot{EC} = \frac{EC_t - EC_{t-1}}{EC_{t-1}} \times ۱۰۰$

کشور بوده است. خوشبختانه بعد از اجرای طرح تحول اقتصادی این روند تا حدودی اصلاح شده است. بنابراین با توجه به عدم کارایی مصرف انرژی و روند مصرف بی‌رویه آن در کشور، ضرورت تحقیق در خصوص بهبود کارایی مصرف و کاهش شدت مصرف ضرورت دارد. با توجه به اینکه انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های اصلی و مهم در جریان تولید می‌باشد، تحقیق در خصوص رشد بهره‌وری کل عوامل در جهت کاهش مصرف نهاده انرژی می‌تواند از موضوعات مهم قابل بررسی برای مراکز تحقیقاتی کشور باشد. در واقع بهره‌وری چگونگی و میزان استفاده از عوامل تولید را در تولید محصول نشان می‌دهد که در صورت استفاده بهینه از عوامل تولید، بهره‌وری آن عامل افزایش خواهد یافت. می‌توان چنین انتظار داشت که مهمترین عامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی، ارتقاء بهره‌وری کل عوامل تولید است (نایبی و همکاران، ۱۳۸۹). بهره‌وری از نظر مفهومی به‌معنای استفاده موثر و کارآمد از منابع در فرایند تولید است. از این‌رو رشد بهره‌وری در عین کاهش استفاده از منابع تولید و از جمله انرژی، می‌تواند سبب بهبود رشد اقتصادی شود و این به مفهوم کاهش شدت مصرف انرژی است. در حال حاضر، اهمیت بهره‌وری در افزایش تولید ملی پذیرفته شده‌است. وقتی بهره‌وری افزایش می‌یابد، تولید ناخالص ملی سریعتر از عوامل تولید افزایش خواهد یافت و متوسط تولید نیز به ازای هر واحد عوامل تولید افزایش می‌یابد. همچنین، نقش بهبود بهره‌وری در کاهش هزینه‌ها و توسعه صادرات حائز اهمیت است. علاوه بر این، ارتقاء بهره‌وری به صرفه‌جویی در استفاده از منابع تولید و کاهش آثار سوء زیست‌محیطی منجر می‌شود که در فرایند توسعه پایدار از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. با توجه مطالب گفته شده هدف از مطالعه حاضر بررسی اثر شوک‌های بهره‌وری بر شدت مصرف انرژی در کشور است. در ادامه پس از ارائه مبانی نظری و مطالعات تجربی، مدل تحقیق ارائه می‌شود و سپس با استفاده از روشهای اقتصاد سنجی اقدام به تخمین و تفسیر نتایج مدل نموده و در نهایت به جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی پرداخته خواهد شد. این مقاله از آن جهت دارای اهمیت است که تا کنون این موضوع در تحقیقات انجام شده در بخش انرژی کشور مورد توجه محققان قرار نگرفته است. در قسمت بعدی این مطالعه، ابتدا وضعیت ایران در شدت مصرف انرژی و سپس بهره‌وری کل عوامل مورد بررسی قرار گرفته است.

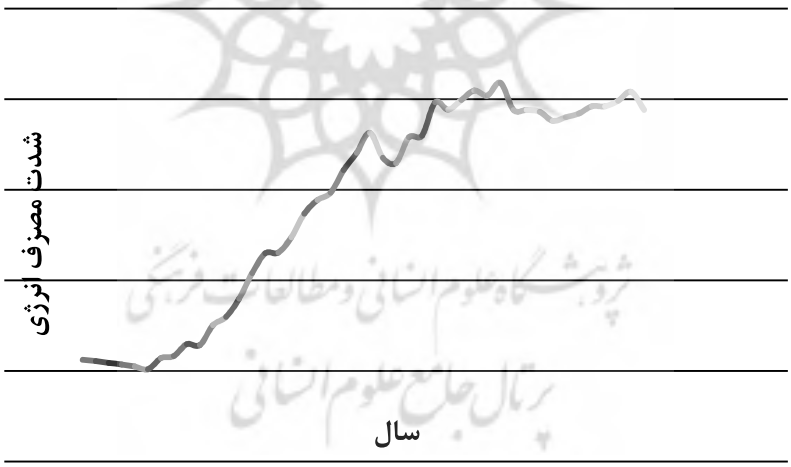
۲وض عیت ایران در شدت مصرف انرژی و بهره‌وری کل عوامل تولید

۲-۱. شدت مصرف انرژی در ایران

در این مطالعه آمار مربوط به شدت مصرف انرژی از ترازنامه انرژی ایران طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۹ و آمارهای مورد نیاز برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید (موجودی سرمایه، نیروی‌کار و تولید ناخالص داخلی) از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به‌دست آمده است. برای بررسی کارایی مصرف انرژی از شاخص‌های متعددی می‌توان استفاده نمود. یکی از شاخص‌های پرکاربرد در این زمینه شدت انرژی است که به صورت رابطه زیرتع ریف می‌شود:

$$ECI = \frac{EC}{GDP} \qquad (۱)$$

که در رابطه فوق، شدت انرژی (ECI)[1]، از تقسیم میزان مصرف انرژی (EC)[2] به تولید ناخالص داخلی (GDP)[3] حاصل می شود. بنابراین میزان مصرف انرژی به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی، شدت انرژی است. نمودار (۱) روند شدت مصرف انرژی را طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۴۶ نشان می‌دهد. طی این دوره متوسط سالانه نرخ رشد شدت مصرف انرژی ۳/۱ درصد می‌باشد.



نمودار ۱. شدت مصرف انرژی در ایران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳٤٦

مأخذ: ترازنامه انرژی ایران، ۱۳۸۹، (واحد: بشکه معادل نفت خام به میلیون ریال)

1 - Energy Consumption Intensity
2 - Energy Consumption
3 - Gross Domestic Product

با توجه به نمودار (۱)، شدت مصرف انرژی در ایران تا سال ۱۳۷۹ روندی صعودی داشته و پس از سال ۱۳۷۹ تا سال ۱۳۸۲شدت انرژی در کشور سیری نزولی و از سال ۱۳۸۲ تا سال ۱۳۸۹ تقریباً روند ثابتی داشته است. کاهش و یا ثبات شدت انرژی در سال‌های اخیر ناشی از افزایش قیمت نفت و تأثیر مثبت آن بر تولید ناخالص داخلی بوده و متأثر از بهبود کارایی مصرف انرژی نیست (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۹).

در سال ۲۰۰۸ به ازای هر بشکه معادل نفت مصرف انرژی در کشور تنها ۲۳۸ دلار تولید ناخالص داخلی ایجاد شد؛ در حالی که متوسط جهانی این رقم ۷۳۶ دلار و متوسط اتحادیه اروپا معادل ۱۴۵۲ دلار بود (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۹). این ارقام، عدم کارایی مصارف انرژی در ایران را نشان می‌دهد. با توجه به تولید نسبتاً کم در مقایسه با انرژی مصرفی، شاخص شدت مصرف انرژی در ایران رقم بالایی را نشان می‌دهد.

