

## تجزیه منابع تغییرات انتشار دی اکسید کربن ایران (مطالعه موردی استان های ایران)

بهرخ شادابفر<sup>۱</sup>

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 الزهراء، 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 زیست محیطی و تجزیه منابع تغییرات دی اکسید کربن به پنج عامل تغییر در تکنولوژی، تغییر در کارایی تکنیکی، تغییر در شاخص های انتشار مرتبط با سرمایه، نیروی کار و انرژی در ۲۸ استان ایران برای سال های ۱۳۹۲-۱۳۸۲ بر اساس داده های تابلویی و تکنیک تحلیل پوششی داده ها استفاده شده است. این متد برای هر دو نوع عوامل کاهش دهنده و افزایش دهنده انتشار به کار رفته است. یافته های تحقیق نشان می دهد که ایران از نظر کارایی فنی زیست محیطی طی دوره مورد بررسی ناکارا عمل کرده است زیرا میانگین عملکرد کارایی فنی زیست محیطی در استان های منتخب طی دوره مورد نظر ۰/۷۹۶ است. هم چنین نتایج حاصل از تجزیه بیانگر آن است که (۱) مهم ترین عامل مثبت در کاهش انتشار شاخص انتشار مرتبط با نیروی کار با میانگین ۰/۶۲۵۶ در ایران است، (۲) شاخص انتشار مرتب با انرژی مهم ترین 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 بزرگ تر از ۱ را به خود اختصاص داده است.

طبقه بندی JEL: Q49, Q52, Q56, O47, C01

کلید واژه ها: کارایی زیست محیطی، تابع مسافت، تحلیل پوششی داده ها، دی اکسید کربن

## 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 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 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 به سوی 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

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 آلاینده‌گی 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 سفارده 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 سفارده، 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

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 کارایی 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 به تفکیک 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

کارایی 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 کارایی واقعی بنگاه‌ها و واحدهای تولیدی از مقدار ایده‌آل آن تا چه حد فاصله دارد (مهرگان، ۱۳۹۲). برای ارزیابی کارایی یک بنگاه ابتدا باید مرز کارایی بنگاه شناسایی شود و بر مبنای فاصله بنگاه از وضعیت ایده‌آل، میزان عدم کارایی و به تبع آن کارایی مشخص شود. برای حل این مسئله دو رویکرد عمده وجود دارد: پارامتریک و ناپارامتریک. در رویکرد پارامتریک شکل تابعی مشخصی برای مرز کارایی (کاب داگلاس، ترانسلوگ و...) و همچنین نوع توزیع عدم کارایی (نرمال یک‌طرفه، گاما و...)، در نظر گرفته شده و آن را با استفاده از روش‌های مرسوم اقتصادسنجی تخمین می‌زنند. این نوع عدم کارایی، تلفیقی از عدم کارایی

واقعی و جزء اخلاص تخمین می‌باشد. در رویکرد ناپارامتریک، چارنز، کوپر و رودز مجموعه‌ای از مسائل برنامه‌ریزی خطی را برای فرموله کردن اندازه‌گیری شاخص کارایی 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 مالیم کویست 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؛ در حالی که تابع مسافت ستانده، حداکثر گسترش متناسب در بردار ستانده را با توجه به بردار نهاده مدنظر قرار می‌دهد (کولی<sup>۱</sup> 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<sup>۲</sup> 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 معرفی شده مدل CCR<sup>۳</sup> 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<sup>۴</sup> نام گرفت. آن‌ها در محاسبه

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

بهره‌وری، از سه نوع کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی استفاده کردند. کارایی فنی<sup>۱</sup>، 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<sup>۲</sup>. کارایی تخصیصی<sup>۳</sup>: 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. کارایی اقتصادی<sup>۴</sup> حاصل ضرب کارایی فنی در کارایی تخصیصی است.

### روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)

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

در اینجا فرض می‌شود،  $k$  نهاد،  $m$  محصول و  $n$  واحد تصمیم‌ساز<sup>۵</sup> (DMU) 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  $V'$  ترانسپوز  $U$  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:

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{u,v} \frac{U' y_1}{V' x_1} \\ & \text{st} : \frac{U' y_j}{V' x_j} \leq 1, j = 1, 2, \dots, N \\ & U \geq 0, V \geq 0 \end{aligned}$$

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

۵. واحد تصمیم‌ساز در این مطالعه استان‌های کشور هستند.

