Archive of SID

فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال پانزدهم / شماره ۶۱/ تابستان ۱۳۹۸/ صفحات ۲۰۹-۱۷۹

تجزیه منابع تغییرات انتشار دی اکسید کربن ایران (مطالعه موردی استان‌های ایران)

بهرخ شاداب‌فر [۱]

کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد و علوم انسانی، دانشگاه ایلام،
Shadabfar.b@gmail.com

عزیز مراسلی

عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد و علوم انسانی دانشگاه ایلام،
maraseli_az@yahoo.com

الهام شاداب فر

دکتری اقتصاد، دانشگاه الزهرا، Ecoform121@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۷/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۷/۱۱/۲۵

چکیده

در این مطالعه از تابع مسافت شفارد جهت تحلیل کارایی فنی زیست‌محیطی و تجزیه منابع تغییرات دی‌اکسید کربن به پنج عامل تغییر در تکنولوژی، تغییر در کارایی تکنیکی، تغییر در شاخص‌های انتشار مرتبط با سرمایه، نیروی کار و انرژی در ۲۸ استان ایران برای سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۲ بر اساس داده‌های تابلویی و تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها استفاده‌شده است. این متد برای هردو نوع عوامل کاهش‌دهنده و افزایش‌دهنده انتشار به‌کار رفته است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که ایران از نظر کارایی فنی زیست‌محیطی طی دوره مورد بررسی ناکارا عمل کرده است زیرا میانگین عملکرد کارایی فنی زیست‌محیطی در استان‌های منتخب طی دوره موردنظر ۰/۷۹۶ است. هم‌چنین نتایج حاصل از تجزیه بیانگر آن است که ۱) مهم‌ترین عامل مثبت در کاهش انتشار شاخص انتشار مرتبط با نیروی کار با میانگین ۰/۶۲۵۶ در ایران است، ۲) شاخص انتشار مرتب با انرژی مهم‌ترین عامل در افزایش در انتشار با میانگین ۱/۰۱۸۲ بوده است و ۳) بهبود تکنولوژیکی نقش مثبتی در کاهش انتشار را ایجاد نموده است زیرا مقداری بزرگ‌تر از ۱ را به خود اختصاص داده است.

طبقه‌بندی JEL: Q49, Q52, Q56, O47, C01

کلید واژه‌ها: کارایی زیست‌محیطی، تابع مسافت، تحلیل پوششی داده‌ها، دی‌اکسید کربن

---

۱. نویسنده مسئول

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

با توجه به نامحدود بودن نیازهای انسانی، افزایش جمعیت و رقابت شدید در اقتصاد جهانی، افزایش تولید امری اجتناب‌ناپذیر است. استفاده از نهاده‌های تولیدی در طی فرآیند رشد اقتصادی، علاوه بر ستانده‌های مطلوب، منجر به تولید ستانده‌های نامطلوب می‌گردد. ستانده‌های نامطلوب به عنوان آلاینده وارد محیط‌زیست شده و اثرات مخربی به جای می‌گذارند. با گسترش صنایع و استفاده از منابع محدود، نگرانی‌های بشر در زمینه محیط‌زیست در ابعاد منطقه‌ای، ملی و جهانی بیشتر گردید (پویان و لشکری زاده، ۱۳۸۹).

با توجه به نامحدود بودن نیازهای انسانی، رشد جمعیت و رقابت شدید در اقتصاد جهانی، افزایش تولید امری اجتناب‌ناپذیر است. استفاده از نهاده‌های تولیدی در طی فرآیند رشد اقتصادی، علاوه بر ستانده‌های مطلوب، منجر به تولید ستانده‌های نامطلوب می‌گردد. ستانده‌های نامطلوب به‌عنوان آلاینده وارد محیط‌زیست شده و اثرات مخربی به جای می‌گذارند. با گسترش صنایع و استفاده از منابع محدود، نگرانی‌های بشر در زمینه محیط‌زیست در ابعاد منطقه‌ای، ملی و جهانی بیشتر گردیده است (پویان و لشکری‌زاده، ۱۳۸۹).

افزایش تولید در هر منطقه‌ای با افزایش آلاینده‌های ناشی از احتراق همراه خواهد بود و پیامدهای ناشی از افزایش غلظت دی‌اکسید کربن در اتمسفر، همچون افزایش دمای کره زمین، تغییرات آب‌وهوایی و بالا آمدن سطح دریاها، جهان را با تغییرات غیرقابل جبران و تهدیدآمیزی مواجه می‌سازد. طی دو دهه گذشته، بر اساس یافته‌های جامعه علمی درباره افزایش انتشار دی‌اکسید کربن مرتبط با مصرف انرژی، دانشمندان و فعالان محیط‌زیست تلاش می‌کنند با جلب توجه عمومی به اثرات تخریب محیط‌زیست، سیاست‌های بین‌المللی را به‌سوی تغییر اقلیم جهانی، در جهت کاهش انتشار دی‌اکسید کربن هدایت نمایند.

عوامل بسیاری انتشار دی‌اکسید کربن را تحت تأثیر قرار می‌دهند که در میان آن‌ها می‌توان به رشد اقتصادی، رشد جمعیت، تغییرات تکنولوژی، سبک زندگی و تجارت بین‌المللی اشاره نمود. برای سیاست‌گذاران زیست‌محیطی و انرژی، ضروری است که نقش عوامل محرک در هدایت سطوح انتشار دی‌اکسید کربن را شناسایی کنند. با توجه

www.SID.ir

Archive of SID

به اینکه تولید در هر اقتصادی برآیند مناطق مختلف و حاصل عوامل تولید است، آلودگی حاصل از تولید نیز به تفکیک استان‌ها و عوامل تولید مختلف قابل تفکیک است لذا بررسی اثرات آن‌ها بر تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن ضروری است.

در ایران نیز همگام با روند جهانی و افزایش تولید ناخالص داخلی، انتشار دی‌اکسید کربن در حال افزایش است. برای جلوگیری از اثرات زیان‌بار این پدیده، لازم است که ابتدا مهم‌ترین عوامل مؤثر بر انتشار دی‌اکسید کربن شناسایی شود. این عوامل می‌تواند اثرات متفاوتی بر جای بگذارد؛ این‌گونه بررسی‌ها راهنمایی مفیدی جهت شناسایی مهم‌ترین عوامل آلاینده و برآورد میزان آلایندگی بخش‌های مختلف می‌باشد و بدین ترتیب در جلوگیری از انتشار آلاینده‌ها مفید خواهد بود. برآورد اطلاعات استانی انتشار دی‌اکسید کربن نیز می‌تواند اطلاعات مناسبی را از منظر مهم‌ترین استان‌های آلوده‌کننده و همچنین سنجش کارایی مصرف انرژی در اختیار سیاست‌گذاران کشور قرار دهد.

آب‌وهوا یک پدیده و دارایی ملی است و انتشار آلاینده‌ها به‌عنوان یک کل و به‌صورت رقم واحدی در کشور محاسبه می‌شود و آمارهای استانی مستقیم و دقیقی در این زمینه وجود ندارد. در این پژوهش برآنیم تا با شناسایی عوامل مختلف، مهم‌ترین مناطق آلوده‌کننده و شاخص‌های استانی و ملی اثرگذار در کاهش آلودگی و کارایی مصرف انرژی را مشخص نماییم.

هدف اصلی پژوهش حاضر، استفاده از روشی نو برای بررسی منابع تغییرات در انتشار دی‌اکسید کربن و بررسی سهم نسبی منابع در کاهش انتشار دی‌اکسید کربن و کارایی عوامل تولید است. به‌منظور تحقق این اهداف، تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن به چند عنصر بر اساس تابع مسافت تولید شفارد تحت یک چارچوب تولید مشترک تجزیه می‌گردد.

با توجه به موجه نبودن برخی داده‌ها از جمله انتشار دی‌اکسید کربن به‌صورت استانی در ایران جهت برآورد استانی مدل ابتدا لازم است از طریق روش‌هایی داده‌های استانی استخراج گردد. سپس با استفاده از تابع تولید مسافت شفارد، کارایی فنی زیست‌محیطی در استان‌های ایران محاسبه و جهت تجزیه منابع تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن، رشد بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید به پنج مؤلفه تغییر در

www.SID.ir

Archive of SID

تکنولوژی، تغییر در کارایی تکنیکی زیست‌محیطی و تغییر در شاخص‌های انتشار مرتبط با سرمایه، نیروی کار و انرژی، تجزیه می‌گردد.

بدین ترتیب در این پژوهش برای اولین مرتبه در ایران، انتشار دی‌اکسید کربن به تفکیک به عوامل تولید (سرمایه، نیروی کار، انرژی و تکنولوژی) تجزیه می‌گردد تا مشخص گردد عمده افزایش در انتشار دی‌اکسید کربن را کدام متغیر توضیح می‌دهد و تغییرات تکنولوژیکی چه نقشی در انتشار دارد. انجام برآورد در سطح استانی نوآوری دیگر پژوهش حاضر است که امکان مقایسه بین استان‌ها از نظر کارآیی تکنیکی و شاخص نیروی کار به کربن را نیز فراهم می‌نماید. در این مطالعه تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن غیرتجمعی در سطح استانی در ایران بین سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ بر اساس متغیرهای استانی محاسبه خواهد شد.

در ادامه، بخش دوم مروری بر مبانی نظری پژوهش است. سپس مطالعات تجربی به‌تفکیک داخلی و خارجی ارائه می‌شود. در بخش چهارم روش‌شناسی بیان می‌گردد. در بخش پنجم ابتدا داده‌های مورد استفاده و سپس نتایج حاصل از برآورد ارائه می‌شود. نهایت نتیجه‌گیری پژوهش و پیشنهادات بیان می‌گردد.