همانطور که در مقدمه بحث شد، نرخ رشد مصرف انرژی در ایران فراتر از نرخ رشد اقتصادی است. (کرباسی و همکاران، ۲۰۰۷). نرخ رشد مصرف انرژی براساس رابطه $E\dot{C} = \frac{EC_t - EC_{t-1}}{EC_{t-1}} \times 100$ به‌دست می‌آید که در آن EC مصرف انرژی و $E\dot{C}$ نرخ رشد مصرف انرژی است. با توجه به تعریف شدت انرژی، از آنجا که رشد مصرف انرژی در ایران بالاتر از رشد تولید ناخالص داخلی است، روند شدت مصرف انرژی نیز افزایشی بوده است. براساس بررسی سازمان بهره‌وری انرژی ایران، شاخص شدت مصرف انرژی ایران از بسیاری از کشورهای جهان از جمله ژاپن، کشورهای اروپایی، آمریکا و حتی برخی از کشورهای جهان سوم نیز بیشتر است (سازمان بهره‌وری انرژی ایران، ۱۳۸۸). با توجه به اهمیت انرژی در رشد اقتصادی و وجود ادبیات گسترده در موضوع رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی، باید روند مصرف انرژی در ایران اصلاح شده و از این منبع تولیدی با کارایی بالاتری استفاده کرد. خصوصاً با توجه به این موضوع که سوخت‌های فسیلی جزء منابع تجدید ناپذیر هستند و ادامه روند مصرف کنونی در کشور، می‌تواند بحران انرژی را در دهه‌های آینده برای کشور به دنبال داشته باشد. از این رو هدف مطالعه حاضر، بررسی این فرضیه است که آیا شوک‌های بهره‌وری می‌توانند بر شدت مصرف انرژی در کشور تأثیرگذار باشند. در صورت تأثیرگذاری، جهت این اثر چگونه خواهد بود و آیا می‌تواند از شدت مصرف انرژی در کشور بکاهد.

۲-۲. بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)[1] در اقتصاد ایران

امروزه همه کشورهای توسعه یافته و یا در حال توسعه به اهمیت بهره‌وری به عنوان یکی از ضرورت‌های رشد و توسعه اقتصادی پی برده‌اند و اساس رقابت پذیری در عرصه‌های بین المللی مبتنی بر رشد بهره‌وری از طریق حرکت به سمت تولیدات دانش‌بنیان است. در واقع در دنیای کنونی وجود صرف منابع تولیدی و از جمله انرژی موجب رشد اقتصادی و توانایی رقابت در بازارهای بین‌المللی نمی‌شود، بلکه رشد بهره‌وری که در واقع تولید با هزینه کمتر و استفاده کاراتر از منابع است، عامل اصلی رشد اقتصادی است. براساس تعریف عمومی موجود از بهره‌وری، نسبت ستاده به نهاده در جریان تولید بهره‌وری گفته می‌شود. هر چه در جریان تولید این شاخص بالاتر باشد، نشان می‌دهد که از منابع تولیدی به شکل کاراتری استفاده شده است.

در مطالعه حاضر برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید از مدل کندریک استفاده شده است. مدل کندریک مبتنی بر میانگین وزنی کار و سرمایه است. کندریک از یک تابع تولید ضمنی برای تخمین تغییرات در بهره‌وری استفاده نمود. شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید او به‌صورت رابطه (۲) تعریف می‌شود (یداله‌زاده طبری و خوشابی، ۱۳۹۰):

$$TFP = \frac{V_t}{\alpha K_t + \beta L_t} \qquad (۲)$$

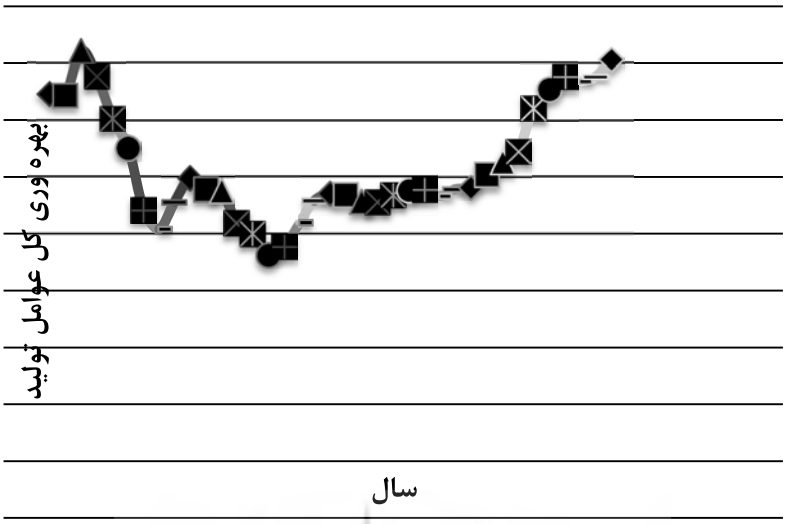
که در آن TFP، بهره‌وری کل عوامل تولید، V_t ارزش افزوده واقعی (به قیمت ثابت)، K_t ارزش موجودی سرمایه به قیمت ثابت، L_t تعداد نیروی کار یا نفرساعت، α سهم عامل سرمایه در ارزش افزوده و β سهم عامل کار در ارزش افزوده است.

نمودار (۲) روند بهره‌وری کل عوامل تولید (که با استفاده از شاخص کندریک محاسبه شده است) را در دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۳ نشان می‌دهد.

همانطور که در نمودار(۲) ملاحظه می‌شود، روند بهره‌وری کل عوامل در کشور تا سال ۱۳۶۸ روند نزولی داشته و از سال ۶۸ به بعد و همزمان با پایان جنگ تحمیلی این روند افزایشی بوده است.

برای شکل‌گیری فرضیه تأثیرگذاری شوک بهره‌وری بر شدت مصرف انرژی ابتدا این دو متغیر در نمودار (۳) بروی هم رگرس شدند.

1 - Total Factor Productivity



نمودار ۲. روند تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۳.

مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۳. تغییرات شدت مصرف انرژی همزمان با تغییرات بهره‌وری کل عوامل

مأخذ: محاسبات تحقیق

در نمودار (۳) هر نقطه بیانگر مقدار شدت مصرف انرژی و بهره‌وری کل عوامل تولید در یک سال است. در واقع دو متغیر در یک نمودار ترسیم گردیده و زمان از آن حذف شده است. با توجه به نمودار (۳) و نقاط متناظر با هر سال در نمودار مشخص می‌شود، از سال ۱۳۵۳ تا سال ۱۳۶۸ که بهره‌وری کل عوامل تولید در حال کاهش است، شدت مصرف انرژی با روند قابل توجهی در حال افزایش است. با تغییر روند بهره‌وری در کشور و افزایش آن، شاخص شدت مصرف انرژی ابتدا کاهش یافته و سپس روند ثابتی را در پیش گرفته است. بنابراین همزمان با بهبود بهره‌وری کل عوامل، از روند رو به رشد شدت مصرف انرژی کاسته شده است. براین اساس، در مقاله فرضیه تأثیر شوک‌های بهره‌وری کل عوامل بر شدت مصرف انرژی مورد آزمون قرار گرفته است. فرضیه این تحقیق این است که شوک بهره‌وری اثر منفی بر شدت مصرف انرژی دارد و لذا بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید می‌تواند باعث کاهش شدت مصرف انرژی شود.

۳. مروری بر ادبیات موضوع و مطالعات انجام شده

تکنولوژی، سرمایه فیزیکی و نیروی کار ممکن است از طریق انرژی و رشد اقتصادی بر شدت مصرف انرژی تأثیرگذار باشند (سلیمی‌فر و همکاران، ۱۳۸۹). رشد تکنولوژی می‌تواند منجر به بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید شود. از یک طرف رشد تکنولوژی و بهبود بهره‌وری و استفاده از منابع تولید در جهت کاهش شدت مصرف انرژی، منجر به رشد اقتصادی می‌شوند و از طرف دیگر انتظار می‌رود با افزایش سرمایه فیزیکی و پیشرفت فنی، میزان مصرف انرژی تحت تأثیر قرار گیرد (سلیمی‌فر و همکاران، ۱۳۸۹). برای مثال پیشرفت تکنولوژی (که منجر به رشد بهره‌وری می‌شود) از یک سو می‌تواند با ایجاد ابزار و تکنیک‌های مدرن منجر به کاهش مصرف انرژی شود و از سوی دیگر با ایجاد رشد اقتصادی بیشتر، مصرف انرژی را افزایش دهد. از سوی دیگر یکی از عوامل مهم در بهبود بهره‌وری انرژی، ارتقا درجه تکنولوژی می‌باشد. تکنولوژی ناکارآمد منجر به مصرف ناکارآمد انرژی می‌شود (سابراه مانیا[1]، ۲۰۰۶) و از این رو باعث افزایش شدت مصرف انرژی می‌شود. بنابراین بطور دقیق نمی‌توان مشخص کرد که رابطه تکنولوژی با شدت مصرف انرژی در چه جهتی است، اما می‌توان گفت که تکنولوژی باعث بهبود بهره‌وری جزئی و کلی عوامل تولید خواهد شد. حال پرسشی که وجود دارد این است که آیا بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید می‌تواند باعث کاهش شدت مصرف انرژی شود.