6. Decision Making Unit

$U$  و  $V$ ، ماتریس ضرایب به دست آمده از حل معادله بالا است به گونه‌ای 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  $\sum V_{x_i} = 1$  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:

$$\begin{aligned} & \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta \\ & \text{st} : -y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned}$$

در معادله بالا  $\theta$  مقدار کار آیی بنگاه  $i$  و  $\lambda$  یک بردار  $1 \times n$  شامل اعداد ثابت است که وزن‌های مجموعه مرجع  $1$  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 نمی‌کنند، 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 به منظور اندازه‌گیری بازده متغیر به مقیاس بسط دادند، برای تفکیک کار آیی فنی از کار آیی مقیاس، از الگوی (VRS) به منظور اندازه‌گیری کار آیی فنی خالص استفاده می‌شود.

با اضافه کردن قید  $\sum \lambda = 1$  به برنامه‌ریزی خطی، بازدهی متغیر به دست می‌آید.

$$\begin{aligned} & \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta \\ \text{st : } & -y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\ & N\lambda' = 1 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned}$$

### شاخص رشد بهره‌وری مالِم کویبست

شاخص مالِم کویبست، 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 مالِم کویبست با استفاده از توابع مسافت تعریف می‌شود. بطوریکه تابع مسافت عامل تولید، تکنولوژی تولید را به وسیله 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 داده شده، توجه می‌کند. در شاخص مالِم کویبست فروض حداقل سازی 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 در روش مالِم کویبست، 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 کارایی و پیشرفت فنی است. مزیت دیگر استفاده از شاخص بهره‌وری مالِم کویبست، آن است که هیچ فرض خاصی بر روی شکل تابع تولید که برای هر واحد و هر سال 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



انتشار دی اکسید کربن) شده است، ولی تکرانه‌های 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 کارایی زیست‌محیطی انرژی در کشورهای درحال توسعه منتخب با استفاده از مدل‌های ناپارامتریک ایستا و پویا» به بررسی اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی انرژی در کشورهای در حال توسعه با استفاده از مدل‌های ایستا و پویا طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۱ پرداخته‌اند. برای محاسبه کارایی زیست‌محیطی انرژی از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) 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 کارایی انرژی کاهش می‌یابد. همچنین تجزیه و تحلیل کارایی پویا نشان می‌دهد که میانگین کارایی 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 کارایی زیست‌محیطی و انرژی طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۰ 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 کارایی فنی زیست‌محیطی» محاسبه نمایند. نتایج در این دوره زمانی نشان می‌دهند؛ بهره‌وری زیست‌محیطی کل عوامل تولید به‌طور متوسط ۸/۴۷ درصد کاهش یافته و این موضوع به علت کاهش شدید در کارایی 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.

از سایر مطالعات مرتبط می‌توان صالحی ابر و همکاران (۱۳۹۵)، ناجی و داودی (۱۳۹۴)؛ بزازان و خسروانی (۱۳۹۵)؛ امیری و همکاران، (۱۳۹۴)؛ پور عبادالهیان 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؛ به عبارتی 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) عموماً روش‌هایی همچون داده-ستانده و Panel Var استفاده شده و از تابع مسافت سفارد استفاده نشده است.

### مطالعات تجربی خارجی

فالویگنا<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی کارایی محیط‌زیست و بودجه عمومی در مورد صنعت کشاورزی ایتالیا پرداختند. در این مقاله از تابع فاصله‌ای خروجی جهت‌دار (DODF)<sup>۲</sup> و روش DEA استفاده شده 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 کارایی بپردازد. نتایج نشان می‌دهند که در میان نواحی مختلف ایتالیا، تفاوت قابل توجهی از عملکرد محیط‌زیست و برآورد بهره‌وری در زمان انتشار آلاینده‌ها وجود دارد. در کارایی محیط‌زیست بر اساس شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)<sup>۳</sup>، پیشرفت فنی نقش مهمی را ایفا می‌کند. اُه<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۰) انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی در اقتصاد کره جنوبی را برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ مورد مطالعه 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

تغییرات ساختاری عامل اصلی کاهش انتشار دی اکسید 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 دی اکسید کربن داشته است.

ژنگ و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) انتشار دی اکسید 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 دی اکسید کربن در کل اقتصاد و در همه بخش‌های اقتصاد داشته است و دلیل اصلی کاهش تغییرات در انتشار دی اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی به بهبود شدت انرژی در اقتصاد این کشور برمی‌گردد. همچنین نتایج حاکی از آن است که تغییرات ساختاری در بخش‌های مختلف اقتصادی اثر اندکی بر تغییرات انتشار دی اکسید کربن داشته است.

