

تأثیر هدفمندی یارانه‌ها بر شدت انرژی در صنعت ایران

کامران محمودپور^۱، میلاد سلیمانی^۲، یاسر سیستانی بدوئی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۴/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۱۹

چکیده

اهمیت بهبود کارایی انرژی مصرفی در صنعت و زیربخش‌های آن به این دلیل است که باعث کاهش هزینه تولید در سطح کلان، پرداخت میزان کمتر یارانه و کاهش قیمت تمام‌شده محصولات صنعتی شده و از این طریق باعث ارتقای سطح ارزش‌افزوده این بخش‌ها، افزایش توان رقابتی، افزایش کیفیت تولید و درنهایت، باعث کاهش واردات برخی کالاهای مورد لزوم و افزایش صادرات مصنوعات ساخته شده می‌شود. پژوهش حاضر به بررسی اثر حذف یارانه انرژی، بر میزان شدت انرژی در صنعت ایران با استفاده از رویکرد داده‌های سری‌های زمانی - فصلی در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۵ با استفاده از تابع هزینه کاب-داگلاس، مورد ارزیابی قرار گرفته است که رابطه منفی و معنی‌داری بین شدت انرژی و قیمت انرژی مورد تأیید قرار گرفته است همچنین نتایج نشان می‌دهد که با پیشرفت فناوری در طول زمان، شدت انرژی کاهش می‌یابد. سپس طرح سیاستی آزادسازی قیمت انرژی، با فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۹۲ مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که پس از آزادسازی قیمت انرژی، شدت انرژی کاهش می‌یابد به طوری که بیشترین میزان کاهش در سال اول اجرای سیاست آزادسازی بوده و در سال‌های بعد از میزان کاهش شدت انرژی کاسته شده است.

طبقه بندی JEL : L6, F1, L1.

واژگان کلیدی: شدت انرژی، آزادسازی قیمت، سری زمانی، تابع هزینه کاب داگلاس، صنعت.

Email: kamran_mahmodpour@pgs.usb.ac.ir

۱. دکتری اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

Email: soleimanimilad67@gmail.com

۲. کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

۳. مربی، عضو هیات علمی گروه اقتصاد، مجتمع آموزش عالی بافت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران

مقدمه

اهمیت بهبود کارایی انرژی مصرفی در صنعت و زیر بخش‌های آن به این دلیل است که باعث کاهش هزینه تولید در سطح کلان، پرداخت میزان کمتر یارانه و کاهش قیمت تمام شده محصولات صنعتی شده و از این طریق باعث ارتقای سطح ارزش افزوده این بخش‌ها، افزایش توان رقابتی، افزایش کیفیت تولید و در نهایت، باعث کاهش واردات برخی کالاهای مورد لزوم و افزایش صادرات مصنوعات ساخته شده می‌شود. بدین روی، مطالعات روند تحولات ساختار سیستم انرژی، بررسی نوسانات مصرف انرژی، صرفه‌جویی در مصرف انرژی و همچنین، کاهش شدت انرژی در بخش صنعت از جمله مواردی است که اهمیت خاصی دارد (مراد شریفی و همکاران، ۱۳۸۷).

در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، همواره با هدف حمایت از صنایع، به بخش صنعت انواع یارانه اعطا می‌شده که این کار، موجب کاهش غیرواقعی قیمت حامل‌های انرژی گردیده است. کم بودن قیمت انرژی در کنار مزایایی که ممکن است برای صنایع داشته باشد، موجب بروز مشکلاتی اساسی به نام افزایش بی‌رویه مصرف انرژی شده است. از آنجایی که در فرایند تولید سرمایه‌بر و پیچیده آن، از حامل‌های انرژی تجدید ناپذیر استفاده می‌شود، از اهمیت فراوان برخوردار است. یکی از روش‌های کنترل رشد فزاینده مصرف انرژی در صنایع، حذف یارانه انرژی است، به طوری که الگوی مصرف آن را در بخش صنعت، متناسب با شرایط اقتصادی کشور بهینه می‌کند. به طور کلی، پژوهش‌های گسترده‌ای درباره آثار حذف یارانه بر متغیرهای کلان اقتصادی، به ویژه رشد اقتصادی و تورم انجام شده است (بوکینگ و زوجینگ، ۲۰۱۰). در این تحقیق به روش سری‌های زمانی، به بررسی اثر حذف یارانه انرژی بر رشد انرژی در صنعت اقدام شده است. اصلاح قیمت انرژی و کاهش یارانه‌های پنهان انرژی، همراه با اتخاذ سیاست‌های مناسب به منظور افزایش بهره‌وری فناوری تولید و نوسازی و بهینه سازی تجهیزات تولید، چه تأثیری بر مصرف انرژی و در نتیجه، کاهش شدت انرژی صنایع خواهد شد. در پژوهش‌های انجام شده درباره شدت انرژی نیز رفتار شدت انرژی با استفاده از روش تجزیه برر سی شده است و پژوهش درباره بررسی اثر آزادسازی قیمت انرژی بر شدت انرژی آن اندک است.

از این رو، هدف مقاله حاضر، بررسی اثر حذف یارانه انرژی بر شدت انرژی در صنعت ایران که به شرح ذیل قابل مشاهده است:

- تعیین میزان شدت انرژی در صنعت با هدفمندی یا حذف یارانه انرژی؛
- آگاه‌سازی در زمینه‌ی اصلاح الگوی مصرف مطلوب انرژی؛
- ارائه بهترین راهکار برای افزایش کارایی انرژی در صنعت؛
- بررسی اثر کاهش یارانه انرژی بر شدت انرژی در صنعت؛



در این راستا مقاله حاضر به دنبال پاسخگویی به سؤالات زیر می‌باشد:

۱- با اجرای سیاست هدفمندی یارانه‌ها تغییرات یارانه انرژی و شدت انرژی چگونه بوده و چه روندی را طی نموده است؟

۲- آیا این سیاست بهره‌وری انرژی در صنایع را افزایش خواهد داد یا خیر؟

بر این اساس در ادامه این مقاله، در ابتدا خلاصه‌ای از مجموعه مطالعات انجام گرفته در داخل و خارج از کشور ارائه می‌شود، در قسمت بعدی مبانی نظری تحقیق بیان می‌شود و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌گردد.

۱. پیشینه تحقیق

۱-۱. مطالعات داخلی

محمود زاده، شاه بیکی، (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با عنوان «آثار فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شدت انرژی در کشورهای درحال توسعه» به بررسی آثار فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا)، بر شدت انرژی در ۲۵ کشور درحال توسعه منتخب با استفاده از داده‌های تلفیقی در دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۸ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج برآورد به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان می‌دهد هرچند برخی اجزای فاوا مانند ارتباطات، بر شدت انرژی تأثیر منفی داشته، در مجموع اثر درآمدی از اثر جانشینی قوی‌تر بوده است و اثرهای خالص سرمایه فاوا بر شدت انرژی مثبت است. به عبارتی تقاضا برای کالاهای فاوا در کشورهای درحال توسعه افزایش یافته؛ اما کاربری فاوا در زمینه‌های مختلف و شبکه کاربران اندک است.

محمود زاده، صادقی، حمیدی افرا، (۱۳۹۱) در مقاله‌ای تحت عنوان «اثر حذف یارانه انرژی برق بر شدت انرژی آن در صنایع تولیدی» به بررسی اثر حذف یارانه برق بر روی شدت انرژی طی دوره ۱۳۷۴-۱۳۸۶ با استفاده از روش پانل پویا (GMM) پرداخته‌اند. با استفاده از تابع هزینه بافرم کاب-داگلاس، مشخص گردید که رابطه منفی و معنی‌داری بین شدت انرژی برق و قیمت آن وجود دارد و افزایش شاخص قیمت سایر نهاده‌ها موجب جایگزینی انرژی برق به جای سایر نهاده‌ها می‌شود. همچنین با پیشرفت فناوری در طول زمان، شدت انرژی کاهش می‌یابد.

سلیمی فر، حق نژاد، رحیمی، (۱۳۸۹) در مقاله‌ای با عنوان بررسی تأثیر عوامل تولید بر شدت مصرف انرژی در ایران: یک تجزیه و تحلیل مبتنی بر تابع تولید کاب-داگلاس به بررسی تأثیر عوامل تولید مشتمل بر تکنولوژی، سرمایه فیزیکی و نیروی کار بر شدت مصرف انرژی در ایران را بررسی می‌کند. برای این منظور، در چارچوب یک تابع تولید کاب-داگلاس به تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی دوره (۱۳۸۶-۱۳۵۳) پرداخته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تکنولوژی، سرمایه فیزیکی و نیروی کار شدت انرژی را کاهش داده است.



۱-۲. مطالعات خارجی

پیتر مولدر، هنری دیگروت^۱ (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با عنوان «تحولات شدت انرژی ناحیه‌ای هلند در چشم‌انداز بین‌المللی طی دوره زمانی ۱۹۸۷-۲۰۰۵» با به‌کارگیری مجموعه داده‌های جدید به بررسی تحولات شدت انرژی در هلند طی بازه زمانی ۱۹۸۷-۲۰۰۵ می‌پردازند. ویژگی اصلی تحلیل‌های آن‌ها این است که چشم‌انداز کشور هلند را با ترکیب بالایی از جزئیات ناحیه‌ای شامل ۴۹ بخش را پوشش می‌دهد. نوآوری این مطالعه، بررسی تحولات شدت انرژی در دامنه وسیعی از بخش‌های خدمات می‌باشد. ما یافتیم که برخلاف بخش‌ها، سطوح شدت انرژی در کشور هلند کمی کاهش می‌یابد و در بخش خدمات افزایش می‌یابد. در بخش تولید، نیمی از بهبود کارایی از طریق تغییر جهت به سمت ساختار صنعتی با شدت انرژی بیشتر، از بین می‌رود. در مقابل، کارایی بخش خدمات افزایش می‌یابد، به طوری که در حدود یک سوم کارایی از طریق تغییر جهت به سمت ساختار بخشی با شدت انرژی کمتر، از بین خواهد رفت. کان فیشر-وندن، گری جفرسون، هونگمیه لیو، کوان تاو^۲ (۲۰۰۳) در مقاله‌ای با عنوان «چه عواملی محرک کاهش شدت انرژی در چین هستند؟» به بررسی اینکه از زمان شروع اصلاحات اقتصادی در سال ۱۹۷۰، شدت انرژی در چین تقریباً به‌طور پیوسته رو به کاهش گذاشت پرداخته‌اند. در اوایل سال ۱۹۹۶، داده‌ها نشان می‌دهند که کاهش قابل توجهی در سطح خالص انرژی مورد استفاده چین رخ داده است. این کاهش، بیشتر به دلیل کاهش مصرف زغال سنگ در بخش صنعتی می‌باشد. به منظور بررسی پازل انرژی، این مطالعه، مجموعه‌ای از داده‌های پانل شدت انرژی ۲۵۰۰ شرکت صنعتی متوسط و بزرگ چین را طی دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۹۹ به کار گرفتند. افزایش نسبی قیمت انرژی، هزینه‌های تحقیق و توسعه و اصلاح مالکیت در بخش شرکت و همچنین تغییر در ساختار صنعتی چین، محرک‌های اصلی کاهش شدت انرژی در چین به شمار می‌آیند و مورد استفاده قرار می‌گیرند.

۲. مبانی نظری

یکی از شاخص‌های مهم اقتصادی که نشانگر نحوه و شدت مصرف انرژی است و به عبارتی میزان انرژی بری در هر کشور را نشان می‌دهد، شدت انرژی می‌باشد. شدت انرژی شاخصی است که توسط آن می‌توان به روند تغییر کارایی مصرف انرژی در سال‌های مختلف پی برد. شدت انرژی یا انرژی بری عبارت است از

1. Peter Mulder, Henri deGroot
2. Karen Fisher-Vanden, Gary Jefferson, Hongmei Liu, Quan Tao



مقدار مصرف انرژی (بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام) به تولید ناخالص داخلی (دلار بر حسب میلیارد) (عمادزاده و همکاران، ۱۳۸۲).