1 - Subrahmanya

با توجه به مفهوم بهره‌وری کل عوامل، رشد بهره‌وری باعث رشد تولید با ثابت در نظر گرفتن نهاده‌ها می‌شود یا منجر به کاهش استفاده از نهاده و از جمله انرژی با ثابت در نظر گرفتن تولید می‌شود و یا اینکه منجر به رشد اقتصادی از هر دو طریق یعنی رشد تولید و کاهش استفاده از منابع می‌شود. با توجه به این مفهوم شاخص شدت مصرف انرژی در اثر رشد بهره‌وری کاهش خواهد یافت. بهبود بهره‌وری جزئی نیز می‌تواند بر کاهش شدت مصرف انرژی تأثیرگذار باشد. اگر بهره‌وری نیروی‌کار به عنوان یکی از عوامل تولید افزایش یابد، نیروی‌کار کمتری جهت همان سطح تولید قبلی مورد نیاز خواهد بود. کاهش عامل نیروی‌کار در جریان تولید، کاهش مصرف انرژی را نیز در پی خواهد داشت. نتایج مطالعه سابراه مانیا (۲۰۰۶) نیز این موضوع را تأیید می‌کند. بنابراین بهره‌وری جزئی و بهره‌وری کل عوامل براساس منطق اقتصادی می‌تواند بر شدت مصرف انرژی اثرگذار باشد. از این‌رو فرضیه اثرگذاری شوک‌های بهره‌وری بر شدت مصرف انرژی در این مطالعه بررسی خواهد شد. هدف از تحقیق حاضر بررسی اثر شوک‌های دائمی و موقت بهره‌وری کل عوامل بر شدت مصرف انرژی است که در کشور چندان مورد توجه قرار نگرفته است و در این خصوص مطالعه خاصی هم صورت نگرفته است. البته مطالعات فراوانی در خصوص عوامل مؤثر بر شدت مصرف انرژی در داخل و خارج کشور انجام پذیرفته است.

محمدی و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه خود با استفاده از شاخص مجزا سازی فیشر (تکنیک ضربی) به بررسی روند تغییرات شدت مصرف برق صنعت پرداخته و نتیجه گرفتند که اثر ساختاری و تغییر در ترکیب فعالیت‌های صنعتی، نقش عمده‌ای در افزایش شدت مصرف برق ایفا می‌کند. سلیمی‌فر و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه خود تأثیر عوامل تولید بر شدت مصرف انرژی را بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که تکنولوژی و سرمایه فیزیکی منجر به افزایش رشد شدت مصرف انرژی شده اما عامل نیروی‌کار منجر به کاهش رشد شدت مصرف انرژی در طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۳ در ایران شده است. آنها همچنین نتیجه گرفتند که بخش عمده‌ای از رشد شدت انرژی معلول عوامل دیگری است. شریفی و همکاران (۱۳۸۷) به تجزیه شدت انرژی (به دو اثر ساختاری و شدتی[1]) در کل صنعت و صنایع نه‌گانه (براساس طبقه‌بندی ISIC) ایران با استفاده

۱- اثر شدتی (کارایی) به میزان کاهش مصرف انرژی به ازای هر واحد فعالیت اقتصادی درون یک بخش خاص (مانند بخش صنعت) اشاره دارد و تغییر در شدت انرژی را مستقل از ترکیب فعالیت‌های اقتصادی بررسی می‌کند، در حالی که اثر ساختاری به تغییر ترکیب فعالیت‌های اقتصادی (انتقال از فعالیت اقتصادی پر مصرف انرژی، به فعالیت اقتصادی با مصرف انرژی کمتر) با تثبیت کارایی، اشاره می‌کند (گلی و اشرفی، ۱۳۸۹).

از شاخص ایده‌آل فیشر و دو تکنیک جمع‌پذیری و ضرب پذیری پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که در بیشتر صنایع نه‌گانه، اثر ساختاری سهم اندکی در تغییرات اثر کل شدت انرژی داشته و اثر شدتی سهم بیشتر در تغییرات اثر کل داشته است؛ در بیشتر صنایع در سال‌های مختلف اثر شدتی در جهت کاهش شدت انرژی حرکت کرده و اثر ساختاری سهم ضعیفی در کاهش شدت انرژی داشته است. یوآن و همکاران[1] (۲۰۰۹) نشان می‌دهند که رشد تکنولوژی به‌طور متوسط سالانه ۶/۳ درصد از نرخ رشد شدت انرژی در بخش صنعت چین را کاهش داده است. ما و همکاران[2] (۲۰۰۸) بحث می‌کنند که شدت مصرف انرژی در کشور چین در طی دوره زمانی (۲۰۰۴-۱۹۹۵) روند فزاینده‌ای داشته است و به نظر می‌رسد عامل اصلی چنین روندی، به‌کارگیری تکنولوژی‌های انرژی بر بوده است. سابراه مانیا (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بهره‌وری نیروی کار بر شدت مصرف انرژی در صنایع کوچک و عملکرد اقتصادی در کشور هند پرداخت. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد زمانی که تکنولوژی مورد استفاده در صنایع کوچک مشابه است، بهبود مهارت‌های نیروی‌کار که منجر به ارتقاء بهره‌وری نیروی‌کار می‌شود، می‌تواند یک استراتژی مهم برای افزایش بهره‌وری انرژی، دستیابی به بازده بالاتر، افزایش رقابت‌پذیری و کاهش شدت مصرف انرژی شود. بنابراین رشد بهره‌وری نیروی‌کار باعث کاهش شدت مصرف انرژی می‌شود. جورگنسون و فرامنی[3] (۱۹۸۱) در بررسی خود نتیجه می‌گیرند که تغییر تکنولوژی منجر به افزایش شدت انرژی در طی زمان می‌شود. برندت و همکاران[4] (۱۹۹۳) نشان دادند که تغییر تکنولوژی موجب ذخیره انرژی در هر دو نوع سوخت و برق شده است. مونتاین و همکاران[5] (۱۹۸۹) در مطالعه خود نتیجه می‌گیرند که تغییر تکنولوژیکی منجر به ذخیره نفت و استفاده بیشتر گاز در صنایع کارخانه‌ای ایالت انتاریو[6] شده، اما در خصوص انرژی برق، در صنایع مختلف نتایج متفاوتی به‌دست آمده است.