۲- مبانی نظری

کارایی

کارآیی به معنای موفقیت بنگاه در رسیدن به حداکثر ستانده با سطح نهاده معین مفهومی نسبی است و برای سنجش آن، باید عملکرد بنگاه مورد نظر با کارایی در شرایط تولید بالقوه مقایسه گردد تا مشخص شود که کارآیی واقعی بنگاه‌ها و واحدهای تولیدی از مقدار ایده‌آل آن تا چه حد فاصله دارد (مهرگان، ۱۳۹۲). برای ارزیابی کارآیی یک بنگاه ابتدا باید مرز کارآیی بنگاه شناسایی شود و بر مبنای فاصله بنگاه از وضعیت ایده‌آل، میزان عدم کارآیی و به‌تبع آن کارآیی مشخص شود. برای حل این مسئله دو رویکرد عمده وجود دارد: پارامتریک و ناپارامتریک. در رویکرد پارامتریک شکل تابعی مشخصی برای مرز کارآیی (کاب داگلاس، ترانسلوگ و...) و همچنین نوع توزیع عدم کارآیی (نرمال یک‌طرفه، گاما و...)، در نظر گرفته شده و آن را با استفاده از روش‌های مرسوم اقتصادسنجی تخمین می‌زنند. این نوع عدم کارآیی، تلفیقی از عدم کارآیی

www.SID.ir

Archive of SID

واقعی و جزء اخلال تخمین می‌باشد. در رویکرد ناپارامتریک، چارنز، کوپر و رودز مجموعه‌ای از مسائل برنامه‌ریزی خطی را برای فرموله کردن اندازه‌گیری شاخص کارآیی فنی فارل ارائه دادند؛ روش آن‌ها در ارزیابی کارایی به تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) معروف شد. در این روش نیازی به مشخص نمودن شکل تابعی وجود ندارد و از روش‌های برنامه‌ریزی ریاضی استفاده می‌گردد. در این رویکرد مرزی ناپارامتریک برای بنگاه یک مرز کارا تخمین زده می‌شود. از جمله شاخص‌های بهره‌وری که در این رویکرد مورد استفاده قرار می‌گیرد، شاخص بهره‌وری مالم کوییست است.

تابع مسافت

توابع مسافت توصیفی از تکنولوژی تولید چند محصولی یا چند نهاده‌ای بدون نیاز به مشخص کردن یک هدف رفتاری (نظیر حداقل هزینه یا حداکثر سود) انجام می‌دهند. تابع مسافت نهاده، تکنولوژی تولید را بر اساس حداقل کاهش متناسب در بردار نهاده با توجه به بردار ستانده مشخص می‌کند؛ درحالی‌که تابع مسافت ستانده، حداکثر گسترش متناسب در بردار ستانده را با توجه به بردار نهاده مدنظر قرار می‌دهد (کولی[1] و دیگران، ۲۰۰۵).

روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک در محاسبه کارایی

پایه‌گذار روش‌های ناپارامتریک در محاسبه بهره‌وری و ارزیابی عملکرد واحدهای تصمیم‌گیرنده اقتصاددانی به نام فارل[2] بود. سیستم پیشنهادی فارل بر اساس دو ورودی و یک خروجی به تحلیل عملکرد واحدها می‌پرداخت. در سال ۱۹۷۸ چارنز، کوپر و رودز با استفاده از برنامه‌ریزی ریاضی روش ناپارامتریک فارل را برای سیستمی با ورودی‌ها و خروجی‌های چندگانه تعمیم دادند که مدل معرفی‌شده مدل CCR[3] نام گرفت. گفتنی است که مدل پیشنهادی بر مبنای بازده به مقیاس ثابت، به بررسی عملکرد واحدهای تصمیم‌گیرنده می‌پرداخت. بنکر، چارنز و کوپر، مدل CCR را برای حالت‌هایی با بازده به مقیاس متغیر تعمیم دادند که مدل پیشنهادی آن‌ها BCC[4] نام گرفت. آن‌ها در محاسبه

1. Coelli
2. Farrell
3. Charnes, Cooper and Rhodes (CCR)
4. Banker, Charnes and Cooper (BCC)

www.SID.ir

Archive of SID

بهره‌وری، از سه نوع کارآیی فنی، تخصیصی و اقتصادی استفاده کردند. کارآیی فنی[۱]، میزان توانایی یک بنگاه برای حداکثر سازی تولید با عوامل تولید مشخص است. این نوع کارایی به مفهوم تلف نکردن منابع می‌باشد و بر اساس تکنولوژی تولید یکسان برای همه بنگاه‌ها اندازه‌گیری می‌شود و به قیمت و هزینه‌ها ارتباطی ندارد که در واقع کیفیت نهاده‌ها و ستانده‌های بنگاه‌ها را نشان می‌دهد. این روش عملکرد یک بنگاه را با عملکرد بهترین بنگاه‌های موجود در آن صنعت مقایسه می‌نماید[۲]. کارآیی تخصیصی[۳]: توانایی بنگاه برای استفاده از ترکیب بهینه عوامل با توجه به قیمت آن‌ها است. هدف از این نوع کارایی حداقل کردن هزینه و یا حداکثر کردن درآمد است. کارآیی اقتصادی[۴] حاصلضرب کارآیی فنی در کارآیی تخصیصی است.

روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)

مدل تحلیل پوششی داده‌ها با فرض بازده ثابت به مقیاس (CRS)

در اینجا فرض می‌شود، k نهاده، m محصول و n واحد تصمیم‌ساز[۵] (DMU[۶]) وجود دارد. برای واحد تصمیم‌ساز i ام، Y_i بردار ستونی محصولات و X_i بردار نهاده‌های تولید است. U بردار $m\times 1$ شامل وزن‌های محصولات و V یک بردار $k\times 1$ شامل وزن‌های نهاده‌ها و U' و V' ترانسپوزه U و V است. X یک ماتریس $k\times n$ از عوامل تولید و Y یک ماتریس $m\times n$ از محصولات است. برای محاسبه مقادیر بهینه وزن‌ها، لازم است که مسئله برنامه‌ریزی ریاضی زیر به تعداد واحدهای تصمیم‌ساز حل شود:

$$\mathrm{Max}_{u,v}\ \frac{U'y_1}{V'x_1}$$

$$st:\ \frac{U'y_j}{V x_j}\le 1,\ j=1,2,.....,N$$

$$U\ge 0, V\ge 0$$

---

1. Technical Efficiency
2. Graham, 2004
3. Allocative Efficiency
4. Economic Efficiency

۵. واحد تصمیم ساز در این مطالعه استان‌های کشور هستند.

6. Decision Making Unit

www.SID.ir

Archive of SID

U و V ، ماتریس ضرایب به دست آمده از حل معادله بالا است به‌گونه‌ای که نسبت کل مجموع وزنی محصولات به مجموع وزنی عوامل تولید حداکثر گردد.

این مدل تعداد بی‌شماری راه‌حل بهینه دارد. برای رفع این مشکل، می‌بایست مخرج کسر را مساوی یک قرار داده و قید $V_{x_i} = ۱$ [۱] به مدل اضافه کرد تا به مدل برنامه‌ریزی خطی تبدیل شود. با استفاده از فرم دوگان برنامه‌ریزی خطی، می‌توان معادله فرم پوششی را به شکل زیر به دست آورد:

$$\text{Min}_{\theta,\lambda}\,\theta$$
$$st: -y_i + Y\lambda \geq ۰$$
$$\theta x_i - X\lambda \geq ۰$$
$$\lambda \geq ۰$$

در معادله بالا θ مقدار کار آیی بنگاه i و λ یک بردار n×1 شامل اعداد ثابت است که وزن‌های مجموعه مرجع ۱ را نشان می‌دهد.

مدل تحلیل پوششی داده با فرض بازده متغیر به مقیاس (VRS)

فرض الگوی بازده ثابت به مقیاس، فقط زمانی مناسب است که همه بنگاه‌ها در مقیاس بهینه عمل کنند، اما عواملی مانند رقابت ناقص، محدودیت منابع مالی و غیره سبب می‌شود که یک بنگاه نتواند در مقیاس بهینه عمل کند. اندازه‌گیری کار آیی فنی با استفاده از الگوی (CRS) زمانی که همه بنگاه‌ها در مقیاس بهینه عمل نمی‌کند، به دلیل کار آیی مقیاس با اشکال مواجه می‌شود و کار آیی فنی به دست آمده از این طریق، خالص نیست و با کار آیی مقیاس همراه است. بانکر و همکاران (۱۹۸۴)، الگوی (CRS) را به‌منظور اندازه‌گیری بازده متغیر به مقیاس بسط دادند، برای تفکیک کار آیی فنی از کار آیی مقیاس، از الگوی (VRS) به‌منظور اندازه‌گیری کار آیی فنی خالص استفاده می‌شود.

با اضافه کردن قید $N\lambda' = ۱$ به برنامه‌ریزی خطی، بازدهی متغیر به دست می‌آید.

---

۱. بنگاه مرجع، بنگاه کارا یا بنگاه واقعی برای یک بنگاه غیرکارا است

www.SID.ir

Archive of SID

$$Min_{\theta,\lambda}\theta$$
$$st: -y_i + Y\lambda \geq ۰$$
$$\theta x_i - X\lambda \geq ۰$$
$$N\lambda' = ۱$$
$$\lambda \geq ۰$$

شاخص رشد بهره‌وری مالم کوییست

شاخص مالم کوییست، تفکیک بهره‌وری کل را به دو جزء عمده آن یعنی تغییرات تکنولوژیکی و تغییرات کارایی میسر ساخته است. همچنین با این شاخص بررسی رشد بهره‌وری در سطح بنگاه یا واحد تصمیم‌ساز را امکان‌پذیر شده است. شاخص مالم کوییست با استفاده از توابع مسافت تعریف می‌شود. بطوریکه تابع مسافت عامل تولید، تکنولوژی تولید را به‌وسیله حداقل سازی بردار عامل تولید و با در نظر گرفتن بردار محصول داده شده، مشخص می‌نماید و تابع مسافت محصول به مسئله بهینه‌یابی با حداکثرسازی بردار محصول بر اساس بردار عامل تولید داده‌شده، توجه می‌کند. در شاخص مالم کوییست فروض حداقل‌سازی هزینه یا حداکثرسازی درآمد وجود ندارد و تنها نیازمند مشاهدات مقداری داده‌ها و ستانده‌ها است. البته در شرایط وجود اطلاعات قیمتی نیز می‌توان از آن‌ها درروش مالم کوییست، استفاده کرد؛ بنابراین از جمله مزایای این روش، ارزیابی بهره‌وری هر واحد یا بنگاه در برابر مشخصات بهترین واحد با توجه به همان ترکیب داده و نیز قدرت تفکیک کارآیی و پیشرفت فنی است. مزیت دیگر استفاده از شاخص بهره‌وری مالم کوییست، آن است که هیچ فرض خاصی بر روی شکل تابع تولید که برای هر واحد و هرسال متفاوت باشد معرفی نمی‌شود.

۳- مطالعات تجربی

مطالعات تجربی داخلی

فتاحی و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی اثرات فنی و مقیاسی رشد اقتصادی بر کیفیت محیط‌زیست در استانهای ایران» با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پانلی، به بررسی اثرات فنی، مقیاسی و ترکیبی رشد اقتصادی بر محیط‌زیست طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۵ برای استانهای ایران پرداختند. نتایج برآورد مدل نشان میدهد که تکانه وارده به درآمد سرانه (معیار اثرات فنی) باعث کاهش آلودگی زیست‌محیطی (میزان

www.SID.ir

Archive of SID

انتشار دی اکسید کربن) شده است، ولی تکانه‌های وارده به مجذور GDP (معیار اثرات مقیاسی) و نسبت سرمایه به نیروی کار (معیار اثرات ترکیبی) تغییرات افزایشی ناچیزی بر آلودگی زیست‌محیطی داشته است. نتایج تجزیه واریانس نیز حاکی از آن بود که در ایران، درآمد سرانه افراد نسبت به سایر معیارهای رشد اقتصادی، نقش مهمی در روند کیفیت محیط‌زیست و افزایش آلودگی دارد.