کواستا<sup>۲</sup> 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 به دست آمده 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. از این رو، تابع فاصله‌ای هذلولی ترانسلوگ پارامتریک به عنوان یک ابزار تجربی جهت ارزیابی کارآیی محیط‌زیست ارجحیت دارد و می‌تواند به راحتی با استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی بر پایه حداکثر درست نمایی (ML) اجرا شود.

باکن و باتاچارا<sup>۳</sup> (۲۰۰۷) با استفاده از روش تجزیه، تغییرات انتشار دی اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی در ۷۰ کشور جهان دارای مشخصه انتشار بالای دی اکسید کربن را بررسی کردند. نتایج مطالعه آن‌ها برای دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۴ نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه نقش تعیین‌کننده‌ای در تغییرات انتشار دی اکسید کربن ناشی از

1. Zhang  
2. Cuesta  
3. Bacon and Bhattacharya

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. در حالی که سهم سوخت‌های فسیلی در کل انرژی مصرفی در تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن، مثبت بوده است.

لی و آه<sup>۱</sup> (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 مورد مطالعه داشته‌اند. در برخی دیگر از مطالعات، انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی در سطح کشوری و بخشی مورد توجه قرار گرفته است.

#### ۴- روش‌شناسی

تابع مسافت در ابتدا توسط شفارد (۱۹۵۳ و ۱۹۷۰) به صورت مجموعه امکانات تولید محصول و نهاده معرفی شد و سپس توسط فار و همکارانش (۱۹۸۵) به صورت تابع مسافت هذلولی پارامتریک گسترش یافت. سپس فار و همکارانش (۱۹۸۹)، تابع مسافت هذلولی غیرپارامتریک را برای اندازه‌گیری عملکرد زیست‌محیطی به کار 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:

$$S_t = (K, L, E, Y, C; t) \quad (1)$$

$K, L, E$  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

C : محصول نامطلوب در رابطه با Y یعنی انتشار دی اکسید 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 سفارد کفایت می‌کند. توصیف ویژگی‌های مزبور بشرح ذیل می‌باشد:  
 - اشتراک صفر:  $(K, L, E, Y, C) \in S$  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:  $(K, L, E, Y, C) \in S$  و  $0 < \lambda \leq 1$  دلالت دارد بر  
 $(K, L, E, \lambda Y, \lambda C) \in S$ . 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 سفارد به شکل زیر می‌باشد:

$$Dy(K^t, L^t, E^t, Y^t, C^t; t) \equiv \inf\{\theta : (K^t, L^t, E^t, \frac{Y^t}{\theta}, C^t) \in S(t)\} \quad (2)$$

تابع مسافت تولید سفارد برای زیر بردارهای ستانده مطلوب Y است که میزان دور  
 بودن، تولید مشاهده شده محصولات مطلوب با توجه به ورودی، محصول بد و تکنولوژی  
 داده شده 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، به گونه‌ای که در معادله ۲، به جای اندیس t اندیس  $\tau$  به کار می‌رود که  $\tau$   
 اشاره دارد به دوره زمانی فعالیت تولیدی مشاهده شده و t دوره زمانی تکنولوژی را نشان  
 می‌دهد، به عنوان مثال

$$\tau = t + 1 \quad (3)$$

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

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

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

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

با در نظر گرفتن تکنولوژی تولید در دوره زمانی  $t$ ،  $S(t)$  به عنوان یک مرجع، تغییر

انتشار کربن دی‌اکسید بین دوره‌های  $t$  و  $t+1$  به شکل معادله زیر تجزیه می‌شود:

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

$t$  و  $t+1$  بر دوره‌های زمانی دلالت دارند. تجزیه معادله (۱) نشان می‌دهد که تغییر

انتشار بین 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، به عنوان اثر تغییرات تکنیکی تعریف می‌شود

( $TC(t+1)$ ) که انتقال تکنولوژی مرزی با در نظر گرفتن تولید در دوره زمانی  $(t+1)$

به عنوان یک مرجع اندازه‌گیری می‌کند. اثر تغییر کارایی تکنیکی و اثر تغییرات تکنیکی

اجزای شاخص تغییر بهره‌وری مال‌م‌کویست هستند و به طور گسترده‌ای در زمینه تجزیه

و تحلیل بهره‌وری و کارایی مورد مطالعه قرار گرفته‌اند (فر و همکاران ۱۹۹۴).<sup>۱</sup>

وقتی فرض بازدهی به مقیاس ثابت (CRS) بر مرجع تکنولوژی  $S(t)$  تحمیل

می‌شود، قسمت آخر سمت راست معادله (۳) می‌تواند نشان دهد که:

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

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

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. به‌عنوان مثال، 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.