با توجه به نتایج مطالعات انجام شده، رابطه بین شدت مصرف انرژی و تکنولوژی چندان مشخص نیست. مرور مطالعات نشان می‌دهد بسته به نوع تکنولوژی اثر آن بر شدت مصرف انرژی می‌تواند متفاوت باشد. همانطور که بحث شد، ورود تکنولوژی می‌تواند بهره‌وری کل عوامل تولید

1 - Yuan & *et al*
2 - Ma & *et al*
3 - Jorgenson & Fraumeni
4 - Berndt &*et al*
5 - Mountain & *et al*
6 - Ontario

را افزایش دهد. تکنولوژی‌های کاراندوز یا سرمایه اندوز ضمن استفاده کمتر از نهاده‌های نیروی‌کار و سرمایه می‌توانند همان سطح تولید قبلی را حفظ کنند. و یا منجر به رشد تولید شوند. استفاده کمتر از سایر منابع در جریان تولید نیز می‌تواند باعث کاهش مصرف انرژی شود. مطالعه سابراه مانیا (۲۰۰۶) این مطلب را تأیید می‌کند. براین اساس در این مطالعه فرضیه تأثیرگذاری شوک بهره‌وری کل عوامل بر شدت مصرف انرژی مورد آزمون قرار گرفته است.

٤. مبانی نظری مدل

در مطالعه حاضر، از تکنیک بلانچارد-کوا (۱۹۸۹) برای تجزیه شوک‌های بهره‌وری به دو گروه موقت و دائمی استفاده شده است. در مطالعات فراوانی از این تکنیک برای تفکیک شوک‌های وارد بر متغیرها به دو جزء دائمی و موقت استفاده شده است که می توان به مطالعات محمدی واکبری‌فرد (۱۳۸۷)، اکبری‌فرد و کوشش (۱۳۸۸)، وسلکوا و هروات[1] (۲۰۰۸)، لی و چین[2] (۲۰۰۶) و هافمن[3] (۲۰۰۱) برای تفکیک شوک‌های دائمی و موقت وارد بر تولید، نرخ ارز و درآمد اشاره کرد. برتری روش بلانچارد کوآ به این دلیل است که هیچ روش واحدی برای تفکیک یک متغیر به اجزای دائمی و موقت آن وجود ندارد. اما بلانچارد کوآ (۱۹۸۹) نشان دادند که با استفاده از یک مدل VAR دو متغیره می‌توان یک متغیر را به اجزای دائمی و موقت تجزیه نمود.

در این روش متغیرها باید به‌گونه‌ای انتخاب شوند که هر دو یا حداقل یکی از آنها نامانا باشند، زیرا متغیرهای I(0) فاقد جزء دائمی هستند. اگر هر دو متغیر مانا باشند، نمی‌توان از این روش استفاده کرد. در صورت امکان استفاده از این روش، در نهایت هر دو متغیر به‌صورت مانا در مدل ظاهر می‌شوند. با فرض عدم وجود جزء ثابت، میانگین متحرک دو متغیره[4] (BMA) و دنباله‌های بهره‌وری و شدت مصرف انرژی به‌صورت روابط زیر است (والتر اندرس، ۱۳۸۹):

$$\Delta TFP_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_{11}(K)\varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} C_{12}(K)\varepsilon_{2t-k} \qquad (۳)$$

$$\Delta ECI_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_{21}(K)\varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} C_{22}(K)\varepsilon_{2t-k} \qquad (۴)$$

1 - Veselkoa & Horvath
2 - Lee & Chinn
3 - Hoffmann
4 - Bivariate Moving Average

یا به‌طور خلاصه‌تر:

$$\begin{bmatrix}\Delta TFP_t\\ \Delta ECI_t\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}C_{11}(L) & C_{12}(L)\\ C_{21}(L) & C_{22}(L)\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\varepsilon_{1t}\\ \varepsilon_{2t}\end{bmatrix} \quad (۵)$$

که در آن ε_{1t} و ε_{2t} جملات اختلال مستقل نوفه سفید هستند که واریانس هر دوی آنها ثابت است و $C_{ij}(L)$ چند جمله‌ای‌هایی بر حسب عملگر وقفه L هستند. شوک‌ها به‌صورتی نرمال می‌شوند که $Var(\varepsilon_1)=1$ و $Var(\varepsilon_2)=1$ باشد. اگر $\sum\varepsilon$ ماتریس واریانس اختلالات باشد، در این صورت (والتر اندرس، ۱۳۸۹):

$$\sum\varepsilon=\begin{bmatrix}\text{var}(\varepsilon_1) & \text{cov}(\varepsilon_1,\varepsilon_2)\\ \text{cov}(\varepsilon_1,\varepsilon_2) & \text{var}(\varepsilon_2)\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}1 & 0\\ 0 & 1\end{bmatrix} \quad (۶)$$

بر خلاف روش سیمز (۱۹۸۰)، بلانچارد و کوا دنباله‌های $\{\varepsilon_{1t}\}$ و $\{\varepsilon_{2t}\}$ را مستقیما با دنباله‌های {TFP} و {ECI} مرتبط نمی‌کنند. در مقابل، آنها دنباله‌های {TFP} و {ECI} را به‌عنوان متغیرهای درونزا در نظر می‌گیرند. دنباله‌های $\{\varepsilon_{1t}\}$ و $\{\varepsilon_{2t}\}$ نیز دارای همان خواصی هستند که یک متغیر برونزا طبق تئوری اقتصادی می‌بایست آن را داشته باشد. نکته مهم در تجزیه بهره‌وری به اجزای دائمی و موقت این است که شوک‌های شدت مصرف انرژی نباید تأثیر بلند مدت بر بهره‌وری عوامل تولید داشته باشد. چون به‌منظور شناسایی و براساس مبانی نظری مدل، فرض می‌شود که شوک شدت مصرف انرژی بر بهره‌وری کل عوامل تأثیر دائمی ندارد. در واقع این شوک‌های بهره‌وری هستند که منجر به تغییر در شدت مصرف انرژی می‌شوند. وجود این محدودیت، دلالت بر آن دارد که یک شوک ساختاری خاص (شوک شدت مصرف انرژی)، تأثیر بلند مدت بر سطح متغیر درونزای دیگر مدل (بهره‌وری کل عوامل تولید) ندارد و در واقع اعمال این قید، راه را برای تشخیص کامل اختلالات ساختاری از مدل VAR هموار می‌سازد، تا بتوان معادله را حل کرد و ضرایب را به‌دست آورد. از این‌رو تأثیر کلی شوک ساختاری شدت مصرف انرژی بر دنباله بهره‌وری کل عوامل می‌بایست برابر صفر باشد. براین اساس، ضرایب معادله باید به گونه‌ای باشد که (والتر اندرس، ۱۳۸۹):

$$\sum_{k=0}^{\infty}C_{12}(K)=0 \quad (۷)$$

بنابراین جهت شناسایی شوک‌های ساختاری غیرقابل مشاهده، می‌بایست برخی قیود شناسایی را بر الگوی VAR تقلیل یافته غیرمقید[1] تحمیل نمود. در الگوی VAR دومتغیره (n=۲) مطالعه حاضر، ماتریس مربوطه دارای ۴ عنصر است که یک سیستم معادلات ۲ معادله‌ای را تشکیل می‌دهد. لذا برای دقیقاً مشخص شدن سیستم معادلات باید به تعداد $(n^2-n)/2$ بر الگو قید تحمیل نمود (یاوری و همکاران، ۱۳۹۱). ازاین‌رو شناسایی دقیق شوک‌های ساختاری این مدل دو متغیره، مستلزم یک قید اضافی است:

$$(n^2-n)/2 = (2^2-2)/2 = 1 \qquad (8)$$

برای اعمال قید شناسایی یک ماتریس پایین مثلثی تشکیل می‌شود که در آن، عنصر $C_{12}(L)=0$ خواهد بود.

$$\begin{bmatrix} C_{11}(L) & 0 \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \qquad (9)$$