فتحی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان «اندازه‌گیری کارآیی زیست‌محیطی انرژی در کشورهای درحال‌توسعه منتخب با استفاده از مدل‌های ناپارامتریک ایستا و پویا» به بررسی اندازه‌گیری کارآیی زیست‌محیطی انرژی در کشورهای در حال توسعه با استفاده از مدل‌های ایستا و پویا طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۱ پرداخته‌اند. برای محاسبه کارآیی زیست‌محیطی انرژی از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA[1]) استفاده شده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که مصرف انرژی کشورهای در حال توسعه منتخب به میزان ۱۸.۱ درصد در سال از طریق بهبود کارآیی انرژی کاهش می‌یابد. هم‌چنین تجزیه و تحلیل کارآیی پویا نشان می‌دهد که میانگین کارآیی انرژی با ۲.۶ درصد در سال ۲۰۱۲ نسبت به سال پایه در کشورهای منتخب بهبود یافته است.

صادقی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان «تجزیه رشد بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید با استفاده از تابع فاصله‌ای» توابع فاصله‌ای هذلولی پارامتری را جهت تجزیه و تحلیل کارآیی زیست‌محیطی و انرژی طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۵ بر اساس داده‌های تابلویی به‌کار گرفتند تا رشد بهره‌وری زیست‌محیطی کل عوامل تولید را از طریق دو مؤلفه قابل‌اندازه‌گیری، «تغییر در فناوری و تغییر در کارآیی فنی زیست‌محیطی» محاسبه نمایند. نتایج در این دوره زمانی نشان می‌دهند؛ بهره‌وری زیست‌محیطی کل عوامل تولید به‌طور متوسط ۸/۴۷ درصد کاهش‌یافته و این موضوع به علت کاهش شدید در کارآیی فنی زیست‌محیطی و همچنین افزایش انتشار آلاینده دی‌اکسید کربن است. با افزایش انتشار دی‌اکسید کربن، تغییرات بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید کوچک‌تر از تغییرات بهره‌وری کل عوامل شده و بدین معناست که محیط‌زیست به‌جای بهبود با پدیده تخریب در طی دوره زمانی مذکور مواجه شده است.

1. Data Envelopment Analysis

www.SID.ir

Archive of SID

از سایر مطالعات مرتبط می‌توان صالحی ابر و همکاران (۱۳۹۵)، ناجی و داودی (۱۳۹۴)؛ بزازان و خسروانی (۱۳۹۵)؛ امیری و همکاران، (۱۳۹۴)؛ پور عبادالهان کویچ (۱۳۹۴) و پژویان و لشکری زاده (۱۳۸۹) را نام برد. مطالعات مزبور و سایر مطالعات مرتبط، با موضوع پژوهش حاضر در چند بعد تفاوت اساسی دارند: اول) تجزیه انتشار دی‌اکسید کربن صورت نگرفته و بررسی کارایی به‌وسیله برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید انجام شده است و به عوامل تولید تجزیه نگردیده؛ به‌عبارتی اگر تجزیه‌ای صورت گرفته، بر اساس متغیرهای دیگری است؛ دوم) مطالعات موجود در سطح ملی یا بین چند کشور منتخب بوده و در سطح استانی نیست؛ سوم) عموما روش‌هایی همچون داده-ستانده و Panel Var استفاده شده و از تابع مسافت شفارد استفاده نشده است.

مطالعات تجربی خارجی

فالویگنا[1] و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی کارآیی محیط‌زیست و بودجه عمومی در مورد صنعت کشاورزی ایتالیا پرداختند. در این مقاله از تابع فاصله‌ای خروجی جهت‌دار (DODF[2]) و روش DEA استفاده‌شده است. با توجه به لزوم کاهش انتشار آلاینده‌ها، روش DODF به محقق اجازه می‌دهد، آلاینده‌ها را به‌عنوان خروجی نامطلوب در نظر گرفته و به تعریف مجدد بهره‌وری و شاخص‌های کارآیی بپردازد. نتایج نشان می‌دهند که در میان نواحی مختلف ایتالیا، تفاوت قابل‌توجهی از عملکرد محیط‌زیست و برآورد بهره‌وری در زمان انتشار آلاینده‌ها وجود دارد. در کارآیی محیط‌زیست بر اساس شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP[3])، پیشرفت فنی نقش مهمی را ایفا می‌کند.

اُه[4] و همکاران (۲۰۱۰) انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی در اقتصاد کره جنوبی را برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ موردمطالعه قرار دادند. نتایج تجزیه انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی در این مطالعه نشان می‌دهد که رشد اقتصادی نقش تعیین‌کننده‌ای در تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن در تمام بخش‌های اقتصادی این کشور داشته است، ترکیب سوخت عامل اصلی کاهش انتشار دی‌اکسید کربن و

1. Falavigna
2. Total Factor Productivity
3. Directional Output Distance Function
4. Oh

www.SID.ir

Archive of SID

تغییرات ساختاری عامل اصلی کاهش انتشار دی‌اکسید کربن در بیشتر بخش‌های اقتصادی کره جنوبی بوده است. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد که شدت انرژی نقش تعیین‌کننده‌ای در مقایسه با سایر عوامل در کاهش انتشار دی‌اکسید کربن داشته است.

ژنگ و همکاران[1] (۲۰۰۹) انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی در چین را برای دوره ۱۹۹۱-۲۰۰۶ در قالب سه دوره زمانی مساوی، بررسی نمودند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که فعالیت‌های اقتصادی چین نقش تعیین‌کننده‌ای در تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن در کل اقتصاد و در همه بخش‌های اقتصاد داشته است و دلیل اصلی کاهش تغییرات در انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی به بهبود شدت انرژِی در اقتصاد این کشور برمی‌گردد. همچنین نتایج حاکی از آن است که تغییرات ساختاری در بخش‌های مختلف اقتصادی اثر اندکی بر تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن داشته است.

کواستا[2] و همکاران (۲۰۰۹)، در مقاله خود از دو روش DEA نا پارامتریک و تابع فاصله‌ای هذلولی ترانسلوگ پارامتریک جهت برآورد رتبه بهره‌وری صنعت برق آمریکا برای دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۹۳ استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی است؛ میانگین رتبه کار آیی به‌دست‌آمده از تابع فاصله‌ای هذلولی ترانسلوگ پارامتریک بیشتر از روش DEA نا پارامتریک است. این خصوصیت، ترانسلوگ پارامتری را جایگزین معتبری برای DEA نا پارامتریک می‌سازد. ازاین‌رو، تابع فاصله‌ای هذلولی ترانسلوگ پارامتریک به‌عنوان یک ابزار تجربی جهت ارزیابی کارآیی محیط‌زیست ارجحیت دارد و می‌تواند به‌راحتی با استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی بر پایه حداکثر درست نمائی (ML) اجرا شود.

باکن و باتاچارا[3] (۲۰۰۷) با استفاده از روش تجزیه، تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی در ۷۰ کشور جهان دارای مشخصه انتشار بالای دی‌اکسید کربن را بررسی کردند. نتایج مطالعه آن‌ها برای دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۴ نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه نقش تعیین‌کننده‌ای در تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از

1. Zhang
2. Cuesta
3. Bacon and Bhattacharya

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف انرژی را در کشورهای مورد مطالعه داشته است. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد که ترکیب سوخت فسیلی اثر منفی اندکی بر تغییرات در انتشار دی‌اکسید کربن داشته است. درحالی‌که سهم سوخت‌های فسیلی در کل انرژی مصرفی در تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن، مثبت بوده است.

لی و اُه[1] (۲۰۰۶)، برای کشورهای عضو همکاری اقتصادی منطقه پاسیفیک طی دوره ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸ و مقطع زمانی ۱۹۹۸ نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت، نقش تعیین‌کننده در افزایش انتشار دی‌اکسید کربن در دوره موردمطالعه داشته‌اند. در برخی دیگر از مطالعات، انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی در سطح کشوری و بخشی موردتوجه قرارگرفته است.

۴- روش‌شناسی

تابع مسافت در ابتدا توسط شفارد (۱۹۵۳ و ۱۹۷۰) به‌صورت مجموعه امکانات تولید محصول و نهاده معرفی شد و سپس توسط فار و همکارانش (۱۹۸۵) به‌صورت تابع مسافت هذلولی پارامتریک گسترش یافت. سپس فار و همکارانش (۱۹۸۹)، تابع مسافت هذلولی غیرپارامتریک را برای اندازه‌گیری عملکرد زیست‌محیطی به‌کار بردند. این تابع آن‌ها را قادر می‌ساخت تا نامتقارن بودن میان خروجی‌های مطلوب و نامطلوب را با سنجش عملکرد زیست‌محیطی در شرایطی که توانایی گسترش محصولات مطلوب و کاهش محصولات نامطلوب وجود دارد، اندازه‌گیری کنند. از آن پس تکنیک‌های مختلفی نظیر DEA غیرپارامتری و SFA پارامتری برای محاسبه توابع مسافت مورد استفاده قرار گرفتند.

در محیط‌های تولید مشترک، تکنولوژی در هر دوره زمانی t با استفاده از مجموعه زیر توصیف می‌شود:

$$St= (K,L,E,Y,C;t) \qquad (1)$$

K,L,E ورودی‌ها یا داده‌های تولید شامل سرمایه، نیروی کار و انرژی هستند؛ که می‌توانند در زمان t، Y,C را تولید کنند.

Y: کل محصول مطلوب یا همان تولید ناخالص داخلی

1. Lee and Oh

www.SID.ir

Archive of SID

C : محصول نامطلوب در رابطه با Y یعنی انتشار دی‌اکسید کربن

S(t): مجموعه ویژگی‌های استاندارد تولید مانند اشتراک صفر، ارتباط ضعیف محصولات مشترک (خوب و بد)، ارتباط قوی نهاده‌ها و محصولات خوب است که برای تابع تولید شفارد کفایت می‌کند. توصیف ویژگی‌های مزبور بشرح ذیل می‌باشد:

- اشتراک صفر: $(K,L,E,Y,C)\epsilon S$ و $C=0$ دلالت دارد بر $Y=0$. با تولید محصولات خوب، محصولات بد هم منتشر می‌شوند به عبارت دیگر، صفر بودن محصول بد به معنی صفر بودن محصول خوب است.