به نظر برخی، تجربه تاریخ اقتصادی بشر، حاکی از این واقعیت است که در مجموع، اصل عمومی مبتنی بر مالکیت خصوصی و اداره امور اقتصادی کشور بدون دخالت (آزادسازی قیمت) و مدیریت دولت استوار می‌ماند و گرایش به اداره خصوصی اقتصاد، امر عقلی می‌باشد (عیار رضایی، ۱۳۸۸).
فیشر، جفرسون، لیو و تاو (۲۰۰۴) نیز با استفاده از روش حداقل سازی تابع هزینه کل با فرم کب-داگلاس به صورت زیر، مهم‌ترین عوامل اثرگذار را بر شدت انرژی استخراج کردند:

$$C(P_K, P_L, P_E, P_M, Q) = A^{-1} P_K^{\alpha_K} P_L^{\alpha_L} P_E^{\alpha_E} P_M^{\alpha_M} Q \quad (1)$$

Q مقدار تولید، P_K قیمت نهاده‌ی سرمایه، P_M قیمت عامل تولید نیروی کار، P_E قیمت عوامل تولید انرژی، P_M قیمت نهاده‌ی مواد اولیه، α_X کشش عوامل تولید ($X=K,L,E,M$) و A بهره‌وری است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E = \frac{\alpha_E A^{-1} P_K^{\alpha_K} P_L^{\alpha_L} P_E^{\alpha_E} P_M^{\alpha_M} Q}{P_E} \quad (2)$$

با توجه به تعریف شدت انرژی، اگر طرفین را بر Q تقسیم کنیم، شدت انرژی تعادلی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{E}{Q} = \frac{\alpha_E A^{-1} P_K^{\alpha_K} P_L^{\alpha_L} P_E^{\alpha_E} P_M^{\alpha_M}}{P_E} \quad (3)$$

رابطه ۳ نشان می‌دهد که مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر شدت انرژی عبارت است از: فناوری (بهره‌وری کل عوامل) و قیمت نسبی سایر نهاده‌ها به نهاده انرژی. به‌طور کلی، هر چه سطح فناوری بالا باشد برای دستیابی به میزان معین تولید (برای مثال، یک واحد)، نهاده‌های تولید کمتری مورد نیاز است (محمودزاد، ۱۳۹۰). بنابراین، پیشرفت فناوری امکان افزایش کارایی انرژی را در وسایل انرژی بر فراهم می‌کند و موجب کاهش شدت انرژی می‌شود. علاوه بر این، بین عامل قیمت نسبی سایر نهاده‌ها به قیمت انرژی و شدت انرژی، رابطه مستقیم وجود دارد. به عبارت دیگر، هر چه قیمت سایر نهاده‌ها نسبت به نهاده انرژی بیشتر باشد، انرژی نهاده ارزان‌تری نسبت به سایر نهاده‌ها محسوب می‌شود. بنابراین، تمایل به جایگزینی نهاده انرژی به جای سایر نهاده‌ها بیشتر خواهد بود (کارن فیشر و همکاران، ۲۰۰۳).



در پژوهش‌های تجربی، متغیرهای مهم دیگری در تابع شدت انرژی مورد توجه قرار گرفته است. در این میان، می‌توان متغیر GDP و شاخص توسعه انسانی را به‌عنوان معیارهای سبک زندگی در نظر گرفت، به‌طوری‌که کشورهایی که از استاندارد زندگی بهتری برخوردارند، کالاها و وسایل انرژی بیشتری را استفاده می‌کنند و در نتیجه، شدت انرژی بیشتری دارند (سوهیرو، ۲۰۰۷). یافته‌های برخی پژوهش‌ها، بیانگر وجود رابطه مستقیم بین متغیر نسبت سرمایه به کار (به‌عنوان معیاری برای فناوری) و شدت انرژی است (لیو و هان^۱، ۲۰۰۸). باز بودن تجارت خارجی نیز متغیر دیگری است که بر شدت انرژی تأثیر می‌گذارد، به‌طوری‌که با افزایش تجارت خارجی، شدت انرژی نیز افزایش می‌یابد. (کول^۲، ۲۰۰۶)

۳. استخراج مدل

۳-۱. تابع هزینه کاب-داگلاس

الگوی کاهش شدت انرژی در حالت عمومی به‌صورت نمونه رگرسیون زیر استخراج می‌شود. مدل مورد استفاده در این تحلیل از حداقل سازی تابع هزینه کاب داگلاس^۳ به شکل ذیل استخراج شده است:

$$C(P_K, P_L, P_E, P_M, Q) = A^{-1} P_K^{\alpha_K} P_L^{\alpha_L} P_E^{\alpha_E} P_M^{\alpha_M} Q \quad (۴)$$

Q مقدار تولید، P_K قیمت نهادهی سرمایه، P_M قیمت عامل تولید نیروی کار، P_E قیمت عوامل تولید انرژی، P_M قیمت نهادهی مواد اولیه، α_X کشش عوامل تولید ($X=K, L, E, M$) و A بهره‌وری است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$A = \exp(\theta \ln(RDE) + \sum_{t=97}^{99} \delta_t T_t + \sum_{i=1}^{12} \gamma_i IND_i + \sum_{j=1}^7 \omega_j OWN_j + \sum_{k=1}^6 \varphi_k REG_k) \quad (۵)$$

RDE هزینه تحقیق و توسعه (نماد از سهمی تحقیق و توسعه سرمایه‌ای)، T_{97}, T_{98}, T_{99} متغیرهای مجازی^۵ زمان، IND_i متغیر مجازی صنعت، OWN_j متغیر مجازی مالکیت و REG_k متغیر مجازی منطقه‌ای هستند. از طریق لم شفارد، فاکتور تقاضا برای عوامل تولید از طریق مشتق‌گیری از تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل تولید استخراج شده است. مشتق عوامل تقاضای انرژی:

$$E = \frac{\alpha_E A^{-1} P_K^{\alpha_K} P_L^{\alpha_L} P_E^{\alpha_E} P_M^{\alpha_M} Q}{P_E} \quad (۶)$$



با فرض بر این که:

$$P_Q = P_K^{\alpha K} P_L^{\alpha L} P_E^{\alpha E} P_M^{\alpha M} \quad (7)$$

از آنجایی که $\sum \alpha_i = 1$ ، ما به صورت زیر ساده می‌کنیم:

$$E = \frac{\alpha_E A^{-1} P_Q Q}{P_E} \quad \text{or} \quad \frac{E}{Q} = \frac{\alpha_E A^{-1} P_Q Q}{P_E} \quad (8)$$

معادل A در بالا شنا سایی و در معادله قرار گرفته است. در تساوی، معادله برآوردی به شکل ذیل به دست می‌آید:

به طور خلاصه، به وسیله تجزیه انرژی کل به سه جزء انرژی، تابع هزینه در Eq.(1) اصلاح می‌شود تا ۳ قیمت انرژی را شامل شود. با به کارگیری لم شفارد، در مورد زغال سنگ، فرمول زیر به دست می‌آید:

$$\ln\left(\frac{E}{Q}\right) = \alpha + \theta' \ln(RED) + \sum_{t=97}^{99} \delta'_t T_t + \sum_{i=1}^{12} \gamma'_i IND_i + \sum_{j=1}^7 \lambda'_j OWN_j + \sum_{k=1}^6 \phi'_k REG_k + \beta \ln\left(\frac{P_E}{P_Q}\right) + \varepsilon_i \quad (9)$$

و می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\frac{E_{coal}}{Q} = \frac{\alpha_{coal} A^{-1} P_Q}{P_{coal}} \quad (10)$$

$$\frac{E_{coal}}{Q} = \frac{\alpha_{coal} A^{-1} [P_Q^{1-\alpha_{coal}-\alpha_{roil}-\alpha_{ele}} P_{coal}^{\alpha_{coal}} P_{roil}^{\alpha_{roil}} P_{ele}^{\alpha_{ele}}]}{\alpha_{coal} A^{-1} [P_Q^{1-\alpha_{coal}-\alpha_{roil}-\alpha_{ele}} P_{coal}^{\alpha_{coal}} P_{roil}^{\alpha_{roil}} P_{ele}^{\alpha_{ele}}]} \quad (11)$$

$$\ln\left(\frac{E_{coal}}{Q}\right) = \frac{\ln(P_Q) - \alpha_{coal} \ln(P_{coal}) - \alpha_{roil} \ln(P_{roil}) - \alpha_{ele} \ln(P_{ele})}{1 - \alpha_{coal} - \alpha_{roil} - \alpha_{ele}} \quad (12)$$

با جایگذاری فرمول (۵) در فرمول (۱۰)، معادله لگاریتمی زیر به دست می‌آید:

$$+ \sum_{k=1}^6 \phi'_k REG_k + (\alpha_{coal} - 1) \ln\left(\frac{P_{coal}}{P_Q}\right) + \alpha_{roil} \ln\left(\frac{P_{roil}}{P_Q}\right) + \alpha_{ele} \ln\left(\frac{P_{ele}}{P_Q}\right) + \varepsilon_{coal} \quad (13)$$

ما در بالا ۳ معادله را برآورد کردیم Eq6 با (13b) و (13c) به عنوان سیستمی از چهار رگرسیون مستقل (SUR)، در هر مجموعه از برآوردها، منابع عرض از مبدأ شامل شرکت‌های دولتی، صنایع ماشینی، منطقه شمال غربی Xibei و سال ۱۹۹۷ می‌باشد.



$$\ln\left(\frac{P_{coal}}{P_Q}\right) = \alpha + \theta \ln(RDE) + \sum_{t=97}^{99} \delta'_t T_t + \sum_{i=1}^{12} \gamma'_i IND_i + \sum_{j=1}^7 \lambda'_j OWN_j + \sum_{k=1}^6 \varphi'_k REG_k + (\beta_{coal} - 1) \ln\left(\frac{P_{coal}}{P_Q}\right) + \beta_{roil} \ln\left(\frac{P_{roil}}{P_Q}\right) + \beta_{ele} \ln\left(\frac{P_{ele}}{P_Q}\right) + \varepsilon_{coal} \quad (13a)$$

$$\ln\left(\frac{P_{roil}}{P_Q}\right) = \alpha + \theta \ln(RDE) + \sum_{t=97}^{99} \delta'_t T_t + \sum_{i=1}^{12} \gamma'_i IND_i + \sum_{j=1}^7 \lambda'_j OWN_j + \sum_{k=1}^6 \varphi'_k REG_k + \beta_{coal} \ln\left(\frac{P_{coal}}{P_Q}\right) + (\beta_{roil} - 1) \ln\left(\frac{P_{roil}}{P_Q}\right) + \beta_{ele} \ln\left(\frac{P_{ele}}{P_Q}\right) + \varepsilon_{roil} \quad (13b)$$

$$\ln\left(\frac{P_{ele}}{P_Q}\right) = \alpha + \theta \ln(RDE) + \sum_{t=97}^{99} \delta'_t T_t + \sum_{i=1}^{12} \gamma'_i IND_i + \sum_{j=1}^7 \lambda'_j OWN_j + \sum_{k=1}^6 \varphi'_k REG_k + \beta_{coal} \ln\left(\frac{P_{coal}}{P_Q}\right) + \beta_{roil} \ln\left(\frac{P_{roil}}{P_Q}\right) + (\beta_{ele} - 1) \ln\left(\frac{P_{ele}}{P_Q}\right) + \varepsilon_{ele} \quad (13c)$$

در فرمول (۱۳) فرض می‌کنیم که قیمت‌ها به دیگر عوامل وابسته‌اند یعنی عامل قیمت‌ها بر اساس عامل بازار قرار می‌گیرد. که در Eq.4 نشان داده شده است. قیمت‌های تولید به وسیله عوامل قیمت جایگذاری می‌شوند و از طریق تکنولوژی صنعت به صورت برداری از عامل کشش تولید خلاصه می‌شوند. یعنی α_1 . هم‌زمان با مراحل خلاصه‌سازی در Eq.2. زیرمجموعه‌ای از شرکت‌هایی که سطوح بهره‌وری آن‌ها به صورت $A > 1$ می‌باشد، صنایع کوتاه‌مدت، منحنی را تشکیل می‌دهند که دارای شیب صعودی می‌باشد. با تعیین قیمت عوامل، زیرمجموعه شرکت‌های دارای $A < 1$ ، سود مثبتی را نشان می‌دهند در حالی که شرکت‌های دارای $A = 1$ سودی نشان نمی‌دهند.

علامت منفی ضرایب نشان‌دهنده افزایش فعالیت‌های تحقیق و توسعه است که منجر به کاهش شدت انرژی می‌شود (یعنی افزایش کارایی) میزان کشش تحقیق و توسعه حاکی از ناهمگونی پایه‌های ذخیره زغال سنگ در هزینه‌های تحقیق و توسعه صنعتی چین می‌باشد. موضوعات مالکیت شرکت، به‌تنهایی موارد مشخصی را در بر می‌گیرد. بخصوص، شرکت‌های سرمایه‌گذار خارجی که کارایی انرژی‌شان بیشتر از شرکت‌های دولتی است به طوری که ۴ ضریب منفی نشان‌دهنده این حقیقت است. شرکت‌های مشترک و هنگ‌کنگت ماکائو و تایوان، همگی کارایی انرژی بیشتری نسبت به شرکت‌های SOE نشان می‌دهند. عوامل خاص صنعت، در نمایش سطوح کارایی مهم هستند. در بخش ماشین‌آلات، معادن، محصولات کانی غیرفلزی، محصولات فلزی، نیروی برق و دیگر صنایع همگی سطح بالایی از شدت انرژی را در چهار گروه انرژی گزارش می‌کنند. حتی بعد از کنترل تفاوت در قیمت، مالکیت و ترکیب صنایع، ما تفاوت‌های منطقه‌ای مهمی را در مورد نفت خالص یافتیم. هادونگ (شرق) و هانون (جنوب)، سطوح پایینی از کل شدت انرژی و شدت نفت خام



نسبت به نقاط دیگر کشور گزارش کردند درحالی که جنوب، شدت زغال سنگ پایین تر را گزارش کرد. در پایان عوامل خاص-سال، موضوع اصلی نفت خام هستند.