با اعمال این قید و با استفاده از تجزیه چولسکی مبتنی بر ماتریس واریانس-کوواریانس وزنی می‌توان مدل فوق را از الگوی VAR تقلیل یافته شناسایی نمود. شوک‌های اسمی و واقعی در اینجا قابل ملاحظه نیستند، از این رو این شوک‌ها از مدل VAR برآورد شده استخراج می‌شوند. با فرض آنکه متغیرها مانا باشند الگوی VAR به‌صورت زیر است (والتر اندرس، ۱۳۸۹):

$$\begin{bmatrix} \Delta TFP_t \\ \Delta ECI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta TFP_{t-1} \\ \Delta ECI_{t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{21t} \end{bmatrix} \qquad (10)$$

نکته اساسی در اینجا آن است که پسماندهای مدل VAR ترکیبی از اختلالات خالص ε_{1t} و ε_{2t} هستند. به‌عنوان مثال، e_{1t} خطای پیش‌بینی یک دوره به جلوی ECI_t است یا به‌عبارتی دیگر:

$$e_{1t} = \Delta ECI_t - E_{t-1}\Delta ECI_t \qquad (11)$$

بر اساس مدل (BMA)[2] خطای پیش‌بینی یک دوره به جلو برابر با، $C_{11}(0)\varepsilon_{1t} + C_{12}(0)\varepsilon_{2t}$ است. از آنجا که هر دو رابطه خطای پیش‌بینی با هم برابر هستند، رابطه زیر حاصل می‌شود.

$$e_{1t} = C_{11}(0)\varepsilon_{1t} + C_{12}(0)\varepsilon_{2t} \qquad (12)$$

به‌همین ترتیب، از آنجا که e_{2t} خطای پیش‌بینی یک دوره به جلوی y_t است، رابطه زیر به‌دست می‌آید:

1 - Unrestricted Reduced-Form VAR
2 - Bivariate Moving Average

$$e_{2t} = C_{21}(\cdot)\varepsilon_{1t} + C_{22}(\cdot)\varepsilon_{2t} \quad (۱۳)$$

با ترکیب دو معادله (۸) و (۹) الگوی زیر حاصل می‌شود:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(\cdot) & C_{12}(\cdot) \\ C_{21}(\cdot) & C_{22}(\cdot) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (۱۴)$$

اگر مقادیر $C_{11}(0)$، $C_{12}(0)$، $C_{21}(0)$ و $C_{22}(0)$، معلوم باشند، امکان استخراج ε_{1t} و ε_{2t} از پسماندهای رگرسیون، یعنی e_{1t} و e_{2t} وجود خواهد داشت. بلانچارد و کوا نشان دادند که رابطه بین معادله (۶) و مدل BMA همراه با محدودیت بلند مدت (۵)، دقیقاً چهار قید را ایجاد می‌نمایند که براساس آنها می‌توان ضرایب چهارگانه فوق را به دست آورد. با استفاده از پسماندهای مدل VAR می‌توان برآوردهایی از $var(e_1)=1$ و $var(e_2)=1$ و $cov(e_1,e_2)$ به‌دست آورد. چهار قید مذکور به‌صورت زیر خلاصه می‌شوند:

(۱۵) قید اول: $\text{var}(e_{1t}) = \text{var}(e_1) = c_{11}^2(\cdot) + c_{12}^2(\cdot)$

(۱۶) قید دوم: $\text{var}(e_{2t}) = \text{var}(e_2) = c_{21}^2(\cdot) + c_{22}^2(\cdot)$

(۱۷) قید سوم: $\text{cov}(e_1, e_2) = c_{11}(\cdot)c_{21}(\cdot) + c_{12}(\cdot)c_{22}(\cdot)$

(۱۸) قید چهارم: $0 = c_{11}(\cdot)\left\{1 - \sum a_{22}(k)\right\} + c_{21}(\cdot)\sum a_{12}(k)$

به‌همراه این چهار قید، چهار معادله وجود دارد که می‌توان با استفاده از آن مقادیر مجهول $c_{11}(0)$، $c_{12}(0)$، $c_{21}(0)$ و $c_{22}(0)$ را به‌دست آورد. در ادامه، کل جملات دنباله‌های ε_{1t} و ε_{2t} با استفاده از روابط زیر قابل محاسبه‌اند:

$$e_{1t-i} = C_{11}(\cdot)\varepsilon_{1t-i} + C_{12}(\cdot)\varepsilon_{2t-i} \quad (۱۹)$$

$$e_{2t-i} = C_{21}(\cdot)\varepsilon_{1t-i} + C_{22}(\cdot)\varepsilon_{2t-i} \quad (۲۰)$$

همانند یک مدل VAR معمولی، با استفاده از دنباله‌های ε_{1t} و ε_{2t} می‌توان به تحلیل توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس پرداخت. با این تفاوت که در مساله حاضر، تفسیر عکس‌العمل‌ها، مشخص‌تر است. با استفاده از این روش می‌توان به تجزیه تاریخی تک تک سری‌ها دست یافت. به‌عنوان مثال، تمامی مقادیر دنباله $\{\varepsilon_{1t}\}$ مساوی صفر قرار داده می‌شود و با استفاده از مقادیر به‌دست آمده برای سری ε_{2t}، تغییرات دائمی در دنباله $\{TFP_t\}$ از رابطه زیر محاسبه می‌شود (والتر اندرس، ۱۳۸۹).

$$\Delta TFP_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_{11}(K)\varepsilon_{2t-k} \quad (۲۱)$$

۵. روش تخمین مدل

برای استفاده از روش بلانچارد-کوآ، ابتدا باید مانایی متغیرها بررسی شود. همانطور که در قسمت مبانی نظری بیان شد متغیرها باید به‌گونه‌ای انتخاب شوند که هر دو یا حداقل یکی از آنها نامانا باشند، زیرا متغیرهای I(0) فاقد جزء دائمی هستند و نمی‌توان اجزای دائمی و موقت را تفکیک استخراج نمود (اکبری‌فرد و کوشش، ۱۳۸۸). برای این منظور از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته استفاده شد که اولین بار توسط دیکی و فولر[1] (۱۹۷۹، ۱۹۸۱) معرفی شد. آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)[2] بصورت زیر می‌باشد:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۲۲)$$

که در آن Y_t یک متغیر در دوره t است، Y_{t-1} وقفه اول متغیر Y، ΔY_{t-i} تفاضل مرتبه iام و ε_t جزء اخلال با میانگین صفر و واریانس یک می‌باشد. فرض صفر ($\rho=1$) عدم مانایی است و اگر فرض صفر رد شود سری زمانی متغیر Y مانا می‌باشد.

در این مطالعه به منظور بررسی شوک‌های ساختاری و تفکیک شوک‌های دائمی و موقت بهره‌وری از مدل VAR ساختاری و روش بلانچارد-کوآ استفاده شده است. تجزیه و تحلیل VAR یک ابزار اساسی برای بررسی پویایی سیستم‌های اقتصادی است. تحقیقات بر روی ارتباط بین VAR و مدل‌های اقتصاد سنجی ساختاری، امکان شناسایی شوک‌ها و همچنین بررسی اثرات پویای این شوک‌ها را بر داده‌های قابل مشاهده میسر ساخته است (همتی و مباشرپور، ۱۳۸۹). برای شناسایی ارتباط بین شوک‌های ساختاری و خطاهای مدل VAR، لازم است که اثرات پویای شوک‌های ساختاری را بر روی خطاهای مدل VAR مقید کنیم؛ که برای این منظور از رویکرد بلانچارد-کوآ استفاده شده است که در قسمت مبانی نظر مدل به‌طور کامل شرح داده شد.

به‌منظور استفاده از روش بلانچارد-کوآ باید وجود بردارهای هم‌انباشتگی بررسی شود و در صورت وجود بردارهای هم‌انباشته نمی‌توان از روش بلانچارد-کوآ استفاده نمود. برای بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو، از آزمون‌های پیشنهادی یوهانسون-جوسیلیوس[3] (۱۹۹۲) استفاده شده است. در این روش، آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین وجود بردار هم‌انباشتگی مورد استفاده قرار گرفته است.