- ارتباط ضعیف محصولات مشترک: $(K,L,E,Y,C)\epsilon S$ و $0<\lambda\leq 1$ دلالت دارد بر $(K,L,E,\lambda Y,\lambda C)\epsilon S$. کاهش محصولات بد هزینه‌بر است زیرا کاهش محصول بد معادل کاهش استفاده از منابعی است که برای تولید محصول مطلوب استفاده می‌شوند.

ارتباط قوی محصولات خوب: $(K, L, E, Y, C) \in S$ و $Y' \leq Y$ دلالت دارد بر $(K , L, E, Y', C) \in S$.

- ارتباط قوی نهاده‌ها: $(K, L, E, Y, C) \in S$ و $(K', L', E') \leq (K, L, E)$ دلالت دارد بر $(K', L', E', Y, C) \in S$.

ارتباط قوی نهاده‌ها و محصولات خوب اشاره دارد بر اینکه: الف) محصولات خوب می‌توانند بدون هزینه اضافه تولید شوند و ب) افزایش در نهاده‌ها نمی‌تواند محصولات را متراکم کنند.

تابع مسافت تولید شفارد به شکل زیر می‌باشد:

$$Dy(K^t, L^t, E^t, Y^t, C^t; t) \equiv \inf\{\theta : (K^t, L^t, E^t, \frac{Y^t}{\theta}, C^t) \in S(t)\} \qquad (۲)$$

تابع مسافت تولید شفارد برای زیر بردارهای ستانده مطلوب Y است که میزان دور بودن، تولید مشاهده‌شده محصولات مطلوب با توجه به ورودی، محصول بد و تکنولوژی داده‌شده از حداکثر پتانسیل تولید در زمان t را اندازه‌گیری می‌کند.

به همین ترتیب می‌توان یک زیر بردار تابع مسافت را برای تحلیل دوره‌ای مختلط تعریف کرد، به‌گونه‌ای که در معادله ۲، به جای اندیس t اندیس τ به کار می‌رود که τ اشاره دارد به دوره زمانی فعالیت تولیدی مشاهده‌شده و t دوره زمانی تکنولوژی را نشان می‌دهد، به‌عنوان مثال

$$\tau = t + 1 \qquad (۳)$$

www.SID.ir

Archive of SID

با این تعریف به‌سادگی تابع مسافت زیر برداری سه ویژگی را برآورده می‌کند:

اول: $(K^{t},L^{t},E^{t},\frac{Y^{t}}{\theta},C^{t})\in S(t)$ ، $Dy(K^{t},L^{t},E^{t},Y^{t},C^{t};t)\leq 1$؛

دوم: عدم افزایش در مجموعه ورودی $(K^{t},L^{t},E^{t},C^{t})$؛

سوم: عدم کاهشی بودن، همگن از درجه ۱+ و محدب در تولید کالای خوب Y^{t}.

با در نظر گرفتن تکنولوژی تولید در دوره زمانی t، $(S(t))$ به‌عنوان یک مرجع، تغییر انتشار کربن دی‌اکسید بین دوره‌های t و t+1 به شکل معادله زیر تجزیه می‌شود:

$$\frac{C^{t+1}}{C^{t}}=\frac{Dy(K^{t},L^{t},E^{t},Y^{t},C^{t};t)}{Dy(K^{t+1},L^{t+1},E^{t+1},Y^{t+1},C^{t+1};t)}\times\frac{\frac{C^{t+1}}{Y^{t+1}}\times Dy(K^{t+1},L^{t+1},E^{t+1},Y^{t+1},C^{t+1};t)}{\frac{C^{t}}{Y^{t}}\times Dy(K^{t},L^{t},E^{t},Y^{t},C^{t};t)}=$$

$$\frac{Dy(K^{t},L^{t},E^{t},Y^{t},C^{t};t)}{Dy(K^{t+1},L^{t+1},E^{t+1},Y^{t+1},C^{t+1};t+1)}\times\frac{Dy(K^{t+1},L^{t+1},E^{t+1},Y^{t+1},C^{t+1};t+1)}{Dy(K^{t+1},L^{t+1},E^{t+1},Y^{t+1},C^{t+1};t)}$$

$$\times\frac{C^{t+1}\times Dy(K^{t+1},L^{t+1},E^{t+1},Y^{t+1},C^{t+1};t)}{C^{t}\times Dy(K^{t},L^{t},E^{t},Y^{t},C^{t};t)}$$

$$=:TE\times TC(t+1)\times\frac{C^{t+1}\times Dy(K^{t+1},L^{t+1},E^{t+1},Y^{t+1},C^{t+1};t)}{C^{t}\times Dy(K^{t},L^{t},E^{t},Y^{t},C^{t};t)}$$

t و t+1 بر دوره‌های زمانی دلالت دارند. تجزیه معادله (۱) نشان می‌دهد که تغییر انتشاربین دوره‌های t و t+1 محصولی از سه ضریب است. اولی، اثر تغییر کارایی تکنیکی است (TE) که تغییر فاصله بین تولید مشاهده شده و تولید بالقوه مربوط به آن بین زمان t و t+1 را اندازه می‌گیرد؛ دومی، به‌عنوان اثر تغییرات تکنیکی تعریف می‌شود (TC(t+1)) که انتقال تکنولوژی مرزی با در نظر گرفتن تولید در دوره زمانی (t+1) به‌عنوان یک مرجع اندازه‌گیری می‌کند. اثر تغییر کارایی تکنیکی و اثر تغییرات تکنیکی اجزای شاخص تغییر بهره‌وری مالم‌کوییست هستند و به‌طور گسترده‌ای در زمینه تجزیه و تحلیل بهره‌وری و کارایی مورد مطالعه قرارگرفته‌اند (فر و همکاران ۱۹۹۴)[1].

وقتی فرض بازدهی به مقیاس ثابت (CRS) بر مرجع تکنولوژی S(t) تحمیل می‌شود، قسمت آخر سمت راست معادله (۳) می‌تواند نشان دهد که:

1. Färe et al., 1994

www.SID.ir

Archive of SID

$$\frac{C^{t+1}\times Dy(K^{t+1},L^{t+1},E^{t+1},Y^{t+1},C^{t+1},t)}{C^{t}\times Dy(K^{t},L^{t},E^{t},Y^{t},C^{t},t)}=\frac{Dy(\frac{K^{t+1}}{C^{t+1}},\frac{L^{t+1}}{C^{t+1}},\frac{E^{t+1}}{C^{t+1}},Y^{t+1},\frac{C^{t+1}}{C^{t+1}};t)}{Dy(\frac{K^{t}}{C^{t}},\frac{L^{t}}{C^{t}},\frac{E^{t}}{C^{t}},Y^{t},\frac{C^{t}}{C^{t}};t)} \qquad (۴)$$

$$=\frac{Dy(k^{t+1},l^{t+1},e^{t+1},Y^{t+1},1;t)}{Dy(k^{t},l^{t},e^{t},Y^{t},1;t)}$$

این سازمان‌دهی جدید یک ویژگی مطلوب از تابع مسافت تولید شفارد را تحت فرض بازدهی ثابت به مقیاس (CRS)، یعنی، تولید همگن از درجه ۱- در (K^t,L^t,E^t,C^t) آشکار می‌سازد.

همان‌گونه که ذکر شد، فرض دسترسی ضعیف از تولید مشترک GDP و انتشار دی‌اکسید کربن به این معنی است که کاهش انتشار، منابعی را که در غیر این صورت می‌توانست برای حفظ یا افزایش تولید کالاها استفاده شود را مصرف می‌کند؛ بنابراین تغییرات در K,L,E به ترتیب تغییرات در اختصاص هر ورودی فردی بین تولید کالا و کاهش انتشار کربن دی‌اکسید را منعکس می‌کنند. به‌عنوان‌مثال، اگر وضع به همین روال بماند، هر افزایشی در K,L,E در کاهش انتشار کربن دی‌اکسید نتیجه خواهد داد. به علت ارتباط مستقیم بین مصرف انرژی و انتشار کربن دی‌اکسید، همچنین تغییرات E اثرات تغییرات سوخت بر انتشار کربن دی‌اکسید را در برمی‌گیرد.

$\frac{Dy(k^{t+1},l^{t+1},e^{t+1},Y^{t+1},1;t)}{Dy(k^{t},l^{t},e^{t},Y^{t},1;t)}$ شاخص بهره‌وری مالم کوییست با تکنولوژی مرجع S(t) است. این‌یک اثر مشترک را اندازه‌گیری می‌کند که از تغییرات در نسبت‌های هریک از سه نهاده به کربن و تغییر در GDP بین دوره‌های t و t+1 نتیجه می‌شود.

ما پیش‌تر $\frac{Dy(k^{t+1},l^{t+1},e^{t+1},Y^{t+1},1;t)}{Dy(k^{t},l^{t},e^{t},Y^{t},1;t)}$ را به سه بخش جداگانه اثرات تغییرات K,L,E بین دو دوره زمانی مجزا کردیم. در زیر حاصل تجزیه شاخص مزبور را نشان می‌دهیم:

$$KC(t)\times LC(t)\times EC(t)=\frac{Dy(k^{t+1},l^{t+1},e^{t+1},Y^{t+1},1;t)}{Dy(k^{t},l^{t},e^{t},Y^{t},1;t)} \qquad (۵)$$

www.SID.ir

Archive of SID

$KC(t)$ را به‌عنوان شاخص انتشار مرتبط با سرمایه می‌نامیم؛ که اثر تغییر در نسبت سرمایه به کربن بر انتشار کربن دی‌اکسید را اندازه‌گیری می‌کند. $LC(t)$ و $EC(t)$ به ترتیب شاخص‌های انتشار در رابطه با نیروی کار و انرژی را اندازه می‌گیرند.

ترکیب سه معادله فوق، فرمول زیر را می‌دهد:

$$\frac{C^{t+1}}{C^t} = TE \times TC(t+1) \times KC(t) \times LC(t) \times EC(t). \qquad (۶)$$

توجه داشته باشید که معادله (۶) تکنولوژی در زمان t را به‌عنوان یک مرجع استفاده می‌کند. به همین ترتیب، تغییرات در انتشار کربن دی‌اکسید می‌تواند تجزیه بشود با مرجع تکنولوژی تولید در زمان t+1 یعنی ($S(t+1)$).

$$\frac{C^{t+1}}{C^t} = TE \times TC(t) \times KC(t+1) \times LC(t+1) \times EC(t+1) \qquad (۷)$$

برای اجتناب از انتخاب یک محک دلخواه، میانگین هندسی از طرف راست معادله (۶) و (۷) را به دست می‌آوریم که نتایج تجزیه به‌صورت معادله (۸) نشان داده می‌شود:

$$\frac{C^{t+1}}{C^t} = [TE \times TE]^{1/2} \times [TC(t+1) \times TC(t)]^{1/2} \times [KC(t) \times KC(t+1)]^{1/2} \qquad (۸)$$
$$\times [LC(t) \times LC(t+1)]^{1/2} \times [EC(t) \times EC(t+1)]^{1/2} = TE \times TC \times KC \times LC \times EC$$

نتیجه تجزیه در معادله (۸) نشان می‌دهد که پنج شاخص محاسباتی برای تغییر انتشار کربن دی‌اکسید بین دوره زمانی t و t+1 وجود دارد: اثر تغییر کارآیی تکنیکی، اثر تغییر تکنیکی، شاخص انتشار در رابطه با سرمایه، شاخص انتشار در رابطه با نیروی کار و شاخص انتشار در رابطه با انرژی.