۳-۲. بررسی مانایی متغیرهای مدل

نکته قابل توجه این است که نوع سری زمانی (سالانه، فصلی، ماهیانه و روزانه) مورد مطالعه شکل آزمون ریشه واحد که همانا روش مناسب برای تشخیص مانایی یک متغیر می باشد را تعیین می کند در بررسی حاضر داده‌های مورد استفاده از نوع سری زمانی فصلی بوده که در ادامه آزمون ریشه واحد برای سری زمانی فصلی توضیح داده می شود.

۳-۲-۱. ریشه‌های واحد در داده‌های سری زمانی فصلی (۴ فصل در سال)

فرض کنید مشاهدات فصل (چهار فصل در سال) برای دنباله $\{x_t\}$ را در اختیار داشته و وجود ریشه واحد فصلی را در آن بخواهید آزمون کنید. برای توضیح روش انجام کار و طراحی یک چارچوب مناسب قابل قبول، ابتدا چند جمله‌ای $(1-B^4)$ را به صورت حاصل ضربی زیر بیان می کنیم

$$(1-B^4)(1+B) = (1-B)(1+B)(1+B^2)$$

روشن است که این چند جمله‌ای دارای ۴ ریشه با مدل واحد است.

$$B=1 \text{ و } B=-1 \text{ و } B=\pm i$$

که در آن $B=1$ به معنی وجود ریشه واحد با تناوب صفر، یعنی باز تولید یک مشاهده در دوره بعد، $B=-1$ به معنی ریشه واحد و باز تولید یک مشاهده بعد از دو دوره (۱/۲ سیکل در فصل) و $B=\pm i$ به معنی وجود ریشه واحد و باز تولید یک مشاهده در ۴ فصل بعد (۱/۴ سیکل در یک فصل) است.

مفهوم ریشه واحد در تناوب صفر، تناوب نیم سال و تناوب فصلی چیست:

چند جمله‌ای مرتبه چهار را با $\gamma=1$ در نظر بگیرید:

$$(1-B)(1+B)(1+B^2)x_t = \varepsilon_t \quad (15)$$

الف- برای ریشه واحد با تناوب صفر:

$$(1-B)x_t = 0 \Rightarrow x_t = x_{t-1}$$

یعنی در صورت $B=1$ دنباله $\{x_t\}$ در تمام دوره‌ها به صورت متوالی بدون هیچ فاصله زمانی بین دوره‌های خود را باز تولید می کند.

ب- برای ریشه واحد نیم سالانه:

$$(1-B)x_t = 0 \Rightarrow x_t = -x_{t-1}$$

با ایجاد یک دوره (تقدم) داریم $x_{t+1} = -x_t$ حال با جایگذاری x_t فوق در آن داریم:

$$x_{t+1} = -(-x_{t-1})$$



در نتیجه با انجام یک دوره (تقدم) پیش بردن زمان داریم:

$$x_{t=2} = x_t$$

یعنی دنباله $\{x_t\}$ تمایل به بازتولید خود به فاصله دو دوره (فصل) دارد.

ج- وجود ریشه واحد فصلی (فصل جاری متناظر خود در سال قبل) برای هر دو ریشه $\pm i$ داریم:

$$\begin{aligned} = -ix_{t-1} \Rightarrow x_{t-1} &= -ix_{t-2}(1 + iB)x_t = 0 \Rightarrow x_t \\ (16)x_t = i^2x_{t-2} \Rightarrow x_{t-2}i^2x_{t-4} &\Rightarrow x_t = i^2i^2x_{t-4} = x_{t-4} \end{aligned}$$

برای ریشه $-i$ نیز همین نتیجه به دست می آید بدان معنی که دنباله $\{x_t\}$ در هر چهار فصل یکبار خودش را

بازتولید می کند یعنی اینکه $(1 - iB)x_t = 0$ نیز $x_t = x_{t-4}$ است.

$$\begin{aligned} = -ix_{t-1} \Rightarrow x_{t-1} &= ix_{t-2}(1 - iB)x_t = 0 \Rightarrow x_t \\ (17)x_t = i^2x_{t-2} \Rightarrow x_{t-2}i^2x_{t-4} &\Rightarrow x_t = i^2i^2x_{t-4} = x_{t-4} \end{aligned}$$

در چند جمله ای $(1 - B^4)$ فرض ضمنی این است که پارامتر مربوط به ضریب x_{t-4} برابر واحد است. یعنی

این که $x_{t-1} = x_{t-4} + \varepsilon_t$ ولی در مدل سازی های تجربی اطلاعاتی از مقدار γ در دست نیست زیرا اگر از ابتدا

می دانستیم که $\gamma = 1$ است دیگر نیازی به آزمون وجود یا نبود ریشه واحد فصلی ضرورت خود را از دست

می داد. بنابراین در عمل لازم است مدل سری زمانی فصلی مورد مطالعه به صورت

$$x_t = \gamma x_{t-4} + \varepsilon_t \quad (18)$$

نوشته شود. آنگاه چند جمله ای مربوط به تفاضل مرتبه چهار به شکل زیر قابل بیان است:

$$(1 - \gamma B^4) = (1 - \gamma^{0.25} B)^4 = (1 - \gamma^{0.25} B)(1 + \gamma^{0.25} B)(1 - i\gamma^{0.25} B)(1 + i\gamma^{0.25} B) \quad (19)$$

اگر $\gamma = 1$ باشد بار دیگر تمام آن چهار ریشه به دست آمده در بالا نتیجه می شود. بنابراین چند جمله ای

مرکب بالا، مورد $\gamma = 1$ را به عنوان یک حالت خاص در بر می گیرد.

ملاحظه می گردد که استفاده از تفاضل $(1 - B)$ در سری های زمانی فصلی تنها ممکن است وجود ریشه

واحد با تناوب صفر را (در صورت وجود) از بین ببرد. در حالی که هنوز احتمال ریشه واحد با سیکل های $1/2$ و

$1/4$ در فصل می تواند وجود داشته باشد. به همین دلیل از وجود یا نبود این ریشه های واحد یک سری زمانی

فصلی می تواند به صورت $A(B)x_t = \varepsilon_t$ بیان شود. که در این مدل های سری زمانی فصلی (۴ فصل در

سال) $A(B)$ به صورت زیر خواهد بود. زیرا وجود ریشه واحد با تناوب صفر لزوماً وجود ریشه های واحد از نوع

دیگر را ایجاد نمی کند، بلکه ممکن است یک سری زمانی فصلی ریشه واحد از نوع نیم سالانه داشته باشد، ولی

ریشه واحد از تناوب های دیگر را نداشته باشد.

$$(20) A(B) = (1 - a_1 B)(1 + a_2 B)(1 - a_3 iB)(1 + a_4 iB)$$



اکنون هدف ما این است که برآوردهای یکتایی برای a_i به دست آورده و برابر با واحد بودن آن‌ها را آزمون کنیم. یکی از روش‌های عملیاتی ساختن این فرایند استفاده از تقریب مرتبه اول تیلور این چندجمله‌ای نسبت به a_i حول $a_i = 1$ است. به طوری که؛

$$(21) A(B) = \sum_{i=1}^4 \left[\frac{\partial A(B)}{\partial a_i} \right] (a_i - 1) + A^0(B)$$

اگرچه بیان جزئیات این اثبات قدری پر حجم است؛ ولی درک آن بسیار ساده می‌باشد. ابتدا مشتق‌های جزئی برای $a_i = 1$ را به دست آورده می‌شود:

$$\frac{\partial A(B)}{\partial a_i} = -(1 + a_2 B)(1 - a_i B)(1 + a_4 i B) B = -(1 + B + B^2 + B^3) B \quad (22)$$

نتایج آزمون ریشه واحد برای داده‌های فصلی مطابق آنچه توضیح داده شده هست و دستور اجرای آن در پاورقی آورده شده است (علی سوری، ۱۳۹۳).

۴. برآورد الگوی اقتصادسنجی

لزوم توجه به شدت انرژی در هر کشور یکی از مهم‌ترین ضروریات برای سیاست‌گذاران و متصدیان حوزه صنعت می‌باشد به گونه‌ای که شدت انرژی از جمله مضامینی است که در هنگام بررسی درجه‌ی سودآوری صنایع و همچنین هزینه‌های تولید در تحلیل‌های اقتصاد خرد و اقتصاد صنعتی مورد توجه قرار می‌گیرد. این مضمون طیف گسترده‌ای از شرایط حاکم در بازار انرژی را در برمی‌گیرد و به تناسب شدت انحراف از شرایط رقابت خالص در بازار انرژی، صنعت را به فضای انحصار نزدیک‌تر می‌کند. از آنجایی که در ایران در خصوص شدت انرژی در صنعت مطالعات اندکی انجام گرفته است و اکثر تحقیقات مبتنی بر اندازه‌گیری شاخص‌ها، تمرکز شده‌اند. در این پژوهش تلاش بر این است که به ارزیابی و تحلیل شدت انرژی از طریق مدل رگرسیونی معادلات هم‌زمان، محاسبات و تحلیل بهتری انجام شود. در مرحله اولیه برآوردهای آماری، آزمون مانایی متغیرها برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب ضروری خواهد بود. سپس با استفاده از روش برآورد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب (SURE) مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد و در انتها نتایج برآوردها، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.



۴-۱. نتایج برآورد ریشه واحد فصلی

در تحلیل‌های اقتصادی گاهی ممکن است با مجموعه‌ای از معادلات برای تخمین مواجه باشیم؛ برای مثال در این پژوهش تخمین تابع هزینه کاب داگلاس برای بخش‌های مختلف شدت انرژی بر صنعت، مدنظر است. در اینجا جملات اخلاص معادلات مختلف در یک زمان مشخص احتمالاً برخی از عوامل غیرقابل اندازه‌گیری یا حذف شده را اندازه‌گیری می‌کنند، بنابراین این جملات اخلاص می‌توانند همبسته باشند. این ارتباط جملات اخلاص بین معادلات مختلف به همبستگی هم‌زمان معروف است (توجه داریم که این مفهوم با عبارت خودهمبستگی که به ارتباط جملات اخلاص در طی زمان برای یک معادله دلالت دارد، متفاوت است. تحت شرایط وجود همبستگی هم‌زمان، تخمین معادلات به صورت هم‌زمان، نسبت به حالتی که معادلات به صورت تکی برآورد می‌شوند دارای کارایی بیشتری است. روش مناسب برای تخمین چنین معادلاتی به «تخمین رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب» معروف است (تشکینی، ۱۳۸۴).

در این بخش مطابق توضیحات ارائه شده در بند قبل ریشه واحد برای داده‌های فصلی مورد مطالعه در مدل ارائه می‌شود سپس برآورد مدل انجام خواهد شد. ابتدا ریشه واحد متغیر هزینه گاز (CG) که در پاورقی برنامه‌نویسی آن در نرم‌افزار ایویوز نشان داده شده است (پیوست ۲). نتایج تخمین ریشه واحد فصلی برای هزینه گاز به صورت زیر است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیر وابسته CG5

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	-۹/۰۱E+۰۸	۴/۳۱E+۰۹	-۰/۲۰۹۰۳۸	۰/۸۳۶۳
روند	۴/۶۲E+۰۸	۴/۲۷E+۰۸	۱/۰۸۳۷۲۸	۰/۲۹۰۲
CG 1	-۰/۰۹۷۹۴۶	۰/۰۷۰۴۶۳	-۱/۳۹۰۰۳۱	۰/۱۷۸۴
CG 2	-۰/۵۳۹۷۲۳	۰/۱۸۶۹۳۵	-۲/۸۸۷۲۲۸	۰/۰۰۸۶
CG 3	۰/۲۴۱۱۲۰	۰/۱۵۷۹۲۸	۱/۵۲۶۷۷۶	۰/۱۴۱۱
CG 4	-۰/۲۶۹۳۵۵	۰/۱۶۵۲۶۵	-۱/۶۲۹۸۳۹	۰/۱۱۷۴

منبع: محاسبات پژوهش



با توجه به جدول کوانتیل‌های HEGY برای مدل با عرض از مبدأ و روند؛ به آزمون فرضیه (یک دامنه) وجود ریشه واحد می‌پردازیم.

$$H_0: \pi_1 = 0; H_a: \pi_1 < 0$$

مقدار آماره برابر $1/390.31$ - بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر $4/07$ - می‌باشد. در نتیجه ریشه واحد با تناوب صفر وجود دارد. برای فرضیه (یک دامنه) $H_0: \pi_2 = 0$ نیز مقدار آماره آزمون برابر $2/887228$ - بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر با $2/58$ - می‌باشد در نتیجه ریشه واحد با تناوب نیم سالانه وجود ندارد. فرضیه مرکب دو دامنه $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ مقدار تابع نمونه‌ای $F = \frac{t_3^2 + t_4^2}{2} = 2.48$ برابر با $F = \frac{1.526776^2 + (-1.629839)^2}{2} = 2.48$ به دست می‌آید. مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر با $4/70$ می‌باشد و نتیجه اینکه ریشه واحد با تناوب سالانه وجود ندارند. این نتیجه با حذف روند و عرض از مبدأ از تصریح رگرسیون کمکی تغییری نمی‌کند. ریشه واحد متغیر هزینه برق (cp) که در پاورقی برنامه‌نویسی آن در نرم‌افزار ایویوز نشان داده شده است (پیوست ۳). نتایج تخمین ریشه واحد فصلی برای هزینه برق به صورت:

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیر وابسته cp

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	$-2/70 \cdot E+08$	$1/45E+09$	$-0/185705$	$0/8544$
روند	$3/32E+08$	$1/90 \cdot E+08$	$1/751303$	$0/0938$
cp 1	$-0/110256$	$0/062205$	$-1/772473$	$0/0902$
cp 2	$-0/508509$	$0/179848$	$-2/827441$	$0/0098$
cp 3	$0/170134$	$0/157583$	$1/079646$	$0/2920$
cp 4	$-0/328402$	$0/159164$	$-2/063286$	$0/0511$

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول کوانتیل‌های HEGY برای مدل با عرض از مبدأ و روند؛ به آزمون فرضیه (یک دامنه) وجود ریشه واحد می‌پردازیم.

$$H_0: \pi_1 = 0; H_a: \pi_1 < 0$$

مقدار آماره برابر $1/772473$ - بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر $4/07$ - می باشد. در نتیجه ریشه واحد با تناوب صفر وجود دارد. برای فرضیه (یک دامنه) $H_0 = \pi_2 = 0$ نیز مقدار آماره آزمون برابر $2/827441$ - بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر با $2/58$ - می باشد در نتیجه ریشه واحد با تناوب نیم سالانه وجود ندارد. فرضیه مرکب دو دامنه $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ مقدار تابع نمونه‌ای $F = \frac{t_3^2 + t_4^2}{2} = 2.69$ برابر با $4/70$ - می باشد و نتیجه اینکه ریشه واحد با تناوب سالانه وجود ندارند. این نتیجه با حذف روند و عرض از مبدأ از تصریح رگرسیون کمکی تغییری نمی کند. ریشه واحد متغیر هزینه آب (CW) که در پاورقی برنامه نویسی آن در نرم افزار ایپوز نشان داده شده است (پیوست ۴). نتایج تخمین ریشه واحد فصلی برای هزینه آب به صورت:

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیر وابسته CW

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	-۱۰۵۲۲۷۵۸	۶۳۷۷۵۹۷/	-۱/۶۴۹۹۵۶	۰/۱۱۳۲
روند	۱۴۰۲۷۱۵/	۵۷۰۶۰۴/۲	۲/۴۵۸۲۹۹	۰/۰۲۲۳
CW 1	-۰/۰۸۳۰۶۲	۰/۰۴۳۲۰۲	-۱/۹۲۲۶۲۸	۰/۰۶۷۶
CW 2	-۰/۹۰۰۰۹۷	۰/۲۳۰۲۰۰	-۳/۹۱۰۰۷۱	۰/۰۰۰۸
CW 3	۰/۰۳۳۲۰۷	۰/۱۲۷۲۴۹	۰/۲۶۰۹۵۷	۰/۷۹۶۶
CW 4	۰/۰۲۳۰۷۶	۰/۱۱۶۸۲۸	۰/۱۹۷۵۲۳	۰/۸۴۵۲

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول کوانتیل‌های HEGY برای مدل با عرض از مبدأ و روند؛ به آزمون فرضیه (یک دامنه) وجود ریشه واحد می پردازیم.

$$H_0: \pi_1 = 0; H_a: \pi_1 < 0$$

مقدار آماره برابر $1/922628$ - بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر $4/07$ - می باشد. در نتیجه ریشه واحد با تناوب صفر وجود دارد. برای فرضیه (یک دامنه) $H_0 = \pi_2 = 0$ نیز مقدار آماره آزمون



برابر $3/910071$ - بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر با $2/58$ - می‌باشد در نتیجه ریشه واحد با تناوب نیم سالانه وجود ندارد. فرضیه مرکب دو دامنه $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ مقدار تابع نمونه‌ای $F = \frac{t_3^2 + t_4^2}{2} = 0.09$ برابر با $F = \frac{0.260957^2 + (0.197523)^2}{2} = 0.09$ به دست می‌آید. مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر با $4/70$ می‌باشد و نتیجه اینکه ریشه واحد با تناوب سالانه وجود ندارند. این نتیجه با حذف روند و عرض از مبدأ از تصریح رگرسیون کمکی تغییری نمی‌کند.

ریشه واحد متغیر مقدار تولید (Q) که در پاورقی برنامه‌نویسی آن در نرم‌افزار ایویوز نشان داده شده است (پیوست ۵). نتایج تخمین ریشه واحد فصلی برای مقدار تولید به صورت:

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیر وابسته Q

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	۱۲۳۴۸۵/۴	۷۴۲۶۹/۷۲	۱/۶۶۲۶۶۲	۰/۱۱۰۶
روند	۴۴۷/۹۹۳۷	۶۸۴۱/۸۴۴	۰/۰۶۵۴۷۹	۰/۹۴۸۴
Q ₁	-۰/۰۳۵۶۱۷	۰/۰۶۴۲۹۹	-۰/۵۵۳۹۳۲	۰/۵۸۵۲
Q ₂	-۰/۲۸۳۷۵۵	۰/۱۴۱۹۲۰	-۱/۹۹۹۳۹۳	۰/۰۵۸۱
Q ₃	۰/۱۶۵۰۷۶	۰/۱۵۰۳۹۳	۱/۰۹۷۶۳۰	۰/۲۸۴۲
Q ₄	-۰/۳۰۵۴۸۴	۰/۱۵۷۲۷۰	-۱/۹۴۲۴۱۶	۰/۰۶۵۰

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول کوانتیل‌های HEGY برای مدل با عرض از مبدأ و روند؛ به آزمون فرضیه (یک دامنه) وجود ریشه واحد می‌پردازیم.

$$H_0: \pi_1 = 0; H_a: \pi_1 < 0$$

مقدار آماره برابر $-0/553932$ - بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر $4/07$ - می‌باشد.

در نتیجه ریشه واحد با تناوب صفر وجود دارد. برای فرضیه (یک دامنه) $H_0 = \pi_2 = 0$ نیز مقدار آماره آزمون برابر $-1/999393$ - بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر با $2/58$ - می‌باشد در نتیجه ریشه واحد با تناوب نیم سالانه وجود دارد. فرضیه مرکب دو دامنه $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ مقدار تابع نمونه‌ای

با $F = \frac{t_3^2 + t_4^2}{2}$ برابر با $F = \frac{1.097630^2 + (-1.942416)^2}{2} = 4.99$ به دست می‌آید. مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر با $4/70$ می‌باشد و نتیجه اینکه ریشه واحد با تناوب سالانه وجود دارند. این نتیجه با حذف روند و عرض از مبدأ از تصریح رگرسیون کمکی تغییری نمی‌کند. ریشه واحد متغیر ارزش فروش (CQ) که در پاورقی برنامه‌نویسی آن در نرم‌افزار ایویوز نشان داده شده است (پیوست ۶). نتایج تخمین ریشه واحد فصلی برای ارزش فروش به صورت:

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیر وابسته CQ

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	۱۹۸/۰۵۹۸	۱۳۰/۰۴۳۷	۱/۵۲۳۰۲۴	۰/۱۴۲۰
روند	۱۲/۸۲۷۷۱	۹/۰۶۹۳۴۱	۱/۴۱۴۴۰۳	۰/۱۷۱۲
CQ 1	۰/۱۶۳۹۷۵	۰/۰۶۰۷۰۶	۲/۷۰۱۱۱۳	۰/۰۱۳۰
CQ 2	-۰/۱۱۴۲۵۱	۰/۱۵۴۸۴۷	-۰/۷۳۷۸۳۲	۰/۴۶۸۴
CQ 3	۰/۲۹۹۶۴۷	۰/۱۸۶۹۱۲	۱/۶۰۳۱۴۲	۰/۱۲۳۲
CQ 4	-۰/۱۲۶۷۲۸	۰/۱۹۹۱۸۳	-۰/۶۳۶۲۳۶	۰/۵۳۱۲

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول کوانتیل‌های HEGY برای مدل با عرض از مبدأ و روند؛ به آزمون فرضیه (یک دامنه) وجود ریشه واحد می‌پردازیم.

$$H_0: \pi_1 = 0; H_a: \pi_1 < 0$$

مقدار آماره برابر $2/701113$ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر $4/07$ می‌باشد.

در نتیجه ریشه واحد با تناوب صفر وجود دارد. برای فرضیه (یک دامنه) $H_0 = \pi_2 = 0$ نیز مقدار آماره آزمون برابر $-0/737832$ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر با $2/58$ می‌باشد در نتیجه ریشه واحد با تناوب نیم سالانه وجود دارد. فرضیه مرکب دو دامنه $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ مقدار تابع نمونه‌ای $F = \frac{t_3^2 + t_4^2}{2} = 2.59$ برابر با $F = \frac{1.603142^2 + (-0.636236)^2}{2}$ به دست می‌آید. مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T = 100$ برابر با 4.70 می‌باشد و نتیجه اینکه ریشه واحد با تناوب سالانه وجود ندارند. این نتیجه با حذف روند و عرض از مبدأ از تصریح رگرسیون کمکی تغییری نمی‌کند.



ریشه واحد متغیر مصرف گاز (CCG) که در پاورقی برنامه‌نویسی آن در نرم‌افزار ایویوز نشان داده شده است (پیوست 7). نتایج تخمین ریشه واحد فصلی برای مصرف گاز به صورت:

جدول 6. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیر وابسته CCG

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	۷۴۷۳۵۰۵/	۵۳۴۱۸۳۷/	۱/۳۹۹۰۵۲	۰/۱۷۵۷
روند	-۲۹۹۹۷۹/۶	۴۳۳۳۹۷/۷	-۰/۶۹۲۱۵۸	۰/۴۹۶۱
CCG 1	-۰/۰۰۲۵۳۰	۰/۰۷۴۷۷۳	-۰/۰۳۳۸۲۹	۰/۹۷۳۳
CCG 2	-۰/۲۱۷۵۲۰	۰/۱۳۵۹۱۱	-۱/۶۰۰۴۶۱	۰/۱۲۳۸
CCG 3	۰/۱۱۱۲۳۲	۰/۱۵۶۰۵۳	۰/۷۱۲۷۸۲	۰/۴۸۳۵
CCG 4	-۰/۱۵۸۶۸۰	۰/۱۶۵۹۵۷	-۰/۹۵۶۱۵۴	۰/۳۴۹۴

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول کوانتیل‌های HEGY برای مدل با عرض از مبدأ و روند؛ به آزمون فرضیه (یک دامنه) وجود ریشه واحد می‌پردازیم.

$$H_0: \pi_1 = 0; H_a: \pi_1 < 0$$

مقدار آماره برابر $-۰/۰۳۳۸۲۹$ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=۱۰۰$ برابر $-۴/۰۷$ می‌باشد. در نتیجه ریشه واحد با تناوب صفر وجود دارد. برای فرضیه (یک دامنه) $H_0 = \pi_2 = 0$ نیز مقدار آماره آزمون برابر $-۱/۶۰۰۴۶۱$ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=۱۰۰$ برابر با $-۲/۵۸$ می‌باشد در نتیجه ریشه واحد با تناوب نیم سالانه وجود دارد. فرضیه مرکب دو دامنه $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ مقدار تابع نمونه‌ای $F = \frac{t_3^2 + t_4^2}{2} = 1.44$ برابر با $F = \frac{0.712782^2 + (-0.956154)^2}{2}$ به دست می‌آید. مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=۱۰۰$ برابر با $۴/۷۰$ می‌باشد و نتیجه اینکه ریشه واحد با تناوب سالانه وجود ندارند. این نتیجه با حذف روند و عرض از مبدأ از تصریح رگرسیون کمکی تغییری نمی‌کند.

ریشه واحد متغیر مصرف مازوت (CCM) که در پاورقی برنامه‌نویسی آن در نرم‌افزار ایویوز نشان داده شده است (پیوست ۸). نتایج تخمین ریشه واحد فصلی برای مصرف مازوت به صورت:

جدول ۷. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیر وابسته CCM

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	-۱۱۹۷۴۶۹/	۲۸۰۳۳۰۵/	-۰/۴۲۷۱۶۳	۰/۶۷۳۴
روند	۱۸۱۴۵۵/۵	۱۴۴۵۶۴/۱	۱/۲۵۵۱۹۰	۰/۲۲۲۶
CCM 1	-۰/۱۱۷۶۸۵	۰/۱۴۱۲۹۳	-۰/۸۳۲۹۱۵	۰/۴۱۳۸
CCM 2	-۰/۰۹۵۳۴۹	۰/۱۳۴۲۲۶	-۰/۷۱۰۳۶۵	۰/۴۸۴۹
CCM 3	۰/۰۸۷۴۰۲	۰/۱۵۹۴۳۳	۰/۵۴۸۲۰۳	۰/۵۸۹۱
CCM 4	-۰/۰۵۴۳۶۰	۰/۱۶۰۹۹۷	-۰/۳۳۷۶۴۴	۰/۷۳۸۸

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول کوانتیلهای HEGY برای مدل با عرض از مبدأ و روند؛ به آزمون فرضیه (یک دامنه) وجود ریشه واحد می پردازیم.

$$H_0: \pi_1 = 0; H_a: \pi_1 < 0$$

مقدار آماره برابر $-۰/۸۳۲۹۱۵$ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=۱۰۰$ برابر $-۴/۰۷$ می باشد. در نتیجه ریشه واحد با تناوب صفر وجود دارد. برای فرضیه (یک دامنه) $H_0 = \pi_2 = 0$ نیز مقدار آماره آزمون برابر $-۰/۷۱۰۳۶۵$ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=۱۰۰$ برابر با $-۲/۵۸$ می باشد در نتیجه ریشه واحد با تناوب نیم سالانه وجود دارد. فرضیه مرکب دو دامنه $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ مقدار تابع نمونه‌ای $F = \frac{t_3^2 + t_4^2}{2} = 0.43$ برابر با $F = \frac{-0.337644^2 + (0.548203)^2}{2}$ به دست می آید. مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=۱۰۰$ برابر با $۴/۷۰$ می باشد و نتیجه اینکه ریشه واحد با تناوب سالانه وجود ندارند. این نتیجه با حذف روند و عرض از مبدأ از تصریح رگرسیون کمکی تغییری نمی کند.

ریشه واحد متغیر مصرف برق (CCP) که در پاورقی برنامه نویسی آن در نرم افزار ایویوز نشان داده شده است (پیوست ۹). نتایج تخمین ریشه واحد فصلی برای مصرف برق به صورت:



جدول ۸. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیر وابسته CCP

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	۶۸۰۰۲۵۴/	۴۱۹۳۸۲۸/	۱/۶۲۱۴۹۱	۰/۱۱۹۲
روند	۲۱۲۸۱۳/۱	۳۲۶۷۳۹/	۰/۶۵۱۳۲۴	۰/۵۲۱۶
CCP 1	-۰/۰۶۰۱۷۲	۰/۰۵۰۶۴۷	-۱/۱۸۸۰۵۹	۰/۲۴۷۵
CCP 2	-۰/۴۱۵۳۲۸	۰/۱۴۲۳۸۳	-۲/۹۱۶۹۸۴	۰/۰۰۸۰
CCP 3	۰/۲۵۲۲۸۸	۰/۱۶۷۵۱۲	۱/۵۰۶۰۸۳	۰/۱۴۶۳
CCP 4	-۰/۵۷۷۱۱۹	۰/۱۷۲۳۱۶	-۳/۳۴۹۱۹۱	۰/۰۰۲۹

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول کوانتیل‌های HEGY برای مدل با عرض از مبدأ و روند؛ به آزمون فرضیه (یک دامنه) وجود ریشه واحد می‌پردازیم.

$$H_0: \pi_1 = 0; H_a: \pi_1 < 0$$

مقدار آماره برابر $1/188059$ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر $4/07$ می‌باشد. در نتیجه ریشه واحد با تناوب صفر وجود دارد. برای فرضیه (یک دامنه) $H_0 = \pi_2 = 0$ نیز مقدار آماره آزمون برابر $2/916984$ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر با $2/58$ هست در نتیجه ریشه واحد با تناوب نیم سالانه وجود ندارد. فرضیه مرکب دو دامنه $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ مقدار تابع نمونه‌ای $F = \frac{t_3^2 + t_4^2}{2}$ برابر با $F = \frac{1.506083^2 + (-3.349191)^2}{2} = 13.44$ به دست می‌آید. مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=100$ برابر با $4/70$ می‌باشد و نتیجه اینکه ریشه واحد با تناوب سالانه وجود دارند. این نتیجه با حذف روند و عرض از مبدأ از تصریح رگرسیون کمکی تغییری نمی‌کند.

ریشه واحد متغیر مصرف آب (CCW) که در پاورقی برنامه‌نویسی آن در نرم‌افزار ایویوز نشان داده شده است (پیوست ۱۰). نتایج تخمین ریشه واحد فصلی برای مصرف آب به صورت:



جدول ۹. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیر وابسته CCW

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	۲۱۹۸۴	۱۱۶۴۷/۷۳	۱/۸۸۷۴۰۷	۰/۰۷۲۴
روند	۳۷۸۹/۵۱۳	۶۵۹/۸۲۹۴	۵/۷۴۳۱۷۱	۰
CCW 1	-۰/۲۵۲۲۲۷	۰/۰۴۹۶۰۹	-۵/۰۸۴۳۳۳	۰
CCW 2	-۰/۴۴۱۳۱۹	۰/۱۴۷۵۰۲	-۲/۹۹۱۹۵۳	۰/۰۰۶۷
CCW 3	-۰/۰۱۰۲۸۴	۰/۰۷۱۹۷۹	-۰/۱۴۲۸۷۸	۰/۸۸۷۷
CCW 4	۰/۰۱۱۸۴۴	۰/۰۷۰۵۷۲	۰/۱۶۷۸۲۵	۰/۸۶۸۳

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول کوانتیل‌های HEGY برای مدل با عرض از مبدأ و روند؛ به آزمون فرضیه (یک دامنه) وجود ریشه واحد می‌پردازیم.

$$H_0: \pi_1 = 0; H_a: \pi_1 < 0$$

مقدار آماره برابر $-۵/۰۸۴۳۳۳$ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=۱۰۰$ برابر $-۴/۰۷$ می‌باشد. در نتیجه ریشه واحد با تناوب صفر وجود ندارد. برای فرضیه (یک دامنه) $H_0 = \pi_2 = 0$ نیز مقدار آماره آزمون برابر $-۲/۹۹۱۹۵۳$ بوده و مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=۱۰۰$ برابر $-۲/۵۸$ می‌باشد در نتیجه ریشه واحد با تناوب نیم سالانه وجود ندارد. فرضیه مرکب دو دامنه $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ مقدار تابع نمونهای $F = \frac{t_3^2 + t_4^2}{2} = 0.03$ برابر با $F = \frac{-0.142878^2 + (0.167825)^2}{2}$ به دست می‌آید. مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد با $T=۱۰۰$ برابر با $۴/۷۰$ می‌باشد و نتیجه اینکه ریشه واحد با تناوب سالانه وجود ندارند. این نتیجه با حذف روند و عرض از مبدأ از تصریح رگرسیون کمکی تغییری نمی‌کند. پس از نتایج برر سی‌های انجام شده در بند قبل سری زمانی‌های مورد مطالعه با فرایند تفاضل گیری مانا شده‌اند.

۲-۴. آزمون همبستگی هم‌زمان (آماره ضریب لاگرانژ)

قبل از تخمین معادلات رگرسیون به روش SURE، لازم است وجود همبستگی هم‌زمان بین جملات اخلال در سه معادله آزمون شود. اگر همبستگی هم‌زمان بین معادلات وجود نداشته باشد، روش OLS می‌تواند



به‌طور کارایی برای تخمین تک‌تک معادلات به کار گرفته شود و نیازی به استفاده از روش SURE نیست. به عبارتی روش SURE برای ماتریس واریانس-کوواریانس غیر قطری مناسب است؛ بنابراین نیاز است تا فرضیه غیر قطری بودن ماتریس واریانس-کوواریانس آزمون شود.

یک آماره آزمون مناسب برای وجود یا عدم وجود همبستگی هم‌زمان، آماره ضریب لاگرانژ است که توسط بریوش و پاگان ارائه شده است. در فرم عمومی، آماره آزمون به فرم زیر است (تشکینی، ۱۳۸۴):

$$(۲۳) LM = T \sum_{i=2}^m \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2$$

که در آن T حجم نمونه و r_{ij} ضرایب همبستگی هستند. تحت فرضیه صفر، این آماره دارای توزیع خی-دو با درجه آزادی $\frac{m(m-1)}{2}$ است. اگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی هم‌زمان رد می‌شود و اگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول کوچک‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی هم‌زمان را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۱۰. آزمون همبستگی هم‌زمان

آماره آزمون	توزیع آماری	درجه آزادی	آماره جدول	مقدار ارزش احتمال (PV)
۳۳/۵۳	χ^2	۳۶	۲۵/۶	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که همبستگی هم‌زمان بین جملات اخلاص در معادلات رگرسیون شدت انرژی پذیرفته شده و از این رو می‌توان از روش تخمین معادلات رگرسیون به‌ظاهر نامرتب برای تخمین دستگاه معادلات الگو استفاده نمود.

۳-۴. تخمین معادله‌های مدل به روش SURE

در بخش تصریح مدل، ۳ معادله اصلی معرفی شد؛ در اینجا ابتدا ۳ معادله مربوط به اجزای اصلی شدت انرژی در نظر گرفته شده و به دلیل نامرتب بودن معادلات در ظاهر برای تخمین معادلات از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب استفاده می‌شود. ۳ معادله از سیستم معادلات هم‌زمان به روش SUR (رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب)، تخمین زده شده است. علت تخمین معادلات به روش فوق به دلیل ایجاد تخمین‌های سازگار و بدون تورش و کارا بوده است. در گذشته به منظور برآورد معادله‌ها از روش OLS (حداقل مربعات معمولی) استفاده می‌شود. استفاده از روش OLS بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی

مورد استفاده ساکن هستند، اما استفاده از این روش در مورد متغیرهای غیر ساکن، هر چند پارامترهای برآورد شده‌ی دارای آماره‌ی t ، معنی‌دار است و از آماره‌ی F و ضریب تعیین بالایی برخوردار است اما به دلیل این که این برآوردگر دیگر از توزیع نرمال استاندارد تبعیت نمی‌کند، برداشت آماری بر اساس آماره‌های معمول نادرست خواهد بود. (گرنجر و نیوبلد، ۱۹۷۴). بنابراین از سیستم معادلات رگرسیون به ظاهر نامرتبط در این مطالعه استفاده شده است که جمله‌ی اخلاص معادلات با یکدیگر ارتباط دارند و گفته می‌شود جملات اخلاص معادلات مختلف با یکدیگر دارای همبستگی همزمان هستند، بدین مفهوم که:

$$E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \psi_{ij} \cdot It$$

یعنی جملات اخلاص معادلات فوق تحت تأثیر نیروها و عوامل یکسانی قرار دارند بعلاوه در سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط، معمولاً تعدادی محدودیت بین پارامترهای معادلات مختلف مرسوم به محدودیت بین معادلات نیز وجود دارد. (زلنر، ۱۹۶۲).

با توجه به مطالب ذکر شده در فصل ادبیات تحقیق و نتایج مطالعات انجام شده در فصل پیشینه تحقیق می‌توان عوامل تأثیرگذار بر شدت انرژی را به صورت زیر بیان شد.

۴-۴. نتایج تجربی مدل با رویکرد تابع کاب-داگلاس

در تحلیل‌های اقتصادی گاهی ممکن است با مجموعه‌ای از معادلات برای تخمین مواجه باشیم؛ برای مثال در این پژوهش تخمین تابع هزینه کاب داگلاس برای بخش‌های مختلف شدت انرژی بر صنعت، مدنظر است. در اینجا جملات اخلاص معادلات مختلف در یک زمان مشخص احتمالاً برخی از عوامل غیرقابل اندازه‌گیری یا حذف شده را اندازه‌گیری می‌کنند، بنابراین این جملات اخلاص می‌توانند همبسته باشند. این ارتباط جملات اخلاص بین معادلات مختلف به همبستگی همزمان معروف است (توجه داریم که این مفهوم با عبارت خودهمبستگی که به ارتباط جملات اخلاص در طی زمان برای یک معادله دلالت دارد، متفاوت است. تحت شرایط وجود همبستگی همزمان، تخمین معادلات به صورت همزمان، نسبت به حالتی که معادلات به صورت تکی برآورد می‌شوند دارای کارایی بیشتری است. روش مناسب برای تخمین چنین معادلاتی به «تخمین رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط» معروف است (تشکینی، ۱۳۸۴).

کاهش شدت انرژی در حالت عمومی به صورت نمونه رگرسیون زیر استخراج می‌شود.

$$+ \beta_{power} \ln\left(\frac{P_{power}}{P_Q}\right) + \beta_{water} \ln\left(\frac{P_{water}}{P_Q}\right) + \ln\left(\frac{E_{power}}{Q}\right) = \alpha + \theta \ln(RDE) + \beta_{gas} \ln\left(\frac{P_{gas}}{P_Q}\right) + \varepsilon_p \quad (10a)$$

$$\begin{aligned}
 & + \beta_{power} \ln\left(\frac{P_{power}}{P_Q}\right) + \beta_{water} \ln\left(\frac{P_{water}}{P_Q}\right) + \ln\left(\frac{E_{water}}{Q}\right) = \alpha + \theta \ln(RDE) \\
 & \beta_{gas} \ln\left(\frac{P_{gas}}{P_Q}\right) + \varepsilon_p \quad (10b) \\
 & + \beta_{power} \ln\left(\frac{P_{power}}{P_Q}\right) + \beta_{water} \ln\left(\frac{P_{water}}{P_Q}\right) + \beta_{gas} \ln\left(\frac{P_{gas}}{P_Q}\right) + \ln\left(\frac{E_{gas}}{Q}\right) = \alpha + \theta \ln(RDE) \\
 & \varepsilon_p \quad (10c)
 \end{aligned}$$

۴-۴-۱. معرفی متغیرهای مدل تابع کاب-داگلاس

$\ln\left(\frac{E_{power}}{Q}\right)$: متغیر شدت انرژی در بخش برق مصرفی، که در این پژوهش نسبت مذکور از داده و اطلاعات ترازنامه‌ای صنعت در بازه زمانی مورد مطالعه محاسبه و استخراج شده است برای سادگی از نماد PQ در تخمین نرم‌افزاری استفاده شده است.

$\ln\left(\frac{E_{water}}{Q}\right)$: متغیر شدت انرژی در بخش آب مصرفی، که در این پژوهش نسبت مذکور از داده و اطلاعات ترازنامه‌ای صنعت در بازه زمانی مورد مطالعه محاسبه و استخراج شده است برای سادگی از نماد WQ در تخمین نرم‌افزاری استفاده شده است.

$\ln\left(\frac{E_{gas}}{Q}\right)$: متغیر شدت انرژی در بخش گاز مصرفی، که در این پژوهش نسبت مذکور از داده و اطلاعات ترازنامه‌ای صنعت در بازه زمانی مورد مطالعه محاسبه و استخراج شده است. برای سادگی از نماد GQ در تخمین نرم‌افزاری استفاده شده است.

$\ln(RDE)$: متغیر تکنولوژی که در این پژوهش از روند زمانی $\sum_{t=1385Q1}^{1392Q4} \delta'_t T_t$ به عنوان پیشرفت تکنولوژی در طول زمان استفاده شده است. برای سادگی از نماد LNRD در تخمین نرم‌افزاری استفاده شده است (محمودزاد، ۱۳۹۰).

$\ln\left(\frac{P_{power}}{P_Q}\right)$: متغیر نسبت قیمت برق مصرفی به قیمت تولید که در این پژوهش از داده و اطلاعات ترازنامه‌ای صنعت در بازه زمانی مورد مطالعه استفاده شده است برای سادگی از نماد LNPQ در تخمین نرم‌افزاری استفاده شده است.

$\ln\left(\frac{P_{water}}{P_Q}\right)$: متغیر نسبت قیمت آب مصرفی به قیمت تولید که در این پژوهش از داده و اطلاعات ترازنامه‌ای صنعت در بازه زمانی مورد مطالعه استفاده شده است. برای سادگی از نماد LNPW در تخمین نرم‌افزاری استفاده شده است.

$\ln\left(\frac{P_{gas}}{P_Q}\right)$: متغیر نسبت قیمت گاز مصرفی به قیمت تولید که در این پژوهش از داده و اطلاعات ترازنامه‌ای صنعت در بازه زمانی مورد مطالعه استفاده شده است برای سادگی از نماد LNPG در تخمین نرم‌افزاری استفاده شده است.



۲-۴-۴. نتایج برآورد با رویکرد تابع کاب-داگلاس

در جدول ۱۱ نتایج تخمین مدل برای داده‌های فصلی طی بازه زمانی ۹۲-۱۳۸۵ آورده شده است. با توجه به مطالعات انجام شده در حوزه مدل سازی شدت انرژی تابع هزینه کاب داگلاس به دلیل انعطاف پذیری بالای آن دارای استفاده گسترده تری می باشند.

جدول ۱۱. برآورد تابع کاب داگلاس

متغیرهای توضیحی	ضرایب آزمون	آماره‌های آزمون
عرض از مبدأ	-۲/۹۵۱۸۰۳	-۱/۹۲۰۸۰۶
LNPQ	۰/۳۴۳۶۶۰	۴/۱۳۱۵۲۸
LNPW	-۰/۲۸۷۸۲۸	-۳/۰۰۰۷۸۸
عرض از مبدأ	-۲۲۰/۲۰۴۲	-۲/۱۱۷۱۷۰
LNPQ	-۰/۰۶۳۷۳۱	-۲/۷۲۱۴۲۱
LNPW	-۰/۰۶۳۱۰۳	-۲/۰۸۳۳۸۲
LNRD	-۲۳/۷۲۸۱۱	۲/۱۶۹۴۵۲
عرض از مبدأ	۱۱۴۹/۹۷۱	۶/۲۵۷۴۱۷
LNPQ	-۰/۶۱۶۲۲۴	۷/۹۹۴۹۴۱
LNPW	-۰/۶۰۴۵۶۰	-۵/۸۲۵۸۸۶
LNRD	-۱۲۰/۱۷۷۲	-۶/۲۳۴۳۸۸
ضریب تعیین‌ها	$R^2 = ۰/۷۲, ۰/۷۳, ۰/۶۷$	

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج الگوهای برآورد شده در جدول (۱۱) نشان می‌دهد که اثر قیمت انرژی بر شدت انرژی، منفی و معنی‌دار است و نظریه وجود رابطه معکوس بین قیمت و مقدار تقاضای انرژی و در نتیجه شدت انرژی را تأیید می‌کند. بر اساس این نتایج، رابطه آماری شدت انرژی نسبت به قیمت انرژی برای صنعت، منفی و معنادار است، به طوری که هر یک درصد افزایش قیمت آب، برق، گاز سبب می‌شود که شدت انرژی در کل صنعت به ترتیب ۰،۲۸، -۰/۰۶، -۰/۶۱ درصد کاهش یابد. همچنین همان‌طور که انتظار می‌رفت، اثر فناوری بر شدت انرژی گاز و برق منفی و معنی‌دار است. به عبارت دیگر، با پیشرفت فناوری در طول زمان، شدت انرژی کاهش می‌یابد. نتایج نشان داد که کشش شدت انرژی برق و گاز نسبت به فناوری برای صنعت به ترتیب -۲۳/۷۲۸۱۱ و -۱۲۰/۱۷۷۲ است. علاوه بر این، بر اساس نتایج مذکور، کشش شدت انرژی آب نسبت به قیمتی سایر نهاده‌ها در رگرسیون برآوردی مثبت و معنی‌دار و در دو رگرسیون شدت انرژی برق و گاز منفی است.



به عبارت دیگر، افزایش شاخص قیمت سایر نهاده‌ها، موجب جایگزینی انرژی برق به جای نهاده‌های دیگر نمی‌شود. همچنین ضریب تعیین‌های برآورد شده نشان از توضیح دهندگی خوب متغیرهای مدل می‌باشد.

۴-۵. طرح سیاستی آزادسازی قیمت انرژی

به‌طور کلی، حذف یارانه انرژی را با رویکرد تشویقی برای صنایع با شدت انرژی بری کم و ایجاد محدودیت برای صنایع با شدت انرژی بری بیشتر می‌توان مورد تأمل قرارداد. بنابراین، به‌منظور تعیین اثر حذف یارانه انرژی برق بر شدت انرژی برق در صنعت، کشش شدت انرژی برق نسبت به قیمت آن با استفاده از روش معادلات همزمان برای این صنعت برآورد شده و در ادامه، طرح سیاستی آزادسازی یکنواخت قیمت اسمی برق در طول ۱۰ فصل (۱۳۸۹-۱۳۹۱) بر اساس توابع به‌دست‌آمده بررسی شده است. در سناریوی آزادسازی، فرض شدت انرژی برق در صنعت، با در نظر گرفتن افزایش یکنواخت قیمت اسمی برق، بررسی شده است. در این سناریو، با توجه به اینکه قیمت اسمی برق در تابستان ۱۳۸۹ برابر با ۲۰۶ ریال به ازای هر کیلووات ساعت بوده است، طرح سیاستی آزادسازی قیمت انرژی از پاییز ۱۳۸۹ و باقیمت ۳۱۳/۲۱ ریال اجرا شد. در جدول (۱۲) و نمودار (۱) شدت انرژی برق برای صنعت با توجه به طرح سیاستی آزادسازی قیمت برق ملاحظه می‌شود. همان‌طور که مشهود است، در نتیجه آزادسازی قیمت برق، شدت انرژی برق در صنعت کاهش می‌یابد، به‌طوری‌که بیشترین کاهش در میزان شدت انرژی، در فصول اول اجرای سیاست آزادسازی بوده و در سال‌های بعد، از میزان کاهش در شدت انرژی کاسته شده است. به عبارتی پس از آزادسازی قیمت برق، شدت انرژی در فصول اول واکنش بیشتری را به افزایش قیمت از خود نشان داده است که این موضوع موجب کاهش غیرواقعی قیمت شده و صنایع (به‌ویژه صنایع با شدت انرژی بری زیاد)، انگیزه‌ای برای استفاده از فناوری‌هایی با بهره‌وری بیشتر، به‌منظور کاهش شدت انرژی از خود نشان نداده‌اند.

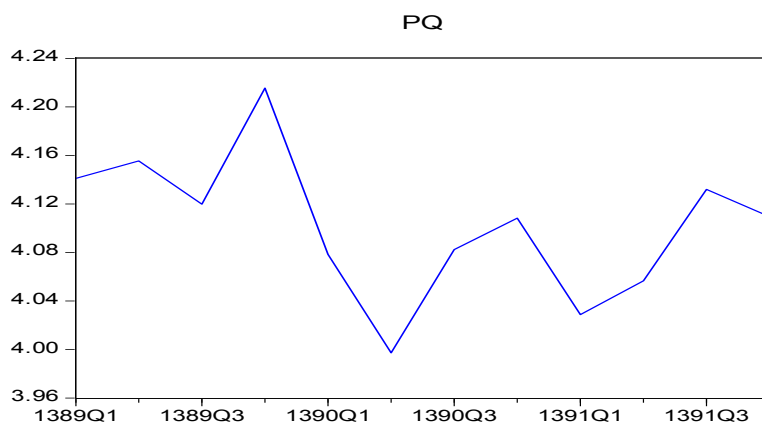
جدول ۱۲. شدت انرژی برق در صنعت

شدت انرژی برق	قیمت برق به ازای kWh (ریال)	فصل
۴/۱۶	۲۰۶	تابستان ۱۳۸۹
۴/۱۱	۳۱۳/۲۱	پاییز ۱۳۸۹
۴/۲۰	۳۱۳/۲۱	زمستان ۱۳۸۹
۴/۰۷	۴۲۰/۵۶	بهار ۱۳۹۰
۳/۹۹	۴۲۰/۵۶	تابستان ۱۳۹۰
۴/۰۸	۴۲۰/۵۶	پاییز ۱۳۹۰

زمستان ۱۳۹۰	۴۲۰/۵۶	۴/۱۰
بهار ۱۳۹۱	۵۲۷/۹۱	۴/۰۲
تابستان ۱۳۹۱	۵۲۷/۹۱	۴/۰۵
پاییز ۱۳۹۱	۵۲۷/۹۱	۴/۱۳
زمستان ۱۳۹۱	۵۲۷/۹۱	۴/۱۰

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۱. شدت انرژی برق در صنعت



منبع: محاسبات تحقیق

به منظور تعیین اثر حذف یارانه انرژی گاز بر شدت انرژی گاز در صنعت، کشش شدت انرژی گاز نسبت به قیمت آن با استفاده از روش معادلات همزمان برای صنعت برآورد شده است که در ادامه، طرح سیاستی آزادسازی یکنواخت قیمت اسمی گاز در طول ۱۰ فصل (۱۳۸۹-۱۳۹۱) بر اساس توابع به دست آمده بررسی می شود. در سناریوی آزادسازی، فرض شدت انرژی گاز در صنعت، با در نظر گرفتن افزایش یکنواخت قیمت اسمی گاز، بررسی شده است. در این سناریو، با توجه به اینکه قیمت اسمی گاز در تابستان ۱۳۸۹ برابر با ۱۸۸/۵ ریال به ازای هر مترمکعب بوده است، طرح سیاستی آزادسازی قیمت انرژی از پاییز ۱۳۸۹ و با قیمت ۷۰۰ ریال اجرا شد. در جدول (۱۳) و نمودار (۲) شدت انرژی گاز برای صنعت با توجه به طرح سیاستی آزادسازی قیمت گاز ملاحظه می شود. همان طور که مشهود است، در نتیجه آزادسازی قیمت گاز، شدت انرژی گاز در





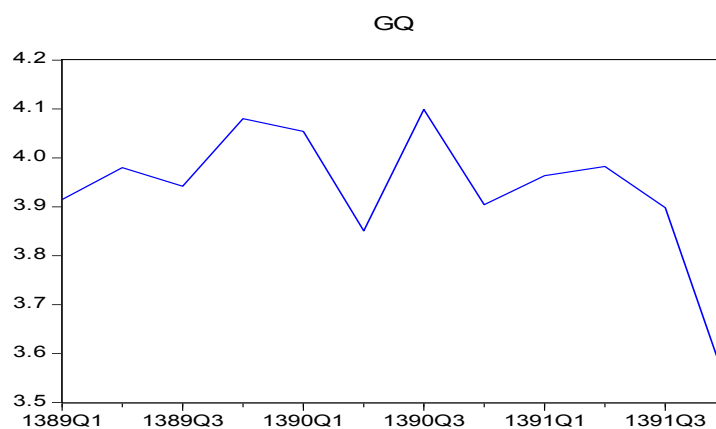
صنعت کاهش می‌یابد، به طوری که بیشترین کاهش در میزان شدت انرژی، در فصول اول اجرای سیاست آزاد سازی بوده و در سال‌های بعد، از میزان کاهش در شدت انرژی کاسته شده است. یعنی پس از آزاد سازی قیمت گاز، در فصول اول واکنش بیشتری را به افزایش قیمت از خود نشان داده است. بنابراین، به نظر می‌رسد که پرداخت یارانه گاز به صنعت موجب کاهش غیر واقعی قیمت شده و صنایع (به ویژه صنایع با شدت انرژی بری زیاد) انگیزه‌ای برای استفاده از فناوری‌هایی با بهره‌وری بیشتر، به منظور کاهش شدت انرژی نداشته باشد.

جدول ۱۳. شدت انرژی گاز در صنعت

فصل	قیمت گاز به ازای هر مترمکعب (ریال)	شدت انرژی گاز
تابستان ۱۳۸۹	۱۸۸/۵	۳/۹۸
پاییز ۱۳۸۹	۷۰۰	۳/۹۸
زمستان ۱۳۸۹	۷۰۰	۴/۰۸
بهار ۱۳۹۰	۷۰۰	۴/۰۵
تابستان ۱۳۹۰	۷۰۰	۳/۸۵
پاییز ۱۳۹۰	۷۰۰	۴/۰۹
زمستان ۱۳۹۰	۷۰۰	۳/۹۰
بهار ۱۳۹۱	۸۰۰	۳/۹۶
تابستان ۱۳۹۱	۸۰۰	۳/۹۸
پاییز ۱۳۹۱	۸۰۰	۳/۸۹
زمستان ۱۳۹۱	۸۰۰	۳/۵۴

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۲. شدت انرژی گاز در صنعت



منبع: محاسبات تحقیق

به منظور تعیین اثر حذف یارانه انرژی آب بر شدت انرژی آب در صنعت، کشش شدت انرژی آب نسبت به قیمت آن با استفاده از روش معادلات همزمان برای صنعت برآورد شد. در ادامه، طرح سیاستی آزادسازی یکنواخت قیمت اسمی آب در طول ۱۰ فصل (۱۳۸۹-۱۳۹۱) بر اساس توابع به دست آمده بررسی شده است. در سناریوی آزادسازی، فرض شدت انرژی آب در صنعت، با در نظر گرفتن افزایش یکنواخت قیمت اسمی آب، بررسی شده است. در این سناریو، با توجه به اینکه قیمت اسمی آب در تابستان ۱۳۸۹ برابر با ۱۷۰۰ ریال به ازای هر مترمکعب بوده است، طرح سیاستی آزادسازی قیمت انرژی از پاییز ۱۳۸۹ و باقیمت ۴۰۰۰ ریال اجرا شد. در جدول (۱۴) و نمودار (۳) شدت انرژی آب برای صنعت با توجه به طرح سیاستی آزادسازی قیمت آب ملاحظه می شود. همان طور که مشهود است، در نتیجه آزادسازی قیمت آب، شدت انرژی آب در صنعت کاهش می یابد، به طوری که بیشترین کاهش در میزان شدت انرژی، در فصول اول اجرای سیاست آزادسازی بوده و در سال های بعد، از میزان کاهش شدت انرژی کاسته شده است. یعنی آزادسازی قیمت آب موجب کاهش غیرواقعی قیمت شده و صنایع (به ویژه صنایع با شدت انرژی بری زیاد) انگیزه ای برای استفاده از فناوری هایی با بهره وری بیشتر، به منظور کاهش شدت انرژی نداشته باشد.

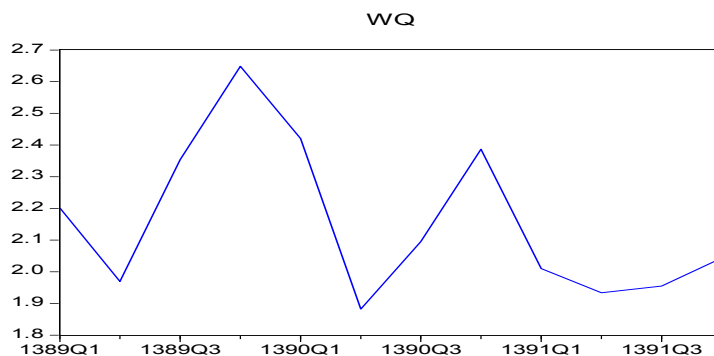


جدول ۱۴. شدت انرژی آب در صنعت

فصل	قیمت آب به ازای هر مترمکعب (ریال)	شدت انرژی آب
تابستان ۱۳۸۹	۱۷۰۰	۲/۳۵
پاییز ۱۳۸۹	۴۰۰۰	۲/۶۴
زمستان ۱۳۸۹	۴۰۰۰	۲/۴۲
بهار ۱۳۹۰	۴۰۰۰	۱/۸۸
تابستان ۱۳۹۰	۴۰۰۰	۲/۰۹
پاییز ۱۳۹۰	۴۰۰۰	۲/۳۸
زمستان ۱۳۹۰	۴۰۰۰	۲/۰۱
بهار ۱۳۹۱	۵۹۱۱	۱/۹۳
تابستان ۱۳۹۱	۵۹۱۱	۱/۹۵
پاییز ۱۳۹۱	۵۹۱۱	۱/۸۹
زمستان ۱۳۹۱	۵۹۱۱	۱/۵۴

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۳. شدت انرژی آب در صنعت



منبع: محاسبات تحقیق



۵. نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر، بررسی اثر حذف یارانه انرژی بر شدت انرژی در صنعت در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۲ برای چهار فصل است. در این پژوهش برای محاسبه شدت انرژی از تابع هزینه استفاده شد که با معرفی تابع کاب-داگلاس در این بخش تأثیر حذف یارانه‌ها بر شدت انرژی در صنعت را بر اساس مدل اقتصادسنجی و با روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب به کمک نرم‌افزار EViews8 اثرات متقابل هرگونه تغییر در میزان یارانه انرژی (سناریوی کاهش ۹۰ درصدی یارانه انرژی بخش صنعت) را بر متغیرهای مختلف شدت انرژی در این بخش بررسی کردیم. نتایج حاکی از آن است که در تخمین و بدون احتساب شکست‌های ساختاری، ضریب تعیین برای سه معادله برآورد شده در مدل کاب-داگلاس به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۷۳ و ۰/۶۷ به دست آمده است. به عبارتی ضریب تعیین‌های برآورد شده نشان از توضیح‌دهندگی خوب متغیرهای مدل می‌باشد.

نتایج نشان داد که رابطه منفی و معنی‌داری بین شدت انرژی و قیمت آن وجود دارد. همچنین با پیشرفت فناوری در طول زمان، شدت انرژی کاهش می‌یابد. علاوه بر این، یافته‌های پژوهش نشان داد که افزایش شاخص قیمت سایر نهاده‌ها، موجب جایگزینی انرژی به جای سایر نهاده‌ها می‌شود. سپس با استفاده از توابع پویای به دست آمده، طرح سیاستی آزادسازی قیمت انرژی با فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی در دوره زمانی ۹۲-۱۳۸۹ اجرا شد. نتایج نشان داد که در نتیجه آزادسازی قیمت انرژی، شدت انرژی کاهش می‌یابد، به طوری که بیشترین کاهش در میزان شدت انرژی، در سال اول اجرای سیاست آزادسازی بوده و در سال‌های بعد، از میزان کاهش شدت انرژی کاسته شده است. بنابراین، پرداخت یارانه در کنار مزایایی که ممکن است برای صنایع داشته باشد، منجر به بروز مشکل اساسی دیگری می‌شود، به طوری که انگیزه‌ای برای استفاده از راهکارهای مناسب، به منظور کاهش شدت انرژی وجود نخواهد داشت.

نتیجه مهم پژوهش حاضر این است که اصلاح قیمت انرژی و کاهش یارانه‌های پنهان انرژی، همراه با اتخاذ سیاست‌های مناسب به منظور افزایش بهره‌وری فناوری تولید و نوسازی و بهینه‌سازی تجهیزات تولید، موجب بهینه‌سازی مصرف انرژی و در نتیجه، کاهش شدت انرژی صنایع خواهد شد.



منابع

- اشرف زاده، حمیدرضا، مهرگان، نادر، ۱۳۸۷. اقتصاد سنجی پانل دیتا. دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه تهران، چاپ اول
- تشکینی، ا.، ۱۳۸۴. اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.
- سلیمی فر، مصطفی، حق نژاد امین، رحیمی و دستجردی محسن، ۱۳۸۹، بررسی تاثیر عوامل تولید بر شدت مصرف انرژی در ایران: یک تجزیه و تحلیل مبتنی بر تابع تولید کاب- داگلاس، دانش و توسعه، اسفند ۱۳۸۹؛ ۱۷ ویژه نامه
- سوری، علی، ۱۳۹۳. اقتصاد سنجی همراه با کاربرد EViews. انتشارات فرهنگ شناسی، چاپ پنجم، ویراست چهارم.
- عمادزاده، مصطفی، شریفی، علیمراد، دلالی اصفهانی، رحیم و صفدری، مهدی، ۱۳۸۲. تحلیلی از روند شدت انرژی در کشورهای OECD، پژوهشنامه بازرگانی، 28.95-118
- عیار رضایی، بهمن، ۱۳۸۸. نتایج ارزیابی خصوصی سازی در ایران. انتشارات کوهسار. چاپ اول
- کمپجانی، اکبر، ۱۳۸۲. ارزیابی عملکرد سیاست خصوصی سازی در ایران. تهران: معاونت امور اقتصادی. چاپ اول.
- محمودزاده، محمود، شاه بیگی، حامد، ۱۳۹۰. آثار فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شدت انرژی در کشورهای در حال توسعه. اقتصاد و تجارت نوین، دوره ۶، شماره ۲۳-۲۴، از صفحه ۶۷ تا صفحه ۸۸
- محمودزاده، محمود؛ صادقی، سمیه؛ صادقی، ثریا؛ حمیدی افرا، فاطمه؛ ۱۳۹۰. اثر حذف یارانه انرژی برق بر شدت انرژی آن در صنایع تولیدی ایران. مجله: برنامه ریزی و بودجه، زمستان ۱۳۹۰ - شماره ۱۱۵، ۱۶ صفحه از ۱۱۳ تا ۱۲۸
- مرادشریفی، علی، صادقی، مهدی، نفر، مهدی، ۱۳۸۷. تجزیه شدت انرژی در صنایع ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دهم، شماره ۳۵، صفحات ۷۹-۱۱۰
- Boqiang, L. & Zhujun, J. (2010). **Estimate of Energy Subsidy in China and Impact of Energy Subsidy Reform.** *Journal of Energy Economics*, 33, 273-283.
- Col e, M. A. (2006). **Does Trade Liberalization Increase National Energy Use?.** *Economics Letters*, 92, 108 -112
- Granger, C. W. K. and P. New old. (1974). "Spurious regressions in econometric", *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- Liu, C. P. & Han, G. Y. (2008). **Determinants of Aggregate Energy Intensity with Consideration of Intra-industry Trade.** *Industrial Electronics and*

Applications. ICIEA2008. 3rd IEEE Conference on Issue Date: 35- June 2008
 On page (s): 716 تا 719.

Karen Fisher-Vanden, Gary H. Jefferson, Hongmei Liu, Quan Taoc, (2004). **What is driving China's decline in energy intensity?**, *Resource and Energy Economics* 26, 77 تا 97

Ki-Hong Choi, B.W. Ang, (2012). **Attribution of changes in Divisia real energy intensity index — An extension to index decomposition analysis**, *Energy Economics*, 34, 171 تا 176

Peter Mulder, Henri L.F. de Groot, (2012). **Structural change and convergence of energy intensity across OECD countries 1970–2005**, *Energy Economics*, 34, 1910 تا 1921

Sue hiro, S. (2007). **Energy Intensity of GDP as an Index of Energy Conservation. The Institute of Energy Economics, Japan Publish**

Zellner, Arnold (1962). "An Efficient method of Estimating seemingly unrelated Regression and tests for Aggregation Bias". *Journal of the American statistical Association* 57: 348-68.

پیوست ۱:

$$\text{genr } x = x$$

$$\text{genr } x1 = x(-1) + x(-2) + x(-3) + x(-4)$$

$$\text{genr } x2 = -x(-1) - x(-2) + x(-3) - x(-4)$$

$$\text{genr } x3 = (x(-1) - x(-3))$$

$$\text{genr } x4 = -(x(-2) - x(-4))$$

$$\text{genr } x5 = (x - x(-4))$$

پیوست ۲:

$$\text{genr } cg = cg$$

$$\text{genr } cg1 = cg(-1) + cg(-2) + cg(-3) + cg(-4)$$

$$\text{genr } cg2 = -(cg(-1) - cg(-2) + cg(-3) - cg(-4))$$

$$\text{genr } cg3 = (cg(-1) - cg(-3))$$

$$\text{genr } cg4 = -(cg(-2) - cg(-4))$$

$$\text{genr } cg5 = (cg - cg(-4))$$





پیوست ۳:

$$\begin{aligned} \text{genr cp} &= \text{cp} \\ \text{genr cp1} &= \text{cp}(-1) + \text{cp}(-2) + \text{cp}(-3) + \text{cp}(-4) \\ \text{genr cp2} &= -(\text{cp}(-1) - \text{cp}(-2) + \text{cp}(-3) - \text{cp}(-4)) \\ \text{genr cp3} &= (\text{cp}(-1) - \text{cp}(-3)) \\ \text{genr cp4} &= -(\text{cp}(-2) - \text{cp}(-4)) \\ \text{genr cp5} &= (\text{cp} - \text{cp}(-4)) \end{aligned}$$

پیوست ۴:

$$\begin{aligned} \text{genr cw} &= \text{cw} \\ \text{genr cw1} &= \text{cw}(-1) + \text{cw}(-2) + \text{cw}(-3) + \text{cw}(-4) \\ \text{genr cw2} &= -(\text{cw}(-1) - \text{cw}(-2) + \text{cw}(-3) - \text{cw}(-4)) \\ \text{genr cw3} &= (\text{cw}(-1) - \text{cw}(-3)) \\ \text{genr cw4} &= -(\text{cw}(-2) - \text{cw}(-4)) \\ \text{genr cw5} &= (\text{cw} - \text{cw}(-4)) \end{aligned}$$

پیوست ۵:

$$\begin{aligned} \text{genr Q} &= \text{Q} \\ \text{genr Q1} &= \text{Q}(-1) + \text{Q}(-2) + \text{Q}(-3) + \text{Q}(-4) \\ \text{genr Q2} &= -(\text{Q}(-1) - \text{Q}(-2) + \text{Q}(-3) - \text{Q}(-4)) \\ \text{genr Q3} &= (\text{Q}(-1) - \text{Q}(-3)) \\ \text{genr Q4} &= -(\text{Q}(-2) - \text{Q}(-4)) \\ \text{genr Q5} &= (\text{Q} - \text{Q}(-4)) \end{aligned}$$

پیوست ۶:

$$\begin{aligned} \text{genr CQ} &= \text{CQ} \\ \text{genr CQ1} &= \text{CQ}(-1) + \text{CQ}(-2) + \text{CQ}(-3) + \text{CQ}(-4) \\ \text{genr CQ2} &= -(\text{CQ}(-1) - \text{CQ}(-2) + \text{CQ}(-3) - \text{CQ}(-4)) \\ \text{genr CQ3} &= (\text{CQ}(-1) - \text{CQ}(-3)) \\ \text{genr CQ4} &= -(\text{CQ}(-2) - \text{CQ}(-4)) \\ \text{genr CQ5} &= (\text{CQ} - \text{CQ}(-4)) \end{aligned}$$

پیوست ۷:

$$\begin{aligned} \text{genr CCG} &= \text{CCG} \\ \text{genr CCG1} &= \text{CCG}(-1) + \text{CCG}(-2) + \text{CCG}(-3) + \text{CCG}(-4) \\ \text{genr CCG2} &= -(\text{CCG}(-1) - \text{CCG}(-2) + \text{CCG}(-3) - \text{CCG}(-4)) \\ \text{genr CCG3} &= (\text{CCG}(-1) - \text{CCG}(-3)) \\ \text{genr CCG4} &= -(\text{CCG}(-2) - \text{CCG}(-4)) \\ \text{genr CCG5} &= (\text{CCG} - \text{CCG}(-4)) \end{aligned}$$

پیوست ۸:

$$\begin{aligned} \text{genr CCM} &= \text{CCM} \\ \text{genr CCM1} &= \text{CCM}(-1) + \text{CCM}(-2) + \text{CCM}(-3) + \text{CCM}(-4) \\ \text{genr CCM2} &= -(\text{CCM}(-1) - \text{CCM}(-2) + \text{CCM}(-3) - \text{CCM}(-4)) \\ \text{genr CCM3} &= (\text{CCM}(-1) - \text{CCM}(-3)) \\ \text{genr CCM4} &= -(\text{CCM}(-2) - \text{CCM}(-4)) \\ \text{genr CCM5} &= (\text{CCM} - \text{CCM}(-4)) \end{aligned}$$

پیوست ۹:

$$\begin{aligned} \text{genr CCP} &= \text{CCP} \\ \text{genr CCP1} &= \text{CCP}(-1) + \text{CCP}(-2) + \text{CCP}(-3) + \text{CCP}(-4) \\ \text{genr CCP2} &= -(\text{CCP}(-1) - \text{CCP}(-2) + \text{CCP}(-3) - \text{CCP}(-4)) \\ \text{genr CCP3} &= (\text{CCP}(-1) - \text{CCP}(-3)) \\ \text{genr CCP4} &= -(\text{CCP}(-2) - \text{CCP}(-4)) \\ \text{genr CCP5} &= (\text{CCP} - \text{CCP}(-4)) \end{aligned}$$

پیوست ۱۰:

$$\begin{aligned} \text{genr CCW} &= \text{CCW} \\ \text{genr CCW1} &= \text{CCW}(-1) + \text{CCW}(-2) + \text{CCW}(-3) + \text{CCW}(-4) \\ \text{genr CCW2} &= -(\text{CCW}(-1) - \text{CCW}(-2) + \text{CCW}(-3) - \text{CCW}(-4)) \\ \text{genr CCW3} &= (\text{CCW}(-1) - \text{CCW}(-3)) \\ \text{genr CCW4} &= -(\text{CCW}(-2) - \text{CCW}(-4)) \\ \text{genr CCW5} &= (\text{CCW} - \text{CCW}(-4)) \end{aligned}$$



The Impact of Targeted Subsidies on Energy Intensity in Iran Industries

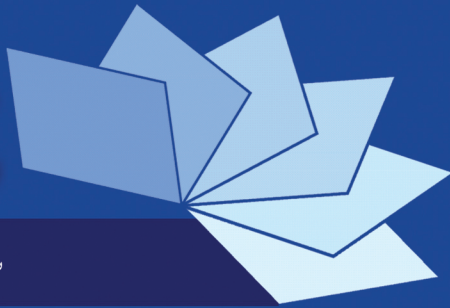
Kamran Mahmoudpour, Milad Soleimani, Yaser Sistani

Received: 09 July 2015

Accepted: 09 June 2016

Improving the efficiency of energy consumption in the industrial sector and its sub-sections is important since it can have multifaceted positive effects. First, it reduces production cost at the macro level. Second it helps decrease the volume of needed subsidies. And third, it helps reduce the final cost for industrial products. The three mentioned outcomes of more efficient energy consumption in turn help enhance the added value of these sectors, increase competitiveness, enhance product quality, reduce import of some key and basic goods and make it possible to increase export of artificially-made products. The present study examines the effects of cutting energy subsidies on energy intensity in Iran's industries. The seasonal time series data approach has been used together with Cobb-Douglas cost function to study the period covering years 2006-2013. The findings showed a negative correlation existed between energy intensity and energy prices. Also we found that with technological advancement over time comes a decrease in energy intensity. Then the energy prices liberalization scenario was studied for the period covering 2010-2013, assuming a steady rise in nominal prices in the studied period. The findings illustrate that following energy prices liberalization, energy intensity is decreased. Indeed, the highest decrease in energy intensity happens during the first year of liberalization. However, from the second year onwards, the steep decrease in energy intensity slows.

Keywords: *energy intensity, the liberalization of prices, time series, Cobb-Douglas cost function, industry.*



سیاست های راهبردی وکلان

تدوین مدلی برای ارزیابی و رتبه بندی دانشگاه های کشور با استفاده از شاخص ترکیبی و بر اساس عملکرد بودجه ای آنها مرضیه شفیعی، میثم امینی، محمد ابویی اردکان	۱
راهبرد توسعه اقتصادی مبتنی بر میراث فرهنگی بهروز افخمی	۲۷
بررسی اندازه ی دولت و رابطه آن با رشد اقتصادی مطالعه ی موردی کشورهای منطقه چشم انداز (۲۰۱۳-۲۰۰۳) یوسف محنت فر، سیده ندا رحیمی	۴۹
اثرات بازدارنده فساد مالی بر جذب سرمایه گذاری مستقیم خارجی در حوزه کشورهای عضو کنفرانس اسلامی وحید شقاقی شهری، شیرین واحد رسولی، مریم طیاری	۶۷
تأثیر هدفمندی یارانه ها بر شدت انرژی در صنعت ایران کامران محمودپور، میلاد سلیمانی، یاسر سیستانی بدوئی	۹۱
اثر درآمدهای نفتی بر ارزش افزوده زیر بخش های صنعت در ایران با مدل فضا-حالت یونس نادمی، هدی زبیری	۱۲۵
اثر فساد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد مهدی ادیب پور، آزاده محمدی ویایی	۱۵۳
بررسی جایگاه سیاست های کلی نظام در دادرسی اداری امید شیرزاد	۱۶۹

کمیسیون نظارت دبیرخانه مجمع تشخیص مصلحت نظام

A Model for Evaluation and Ranking Iranian Universities By Composite Index and based on Budget Operation Marzieh Shafiei, Meisam Amini, Mmohammad Abooyee Ardakan	1
Strategy for Economic Development based on Cultural Heritage Behrouz Afkhami	27
The Evaluation of Government Size and its Relation to the Growth of Economy A Case Study of Iran's 2020 Vision Competitors (2003-2013) Uosef Mehnatfar, Seyyedeh Neda Rahimi	49
The Preventive Role of Corruption in Attracting Foreign Direct Investment Case Study: Organization of the Islamic Conference (OIC) Vahid Shaaqqa Shahri, Shirin Vahed Rasouli, Maryam Tayari	67
The Impact of Targeted Subsidies on Energy Intensity in Iran Industries Kamran Mahmoudpour, Milad Soleimani, Yaser Sistani	91
The Effect of Oil Revenue on the Value Added of Subsectors of Iran's Manufactory Using State-Space Model Younes Nademi, Hoda Zobeiri	125
The Effects of Corruption on Economic Inequality of Income Distribution Mehdi Adib Pour, Azadeh Mohammadi Viace	153
Checking the Position of General Policies in Administrative Adjudication Omid Shirzad	169