---

1 - Dickey & Fuller
2 - Adjusted Dickey-Fuller
3 - Johansen & Juselius

٦. تخمین مدل اصلی و تجزیه و تحلیل آن

قبل از برآورد الگو، وضعیت مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این آزمون در جدول۱ ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی-فولر

متغیرها	سطح تفاضل‌گیری	با روند		بدون روند	
		آماره بدست آمده	آماره دیکی-فولر در سطح ۵ درصد	آماره بدست آمده	آماره دیکی-فولر در سطح ۵ درصد
TFP	در سطح	-۱/۷۰	-۳/۵۴	-۱/۴۷	-۲/۹۵
	با یکبار تفاضل‌گیری	-۵/۹۶*		-۳/۱۲*	
ECI	در سطح	-۰/۷۱		-۲/۸۳	
	با یکبار تفاضل‌گیری	-۶/۷۵*		-۵/۴۸*	

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج آزمون دیکی-فولر، متغیرهای مورد مطالعه در سطح مانا نیستند بنابراین دارای روند می‌باشند و می‌توان آنها را در مدل برانچارد-کوآ به‌کار برد؛ اما به هر حال باید متغیرها به‌صورت مانا وارد مدل شوند. متغیرهای مورد مطالعه با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

برای بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو، از روش یوهانسون-جوسیلیوس استفاده شده است. در این روش، آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون‌ها در جدول۲ ارائه شده‌اند. براساس آماره‌های هر دو آزمون، وجود بردار هم‌انباشتگی تایید نمی‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون-جوسیلیوس

فرض صفر	آزمون اثر	مقدار بحرانی	آزمون حداکثر مقدار ویژه	مقدار بحرانی
بدون رابطه	۱۰/۵۹	۱۵/۴۹	۸/۰۱	۱۴/۲۶
حداقل یک رابطه	۲/۵۸	۳/۸۴	۲/۵۸	۳/۸۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

پس از مشخص شدن عدم وجود بردارهای هم‌انباشتگی مدل SVAR برآورد گردید. برای تعیین وقفه بهینه از معیارهای اطلاعات استفاده گردید که نتایج آن در جدول۳ ارائه شده است.

جدول ۳. تعیین وقفه بهینه

تعداد وقفه	معیار آکائیک (AIC)	معیار شوارتز-بیزین (SC)	معیار هنان-کوئیک (HQ)
بدون وقفه	-۱۲/۱۸۳	-۱۲/۰۹۳	-۱۲/۱۵۳
با یک وقفه	-۱۲/۳۶۹*	-۱۲/۰۹۶*	-۱۲/۲۷۷*
با دو وقفه	-۱۲/۱۸۹	-۱۱/۷۳۶	-۱۲/۰۳۷
با سه وقفه	-۱۲/۰۶۴	-۱۱/۴۲۹	-۱۱/۸۵۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول۳ تعداد یک وقفه به‌عنوان وقفه بهینه تعیین شد. ابتدا باید یک مدل VAR برآورد نمود و سپس با اعمال قیدهای کوتاه‌مدت و بلند مدت ضرایب مدل ساختاری را استخراج نمود. نتایج حاصل از تخمین مدل VAR در جدول۴ ارائه شده است. با توجه به نتایج مدل، ضریب تفاضل مرتبه اول متغیر بهره‌وری عوامل تولید در وقفه اول، منفی می‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که شدت مصرف انرژی و بهره‌وری کل عوامل تولید رابطه معکوس با یکدیگر دارند.

جدول ٤. نتایج حاصل از برآورد مدل VAR

متغیرها	معادله بهره‌وری	معادله شدت مصرف انرژی
	DTFP	DSH
DTFP(-1)	۰/۳۸۹ (۰/۱۸۴) [۲/۱۲۰]	-۹/۹۰۱ (۷/۷۵۴) [-۱/۲۷۷]
DSH(-1)	-۰/۰۰۲ (۰/۰۰۵) [-۰/۳۸۴]	-۰/۱۲۶ (۰/۲۰۶) [-۰/۶۱۴]
C	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۴) [۰/۴۰۵]	۰/۰۴۲ (۰/۰۱۶) [-۰/۲۰۷]
R2	۰/۱۸	۰/۰۵
F-statistic	۳/۵۱	۰/۸۱

مأخذ: محاسبات تحقیق (اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد و اعداد داخل کروشه، آماره t را نشان می‌دهد)

بر مبنای روش بلانچارد-کوا و براساس قیود کوتاه‌مدت و بلندمدت، شوک‌های دائمی و موقت را از تخمین مدل VAR بالا تجزیه کرده‌ایم. نتایج تجزیه به شرح جدول۵ است:

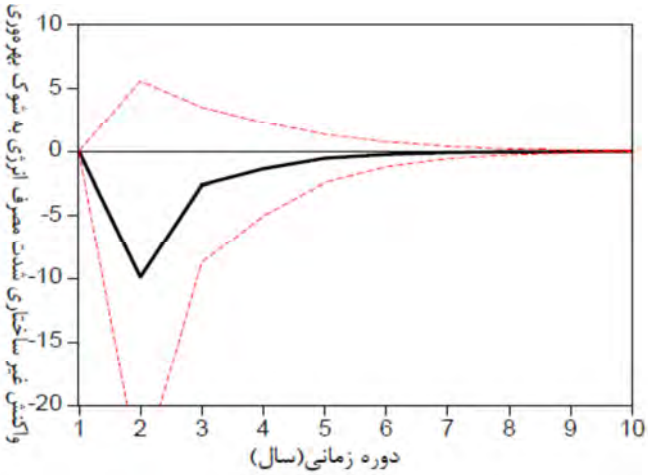
جدول ۵. نتایج حاصل از مدل VAR ساختاری برای تفکیک شوک‌های دائمی و موقت بر مبنای روش بلانچارد-کوا

Structural VAR Estimates				
Date: 09/05/13 Time: 09:15				
Sample (adjusted): 1355 1389				
Included observations: 35 after adjustments				
Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 8 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: Ae = Bu where E[uu']=I				
Restriction Type: long-run text form				
Long-run response pattern:				
C(1)	0			
C(2)	C(3)			
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.003196	0.000382	8.366600	0.0000
C(2)	-0.063995	0.012520	-5.111307	0.0000
C(3)	0.058642	0.007009	8.366600	0.0000
Log likelihood	215.1078			
Estimated A matrix:				
1.000000	0.000000			
0.000000	1.000000			
Estimated B matrix:				
0.001831	0.000110			
-0.040442	0.066057			

مأخذ: خروجی نرم افزار eviews

در روابط بالا فرض شده دو نوع شوک در اقتصاد وجود دارد. نوع اول شوک‌های موقتی بوده که هیچ اثر بلندمدتی بر شدت مصرف انرژی و بهره‌وری ندارد و نوع دوم شوک‌های دائمی بوده که اثر بلند مدت بر شدت مصرف انرژی دارد. در تجزیه بهره‌وری به اجزای دائمی و موقت، شوک موقت بهره‌وری نباید تأثیر بلند مدت بر شدت مصرف انرژی داشته باشد.

نتایج مربوط به واکنش شدت مصرف انرژی به یک واحد شوک غیر ساختاری بهره‌وری در نمودار (۴) نشان داده شده است.