شاخص بهره‌وری مالم کویست با تکنولوژی مرجع  $\frac{Dy(k^{t+1}, l^{t+1}, e^{t+1}, Y^{t+1}, \lambda; t)}{Dy(k^t, l^t, e^t, Y^t, \lambda; t)}$  است. این یک اثر مشترک را اندازه‌گیری می‌کند که از تغییرات در نسبت‌های هر یک از سه نهاده به کربن و تغییر در GDP بین دوره‌های  $t$  و  $t+1$  نتیجه می‌شود. ما پیش‌تر  $\frac{Dy(k^{t+1}, l^{t+1}, e^{t+1}, Y^{t+1}, \lambda; t)}{Dy(k^t, l^t, e^t, Y^t, \lambda; t)}$  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:

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

$KC(t)$  را به عنوان شاخص انتشار مرتبط با سرمایه می نامیم؛ که اثر تغییر در نسبت سرمایه به کربن بر انتشار کربن دی اکسید را اندازه گیری می کند.  $LC(t)$  و  $EC(t)$  به ترتیب شاخص های انتشار در رابطه با نیروی کار و انرژی را اندازه می گیرند. ترکیب سه معادله فوق، فرمول زیر را می دهد:

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

توجه داشته باشید که معادله (۶) تکنولوژی در زمان  $t$  را به عنوان یک مرجع استفاده می کند. به همین ترتیب، تغییرات در انتشار کربن دی اکسید می تواند تجزیه بشود با مرجع تکنولوژی تولید در زمان  $t+1$  یعنی  $(S(t+1))$ .

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

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

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

نتیجه تجزیه در معادله (۸) نشان می دهد که پنج شاخص محاسباتی برای تغییر انتشار کربن دی اکسید بین دوره زمانی  $t$  و  $t+1$  وجود دارد: 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 با انرژی.

برای محاسبه ارزش هریک از این پنج شاخص، این مطالعه یک مجموعه تولیدی  $(K_n^t, L_n^t, E_n^t, Y_n^t, C_n^t; t)$  با یک مدل تحلیل فعالیت که به صورت زیر تعریف شده است را ایجاد می کند:



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

$$\sum_n^N = Z_n^t Y_n^t = C^t$$

$$\sum_n^N = Z_n^t K_n^t \leq K^t$$

$$\sum_n^N = Z_n^t L_n^t \leq L^t$$

$$\sum_n^N = Z_n^t E_n^t \leq E^t$$

$$Z_n^t \geq 0, n = 1, \dots, N\}$$

(۹)

$n$  را یک شاخص برای مشاهده در نظر می‌گیریم ( $n=1, \dots, N$ ) و در هر دوره زمانی  $t=1, \dots, T$  در بالا  $Z_n^t$ 's متغیرهای شدت هستند که بر وزن مربوط به هر مشاهده دلالت دارند. دوره زمانی تکنولوژی تولید را ارائه می‌دهد و  $\tau$ 's بر دوره زمانی فعالیت تولید اشاره دارد. مدل تحلیل فعالیت تمامی ویژگی‌های تکنولوژی تابع مسافت تولید سفارده 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:

$$\begin{aligned}
 & (Dy(K^\tau, L^\tau, E^\tau, Y^\tau, C^\tau; t))^{-1} = \max \theta \\
 & \text{s.t. } \sum_n^N = Z_n^t Y_n^t \geq \theta Y^\tau \\
 & \sum_n^N = Z_n^t Y_n^t = C^\tau \\
 & \sum_n^N = Z_n^t K_n^t \leq K^\tau \\
 & \sum_n^N = Z_n^t L_n^t \leq L^\tau \\
 & \sum_n^N = Z_n^t E_n^t \leq E^\tau \\
 & Z_n^t \geq 0, n = 1, \dots, N.
 \end{aligned} \tag{10}$$

در مقایسه با متد تجزیه شاخص، روش این مطالعه، هر سه آزمون معیار (معکوس زمانی، معکوس عاملی و ارزش صفر قوی) را برآورده می‌کند. ضمناً، 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 ۱۳۸۲-۱۳۹۲ هستند.

مصرف انرژی مجموع مصرف بنزین، نفت سفید، نفت گاز، نفت کوره و گاز 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 عموماً با استفاده از روش‌های ریاضی و آماری داده‌های استانی از طریق داده ملی تفکیک و استخراج می‌شوند. برای محاسبه انتشار دی‌اکسید

کربن در هر استان از فرمول:  $CE_{ff} = \sum_{i=1}^{nfc} (FC_i \times EF_i)$  استفاده می‌شود (کی و دیگران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۳).

$FC_i$ : ارزش انرژی مصرف شده 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 آلاینده‌گی 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 هر سال 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.

### 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 کوپست برای تغییرات شاخص‌های بهره‌وری طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۲ اندازه‌گیری شده و عملکرد کارایی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. به دلیل مزایای بیشتر حالت متغیر، نتایج بر اساس بازدهی نسبت به مقیاس متغیر بیان شده‌اند.

به عبارتی ابتدا نتایج حاصل از تجزیه تغییر تکنولوژی برای تمام استان‌ها در هر سال نسبت به سال قبل با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم کوپست 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) قابل بررسی 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.

بر اساس 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

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 از نظر کارایی فنی زیست‌محیطی ضعیف عمل کرده‌اند.

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

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	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
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	۱/۰۰۰	۰/۹۹۰	۰/۹۸۹	۰/۹۵۷

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 سالانه	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 تجزیه شده و نتایج آن برای ۲۸ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۹۲ 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 به عبارتی 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.

- 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 ۱۳۸۲-۱۳۹۲

استان‌ها	تغییرات در CO <sub>2</sub> (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

استان‌ها	تغییرات در CO <sub>2</sub> (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 کاملاً 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 افزایش یافته 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.



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

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

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)، نیروی کار (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 مورد مطالعه ایفا کرده است. برخلاف (LC) شاخص انتشار مرتبط با انرژی (EC) انتشار دی‌اکسید کربن را به میزان ۱۰/۸۱ درصد در هر سال 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 مورد نظر 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

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 با انرژی را نشان می‌دهد:

براساس شاخص‌های بهره‌وری مال‌م کویست مرتبط با تکنولوژی، کارایی انرژی کشور ۱.۸ درصد کاهش یافته است یا به عبارتی 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 ۱/۰۱۸ 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 دی‌اکسید در این ۲۴ استان است

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

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

شاخص انتشار مرتبط با انرژی انتشار دی اکسید کربن را به میزان ۱۰/۸۱ درصد در هر سال افزایش داده است (برخلاف شاخص انتشار مرتبط با نیروی کار) مقدار متوسط شاخص انتشار مرتبط با انرژی ۱/۰۱۸ است که از بین سه شاخص انتشار تنها این شاخص بزرگتر از واحد است. مقدر این شاخص نشان می‌دهد در افزایش انتشار دی اکسید کربن مؤثر است ولی اثرش ناچیز می‌باشد. نتایج مربوط به محاسبه تغییرات در دی اکسید کربن استان‌ها در دوره زمانی مورد بررسی نشان می‌دهد:

انتشار آلاینده دی اکسید کربن در ایران به طور متوسط ۵۷/۱۰ درصد افزایش یافته است.

در همه استان‌ها افزایش انتشار داشته‌ایم ولی به میزان کاملاً متفاوتی در هر استان نسبت به استان دیگر رخ داده است؛ به‌عنوان مثال 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: ۱-۲۵.

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.

پورعبدالهادی 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 ۱۳۸۲-۱۳۹۵، 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 پورعبدالهادی کویچ، محسن (۱۳۹۵). تجزیه عوامل مؤثر بر تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن 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، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال چهاردهم، شماره ۵۷، صفحات: ۱۷۱-۱۴۷.

فتحی، بهرام، مهدوی عادل، محمدحسن و فطرس، محمدحسن (۱۳۹۴). اندازه‌گیری کارایی 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.

مهرگان، نادر و دلیری، حسن (۱۳۹۲). کاربرد استت 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 ۱۳۷۸-۱۳۹۰، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و سوم، شماره ۷۴، صفحات: ۱۵۰-۱۱۷.

Bacon, W. R., and Bhattachrya, S. (2007). Growth and CO<sub>2</sub> 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<sub>2</sub> 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<sub>2</sub> 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 CO<sub>2</sub> emissions from energy consumption in South Korea, Energy Policy, vol.38, pp: 364-377.

Roula Inglese, L. (2017). Decomposing the South African CO<sub>2</sub> 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.

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

[www.earthfriends.com/kyoto-protocol-summary](http://www.earthfriends.com/kyoto-protocol-summary)

[www.unfccc.int](http://www.unfccc.int)

Yoon, Y., Yang, M., and Kim, J. (2018). An Analysis of CO<sub>2</sub> 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<sub>2</sub> 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.

---

## Decomposition of Changes in CO<sub>2</sub> Emission in Iranian Provinces

**Behrokh Shadabfar<sup>1</sup>**

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 CO<sub>2</sub> 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