برای محاسبه ارزش هریک از این پنج شاخص، این مطالعه یک مجموعه تولیدی $(K_n^{\tau}, L_n^{\tau}, E_n^{\tau}, Y_n^{\tau}, C_n^{\tau}; t)$ با یک مدل تحلیل فعالیت که به‌صورت زیر تعریف‌شده است را ایجاد می‌کند:

www.SID.ir

Archive of SID

$$S(t)=\{(K^{\tau},L^{\tau},E^{\tau},Y^{\tau},C^{\tau};t):\sum_{n}^{N}=Z_n^t Y_n^t \geq Y^{\tau}$$

$$\sum_{n}^{N}=Z_n^t Y_n^t = C^{\tau}$$

$$\sum_{n}^{N}=Z_n^t K_n^t \leq K^{\tau} \qquad (۹)$$

$$\sum_{n}^{N}=Z_n^t L_n^t \leq L^{\tau}$$

$$\sum_{n}^{N}=Z_n^t E_n^t \leq E^{\tau}$$

$$Z_n^t \geq ۰, n=۱,.....,N\}$$

n را یک شاخص برای مشاهده در نظر می‌گیریم (n=1,…,N) و در هر دوره زمانی t=1,…,T در بالا Z_n^t'S متغیرهای شدت هستند که بر وزن مربوط به هر مشاهده دلالت دارند. t's دوره زمانی تکنولوژی تولید را ارائه می‌دهد و τ's بر دوره زمانی فعالیت تولید اشاره دارد. مدل تحلیل فعالیت تمامی ویژگی‌های تکنولوژی تابع مسافت تولید شفارد را که در بالا توصیف کردیم شرح می‌دهد.

از تحلیل پوششی داده‌ها برای محاسبه ارزش هر تابع مسافت تولید استفاده می‌کنیم. DEA یک روش برنامه‌ریزی خطی غیرپارامتریک است که ما را قادر می‌سازد که مفروضات کاربردی را بر تکنولوژی تولید به‌سادگی اعمال نماییم.

مسئله برنامه‌ریزی خطی مربوطه به‌عنوان یک مسئله بهینه‌سازی مشخص می‌شود:

www.SID.ir

Archive of SID

$$(Dy(K^{\tau}, L^{\tau}, E^{\tau}, Y^{\tau}, C^{\tau}; t))^{-1} = \max \theta$$

$$s.t. \sum_{n}^{N} = Z_n^t Y_n^t \geq \theta Y^{\tau}$$

$$\sum_{n}^{N} = Z_n^t Y_n^t = C^{\tau}$$

$$\sum_{n}^{N} = Z_n^t K_n^t \leq K^{\tau} \qquad (10)$$

$$\sum_{n}^{N} = Z_n^t L_n^t \leq L^{\tau}$$

$$\sum_{n}^{N} = Z_n^t E_n^t \leq E^{\tau}$$

$$Z_n^t \geq 0, n = 1, \ldots\ldots, N.$$

در مقایسه با متد تجزیه شاخص، روش این مطالعه، هر سه آزمون معیار (معکوس زمانی، معکوس عاملی و ارزش صفر قوی) را برآورده می‌کند. ضمنا، تجزیه حاضر یک دیدگاه جایگزین را برای تعیین کمیت اثر تکنیک فراهم می‌کند.

۵- یافته‌های تحقیق

در این قسمت نحوه دستیابی به داده‌های مورد نیاز و نتایج حاصل از برآورد ارائه می‌گردد.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسید کربن، موجودی سرمایه، نیروی کار و تولید ناخالص داخلی برای ۲۸ استان کشور و طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۲ هستند.

مصرف انرژی مجموع مصرف بنزین، نفت سفید، نفت گاز، نفت کوره وگاز طبیعی براساس ترازنامه انرژی کشور در نظر گرفته شده است.

در ایران مانند بسیاری از کشورها دی‌اکسید کربن یک داده ملی است و به‌صورت استانی محاسبه نمی‌شود، لذا عموما با استفاده از روش‌های ریاضی و آماری داده‌های استانی از طریق داده ملی تفکیک و استخراج می‌شوند. برای محاسبه انتشار دی‌اکسید

www.SID.ir

Archive of SID

کربن در هر استان از فرمول: $CE_{ff} = \sum_{i=1}^{nfc}(FC_i \times EF_i)$ استفاده می‌شود (کی و دیگران[1]، ۲۰۱۳).

FC_i: ارزش انرژی مصرف‌شده از نوع i ام سوخت

EF_i: ضریب انتشار از نوع i ام سوخت

nfc: تعداد کل انواع سوخت‌های مصرفی

CE_{ff}: میزان کل انتشار آلاینده دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف سوخت‌ها

برای افزایش دقت مطالعه و با توجه به اینکه در مطالعه حاضر پنج نوع انرژی مدنظر بوده، ضریب آلایندگی برای هریک از پنج نوع سوخت جداگانه محاسبه شده و به تفکیک در مصرف همان سوخت در استان ضرب شده است. داده‌های مورد نیاز برای محاسبه از سالنامه آماری استان‌ها و ترازنامه انرژی کشور استخراج شده است.

موجودی سرمایه یکی از نهاده‌های اصلی در تابع تولید است و وجود آن الزامی است، اما رقم موجودی سرمایه در سطح استانی نامشخص می‌باشد و لازم است که موجودی سرمایه به روش‌های متعارف اقتصادی برآورد شود. در این پژوهش، برای محاسبه موجودی سرمایه هر استان فرض می‌شود که مقدار ذخیره سرمایه هر استان به سرمایه کل کشور برابر با نسبت تولید ناخالص استان به تولید ناخالص کشور است. بدین ترتیب با ضرب این نسبت در کل سرمایه کشور میزان ذخیره سرمایه در سال ۱۳۸۱ برای تمامی استان‌ها به دست آمد. سپس از سال ۱۳۸۱ به بعد، مجموع تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیردولتی و میزان هزینه‌های عمرانی دولت به‌عنوان سرمایه‌گذاری سالیانه در هر استان به میزان ذخیره موجودی سرمایه سال قبل اضافه گردید. میزان استهلاک سالیانه سرمایه هرسال از ذخیره سرمایه استان‌ها کسر شد تا ذخیره سرمایه خالص هر استان به دست آید.

برای داده نیروی کار به‌عنوان یکی از عوامل تولید، تعداد نفرات شاغل در نظر گرفته می‌شود.

برای تولید، تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است.

1. Ke et al, 2013

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج محاسبات کارایی

در این پژوهش با استفاده از روش چندمرحله‌ای تحلیل پوششی داده‌ها با رویکرد تابع تولید مشترک مسافت شفارد با ستانده مطلوب و نامطلوب در دو حالت بازدهی ثابت و متغیر نسبت به مقیاس و نیز شاخص مالم کوییست برای تغییرات شاخص‌های بهره‌وری طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۲ اندازه‌گیری شده و عملکرد کارایی مورد تجزیه و تحلیل قرارگرفته است. به دلیل مزایای بیشتر حالت متغیر، نتایج بر اساس بازدهی نسبت به مقیاس متغیر بیان شده‌اند.

به‌عبارتی ابتدا نتایج حاصل از تجزیه تغییر تکنولوژی برای تمام استان‌ها در هرسال نسبت به سال قبل با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم کوییست در نرم‌افزار DEAP۲ تخمین زده شده، سپس با برنامه‌نویسی مدل در نرم‌افزار LINGO14 شاخص‌های انتشار محاسبه گردیده است.

کارایی فنی زیست‌محیطی (ETE[1])

جدول (۱) نتایج مربوط به کارایی فنی زیست‌محیطی استان‌های کشور همچنین روند کارایی استان‌ها طی دوره موردبررسی را نشان می‌دهد. نتایج این جدول از دو بعد طولی (زمانی) و عرضی (مکانی) قابل‌بررسی است.

میانگین عملکرد کارایی فنی زیست‌محیطی در استان‌های منتخب طی دوره موردنظر ۰/۷۹۶ است. با توجه به نتایج جدول ۱، اکثر استان‌ها دارای کارایی کم‌تر از ۰/۹ هستند که نشان‌دهنده درجه خوبی از تشخیص مدل DEA است.

براساس نتایج به‌دست‌آمده می‌توان گفت بهبود عملکرد کارایی زیست‌محیطی در استان‌های منتخب به ۱/۰۰۰ از طریق افزایش GDP حقیقی به‌طور متوسط به میزان ۲۵/۶۲ درصد و کاهش همزمان انتشار دی‌اکسید کربن به میزان ۲۰/۴ درصد، بدون تغییر در نهاده‌ها و با استفاده از فناوری جاری، منجر به بهبود عملکرد تولیدی کشور شده و می‌توان به کارایی بالاتری دست‌یافت.

با توجه به میانگین کارایی‌های محاسبه‌شده (سطری)، می‌توان گفت حداکثر میانگین کارایی استان‌های کشور در سال ۱۳۸۹ اتفاق افتاده است که این مقدار معادل

1. Environmental technical efficiency

www.SID.ir

Archive of SID

۰/۸۵۲ می‌باشد و از یک کمتر است. به همین ترتیب کمترین مقدار میانگین کارایی مربوط به سال ۱۳۸۴ و معادل ۰/۶۸۳ بوده است. از طرف دیگر، با توجه به ارقام ستون میانگین طی دوره موردبررسی استان‌های بوشهر، سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد و هرمزگان بیشترین میزان کارایی را به خود اختصاص داده‌اند. رقم کارایی این استان‌ها معادل ۱ است که رقم بالایی می‌باشد و کارا هستند، البته باید افزود که این استان‌ها تغییر در کارایی فنی زیست‌محیطی را در تمام دوره تجربه نمی‌کنند. کمترین مقدار کارایی نیز در طی دوره مربوط به استان‌های تهران، گیلان، آذربایجان شرقی و زنجان است که به ترتیب ۰/۶۲۶، ۰/۶۳۲، ۰/۵۸۹، ۰/۵۴۳ بوده است که نشان می‌دهد این استان‌ها ازنظر کارایی فنی زیست‌محیطی ضعیف عمل کرده‌اند.

جدول ۱. عملکرد کارایی فنی زیست‌محیطی استان‌های ایران از سال ۱۳۹۲-۱۳۸۲

استان‌ها	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	میانگین
آذربایجان شرقی	۰/۵۶۶	۰/۵۵۸	۰/۴۷۵	۰/۶۱۳	۰/۵۶۰	۰/۵۵۷	۰/۶۱۶	۰/۶۲۴	۰/۶۶۷	۰/۶۱۲	۰/۶۵۶	۰/۵۸۹
آذربایجان غربی	۰/۷۷۹	۰/۹۳۶	۰/۵۴۶	۰/۸۸۸	۰/۹۱۱	۰/۸۲۷	۰/۶۸۱	۰/۸۹۸	۰/۷۷۴	۰/۶۸۰	۰/۶۶۰	۰/۷۷۰
اردبیل	۰/۶۶۵	۰/۶۵۳	۰/۴۱۶	۰/۷۰۷	۰/۷۴۸	۰/۶۷۷	۰/۸۳۹	۰/۸۹۴	۰/۷۸۳	۰/۵۸۵	۰/۶۶۴	۰/۶۸۲
اصفهان	۰/۷۴۶	۰/۷۲۲	۰/۷۱۱	۰/۹۱۱	۰/۷۲۴	۰/۸۲۴	۰/۸۰۲	۰/۸۰۳	۰/۷۹۹	۰/۸۲۵	۰/۸۷۳	۰/۷۹۲
ایلام	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۸۶۷	۰/۷۰۲	۰/۶۷۰	۰/۷۰۰	۰/۸۹۲
بوشهر	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
تهران	۰/۵۹۳	۰/۶۲۵	۰/۵۸۰	۰/۶۴۵	۰/۵۹۴	۰/۶۲۹	۰/۶۲۹	۰/۶۸۲	۰/۶۲۵	۰/۶۷۷	۰/۶۸۵	۰/۶۳۲
چهارمحال و بختیاری	۰/۶۴۴	۰/۸۰۴	۰/۵۳۵	۰/۸۹۱	۰/۷۷۶	۰/۷۱۱	۰/۷۴۹	۰/۷۲۳	۰/۶۵۷	۰/۵۹۲	۰/۶۳۴	۰/۶۹۵
خراسان رضوی	۰/۶۷۹	۰/۷۷۷	۰/۵۱۳	۰/۷۴۰	۰/۶۷۳	۰/۶۲۹	۰/۶۶۹	۰/۷۸۲	۰/۶۴۱	۰/۶۳۹	۰/۶۷۵	۰/۶۷۰
خوزستان	۰/۹۶۵	۱/۰۰۰	۰/۹۶۷	۰/۹۸۲	۰/۸۵۳	۰/۸۸۸	۰/۸۲۷	۰/۹۵۸	۰/۸۹۶	۰/۸۸۶	۰/۹۱۵	۰/۹۲۰
زنجان	۰/۵۰۵	۰/۵۱۶	۰/۴۲۰	۰/۵۶۰	۰/۵۴۷	۰/۵۳۵	۰/۵۴۷	۰/۵۵۵	۰/۶۰۴	۰/۵۷۸	۰/۶۳۱	۰/۵۴۳
سمنان	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۲۷	۰/۹۱۱	۰/۸۲۰	۰/۹۰۵	۰/۸۱۷	۰/۸۸۸	۰/۹۰۸	۱/۰۰۰	۰/۸۹۸	۰/۹۱۴
سیستان و بلوچستان	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
فارس	۰/۷۰۲	۰/۷۵۸	۰/۵۳۸	۰/۵۸۷	۰/۶۲۸	۰/۶۲۵	۰/۶۶۴	۰/۸۵۰	۰/۵۹۴	۰/۵۹۶	۰/۶۱۹	۰/۶۴۶
قزوین	۰/۸۷۲	۰/۹۳۱	۰/۸۱۹	۰/۹۷۴	۰/۹۶۸	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۰	۰/۹۸۹	۱/۰۰۰	۰/۹۵۷

www.SID.ir

Archive of SID

استان‌ها	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	میانگین
قم	۰/۸۰۴	۰/۷۵۱	۰/۵۷۷	۰/۷۲۴	۰/۶۶۴	۰/۶۵۹	۰/۶۸۷	۰/۷۷۷	۰/۶۴۸	۰/۶۱۹	۰/۶۹۲	۰/۶۸۸
کردستان	۰/۸۵۹	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۵۱	۱/۰۰۰	۰/۸۸۵	۰/۹۵۵	۰/۶۹۹	۰/۶۷۰	۰/۷۵۵	۰/۸۸۰
کرمان	۰/۹۲۶	۰/۹۵۹	۰/۶۲۷	۰/۶۴۹	۰/۶۸۳	۰/۷۸۴	۰/۷۷۸	۰/۷۷۸	۰/۷۷۰	۰/۷۴۳	۰/۷۳۲	۰/۷۶۰
کرمانشاه	۰/۸۴۶	۰/۸۱۲	۰/۵۲۸	۰/۷۶۳	۰/۷۶۸	۰/۸۱۸	۰/۹۰۹	۰/۷۷۹	۰/۸۶۳	۰/۷۷۲	۰/۸۱۵	۰/۷۸۲
کهگیلویه و بویراحمد	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
گلستان	۰/۶۱۷	۰/۶۴۳	۰/۴۲۵	۰/۷۸۹	۰/۷۸۹	۰/۷۰۲	۰/۸۱۷	۰/۷۵۱	۰/۶۵۴	۰/۶۴۸	۰/۶۲۰	۰/۶۶۸
گیلان	۰/۶۷۲	۰/۸۰۹	۰/۴۵۳	۰/۶۸۲	۰/۵۸۶	۰/۵۴۹	۰/۶۱۹	۰/۸۰۴	۰/۶۲۶	۰/۵۸۱	۰/۵۸۷	۰/۶۲۶
لرستان	۰/۶۳۴	۰/۷۲۸	۰/۴۴۴	۰/۷۵۱	۰/۶۸۸	۰/۷۵۷	۰/۷۲۲	۰/۶۶۵	۰/۶۸۵	۰/۷۲۰	۰/۶۶۱	۰/۶۷۲
مازندران	۰/۸۰۸	۱/۰۰۰	۰/۶۰۴	۰/۸۵۶	۰/۷۸۸	۰/۸۲۴	۰/۹۰۲	۱/۰۰۰	۰/۸۱۴	۰/۸۶۲	۰/۹۱۷	۰/۸۴۵
مرکزی	۰/۸۰۸	۰/۸۲۵	۰/۸۲۶	۰/۹۸۵	۰/۸۸۰	۰/۹۶۰	۰/۸۵۳	۰/۸۵۹	۰/۸۴۳	۰/۸۴۶	۰/۷۳۲	۰/۸۵۴
هرمزگان	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
همدان	۰/۹۳۶	۰/۹۸۱	۰/۵۰۹	۰/۸۶۱	۰/۸۰۴	۰/۷۹۵	۰/۹۷۸	۰/۹۶۳	۰/۸۵۰	۰/۷۵۶	۰/۸۶۳	۰/۸۳۳
یزد	۰/۸۱۸	۰/۹۱۱	۰/۶۹۰	۰/۶۹۲	۰/۷۶۷	۱/۰۰۰	۰/۸۹۲	۰/۹۹۳	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۸۷۹
متوسط سالیانه	۰/۸۰۲	۰/۸۴۶	۰/۶۸۳	۰/۸۲۷	۰/۷۹۲	۰/۸۰۹	۰/۸۱۷	۰/۸۵۲	۰/۷۸۹	۰/۷۷۰	۰/۷۸۵	۰/۷۹۶

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج تجزیه منابع تغییرات دی‌اکسید کربن در ۲۸ استان کشور

در این بخش منابع تغییرات دی‌اکسید کربن به پنج شاخص اثر تغییر کارایی تکنیکی، اثر تغییر تکنیکی، شاخص انتشار در رابطه با سرمایه، شاخص انتشار در رابطه با نیروی کار، شاخص انتشار در رابطه با انرژی تجزیه‌شده و نتایج آن برای ۲۸ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۲ ارائه گردیده است.

همان‌طور که در ستون (۲) مشاهده می‌شود طی دوره زمانی ۸۲ تا ۹۲:

- کارایی انرژی کشور ۱/۸ درصد کاهش یافته است یا به‌عبارتی اثر تغییرات کارایی تکنیکی (TE) بر کاهش انتشار در کل کشور منفی بوده است، چراکه مقدار میانگین برای این شاخص ۰/۹۸۲ است.

- استان‌های تهران، اصفهان، آذربایجان شرقی، مازندران، قزوین، زنجان، گلستان، لرستان و یزد بهبود کارایی انرژی داشته‌اند.

www.SID.ir

Archive of SID

- بالاترین بهبود کارایی انرژی در بین استان‌های کشور مربوط به استان‌های زنجان و یزد بوده است.

- استان‌های اردبیل، بوشهر، سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد و هرمزگان در دوره مورد بررسی تغییری در کارایی فنی تجربه نکرده‌اند.

ستون (۳) در جدول (۲) اثر تغییرات تکنیکی (TC) را بر تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که مقدار میانگین برای این شاخص ۱/۰۰۱۸ است که نشان می‌دهد بهبود تکنیکی نقش مثبتی را در کاهش انتشار دی‌اکسید کربن دارد.

- مقدار (TC) برای ۲۴ استان از مجموع ۲۸ استان بزرگ‌تر از واحد است که بیانگر اثر مثبت تکنولوژی بر کاهش کربن دی اکسید در این ۲۴ استان است

- در استان‌های کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان، ایلام و هرمزگان تغییرات تکنولوژی منجر به افزایش انتشار کربن دی اکسید گردیده است

جدول ۲. نتایج تجزیه تغییرات کربن دی‌اکسید به تغییرات تکنولوژی استان‌های کشور طی بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۲

استان‌ها	تغییرات در CO2 (۱)	TE (۲)	TC (۳)
آذربایجان شرقی	۰/۲۴۴۳۹	۱/۱۵۸	۱/۰۲۹
آذربایجان غربی	۰/۸۱۹۳۰	۰/۸۴۶	۱/۰۴۵
اردبیل	۰/۶۳۱۳۷	۱/۰۰۰	۱/۰۲۹
اصفهان	۰/۳۹۱۱۱	۱/۱۷۰	۱/۰۳۶
ایلام	۰/۸۹۱۹	۰/۷۰۰	۰/۵۷۴
بوشهر	۱/۰۱۴۴	۱/۰۰۰	۱/۰۴۸
تهران	۰/۹۴۵۳۴	۱/۱۵۵	۱/۰۱۰
چهارمحال و بختیاری	۰/۷۳۲۶۷	۰/۹۸۴	۱/۰۳۸
خراسان	۰/۵۱۳۶۴	۰/۹۹۴	۱/۰۲۹
خوزستان	۰/۵۵۸۰۶	۰/۹۴۸	۰/۹۹۰
زنجان	۰/۶۴۸۰۰	۱/۲۴۸	۱/۰۳۸
سمنان	۰/۶۸۰۴۷	۰/۸۹۸	۱/۰۲۳
سیستان و بلوچستان	۱/۴۰۴۶	۱/۰۰۰	۱/۰۲۸
فارس	۰/۷۰۸۹	۰/۸۸۲	۱/۰۱۸
قزوین	۰/۲۱۹۵۳	۱/۱۴۶	۱/۰۲۴

www.SID.ir

Archive of SID

استان‌ها	تغییرات در CO2 (۱)	TE (۲)	TC (۳)
قم	۰/۵۲۸۸۰	۰/۸۶۰	۱/۰۱۶
کردستان	۰/۴۴۱۳۶	۰/۸۷۸	۱/۰۲۷
کرمان	۰/۸۳۰۷۹	۰/۷۹۰	۱/۰۱۴
کرمانشاه	۰/۴۸۰۷۵	۰/۹۶۳	۱/۰۳۶
کهگیلویه بویراحمد	۰/۷۳۸۴	۱/۰۰۰	۰/۵۸۹
گلستان	۰/۵۸۰۶۸	۱/۰۰۶	۱/۰۱۸
گیلان	۰/۷۶۷۰۹	۰/۸۷۴	۱/۰۲۰
لرستان	۰/۷۱۲۵۰	۱/۰۴۲	۱/۰۴۸
مازندران	۰/۲۵۸۲۶	۱/۱۳۶	۱/۰۱۴
مرکزی	۰/۷۴۹۳۶	۰/۹۰۶	۱/۰۳۸
هرمزگان	۰/۳۸۲۳	۱/۰۰۰	۰/۹۷۳
همدان	۰/۳۵۸۵۹	۰/۹۲۲	۱/۰۳۶
یزد	۰/۳۰۸۹۷	۱/۲۲۳	۱/۰۳۲
میانگین	۰/۵۷۱۰	۰/۹۸۲	۱/۰۰۱۸

منبع: یافته‌های تحقیق

ستون (۱) از جدول (۲) تغییرات دی‌اکسید کربن در استان‌ها را نشان می‌دهد، مشاهده می‌شود که در همه استان‌ها افزایش انتشار را داشته‌ایم، ولی این افزایش به میزان کاملا متفاوتی در هر استان نسبت به استان دیگر رخ داده است. به‌عنوان مثال در تهران ۹۴ درصد و در یزد ۳۱ درصد افزایش انتشار رخ داده است. همچنین در این دوره زمانی، انتشار آلاینده دی‌اکسید کربن در ایران به‌طور متوسط ۵۷ درصد افزایش‌یافته است.

مقدار متوسط برای این شاخص ۱/۰۱۸۲ است که از بین سه شاخص انتشار تنها این شاخص بزرگ‌تر از واحد است، افزایش این شاخص نقش بسیار مهمی را در افزایش انتشار ایفا می‌کند که این نتیجه با پیوند مستقیم میان مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در یک راستا است. مقدار متوسط سالیانه برای (KC) نیز نشان می‌دهد که این شاخص نیز در افزایش انتشار دی‌اکسید کربن مؤثر است ولی اثرش ناچیز می‌باشد چون عددی نزدیک به یک است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳. نتایج تجزیه تغییرات کربن دی‌اکسید به شاخص‌های انتشار استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۲

استان‌ها	(۴) KC	(۵) LC	(۶) EC
آذربایجان شرقی	۰/۶۲۳۵	۰/۳۵۳۳	۰/۹۳۱۱
آذربایجان غربی	۰/۹۸۵۸	۰/۶۴۶۲	۱/۴۵۴۸
اردبیل	۰/۷۹۸۹	۰/۶۵۴۲	۱/۱۷۴
اصفهان	۰/۹۲۹۸	۰/۴۳۷۴	۰/۷۹۳۴
ایلام	۰/۸۰۷۳	۰/۷۵۱۱	۳/۶۶۱
بوشهر	۰/۹۰۸۷	۰/۷۲۴۳	۱/۴۷۰۷
تهران	۰/۹۷۱۴	۰/۸۱۲۳	۱/۰۲۷۰
چهارمحال و بختیاری	۰/۹۳۸۱	۰/۷۱۳۳	۱/۰۷۲۰
خراسان	۰/۹۲۷۸	۰/۶۶۰۴	۰/۸۱۹۶
خوزستان	۱/۰۱۰۳۵	۰/۵۴۶۴	۱/۰۷۷۱
زنجان	۰/۹۱۸۱	۰/۵۲۷۷	۱/۰۳۲۵
سمنان	۱/۳۷۰۳	۰/۴۴۵۶	۱/۲۱۳۱
سیستان و بلوچستان	۰/۷۷۵۸	۱/۵۲۷۴	۱/۱۵۳۱
فارس	۰/۹۸۹۶	۰/۸۹۴۴	۰/۸۹۲۱
قزوین	۰/۹۵۲۹	۰/۴۸۶۲	۰/۴۰۳۸
قم	۱/۱۶۱۳	۰/۶۹۳۱	۰/۷۵۱۹
کردستان	۰/۸۲۷۰	۰/۵۹۵۲	۰/۹۹۴۴
کرمان	۱/۴۶۱۵	۱/۱۶۶۰	۰/۶۰۸۶
کرمانشاه	۱/۴۶۹۹	۰/۳۴۴۴	۰/۹۵۱۹
کهگیلویه و بویراحمد	۱	۱	۱/۲۵۳۶
گلستان	۰/۸۰۷۰	۰/۷۱۶۶	۰/۹۸۰۵
گیلان	۱/۰۰۲۳	۰/۹۲۶۰	۰/۹۲۷۱
لرستان	۰/۷۱۶۴	۰/۶۰۷۷	۱/۴۹۸۷
مازندران	۰/۵۶۹۹	۰/۶۳۴۰	۰/۶۲۱۴
مرکزی	۰/۹۹۷۰	۰/۸۴۱۳	۰/۹۵۰۰
هرمزگان	۱/۰۰۳	۰/۴۵۳۲	۰/۸۶۴۵
همدان	۰/۹۰۵۶	۰/۵۴۸۲	۰/۷۵۶۲
یزد	۰/۷۵۲۳	۰/۱۹۲۳	۱/۶۹۲۲
میانگین هندسی	۰/۹۲۷۷	۰/۶۲۵۶	۱/۰۱۸۲
میانگین سالیانه	۰/۹۴۹۳	۰/۶۷۴۹	۱/۱۰۸۱

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

شدت نشر آلودگی می‌تواند به‌جز تکنولوژی تولید، تحت تأثیر منابع رشد اقتصادی و اثرات سیاسی نیز قرار گیرد. ستون‌های (۴)، (۵)، (۶) در جدول ۳ شاخص‌های انتشار مرتبط با سرمایه (KC)، نیروی‌کار (LC) و انرژی (EC) را نشان می‌دهند. از نتایج جدول ۴-۷ به‌سادگی می‌توان دریافت که شاخص انتشار مرتبط با نیروی کار مهم‌ترین نقش را در کاهش انتشار طی ۱۱ سال موردمطالعه ایفا کرده است. برخلاف (LC) شاخص انتشار مرتبط باانرژی (EC) انتشار دی‌اکسید کربن را به میزان ۱۰/۸۱ درصد در هرسال افزایش داده است. مقدار متوسط برای این شاخص ۱/۰۱۸۲ است که از بین سه شاخص انتشار تنها این شاخص بزرگ‌تر از واحد است، افزایش این شاخص نقش بسیار مهمی را در افزایش انتشار ایفا می‌کند که این نتیجه با پیوند مستقیم میان مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در یک راستا است. مقدار متوسط سالیانه برای (KC) نیز نشان می‌دهد که این شاخص نیز در افزایش انتشار دی‌اکسید کربن مؤثر است ولی اثرش ناچیز می‌باشد چون عددی نزدیک به یک است.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج حاصل از این مطالعه در سه بخش شامل، کارایی فنی زیست‌محیطی (در دو بعد طولی و عرضی)، تجزیه تغییرات دی‌اکسید کربن اعم از کارایی و شاخص‌های انتشار و تغییرات در دی‌اکسید کربن، به شرح ذیل است:

میانگین عملکرد کارایی فنی زیست‌محیطی در استان‌های منتخب طی دوره موردنظر ۰/۷۹۶ می‌باشد. این نتیجه حاکی از آن است که کشور ایران پتانسیل بسیار بالایی برای کاهش انتشار آلاینده دی‌اکسید کربن و مصرف انرژی و به‌طور همزمان افزایش GDP دارد؛ به‌طوری‌که با افزایش GDP حقیقی، به‌طور متوسط به میزان ۲۵/۶۲ درصد و کاهش همزمان انتشار دی‌اکسید کربن به میزان ۲۰/۴ درصد، بدون تغییر در نهاده‌ها و با استفاده از فناوری جاری منجر به بهبود عملکرد تولیدی کشور شده و منجر به دستیابی به کارایی بالاتر می‌شود.

طی دوره مورد بررسی استان‌های بوشهر، سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد و هرمزگان بیشترین میزان کارایی را به خود اختصاص داده‌اند. کمترین مقدار کارایی نیز در طی دوره مربوط به استان‌های تهران، گیلان، آذربایجان شرقی و زنجان

www.SID.ir

Archive of SID

است. اکثر استان‌ها دارای کارایی کم‌تر از ۰/۹ هستند که نشان‌دهنده درجه خوبی از تشخیص مدل DEA است.

حداکثر میانگین کارایی زیست‌محیطی استان‌های کشور در سال ۱۳۸۹ و کمترین مقدار میانگین کارایی مربوط به سال ۱۳۸۴ است.

نتایج مربوط به تجزیه تغییرات دی‌اکسید کربن در ۲۸ استان کشور که منابع تغییرات دی‌اکسید کربن از طریق تجزیه به پنج شاخص شامل اثر تغییر کارایی تکنیکی، اثر تغییر تکنیکی، شاخص انتشار در رابطه با سرمایه، شاخص انتشار در رابطه با نیروی کار و شاخص انتشار در رابطه باانرژی را نشان می‌دهد:

براساس شاخص‌های بهره‌وری مالم کوییست مرتبط با تکنولوژی، کارایی انرژی کشور ۱.۸ درصد کاهش یافته است یا به‌عبارتی اثر تغییرات کارایی تکنیکی (TE) بر کاهش انتشار در کل کشور منفی بوده است، چرا که مقدار میانگین برای این شاخص ۰/۹۸۲ است. این وضعیت می‌تواند به دلیل عدم رعایت الزامات زیست‌محیطی در صنایع کشور و عدم توجه به استفاده از تکنولوژی‌هایی با کارایی انرژی بالاتر در انتخاب نوع تکنولوژی باشد.

استان‌های تهران، اصفهان، آذربایجان شرقی، مازندران، قزوین، زنجان، گلستان، لرستان و یزد بهبود کارایی انرژی داشته‌اند و بالاترین بهبود کارایی انرژی در بین استان‌های کشور مربوط به استان‌های زنجان و یزد بوده است.

مقدار میانگین شاخص اثر تغییرات تکنیکی (TC) را بر تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن ۱/۰۰۱۸ است که نشان می‌دهد بهبود تکنیکی نقش مثبتی را در کاهش انتشار دی‌اکسید کربن دارد هرچند این اثر کوچک و در حدود ۰/۱۸ درصد بوده است.

مقدار (TC) برای ۲۴ استان از مجموع ۲۸ استان بزرگ‌تر از واحد است که بیانگر اثر مثبت تکنولوژی بر کاهش کربن دی اکسید در این ۲۴ استان است

در استان‌های کهگیلویه و بویراحمد، خوزستان، ایلام و هرمزگان تغییرات تکنولوژی منجر به افزایش انتشار کربن دی اکسید گردیده است

شاخص انتشار مرتبط با نیروی کار مهم‌ترین نقش را در کاهش انتشار طی ۱۱ سال مورد مطالعه ایفا کرده است.

www.SID.ir

Archive of SID

شاخص انتشار مرتبط باانرژی انتشار دی‌اکسید کربن را به میزان ۱۰/۸۱ درصد در هرسال افزایش داده است (برخلاف شاخص انتشار مرتبط با نیروی کار)

مقدار متوسط شاخص انتشار مرتبط باانرژی ۱/۰۱۸ است که از بین سه شاخص انتشار تنها این شاخص بزرگ‌تر از واحد است. مقدر این شاخص نشان می‌دهد در افزایش انتشار دی‌اکسید کربن مؤثر است ولی اثرش ناچیز می‌باشد.

نتایج مربوط به محاسبه تغییرات در دی‌اکسیدکربن استان‌ها در دوره زمانی موردبررسی نشان می‌دهد:

انتشار آلاینده دی‌اکسید کربن در ایران به‌طور متوسط ۵۷/۱۰ درصد افزایش‌یافته است.

در همه استان‌ها افزایش انتشار داشته‌ایم ولی به میزان کاملاً متفاوتی در هر استان نسبت به استان دیگر رخ‌داده است؛ به‌عنوان‌مثال در تهران ۹۴/۵۳ درصد و در یزد ۳۰/۸۹ افزایش انتشار رخ داده است.

منابع

آمارنامه مصرف فرآورده‌های نفتی انرژی‌زا؛ انتشارات روابط عمومی شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی ایران.

امیری، حسین؛ سعیدپور، لسیان و عباس کلانتری (۱۳۹۴). بررسی تأثیر آستانه‌ای درآمد بر شدت انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منتخب MENA: رهیافت داده‌های پانلی غیرخطی، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، سال پنجم، شماره ۱۷، صفحات: ۶۶-۳۹.

بزازان، فاطمه و خسروانی، ندا (۱۳۹۵). سنجش میزان انتشار دی اکسید کربن توسط بخش‌های مختلف تولیدی و خانوارها ناشی از مصرف انرژی در ایران (رویکرد داده-ستانده زیست‌محیطی)، فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و منابع طبیعی، سال اول، شماره ۱، صفحات: ۲۵-۱.

www.SID.ir

Archive of SID

پژویان، جمشید و لشکری‌زاده، مریم (۱۳۸۹). بررسی عوامل تأثیرگذار بر رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست‌محیطی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال چهاردهم، شماره ۴۲، صفحات ۱۸۸-۱۶۹.

پورعبادالهاین کویچ، محسن، برقی اسگویی، محمدمهدی، پناهی، حسین، صالحی ابر، خدیجه و قاسمی، ایرج (۱۳۹۴). تجزیه عوامل مؤثر بر انتشار آلودگی دی‌اکسید کربن در صنایع محصولات کانی غیرفلزی ایران، مطالعات اقتصاد کاربردی ایران، سال چهارم، شماره ۱۶، صفحات: ۵۷-۴۳.

ترازنامه انرژی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۲، معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

ترازنامه هیدروکربونی کشور، گروه مدیریت انرژی مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی.

صالحی ابر، خدیجه، منصوری، بهزاد، صادقی، سیدکمال و پورعبادالهان کویچ، محسن (۱۳۹۵). تجزیه عوامل مؤثر بر تغییرات انتشار دی اکسیدکربن در صنایع تولید فلزات اساسی ایران با استفاده از روش LMDI، چهارمین کنفرانس ملی مدیریت، اقتصاد و حسابداری.

صادقی، زین العابدین، پارسا، پریا و جلائی اسفندآبادی، عبدالمجید (۱۳۹۴). تجزیه رشد بهره‌وری زیست‌محیطی عوامل تولید با استفاده از تابع فاصله‌ای، فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال چهارم، شماره ۱۶، صفحات ۲۴-۱.

فتاحی، شهرام؛ حیدریان، مریم و مرادی، سارا (۱۳۹۷). بررسی اثرات فنی و مقیاسی رشد اقتصادی بر کیفیت محیط‌زیست در استان‌های ایران، فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال چهاردهم، شماره ۵۷، صفحات: ۱۷۱-۱۴۷.

فتحی، بهرام، مهدوی عادلی، محمدحسن و فطرس، محمدحسن (۱۳۹۴). اندازه‌گیری کارآیی زیست‌محیطی انرژی در کشورهای در حال توسعه منتخب با استفاده از مدل‌های ناپارامتریک ایستا و پویا، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال یازدهم، شماره ۴۶، صفحات ۸۷-۶۱.

www.SID.ir

Archive of SID

مهرگان، نادر و دلیری، حسن (۱۳۹۲). کاربرد استتا در آمار و اقتصادسنجی، تهران، انتشارات نور علم، چاپ دوم.

ناجی میدانی، علی اکبر و داودی، آزاده (۱۳۹۴). تحلیل تجزیه‌ای شاخص انتشار ترکیبات کربن (دی اکسید کربن و منوکسید کربن) در بخش‌های حمل و نقل و زیر بخش‌های آن در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۸، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و سوم، شماره ۷۴، صفحات: ۱۵۰-۱۱۷.

Bacon, W. R., and Bhattachrya, S. (2007). Growth and CO_2 emissions: how do different countries fare? The World Bank Environmental Department, environmental department papers, No.113.

Chang, Y. F., Lewis, C., and Lin, S. J. (2008). Comprehensive evaluation of industrial CO_2 emission (1989–2004) in Taiwan by input–output structural decomposition", Energy Policy 36 (7), pp: 2471–2480.

Cuesta, R. A., Knox Lovell, C.A., and Zofio, J.L. (2009). Environmental efficiency measurement with trans log distance functions: A parametric approach, Journal of Ecological Economics,68, pp: 2232-2242.

Falavigna, G., Manello, A., and Pavone, S. (2013). Environmental efficiency, productivity and public funds: The case of Italian agricultural industry, Journal of Agricultural Systems, 121, pp: 73-80.

Graham, M. (2004). Environmental Efficiency: meaning and measurement and application to Australian dairy farms. Presented at the 48th Annual AARES Conference, Melbourne, Victoria, February 2004.

Hamilton, C., and Turton, H. (2002). Determinants of emissions growth in OECD countries, Energy Policy,Vol.30, pp: 63-71.

Lee, K., and Oh, W. (2006). Analysis of CO_2 Emissions in APEC Countries: A Time-Series and Cross-Sectional Decomposition Using the Log Mean Divisia Method, Energy Policy, Vol.34(17), PP: 2779-87.

Oh, I., Wehrmeyer, w., and Mulugetta, y. (2010). Decomposition analysis and mitigation strategies of CO2 emissions from energy consumption in South Korea, Energy Policy, vol.38, pp: 364-377.

Roula Inglesi, L. (2017). Decomposing the South African CO_2 Emissions within a BRICS Countries Context: The Energy Rebound Hypothesis, working paper, Economic Research Southern Africa (ERSA).

Suyi, K. (2017). LMDI Decomposition Analysis of Energy Consumption in the Korean Manufacturing Sector, Sustainability 2017, 9, pp: 202-223.

www.SID.ir

Archive of SID

Tores-Reyna, O. (2007). Panel Data Analysis Fixed and Random Effects using Stata, Princeton university, United States, editing 6.

www.earthsfriends.com/kyoto-protocol-summary

www.unfccc.int

Yoon, Y., Yang, M., and Kim, J. (2018). An Analysis of CO2 Emissions from International Transport and the Driving Forces of Emissions Change, Sustainability, 10, pp: 16-77.

Zhang, M., Mu, H., Ning, y., and Song, y. (2009). Analysis decomposition of energy-related CO_2 Emission over 1991-2006 in China, Ecological Economics,vol.68, pp: 2122-2128.

Zhang, Y-J., Da, Y-B., and Da, y. (2013). Decomposing the Change of Energy-Related Carbon Emission in china: Evidence from the PDA Approach. Energy and Environmental Policy Research. No, 5.

www.SID.ir

Archive of SID

Decomposition of Changes in CO_2 Emission in Iranian Provinces

Behrokh Shadabfar[1]
M.A. in Economics, Ilam University, Shadabfar.b@gmail.com

Aziz Maraseli
Faculty Member of Economics, Ilam University, maraseli_az@yahoo.com

Elham Shadabfar
Ph. D. in Economics, AlZahra University, Ecoform121@yahoo.com
Received: 2018/09/27 Accepted: 2019/02/14

Abstract

In this study, we used the Shephard distance functions to analyze environmental technical efficiency and decomposition of Changes in CO2 Emissions to Five factors: "technical efficiency change effect, technical change effect, and emission indexes associated with capital, labor and energy "in 28 provinces of Iran for the period 2003-2013. Our study used panel data and data envelopment analysis technique and covered both Emission reduction and increase. Our findings show that Iran has not had an effective environmental performance during the period under review. The average technical efficiency and environmental performance in selected provinces during the period in question is 0.796. Further, the results of decomposition indicate that 1)The most important positive factor in Emission reduction in Iran was emission index associated with labor with an average of 0.6256 2) Emission index associated with energy was The most important factor in Emission increase with an average of 1.0182. 3) changes in technical efficiency have had a positive role in emission reduction, given a value greater than 1.

JEL Classification: Q49, Q52, Q56, O47, C01

Keywords: Carbon Dioxide, Environmental Efficiency, Distance Function, Data Envelopment Analysis

1. Corresponding Author

www.SID.ir