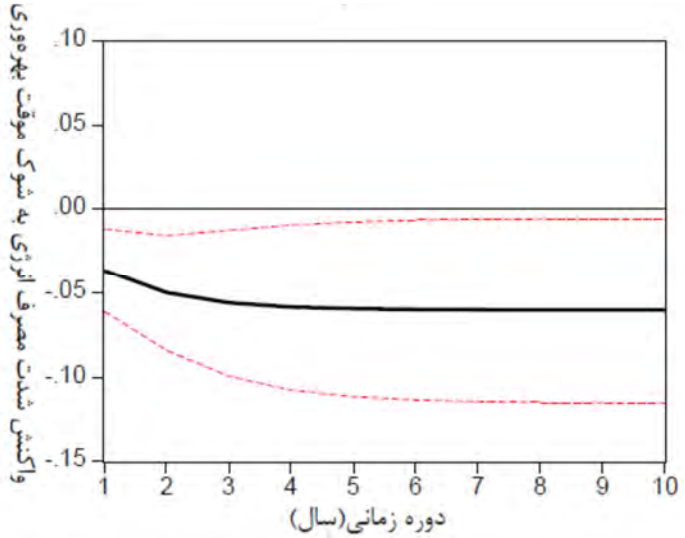


نمودار ٤. واکنش شدت مصرف انرژی به یک واحد تغییر در شوک غیرساختاری بهره‌وری ($\pm 2S.E$ **)**

مأخذ: خروجی نرم‌افزار eviews

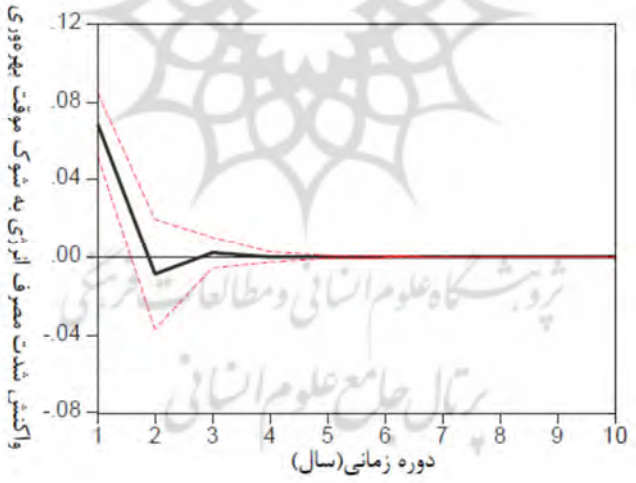
همانطور که در نمودار (۴) مشاهده می‌شود، واکنش شدت مصرف انرژی نسبت به شوک بهره‌وری در اولین دوره صفر است. با توجه به این نمودار یک واحد تغییر در شوک بهره‌وری با یک وقفه سبب کاهش ۱۰ واحدی در شدت مصرف انرژی می‌شود. این نتیجه نشان‌دهنده کاهش مصرف انرژی در اثر بهبود بهره‌وری کل عوامل می‌باشد. در دوره سوم بعد از شوک شدت مصرف انرژی به دو واحد کاهش می‌یابد و نهایتاً در دوره هفتم اثر شوک بهره‌وری خنثی می‌شود و شدت مصرف انرژی به روند تعادلی بلندمدت خود باز می‌گردد. نمودارهای (۵) و (۶) تفکیک اثر شوک‌های دائمی و موقت بهره‌وری را بر شدت مصرف انرژی نشان می‌دهد.

پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۵. واکنش شدت مصرف انرژی به یک واحد تغییر در شوک دائمی بهره‌وری کل عوامل تولید ($\pm 2S.E$)

مأخذ: خروجی نرم‌افزار eviews



نمودار ٦. واکنش شدت مصرف انرژی به یک واحد تغییر در شوک موقت بهره‌وری کل عوامل تولید ($\pm 2S.E$)

مأخذ: خروجی نرم افزار eviews

همانطور که در نمودار (۵) ملاحظه می‌شود، شوک دائمی بهره‌وری اثر بلند مدت بر شدت مصرف انرژی دارد. به‌طوری‌که پاسخ شدت مصرف انرژی به شوک دائمی بهره‌وری بدین صورت است که شوک دائمی در ابتدا باعث کاهش ۰/۰۴ درصدی شدت مصرف انرژی می‌شود و این کاهش شدت مصرف انرژی ناشی از شوک بلندمدت بهره‌وری ادامه می‌یابد تا مقدار انباشته آن در دوره ششم به ۰/۰۶ درصد می‌رسد و نهایتاً از دوره ششم به بعد به سطح تعادلی جدید بلند مدت خود می‌رسد. این سطح تعادل جدید با کاهش ۰/۰۶ درصدی نسبت به تعادل اولیه قبل از شوک دائمی بهره‌وری به‌وجود می‌آید. همچنین با توجه به نمودار (۶) شوک موقتی بهره‌وری در دوره اول اثر مثبت بر شدت مصرف انرژی دارد بطوری‌که شوک موقت بهره‌وری در ابتدا منجر به افزایش ۰/۰۷ درصدی شدت مصرف انرژی می‌شود. شوک موقت بهره‌وری در دوره دوم اثر کاهشی بر شدت مصرف انرژی دارد و به‌شدت سبب کاهش شدت مصرف انرژی شده به‌طوری‌که این شوک در دروه دوم سبب کاهش ۰/۰۹ درصدی شدت مصرف انرژی شده است. در نهایت اثر شوک موقتی بر شدت مصرف انرژی کاهش یافته و در دوره چهارم این اثر صفر می‌شود و به روند تعادل بلندمدت خود باز می‌گردد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس در جدول۶ گزارش شده است.

جدول ٦. درصد شوک‌ها در واریانس شدت مصرف انرژی

دوره	شوک موقت	شوک دائمی
۱	۷۷/۸۹۶۰	۲۲/۱۰۴۰
۲	۷۵/۸۷۰۰	۲۴/۱۳۰۰
۳	۷۵/۴۵۲۷	۲۴/۵۴۷۳
۴	۷۵/۳۷۷۵	۲۴/۶۲۲۵
۵	۷۵/۳۶۴۰	۲۴/۶۳۶۰
۶	۷۵/۳۶۱۶	۲۴/۶۳۸۹
۷	۷۵/۳۶۱۱	۲۴/۶۳۸۸
۸	۷۵/۳۶۱۱	۲۴/۶۳۸۹
۹	۷۵/۳۶۱۰	۲۴/۶۳۸۹
۱۰	۷۵/۳۶۱۰	۲۴/۶۳۸۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول۶ می‌توان نتیجه گرفت که عامل اصلی نوسانات شدت مصرف انرژی، شوک‌های موقت بهره‌وری هستند. در دوره اول ۷۷/۹ درصد از تغییرات شدت مصرف انرژی را شوک‌های موقت بهره‌وری و ۲۲/۱ درصد را شوک‌های دائمی بهره‌وری توضیح می‌دهند. در دوره دهم نیز ۷۵/۴ درصد از تغییرات شدت مصرف انرژی را شوک‌های موقت و ۲۴/۶ درصد را شوک‌های دائمی توضیح می‌دهند.

۷. نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از الگوی خود توضیح برداری دو متغیره، شوک‌های موقت و دائمی بهره‌وری کل عوامل، برشدت مصرف انرژی در کشور طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار گرفته است. در تحقیق حاضر به دنبال پاسخگویی به این سئوال بودیم که آیا شوک‌های بهره‌وری بر شدت مصرف انرژی اثرگذار است و از طریق رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، می‌توان از شدت مصرف انرژی کاست. ابتدا با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته مشخص می‌شود که متغیرها در سطح، مانا نبوده‌اند، بنابراین شرایط اولیه استفاده از مدل و تکنیک بلانچارد-کوا برقرار می‌باشد. پس از برآورد مدل و به دست آوردن توابع شوک واکنش و روش تجزیه واریانس، مشخص شد که شوک‌های موقت بهره‌وری ۷۷/۹ درصد و شوک‌های دائمی ۲۲/۱ درصد از تغییرات شدت مصرف انرژی را توضیح می‌دهند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که شوک‌های موقت بهره‌وری موجب تغییرات شدید شدت مصرف انرژی در کوتاه‌مدت شده‌اند اما اثر بلند مدت بر شدت مصرف انرژی ندارند. شوک‌های دائمی منجر به کاهش شدت مصرف انرژی در بلندمدت شده‌اند. شوک دائمی در ابتدا باعث کاهش ۰/۰۴ درصدی شدت مصرف انرژی می‌شود و این کاهش شدت مصرف انرژی ناشی از شوک بلندمدت بهره‌وری ادامه می‌یابد تا مقدار انباشته آن در دوره ششم به ۰/۰۶ درصد می‌رسد و نهایتاً از دوره ششم به بعد به سطح تعادلی جدید بلند مدت خود می‌رسد. بنابراین اثر شوک‌های دائمی در بلند مدت است. براساس نتایج مدل خودرگرسیون برداری بهره‌وری کل عوامل اثر منفی بر شدت مصرف انرژی دارد که این مطلب نشان می‌دهد بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید سبب کاهش شدت مصرف انرژی می‌شود. با توجه به نتایج به‌دست آمده فرضیه این تحقیق مبنی بر اینکه شوک بهره‌وری اثر منفی بر شدت مصرف انرژی دارد مورد تأیید قرار گرفته و لذا بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید می‌تواند باعث کاهش شدت مصرف انرژی شود. اگر هدف سیاست‌گذاران کاهش مصرف انرژی و

افزایش راندمان مصرف انرژی باشد باید بهره‌وری کل عوامل افزایش یابد. بنابراین با توجه به نتایج و کاهش مصرف انرژی از طریق شوک‌های دائمی بهره‌وری، پیشنهاد می‌شود از طریق سرمایه‌گذاری در توسعه علم و تکنولوژی، موسسات علمی، تحقیقاتی و افزایش سرمایه انسانی موجبات تغییرات دائمی بهره‌وری را فراهم کرده و از طریق رشد بهره‌وری کل عوامل در بلند مدت از شدت مصرف انرژی کاست.

منابع

الف- فارسی

اکبری‌فرد، حسین و محمد سجاد کوشش (۱۳۸۸)، «اثر تکانه‌های درآمدی بر تراز تجاری در اقتصاد ایران»، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۶(۳): ۱۴۶-۱۲۹.

اندرس، والتر (۱۳۸۹)، *اقتصاد سنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی*، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور. جلد دوم، چاپ دوم، تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۹)، گزارش: بهره‌وری وشدت انرژی در ایران و جهان، *گستره انرژی*، ۴(۴۰): ۱۷-۱۴.

سازمان بهره‌وری انرژی ایران (۱۳۸۸)، مرکز آمار و اطلاعات.

سلیمی‌فر، مصطفی، حق‌نژاد، امین و محسن رحیمی (۱۳۸۹)، «بررسی تأثیر عوامل تولید بر شدت مصرف انرژی در ایران: یک تجزیه و تحلیل مبتنی بر تابع تولید کاب-داگلاس»، *مجله دانش و توسعه*، ۱۷(۳۴): ۱۹-۱.

شریفی، علی‌مراد، صادقی، مهدی، نفر، مهدی و دهقان شعبانی (۱۳۸۷)، «تجزیه شدت انرژی در صنایع ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۵: ۱۱۰-۷۹.

گلی، زینت و یکتا اشرفی (۱۳۸۹)، «بررسی شدت انرژی کشور و تجزیه آن با استفاده از شاخص ایده آل فیشر در ایران»، *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، ۱۸(۵۴): ۵۴-۲۵.

محمدی، تیمور و حسین اکبری‌فرد (۱۳۸۸)، «اثر تکانه‌های بهره‌وری بر رشد اقتصادی ایران»، *پژوهش‌های اقتصاد ایران*، ۳۵: ۲۰۴-۱۷۷.

نایبی، حمیدرضا، ابراهیمی، رضا و علی‌اصغر آزادگان (۱۳۸۹). «اندازه‌گیری و تحلیل عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران با استفاده از روش باقیمانده سولو»، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، ۹(۱): ۱۴۰-۱۲۱.

همتی، عبدالناصر و علیرضا مباشرپور (۱۳۸۹)، «منابع نوسان‌های نرخ‌های اسمی و حقیقی ارز در یک اقتصاد متکی به نفت: مورد ایران»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۸(۲۸): ۱۳۵-۱۵۱.

وزارت نیرو. (۱۳۸۹). ترازنامه انرژی کشور ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۹- ۱۳۴۷. تهران: معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

یداله‌زاده طبری، ناصرعلی و سیده زهرا خوشابی (۱۳۹۰)، «اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید شرکت نوشابه‌سازی خوش نوش»، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۵(۲): ۱۴۶-۱۳۱.

یاوری، کاظم، سحابی، بهرام، عصاری، عباس و رضا محسنی (۱۳۹۱)، «منابع نوسانات حساب جاری: مطالعه موردی ایران و مکزیک»، *فصلنامه سیاستگذاری اقتصادی*، ۴(۸): ۲۸-۱.

ب- انگلیسی

Berndt, E., C.Kolstad and J.K. Lee (1993), "Measuring the Energy Efficiency and Productivity Impacts of Embodied Technical Change", *The Energy Journal*, 14(1): 33-55.

Blanchard, O. and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79: 655-673.

Cleveland, C.J. (1984), "Energy and the US Economy: a Biophysical Perspective", *Science*, 225(4665): 890-897.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427–431.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981), "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49: 1057–1072.

Hoffmann, M. (2001), "The Relative Dynamics of Investment and the Current Account in the G7-Economies", *Economic Journal*, 111(471): 148–163.

Johansen, S. and K. Juselius (1992), "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the Purchasing Power Parity and the Uncovered Interest Parity for the UK", *Journal of Econometrics*, 53: 211–244.

Jorgenson, D.W. and B.M. Fraumeni (1981), *Relative Prices on Technical Change. In: B.C. Field, and E.R. Berndt, eds., Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, MIT Press, Cambridge, MA, 17-47.

Karbassi, A.R., M.A. Abduli, and E. Mahin Abdollahzadeh (2007), "Sustainability of Energy Production and Use in Iran", *Energy Policy*, 35: 5171-5180.

Lee, J. and M.D. Chinn (2006), "Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G7 Countries", *Journal of International Money and Finance*, 25: 257-274.

Ma, H., L. Oxley, J. Gibson and B. Kim (2008), "China's Energy Economy: Technical Change, Factor Demand and Interfactor/Interfuel Substitution", *Energy Economics*, 30(5): 2167-2183.

Mohammadi, S., N. Mehregan and M. Haghani (2010), "Analysis of the Index of Power Consumption Intensity in Industrial Sector of Iran", *The 25th International Power System Conference (PSC)*, November 2010, Tehran, Iran.

Mountain, D.C., B.P. Stipdonk, and C.J. Warren (1989), "Technological Innovation and a Changing Energy Mix- a Parametric and Flexible Approach to Modeling Ontario Manufacturing", *The Energy Journal*, 10(4): 139-158.

Sims, C.A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48(1): 1-48.

Stern, D.I. (1993), "Energy and Economic Growth in the USA. A Multivariate Approach", *Energy Economic*, 15: 137-150.

Subrahmanya, M. H. (2006). "Labour productivity, energy intensity and economic performance in small enterprises: A study of brick enterprises cluster in India", *Energy Conversion and Management*, 47(6): 763–777.

Veselkoa, M. and J. Horvath (2008), "Trade Balance and Income Shocks: Experience of Transition Economies", *Transition Studies Review*, 15: 241-249.

Yuan, Ch., S. Liu and J. Wu (2009), "Research on Energy-Saving Effect of Technological Progress Based on Cobb-Douglas Production Function", *Energy Policy*, 37(8): 2842-2846.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی