

## اندازه‌گیری کارایی زیستمحیطی: بررسی موردی نیروگاه‌های حرارتی تولید برق در استان‌های خراسان جنوبی، رضوی و شمالی

احمد سیفی<sup>\*</sup>، مصطفی سلیمی‌فر<sup>\*\*</sup> و هانیه فنوودی<sup>\*\*\*</sup>

تاریخ دریافت: ۱۷ اردیبهشت ۱۳۹۲ | تاریخ پذیرش: ۹ مهر ۱۳۹۲

انتشار گازهای خروجی نیروگاه‌های حرارتی تولید برق یکی از عوامل اصلی ایجاد آنودگی‌های زیستمحیطی محسوب می‌شود. در این مطالعه با استفاده از اطلاعات سال‌های ۸۶ تا ۸۷ مربوط به ۶ نیروگاه حرارتی برق استان‌های خراسان کارایی زیستمحیطی صنعت برق نسبت به آلاینده اکسیدهای نیتروژن محاسبه شده است. در این مقاله با استفاده از توابع فاصله هایپربولیک با در نظر گرفتن ستاندهای مطلوب و نامطلوب به صورت نامتقارن، رهیافت اقتصاد سنجی الگوی مرز تصادفی با بهره‌گیری از شکل تابعی ترانسلوگ بکار گرفته شده است. و در نهایت با استفاده از روش حداقل راستنمایی در قالب داده‌های تابلویی، الگوی مورد نظر تخمین زده شده است. طبق محاسبات انجام شده کارایی زیستمحیطی نیروگاه‌های نمونه به طور متوسط  $93/81$  درصد می‌باشد. همچنین نتایج، قیمت سایه‌ای معادل  $112/1$  ریال به‌ازای هر کیلوگرم اکسیدهای نیتروژن را نشان می‌دهد. یافته‌های چنین مطالعاتی می‌تواند زمینه‌ای برای مسؤولان اقتصادی ایجاد نماید تا با شناخت صحیح‌تر موقعیت زیستمحیطی صنعت، سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی نمایند.

**واژه‌های کلیدی:** محیط‌زیست، کارایی زیستمحیطی، تابع فاصله، تحلیل مرز تصادفی، تابع ترانسلوگ، ستانده نامطلوب، نیروگاه حرارتی تولید برق.

**طبقه‌بندی JEL:** C23، D24، L94، Q51.

seifi23@yahoo.com

\* عضو هیأت علمی گروه اقتصاد در دانشگاه فردوسی مشهد

mostafa@um.ac.ir

\*\* عضو هیأت علمی گروه اقتصاد در دانشگاه فردوسی مشهد

h.fanoodi@gmail.com

\*\*\* کارشناس ارشد اقتصاد انرژی از دانشگاه فردوسی مشهد

## ۱. مقدمه

امروزه تولید برق و نرخ رشد آن نه تنها شاخصی برای پیشرفت صنعتی و اقتصادی محسوب می‌شود بلکه در بررسی رفاه عمومی کشورها نیز نقش مهمی ایفا می‌کند. در کشور ما بخش اعظم تولید برق به عهده نیروگاههای حرارتی می‌باشد. بطوری که سهم نیروگاههای حرارتی ۷۹ درصد از مجموع برق تولیدی کشور در سال ۸۸ بوده است. آلودگی ناشی از گازهای خروجی از دودکش نیروگاههای حرارتی یکی از مهمترین عوامل انتشار آلودگی محسوب می‌شود. وسعت توزیع این آلاینده‌ها به نوع و کیفیت سوخت مورد استفاده بستگی دارد. این نیروگاهها با مصرف سوخت‌های فسیلی نظیر گاز طبیعی، گازوئیل و مازوت به تولید برق می‌پردازن. مصرف این سوخت‌ها موجب انتشار آلاینده‌هایی نظیر اکسیدهای کربن، اکسیدهای نیتروژن، اکسیدهای گوگرد و ... می‌شود. تمامی این آلاینده‌ها نه تنها روی محیط‌زیست در سطح محلی و منطقه‌ای بلکه در سطح جهانی اثرات تخریبی دارند، بطوریکه در سطح محلی بیشترین تخریب به صورت آلودگی هوا بروز می‌کند و در سطح بین‌المللی در اثر گازهای گلخانه‌ای موجب گرم شدن سطح زمین می‌گردد.

رشد فعالیت‌های صنعتی و افزایش انتشار آلاینده‌ها موجب جلب توجه جهانیان به مسائل زیست محیطی گردیده است؛ که می‌توان نمود آن را در اجلاس ریو، پیمان کیوتو و اجلاس ژوهانسبورگ مشاهده کرد. که در نتیجه آن استانداردهای محیطی و هوای پاک در سطح بین‌المللی و ملی وضع گردیده‌اند. با رشد اهمیت توسعه پایدار، مفهوم کارایی زیست‌محیطی نیز جایگاه ویژه‌ای را در ادبیات اقتصاد توسعه یافته است. کارایی زیست‌محیطی یعنی تولید کالا و ارائه خدمات با بکارگیری انرژی و مواد اولیه کمتر که ضایعات، آلودگی و هزینه کمتر را نیز بدنبال داشته باشد. کارایی زیست‌محیطی دو جنبه محیطی و اقتصادی را بررسی می‌کند. بنابراین می‌توان گفت شاخص کارایی زیست‌محیطی نمایانگر میزان تعهد به توسعه پایدار می‌باشد.

طبق آمار منتشره توسط موسسه مطالعات بین‌المللی انرژی، در کشور ما نیروگاههای تولید برق پس از بخش خانگی و تجاری بیشترین سهم را در آلودگی هوا دارا هستند، و سبب لطمات جبران ناپذیری بر بهداشت عمومی و محیط می‌گردند. هدف از این مطالعه با توجه به خلاصه تحقیقات کاربردی در این زمینه، اندازه‌گیری کارایی زیست‌محیطی با در نظر گرفتن آلاینده‌ای اکسیدهای نیتروژن منتشره از تعدادی از نیروگاههای حرارتی استان‌های خراسان جنوبی، رضوی و شمالی و مقایسه آن بین نیروگاههای مورد بررسی می‌باشد. بنابراین فرضیه اصلی این تحقیق وجود عدم

کارایی زیستمحیطی در نیروگاه‌های مورد بررسی می‌باشد. ترتیب ارائه مطالب در نوشتار حاضر از قرار زیر است: در ابتدا الگوی نظری مورد استفاده بسط داده خواهد شد، سپس پیشنه تحقیق به تفکیک مطالعات داخلی و خارجی خواهد آمد. در قسمت چهارم، پس از توضیح مختصراً در مورد داده‌ها، نتایج برآوردها ارائه خواهد گردید. در قسمت پنجم، به بحث و بررسی کشش‌ها و قیمت سایه‌ای خواهیم پرداخت. و در قسمت آخر نتایج را بیان خواهیم کرد.

## ۲. مبانی نظری

برای بررسی کارایی زیستمحیطی با فرض وجود دو نوع ستانده مطلوب و نامطلوب نیاز به استفاده از توابع فاصله‌ای داریم. در این الگو به منظور بررسی کارایی از هر دو بعد نهاده‌ها و ستانده‌ها از توابع فاصله هایپربولیک استفاده می‌کنیم. و تخمین کارایی را از روش تحلیل مرز تصادفی انجام خواهیم داد. برای این کار از یک تابع ترانسلوگ برای بیان شکل تابع فاصله هایپربولیک کمک می‌گیریم. این روش ما را قادر خواهد نمود تا با استفاده از روش داده‌های تابلویی و ترجیحاً روش حداقل راست‌نمایی کارایی زیستمحیطی نمونه مورد نظر را اندازه‌گیری نماییم.

### ۱-۲. تابع فاصله هایپربولیک

تکنولوژی تولیدی را در نظر می‌گیریم که دو نوع ستانده مطلوب و نامطلوب را به طور همزمان تولید می‌کند. طی فرآیند تولید بردار نهاده  $X_i = (X_{1i}, \dots, X_{ki}) \in R_+^k$  به بردار ستانده  $Y_i = (Y_{1i}, \dots, Y_{pi}) \in R_+^p$  تبدیل می‌شود، که  $Y_i$  متشکل از دو زیر بردار  $W_i = (W_{1i}, \dots, W_{Ri}) \in R_+^R$  و  $V_i = (V_{1i}, \dots, V_{Mi}) \in R_+^M$  می‌باشد، که به ترتیب بیانگر بردار ستانده مطلوب و بردار ستانده نامطلوب است. و  $(1, 2, \dots, N) = i$  نشان‌دهنده مجموعه واحدهای تولیدی می‌باشد. در این تحقیق نیروگاه‌های حرارتی تولید برق را در نظر می‌گیریم که بطور همزمان دو نوع ستانده برق به عنوان ستانده مطلوب و آلاینده اکسیدهای نیتروژن را به عنوان ستانده نامطلوب تولید می‌کنند. در این حالت مجموعه تکنولوژی  $T$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$T = \left\{ (X, V, W) : X \in R_+^k, X \rightarrow \text{canproduce}(V, W) \right\} \quad (1)$$

برای مدلسازی چنین تکنولوژی تولیدی چندین فرض را تعریف می‌کنیم که اصول عمومی ما را تشکیل خواهد داد. در ابتدا فرض می‌کنیم، ستاندها برای هر بردار از نهادهای  $X_i \in R_+^K$  پیوسته باشند. همچنین مجموعه ستاندها مجموعه‌ای بسته باشد.<sup>۱</sup> دومین فرض قابلیت حذف نهاده‌ها بطور آزادانه و قوی می‌باشد.<sup>۲</sup> به عبارت دیگر اگر نهاده‌ها افزایش یابند (یا کاهشی نداشته باشند) مجموعه ستانده کاهش نمی‌یابد. تا اینجا به استثنای حضور ستانده نامطلوب، تکنولوژی تولید ما با مدل‌های سنتی نئوکلاسیکی سازگار است. برای معرفی ستانده نامطلوب ناگزیریم چندین فرض دیگر به مدل اضافه کنیم. اولاً آلدگی یا محصول جانبی نامطلوب را به عنوان ستانده به صورت مکمل با ستانده مطلوب در نظر می‌گیریم.<sup>۳</sup> همچنین فرض می‌کنیم که ستاندهای مطلوب و نامطلوب به طور ضعیف قابل حذف می‌باشند.<sup>۴</sup> قابلیت حذف ضعیف یعنی هر نسبت کاهشی از ستاندهای مطلوب و نامطلوب به طور هم‌زمان امکان پذیر است. منظور از این فرض این است که حذف ستانده نامطلوب هزینه‌بر می‌باشد. این هزینه می‌تواند در اثر اخذ جرمیه باشد، یا ممکن است تصمیم گیرندگان به طور کلی برای کاهش آلدگی به کاهش تولید رضایت دهنند. از طرف دیگر، فرض مربوط به قابلیت حذف قوی ستانده مطلوب را نیز داریم.<sup>۵</sup> به تعبیری همیشه قادر هستیم برخی از ستاندهای مطلوب را بدون هیچ‌گونه هزینه‌ای حذف کنیم. (فایر و همکاران<sup>۶</sup>، ۲۰۰۵)

تابع فاصله هایپربولیک  $D_H : R_+^K \times R_+^M \times R_+^R \rightarrow R_+ U\{+\infty\}$  را به صورت زیر تعریف می‌نماییم:

۱. این دو فرض بر مفهوم ریاضی تراکم دلالت دارند.

۲. اگر  $X' \geq X$  باشد، خواهیم داشت:  $Y' \geq Y$

۳. این مکمل بودن در تولید را با فرضیه مکملی صفر (Null-jointness) بیان می‌کنیم. که منظور از مکملی صفر این است که اگر  $w \in Y$  باشد، پس  $v = w$  خواهد بود. براساس این فرض ستاندهای خوب و بد مکمل صفر خواهند بود، و درصورتی که ستانده نامطلوبی تولید نشود امکان تولید ستانده مطلوب نیز وجود نخواهد داشت. و یا بر عکس اگر ستانده مطلوب تولید شود حتماً ستانده نامطلوب نیز تولید خواهد شد.

۴. اگر  $(v, w) \in P(X)$  و  $\theta \leq v, w \in P(X)$  باشند، پس  $(\theta v, \theta w) \in P(X)$  (Weakly disposable). بود.

۵. اگر  $(v', w) \in P(X)$  و  $(v, w) \in P(X)$  باشند، پس  $(v', w) \leq (v, w)$  خواهد بود.

6. Rolf Fare, Shawna Grosskopf, Dong-Woon Noh and William Weber

$$D_H(x, v, w) = \inf_{\theta} \left\{ \theta > 0 : \left( x, \frac{v}{\theta}, w\theta \right) \in T \right\} \quad (2)$$

مزیت این تابع این است که ستانده‌های مطلوب و نامطلوب را به صورت نامتقارن در نظر می‌گیرد که سبب می‌شود تکنولوژی تولید از نظر زیستمحیطی مناسب باشد. (کوستا و همکاران، ۲۰۰۹) دامنه تابع فاصله هایپربولیک  $D_H(X, V, W) \leq 1$  می‌باشد.

این تکنولوژی از اصول کلی ذکر شده تعیت می‌کند و باید دارای شرایط زیر باشد:

۱. تقریباً همگن خواهد بود.

$$D_H \cdot 1 D_H(X, \mu V, \mu^{-1} W) = \mu D_H(X, V, W), \mu > 0$$

۲. از نظر ستانده مطلوب غیرکاهنده خواهد بود.

$$D_H \cdot 2 D_H(X, \lambda V, W) \leq D_H(X, V, W), \lambda \in [0, 1]$$

۳. از نظر ستانده نامطلوب غیرفزاینده خواهد بود.

$$D_H \cdot 3 D_H(X, V, \lambda W) \leq D_H(X, V, W), \lambda \geq 1$$

۴. از نظر نهاده نیز غیرفزاینده خواهد بود.

$$D_H \cdot 4 : D_H(\lambda X, V, W) \leq D_H(X, V, W), \lambda \geq 1$$

این تابع کاملاً مشابه تابع فاصله ستانده است که حداقل بردار ستانده ممکن را بر روی مرز مجموعه تکنولوژی  $T$  نشان می‌دهد. تابع  $F(x, v, w)$  تقریباً همگن از درجات  $k_1, k_2, k_3$  و  $k_4$  خواهد بود اگر:

$$F(\mu^{k_1} X, \mu^{k_2} V, \mu^{k_3} W) = \mu^{k_4} F(X, V, W), \forall \mu > 0 \quad (3)$$

تابع فاصله هایپربولیک زیستمحیطی از درجات  $-1, 0, 1$  همگن بوده و تکنولوژی را نشان می‌دهد که دارای قابلیت حذف ضعیف باشد. بنابراین اگر  $D_H(X, V, W) = 1$  باشد، تولید بر

1. Rafael A. Cuesta, C. A. Knox Lovell and José L. Zofio

روی منحنی بی تفاوتی ( $P(x)$ <sup>۱</sup>) قرار می گیرد و گفته می شود که به طور ضعیف کاراست.<sup>۲</sup> و اگر  $D_H(X, V, W) < 1$  باشد، ناکارا گفته می شود و تولید کننده می تواند عمل کرد زیست محیطی خود را با افزایش تولید ستانده مطلوب و کاهش آلودگی به عنوان ستانده نامطلوب بهبود بخشد.

## ۲-۲.تابع فاصله های پربولیک ترانسلوگ

تابع ترانسلوگ یکی از فرم های تابعی رایج است که در تخمین تکنولوژی های تولید ناشناخته از انعطاف پذیری کامل برخوردار می باشد و امکان تحمیل قیود همگنی را نیز دارد. فرض می کنیم که  $F(x, v, w)$  به طور پیوسته قابل مشتق گیری باشد، و برای این که همگن باشد باید بتوان آن را به صورت رابطه (۴) نوشت.

$$k_1 \sum_{n=1}^N \left( \frac{\partial F}{\partial X_k} \right) X_k + k_v \sum_{m=1}^M \left( \frac{\partial F}{\partial V_m} \right) V_m + k_w \sum_{r=1}^R \left( \frac{\partial F}{\partial W_r} \right) W_r = k_f F \quad (4)$$

شکل ترانسلوگ  $F(x, v, w)$  به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \ln F = & \alpha + \sum_{k=1}^K \alpha_k \ln X_{ki} + \frac{1}{\gamma} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^k \alpha_{kl} \ln X_{ki} \ln X_{li} + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln V_{mi} \\ & + \frac{1}{\gamma} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \beta_{mn} \ln V_{mi} \ln V_{ni} + \sum_{r=1}^R \chi_r \ln W_{ri} + \frac{1}{\gamma} \sum_{r=1}^R \sum_{s=1}^R \chi_{rs} \ln W_{ri} \ln W_{si} \\ & + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M \delta_{km} \ln X_{ki} \ln V_{mi} + \sum_{k=1}^K \sum_{r=1}^R \xi_{kr} \ln X_{ki} \ln W_{ri} \\ & + \sum_{m=1}^M \sum_{r=1}^R V_{mr} \ln V_{mi} \ln W_{ri} \quad (i = 1, 2, \dots, N) \end{aligned} \quad (5)$$

سپس مشتق های جزئی تابع ترانسلوگ را به صورت زیر استخراج می کنیم:

$$\frac{\partial \ln F}{\partial \ln X_m} = \alpha_k + \sum_{k=1}^K \alpha_{kl} \ln X_l + \sum_{m=1}^M \delta_{km} \ln V_m + \sum_{r=1}^R \xi_{kr} \ln W_r \quad (k = 1, 2, \dots, K) \quad (6)$$

1.  $IsoqP(x) = \left\{ (v, w) : (v, w) \in P(x), \left( \frac{v}{\lambda}, w\lambda \right) \in P(x), \cdot < \lambda < 1 \right\}$

2. Weakly efficient

$$\frac{\partial \ln F}{\partial \ln V_m} = \beta_m + \sum_{n=1}^M \beta_{mn} \ln V_n + \sum_{k=1}^K \delta_{km} \ln X_k + \sum_{r=1}^R V_{mr} \ln W_r \quad (m=1,2,\dots,M) \quad (\text{V})$$

$$\frac{\partial \ln F}{\partial \ln W_r} = \chi_r + \sum_{s=1}^R \chi_{rs} \ln W_s + \sum_{k=1}^K \xi_{kr} \ln X_k + \sum_{m=1}^M V_{mr} \ln V_m \quad (k=1,2,\dots,R) \quad (\text{A})$$

برای استخراج شکل پارامتریک مربوط به تابع فاصله هایپربولیک، می‌بایست درجات همگنی  $\alpha_1 - \alpha_0$  را به تابع فاصله هایپربولیک ترانسلوگ اعمال کنیم. با تقسیم معادله (A) بر  $F$  و با نوشتن آن به صورت لگاریتمی و با استفاده از روابط  $\frac{\partial F}{\partial x_k} \frac{x_k}{F} = \frac{\partial \ln F}{\partial \ln x_k}$ ، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial F}{\partial w_r} \frac{w_r}{F} = \frac{\partial \ln F}{\partial \ln w_r} \quad \text{و} \quad \frac{\partial F}{\partial v_m} \frac{v_m}{F} = \frac{\partial \ln F}{\partial \ln v_m}$$

$$\sum_{m=1}^M \frac{\partial \ln F}{\partial \ln V_m} - \sum_{r=1}^R \frac{\partial \ln F}{\partial \ln W_r} = 1 \quad (\text{G})$$

با جایگزین کردن معادلات (V) و (A) در معادله (G)، رابطه زیر را خواهیم داشت.

$$\begin{aligned} & \sum_{m=1}^M \left( \beta_m + \sum_{n=1}^M \beta_{mn} \ln V_n + \sum_{k=1}^K \delta_{km} \ln X_k + \sum_{r=1}^R V_{mr} \ln W_r \right) \\ & - \sum_{r=1}^R \left( \chi_r + \sum_{s=1}^R \chi_{rs} \ln W_s + \sum_{k=1}^K \xi_{kr} \ln X_k + \sum_{m=1}^M V_{mr} \ln V_m \right) = 1 \end{aligned} \quad (\text{H})$$

براساس معادله (H) قیود مورد نیازی که همگنی از درجه  $\alpha_0 - \alpha_1$  را تضمین می‌کند عبارتند از:

$$\sum_{m=1}^M \beta_m - \sum_{r=1}^R \chi_r = 1 \quad (\text{I})$$

$$\sum_{m=1}^M \beta_{mn} - \sum_{m=1}^M V_{mr} = 0, \quad m=1,2,\dots,M \quad (\text{J})$$

$$\sum_{k=1}^K \delta_{km} - \sum_{k=1}^K \xi_{kr} = 0, \quad k=1,2,\dots,K \quad (\text{K})$$

$$\sum_{r=1}^R V_{mr} - \sum_{s=1}^R \chi_{rs} = 0, \quad r = 1, 2, \dots, R \quad (14)$$

این مجموعه قیود را بر تابع فاصله هایپربولیک اعمال می کنیم. با استفاده از شرط همگنی و انتخاب

$$\text{امین ستانده مطلوب با هدف نرمالسازی، } \mu = \frac{1}{V_M} \text{ خواهیم داشت:}$$

$$D_H\left(x, \frac{v}{v_M}, wv_M\right) = D_H \frac{(x, v, w)}{v_M} \quad (15)$$

که نتیجه آن رابطه (۱۶) خواهد بود.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{D_{Hi}}{V_{Mit}}\right) &= \alpha + \sum_{k=1}^K \alpha_k \ln X_{ki} + \frac{1}{\gamma} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \alpha_{kl} \ln X_{ki} \ln X_{li} + \sum_{m=1}^{M-1} \beta_m \ln V_{mi}^* \\ &+ \frac{1}{\gamma} \sum_{m=1}^{M-1} \sum_{n=1}^{M-1} \beta_{mn} \ln V_{mi}^* \ln V_{ni}^* + \sum_{r=1}^R \chi_r \ln V_{ri}^* \\ &+ \frac{1}{\gamma} \sum_{r=1}^R \sum_{s=1}^R \chi_{rs} \ln W_{ri}^* \ln W_{si}^* + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^{M-1} \delta_{km} \ln X_{ki} \ln V_{mi}^* \\ &+ \sum_{k=1}^K \sum_{r=1}^R \xi_{kr} \ln X_{ki} \ln W_{ri}^* + \sum_{m=1}^{M-1} \sum_{r=1}^R V_{mr} \ln V_{mi}^* \ln W_{ri}^* \end{aligned} \quad (16)$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

که در این رابطه  $v_{Mi}^* = w_{ri} v_{Mi}$  و  $v_{mi}^* = \frac{v_{mi}}{v_{Mi}}$  می باشند. بنابراین برای ستانده نرمال کننده،

$v_{mi}^*$  برابر یک می شود. بنابراین تمامی عباراتی که ستانده نرمال کننده  $M$  را دارند برابر صفر خواهند شد. در حالی که برای ستانده نامطلوب این اتفاق نمی افتد، و به همین دلیل است که در معادله (۱۶) سیگماهایی که  $v_{Mi}$  دارند حداکثر  $1 - M$  هستند و سیگماهایی که  $w_{ri}^*$  دارند حداکثر  $R$  می شوند. که تأیید کننده شرایط چهارگانه ۱ تا ۴ که قبل ذکر شد، می باشد. بنابراین با استفاده از این رابطه می توان حداکثر کاهش در نهاده و افزایش در ستانده مورد نیاز برای این که  $(x, v, w)$  بر روی مرز تولید قرار گیرد را محاسبه کرد. (کوستا و همکاران، ۲۰۰۹)

### ۳-۲. استخراج الگوی کاربردی

برای تخمین تابع فاصله هایپربولیک روش تحلیل مرز تصادفی را بکار می‌گیریم. در این روش، فاصله‌ای که تولید کننده را از مرز تولید جدا می‌کند شامل هر دو عنصر عدم کارایی و جمله خطای تصادفی می‌شود که خارج از دسترس تولید کننده است. چنان‌که پیش از این بیان شد این تابع باید همگن باشد. بدین منظور با توجه به معادله (۱۵) تابع فاصله‌ای که باید تخمین زده شود را به صورت زیر می‌نویسیم:

$$\ln\left(\frac{D_{Hi}}{v_{Mit}}\right) = TL\left(x_{it}, v_{it}^*, w_{it}^*; \alpha, \beta, \chi, \delta, \xi, v\right) + \omega_{it} \quad (17)$$

در واقع رابطه (۱۷) معادل رابطه (۱۶) می‌باشد با این تفاوت که جزء خطای اضافه شده است. این رابطه را می‌توان به شکل زیر نشان داد.

$$-\ln v_{Mit} = TL\left(x_{it}, v_{it}^*, w_{it}^*; \alpha, \beta, \chi, \delta, \xi, v\right) + \omega_{it} - u_i \quad (18)$$

در این فرمول  $\omega_{it}$  به ترتیب نیروگاه و زمان مورد بررسی را نشان می‌دهند. همچنین انحرافات از یک بوسیله خطای ترکیبی  $h(\varepsilon_{it}) = \exp(u_i + \omega_{it})$  نشان داده می‌شود. جمله خطای  $u_i$  یک طرفه می‌باشد و عدم کارایی را نشان می‌دهد، و از توزیع نیمه نرمال  $u_i \approx N(0, \sigma_u^2)$  تبعیت می‌کند. در حالی که جمله خطای تصادفی استاندارد به طور متقاضن اطراف صفر توزیع شده است،  $D_{Hi} - \ln v_{Mit} \cdot \omega_{it} \approx N(0, \sigma_v^2)$  مغایر وابسته است و جزء فاصله‌ای معادل جزء خطای یک طرفه  $u_i$  است.

این رابطه را با استفاده از روش حداکثر راستنمایی تخمین می‌زنیم. سپس، تخمین کارایی تابع هایپربولیک برای هر نیروگاه با استفاده از داده‌های تابلویی و روش حداکثر راستنمایی براساس رابطه زیر ممکن می‌گردد. در این رابطه  $TE_i$  کل کارایی نیروگاه  $i$  را نشان می‌دهد.

$$TE_i = \exp\left[\ln D_{Hi}\left(x_{it}, v_{it}^*, w_{it}^*; \alpha, \beta, \chi, \delta, \xi, v\right)\right] = \exp(-u_i) \quad (19)$$

### ۳. پیشینه تحقیق

در زمینه اندازه‌گیری کارایی زیستمحیطی در کشورهای توسعه‌یافته و برخی از کشورهای در حال توسعه نظیر هند و چین مطالعات متعددی صورت گرفته است و پیشرفت‌های خوبی در زمینه تعریف، تدوین و برآورد الگوهای مناسب برای قید کردن سtanده نامطلوب آلودگی در کنار سtanده مطلوب حاصل شده است. از مجموع مطالعات انجام شده در داخل کشور می‌توان به این نتیجه رسید که تحقیقات اندکی در مورد کارایی زیستمحیطی صورت پذیرفته است. در این قسمت خلاصه‌ای از مطالعات صورت گرفته را با تفکیک به دو دسته‌ی مطالعات داخلی و خارجی مرور می‌کنیم.

#### ۱-۳. مطالعات داخلی

پور کاظمی و حیدری (۱۳۸۱) با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها به ارزیابی کارآبی نیروگاه‌های حرارتی تولید برق کشور پرداخته‌اند. نتایج حاصل نشان می‌دهند که متوسط کارآبی نیروگاه‌های حرارتی کشور تحت فرض بازده ثابت به مقیاس ۶۴ درصد و تحت فرض بازده متغیر به مقیاس ۷۸ درصد می‌باشد. در این تحقیق به مسأله هزینه‌ها، کارآبی اقتصادی و زیستمحیطی پرداخته نشده است.

علی دریجانی (۱۳۸۴) با جمع‌آوری اطلاعات تولیدی سال ۱۳۸۲ کلیه‌ی کشتارگاه‌های دام فعل استان تهران، با به کار گیری رهیافت اقتصادسنجی تحلیل مرز تصادفی از طریق برآش تابع مرز تصادفی فاصله سtanده نرمال شده، مقادیر کارایی بکار گیری منابع و کارایی زیستمحیطی را ارزیابی و در گروههای مختلف کشتارگاهی مقایسه و تحلیل نموده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اکثر کشتارگاه‌ها به لحاظ زیست محیطی کارا نبودند، در حالی که امکان ارتقای عملکرد زیستمحیطی با فناوری‌های موجود وجود داشت. و در پایان، این روش را به عنوان مبنای علمی ارزیابی عملکرد از بعد زیستمحیطی واحدهای تولیدی به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران این عرصه پیشنهاد نموده است. بکار گیری روش تابع فاصله سtanده در این مطالعه سبب شده است که کارایی زیستمحیطی بدون در نظر گرفتن نقش نهاده‌ها (هزینه‌ها) محاسبه شده، به عبارت دیگر در این روش تنها میزان سtanدها انعطاف‌پذیر خواهد بود و تنها بر کارایی در آمددها تأکید می‌شود. مهدی صادقی (۱۳۸۶) پژوهشی با هدف بررسی راهکارهای افزایش بازده نیروگاه و آثار زیستمحیطی و اقتصادی آن انجام داده است، که در آن به بررسی بازده نیروگاه‌های گازی،

سیکل ترکیبی و بخاری پرداخته شده است. با توجه به محاسبات صورت گرفته، مشاهده می‌شود در نتیجه افزایش بازده، میزان آلاینده‌های تولیدی و هزینه‌های اجتماعی کاهش قابل ملاحظه‌ای می‌یابد. از آنجا که با توجه به نتایج به دست آمده، این کاهش بیشتر در نیروگاه‌های بخاری رخ می‌دهد، لذا ارجحیت افزایش بازده در نیروگاه‌های بخاری می‌باشد.

محمد قربانی و همکاران (۱۳۸۸) از روش تابع فاصله ستانده برای بررسی کارایی زیست-محیطی گاوداری‌های مشهد استفاده کردند. قربانی و همکاران در این مطالعه از روش تحلیل مرز تصادفی و با بکارگیری تابع ترانسلوگ به تخمین تابع فاصله ستانده می‌پردازند. روش تخمین در این تحقیق حداقل مربعات معمولی است. آن‌ها همچنین قیمت‌های سایه‌ای برای هر یک از واحدهای نمونه را تخمین می‌زنند. و در نهایت به ارائه پیشنهاداتی می‌پردازند نظری اخذ مالیات سبز از واحدهای آلاینده یا جنگل کاری توسط این واحدها به منظور کاهش گازهای گلخانه‌ای. در این مطالعه نیز استفاده از روش تابع فاصله ستانده باعث می‌شود نهاده‌ها به صورت برونز در نظر گرفته شودند و بررسی کارایی از بعد هزینه‌ای مورد غفلت قرار گیرد.

امامی میدی و همکاران (۱۳۸۸) کارایی فنی و بهره‌وری ۲۶ نیروگاه حرارتی فعال در ایران را با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها و شاخص مالم کوییست اندازه‌گیری نموده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که متوسط کارایی فنی نیروگاه‌ها تحت فرض بازده ثابت و متغیر در سال ۱۳۸۶، به ترتیب برابر با  $76/4$  و  $92/8$  درصد است و ناکارایی مقیاس بیشترین تاثیر را روی ناکارایی فنی دارد. رشد بهره‌وری تمام نیروگاه‌های مورد نظر طی سال‌های ۱۳۸۱–۸۶ به طور متوسط معادل ۱.۵ درصد بوده است و تاثیرگذارترین عامل در تغییرات بهره‌وری، تغییرات تکنولوژیکی معرفی شده است. در این مطالعه سنجش کارایی تنها از نظر فنی بوده است و به مسائل زیستمحیطی و ستاندهای نامطلوب نیروگاه‌ها پرداخته نشده است.

### ۲-۳. مطالعات خارجی

فایر و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۵) بمنظور بررسی تاثیر مرحله اول مقررات "برنامه باران‌های اسیدی"<sup>۱</sup>، کارایی زیستمحیطی نیروگاه‌های تولید برق امریکا را محاسبه نمودند. در این تحقیق تابع فاصله

1. Rolf Fare, Shawna Grosskopf, Dong-Woon Noh and William Weber

ستانده مستقیم، براساس روش تحلیل موز تصادفی و با بکارگیری تابع ترانسلوگ استفاده شده است. آن‌ها قیمت سایه‌ای دی‌اکسید گوگرد و کشش جانشینی بین برق تولیدی و SO<sub>2</sub> را تخمین زدند و به این نتیجه رسیدند که مرحله یک برنامه باران‌های اسیدی در کاهش SO<sub>2</sub> موثر بوده است. همچنین مارتی و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای مشابه کارایی فنی و زیست‌محیطی ۵ نیروگاه حرارتی کشور هند را برای دوره زمانی ۱۹۹۷-۲۰۰۴ ارزیابی کردند. در این مقاله از تابع فاصله سtanده استفاده شده است. سtanده‌ها شامل میزان برق تولیدی به عنوان سtanده مطلوب و سه نوع آلاینده‌ی دی‌اکسید گوگرد، اکسیدهای نیتروژن و ذرات معلق به عنوان سtanده نامطلوب می‌باشند. نتیجه حاصل از این مطالعه عدم کارایی زیست‌محیطی و فنی را برای نمونه مورد بررسی ۱۰ درصد نشان می‌دهد. نویسنده‌گان این مقاله وضع مالیات بر آلاینده‌ها را به عنوان راهکاری برای کاهش آلودگی پیشنهاد می‌کنند.

کوئلی<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) کارایی فنی، اقتصادی و زیست‌محیطی واحدهای دامداری در کشور بلژیک را اندازه‌گیری می‌کند. مهمترین آلاینده منتشره از واحدهای دامداری ترکیبات فسفر می‌باشد که به عنوان سtanده نامطلوب در نظر گرفته شده است. وی از روش حداقل‌سازی بردار نهاده‌ها در مدل‌های تولید استاندارد استفاده می‌کند که قابل برآش از طریق تحلیل پوششی داده‌ها می‌باشد. این روش قابلیت تفکیک کارایی به دو جزء فنی و تخصیصی را دارد. نتایج حاصل از این مطالعه تجربی میانگین کارایی فنی، کارایی زیست‌محیطی، کارایی تخصیصی و کارایی هزینه را به ترتیب ۰/۸۹۷، ۰/۸۴۳، ۰/۸۸۳ و ۰/۹۸۵ نشان می‌دهد. کوئلی معتقد است این روش نه تنها برای اندازه‌گیری کارایی در بخش کشاورزی مناسب است بلکه برای بخش صنعت و تولید برق نیز کاملا قابل استفاده می‌باشد. اما یکی از معایب روش تحلیل پوششی داده‌ها این است که تمام انحرافات از منحنی مرزی کارا را ناشی از عدم کارایی واحدها می‌داند و آن را در جزء ناکارایی قرار می‌دهد، اما روش تحلیل موز تصادفی انحرافات تابع را به دو جزء ناکارایی و جزء اخلاقی ربط می‌دهد و به همین دلیل دارای مزیت می‌باشد.

۱. مقررات برنامه باران اسیدی ۱۹۹۰ (The Acid Rain Program of the CAAA)، از سال ۱۹۹۵ آغاز گردید. هدف آن کاهش آلاینده دی‌اکسید سولفور در دو مرحله بود که مرحله اول آن در سال ۱۹۹۵ آغاز شد و در سال ۱۹۹۹ پایان یافت. و مرحله دو آن از سال ۲۰۰۰ آغاز گردید.

2. M N Murty, Surender Kumar and Kishore K. Dhavala

3. Tim Coelli

فایر و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۷)، تابع تولید زیستمحیطی را با تابع فاصله مستقیم زیستمحیطی مقایسه نموده‌اند. تفاوت این دو نوع تابع زمانی است که از تکنولوژی با تولید ستانده مکمل مطلوب و نامطلوب به طور همزمان استفاده می‌شود، زیرا توابع تولید تنها قادر به توضیح تولید ستانده مطلوب می‌باشد. در این مقاله از نمونه‌ای از ۹۲ نیروگاه تولید برق در کشور امریکا برای سال ۱۹۹۵ استفاده شده‌است. نتیجه حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که توابع تولید عدم کارایی بیشتری را در مقایسه با توابع فاصله مستقیم نشان می‌دهند.

کوستا و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) کارایی زیستمحیطی صنعت برق برای نیروگاه‌های حرارتی ایالات متحده امریکا را اندازه‌گیری نموده‌اند. در این مقاله با استفاده از دو روش پارامتریک و ناپارامتریک به بررسی کارایی پرداخته‌اند. در هر دو روش تابع فاصله هایپربولیک مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که گرچه نتایج کارایی حاصل از دو روش از نظر آماری متفاوت‌اند اما از نظر رتبه‌بندی نیروگاه‌ها پاسخ یکسانی می‌دهند. کوستا و همکاران روش تحلیل مرز تصادفی را به علت قابلیت ارائه تعریف بهتری از عدم کارایی بر مبنای تئوری اقتصادی به علاقمندان بکارگیری تکنیک‌های اقتصادسنجی پیشنهاد می‌کنند.

#### ۴. الگوی نهایی، داده‌ها و مشاهدات

به منظور اندازه‌گیری کارایی زیستمحیطی صنعت برق در استان‌های خراسان، از تابع فاصله هایپربولیکی که توصیف گردید استفاده می‌شود، می‌توان الگوی نهایی قابل تخمین را به صورت زیر بیان کرد.

$$\begin{aligned} -\ln v_{it} = & \alpha + \sum_{k=1}^3 \alpha_k \ln X_{kit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{l=1}^3 \alpha_{kl} \ln X_{kit} \ln X_{lit} \\ & + \chi_r \ln W_{it}^* + \chi_{ll} \ln W_{it}^* \ln W_{it}^* \\ & + \sum_{k=1}^3 \xi_{kr} \ln X_{kit} \ln W_{rit}^* - u_i + \omega_{it} \end{aligned} \quad (۲۰)$$

که در این رابطه  $u$  بیانگر جزء ناکارایی و  $\omega$  جزء اخلال تصادفی می‌باشد.

1. Fare, *et al*  
2. Cuesta, *et al*

در این الگو اطلاعات مورد نیاز شامل میزان برق تولیدی بر حسب مگاوات ساعت بعنوان ستانده مطلوب، میزان آلاینده اکسیدهای نیتروژن بر حسب تن به عنوان ستانده نامطلوب و نهادهای شامل تعداد نیروی کار، سوخت مصرفی بر حسب میلیون BTU و ظرفیت تولیدی<sup>۱</sup> بر حسب مگاوات می‌باشد. در این مطالعه نمونه‌ای از شش نیروگاه حرارتی تولید برق استان‌های خراسان جنوبی، رضوی و شمالی شامل نیروگاه‌های توس، مشهد، شهریتی، خیام (نیشابور)، شیروان و قاین برای دوره ۴ ساله ۱۳۸۴-۱۳۸۷ مورد استفاده قرار گرفته است. لازم به ذکر است که اطلاعات به صورت ماهانه می‌باشد، در نتیجه در مجموع ۲۸۸ مشاهده خواهیم داشت. آمار و اطلاعات مربوط به میزان تولید برق، سوخت مصرفی، نیروی کار و ظرفیت تولیدی از جداول تفصیلی تولید و بودجه واحدهای نیروگاهی شرکت برق منطقه‌ای خراسان استخراج شده‌اند. همچنین اطلاعات مربوط به میزان انتشار آلاینده اکسیدهای نیتروژن براساس فاکتورهای انتشار محاسبه شده در پروژه تدوین اطلس آلدگی نیروگاه‌های کشور (۱۳۸۷) اندازه‌گیری و تخمین زده شده‌اند.

برای رفع مشکل همگرایی داده‌ها، آن‌ها را نرمال‌سازی می‌کنیم. برای این کار هر یک از نهادهای و یا ستاندهای را بر میانگین هندسی آن تقسیم می‌کنیم. جدول (۱) نتایج تخمین را نشان می‌دهد که با استفاده از روش حداقل‌راستنمایی و داده‌های تابلویی توسط نرم‌افزار Frontier4.1 بدست آمده است.

در این جدول می‌توان اثرات ستاندها و نهادهای بر تابع فاصله هایپربولیک و معناداری کنش‌های جزئی مستقیم را مشاهده کرد. مطابق نتایج بدست آمده براساس جدول (۱) متوسط کارایی زیست‌محیطی نیروگاه‌ها در این دوره زمانی ۹۳ درصد می‌باشد. برآوردها معناداری کلی رگرسیون را نشان می‌دهد. همچنین آزمون معنی داری ضرایب رگرسیون (آزمون t) نشان می‌دهد که ۱۳ ضریب برآورده از کل ۱۴ ضریب در سطح خطای کمتر از ۵ درصد مخالف صفر می‌باشند. آمارهای <sup>۵</sup> و <sup>۶</sup> پارامترهای مربوط به توزیع جزء اخلال می‌باشند. براساس آزمون تعییم یافته نسبت راستنمایی<sup>۱</sup> ملاحظه می‌گردد مقدار برآورده شده <sup>۶</sup> به شکل معنی داری متفاوت

۱. در رابطه با استفاده از ظرفیت نیروگاه‌ها بعنوان شاخصی از سرمایه به مقالات Seifi and Dhrymes and Kurz و McDonald رجوع کنید. در این تحقیق از اختلاف هزینه سرمایه‌گذاری در مولدات‌های حرارتی مورد بررسی چشم‌پوشی شده و آن ناچیز فرض گردیده است.

2. Generalized Likelihood Ratio Test

از صفر است. در نتیجه می‌توان استنباط نمود که روش حداکثر راستنمایی به روش حداقل مربعات معمولی ترجیح دارد.

پس از تخمین الگوی مرز تصادفی می‌توان پارامتر مفقودی  $\beta$  را نیز محاسبه نمود.<sup>۱</sup> همچنین ضریب آلاینده  $X_r$  ( $NO_x$ ) منفی می‌باشد. بدین مفهوم که هر افزایشی در آلاینده  $NO_x$  مقدار تابع فاصله را افزایش می‌دهد. می‌توان تحلیل مشابهی را برای نهاده‌های سوخت و ظرفیت تولید (به ترتیب متغیرهای  $X_1$  و  $X_2$ ) بیان نمود. در حالی که این امر برای نهاده نیروی کار ( $X_3$ ) صادق نیست، که علت آن را می‌توان عدم تغییر تعداد نیروی کار شاغل و احتمالاً وجود نیروی کار مزاد در نیروگاهها در این دوره زمانی دانست.

جدول ۱. نتایج تخمین با استفاده از نرم‌افزار Frontier4.1

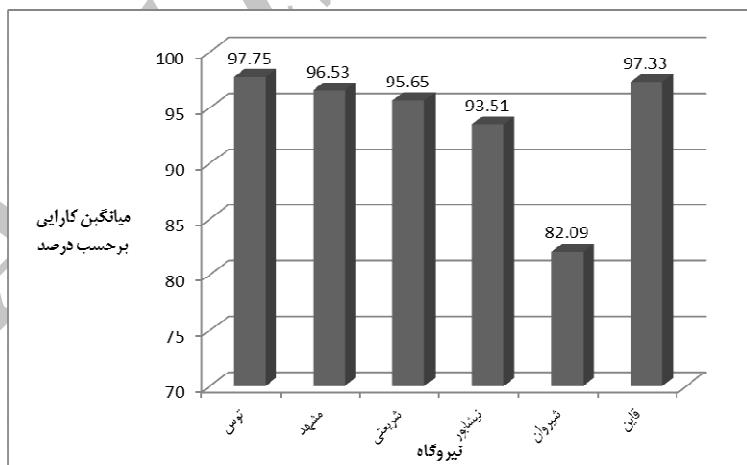
متغیر	پارامتر	مقدار برآورده	t-آماره
Constant	$\alpha_0$	-1/268	-6/2654
V	$\beta$	0/2833	-
$X_1$	$\alpha_1$	-0/2849	-5/2122
$X_2$	$\alpha_2$	-0/2837	-7/7054
$X_3$	$\alpha_3$	0/4826	7/1516
$X_1 X_1$	$\alpha_{11}$	-0/0261	-4/0287
$X_1 X_2$	$\alpha_{21}$	-0/1205	-3/9989
$X_1 X_3$	$\alpha_{31}$	1/1149	16/0212
$X_2 X_2$	$\alpha_{22}$	-0/0475	-4/3983
$X_1 X_3$	$\alpha_{13}$	0/2165	9/9375
$X_2 X_3$	$\alpha_{23}$	-0/7505	-17/2349
W*	$\chi_1$	-0/7166	-12/4356

۱. منظور از پارامتر مفقودی پارامتری است که در تابع فاصله اصلی وجود دارد، اما به دلیل اعمال قیود همگنی در الگوی قابل برآورد یا تابع فاصله نرمال شده حذف شده‌اند. این پارامترها را می‌توان پس از برآورد الگو، بر اساس معادلات همگنی استخراج کرد.

۰/۵۵۸۶	۰/۰۱۵۸	$\chi_{11}$	$W^*W^*$
۵/۲۲۹۶	۰/۰۳۵۸	$\zeta_{11}$	$X_1 W^*$
-۹/۲۴۴۷	-۰/۱۳۸۷	$\zeta_{21}$	$X_2 W^*$
-۲/۵۸۴۵	-۰/۰۸۴	$\zeta_{31}$	$X_3 W^*$
۱۳/۱۹۲	۰/۰۶۴۹	$\sigma'$	
۸۶۴/۱۲۹۳	۰/۹۹۶۲	$\gamma$	
۰/۹۳۸۱			Mean T.E

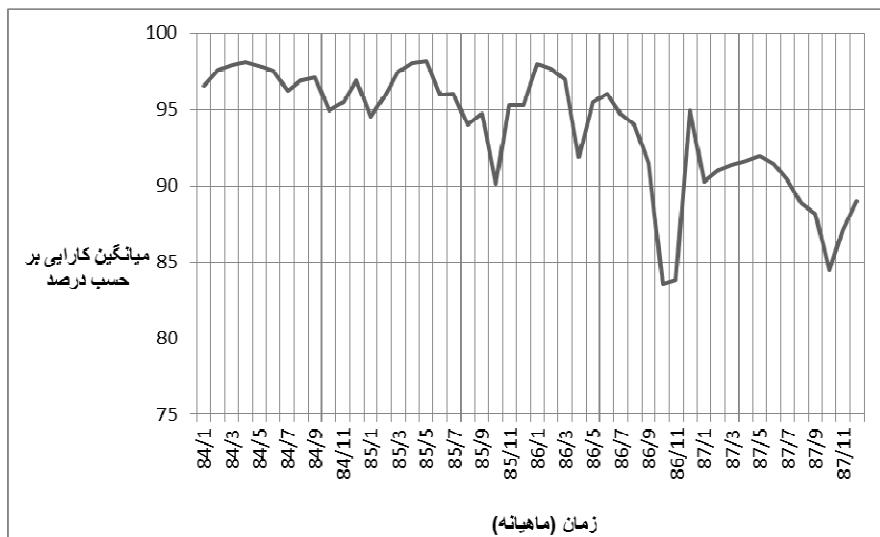
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۱) میانگین کارایی زیستمحیطی هر یک از نیروگاه‌ها را برای دوره مورد نظر نشان می‌دهد. براساس این نمودار می‌توان گفت نیروگاه‌های توس و شیروان به ترتیب بیشترین و کمترین کارایی زیست محیطی از نظر انتشار آلاینده  $NO_x$  را به خود اختصاص داده‌اند. علت پایین بودن کارایی زیستمحیطی نیروگاه شیروان را می‌توان در تغییرات اعمال شده در نیروگاه، شامل تبدیل کردن آن به سیکل ترکیبی طی سال‌های ۸۵ و ۸۶ و زمان بر بودن تعدیلات مورد نظر از لحاظ نیروی کار و ظرفیت تولید دانست.



نمودار ۱. میانگین کارایی زیستمحیطی هر یک از نیروگاه‌های نمونه آماری طی دوره ۱۳۸۲-۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. روند میانگین کارایی زیستمحیطی نیروگاه‌های نمونه طی دوره ۱۳۸۷-۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۲) روند تغییرات در میانگین کارایی زیستمحیطی نیروگاه‌های مورد نظر را طی دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۴ به صورت ماهانه نشان می‌دهد. چنان‌که در این نمودار مشاهده می‌شود، کارایی زیستمحیطی در سال ۸۶ دچار کاهش شدیدی شده است که علت آن را می‌توان در تعطیلی (عدم تولید) نیروگاه شیروان در نمیه دوم سال دانست. بعلاوه، در این نمودار به خوبی مشخص است که هر ساله در فصل زمستان کارایی زیست محیطی دچار افت شدیدی می‌شود؛ به این دلیل که در فصل زمستان اختلاط سوخت و هوا بسیار کمتر از فصول دیگر است و رقیق‌سازی آلاندۀ اکسیدهای نیتروژن به خوبی صورت نمی‌گیرد. همچنین، محدودیت مصرف سوخت در نیروگاه‌ها در فصل زمستان و جایگزینی آن با سوخت مایع (گازوئیل و مازوت) منجر به آلودگی بیشتری می‌شود.

## ۵. بررسی کشش‌ها و قیمت سایه‌ای آلودگی

کشش‌ها یکی از شاخص‌های مهم هدایت کننده برای سیاست‌گذاران می‌باشد که می‌تواند در وضع قوانین زیستمحیطی مفید واقع شود. در توابع فاصله نیز مانند توابع تولید سنتی قابلیت استخراج

کشش‌ها وجود دارد. در ابتدا با کشش بین ستانده مطلوب و نهاده‌ها شروع می‌کنیم. بطوریکه برای نهاده‌ی  $k$  داریم:

$$\varepsilon_{r,k}^H = \frac{\partial \ln V}{\partial \ln X_k} = \alpha_k + \sum_{l=1}^r \alpha_{kl} \ln X_{lit} + \xi_{kr} \ln W_{it}^* \quad (21)$$

در رابطه (۲۱) ضرایب متقاطع بین نهاده‌ها ( $\alpha_{kl}$ ) مشاهده می‌شود، که می‌توان آن‌ها را بعنوان مقیاسی از اثرات ثانوی بر ستانده مطلوب تفسیر نمود.<sup>۱</sup> در جدول (۲) کشش‌های ستانده مطلوب نسبت به نهاده‌ها (با نماد  $\varepsilon_{r,k}^H$ ) نمایش داده شده است. لازم به ذکر است، در مدل برآورده شده، متغیر وابسته (ستانده مطلوب) با علامت منفی ظاهر شده است. لذا علامت کشش‌ها بر عکس علامت کشش در حالت عادی می‌باشد. مطابق نتایج تخمین، تولید برق با مصرف سوخت و ظرفیت تولید رابطه مستقیم دارد. این در حالی است که کشش مربوط به نیروی کار مثبت بوده، و این امر می‌تواند به علت عدم تخصیص بهینه نیروی کار اتفاق افتاده باشد. همچنین برای توابع فاصله می‌توان اثرات جانشینی بین نهاده‌ها را طبق رابطه زیر بیان نمود.

$$B_{kl} = \frac{\partial S_k}{\partial \ln X_l} = S_k \cdot (\varepsilon_{k,l} - \varepsilon_{r,l}) = \varepsilon_{r,k} \cdot (\varepsilon_{k,l} - \varepsilon_{r,l}) = \frac{\partial \varepsilon_{k,l}}{\partial \ln X_l} = \alpha_{kl} \quad (22)$$

که  $S_k = \frac{\partial \ln v}{\partial \ln x_k}$  در این رابطه همان سهم معمول نهاده  $k$  از هزینه‌ها، براساس تولید نهایی نسبی آن می‌باشد. بنابراین  $B_{kl}$  سهم وزنی‌ای از کشش تولید نهایی یا  $\varepsilon_{k,l} = \frac{\partial \ln MP_k}{\partial \ln x_l}$  می‌باشد، که می‌توان از آن برای تفسیر جانشینی استفاده کرد. (کوستا و همکاران، ۲۰۰۹) بر این اساس می‌توان گفت افزایش در  $x_l$  نه تنها کل تولید را افزایش می‌دهد، بلکه تولید نهایی نهاده‌هایی را که نسبت به  $x_l$  مکمل هستند را بیشتر از تولید نهایی نهاده‌هایی که نسبت به  $x_l$  جانشین هستند، افزایش می‌دهد. می‌توان این مطلب را به صورت رابطه (۲۳) نشان داد.

$$C_{k,l} = B_{k,l} \cdot \ln x_l = \alpha_{k,l} \cdot \ln x_l \quad (23)$$

با فرض توابع فاصله که در آن متغیر وابسته منفی می‌باشد، اگر  $C_{k,l}$  منفی باشد، با افزایش مصرف نهاده  $x_l$  مصرف نهاده  $x_k$  نیز در فرایند تولید افزایش خواهد یافت، که نشان می‌دهد که هر دو

۱. علاوه بر اثر مستقیم تغییر نهاده، اثرات جانشینی بین نهاده‌ها نیز سبب تغییر نسبی کشش ستانده مطلوب نسبت به نهاده‌ها می‌شود.

نهاده مکمل هستند. و بر عکس اگر  $C_{k,l}$  مثبت باشد، با افزایش نهاده  $x_l$  مصرف نهاده  $x_k$  در فرایند تولید کاهش می‌یابد، که نشان می‌دهد دو نهاده در فرایند تولید جانشین هستند. در جدول (۲) کشش جزئی مستقیم را نشان می‌دهد که مستقیماً از نتایج برآورد مدل استخراج شده است. درجه مکملی یا جانشینی نهاده‌ها در فرایند تولید در این جدول در سه ردیف آخر نشان داده شده‌اند. در ستون اول آن کشش‌های مربوط به سوخت مصرفی ( $X_1$ ) نشان داده شده‌اند، بطوری‌که به ازای افزایش یک واحد در سوخت مصرفی، ظرفیت تولید  $10^{-16} \times 5/8$  واحد و نیروی کار  $10^{-16} \times 5/1$  واحد افزایش می‌یابند، به عبارت دیگر نهاده سوخت مصرفی با نهاده‌های ظرفیت تولید و نیروی کار مکمل خواهد بود. در ستون دوم کشش‌های مربوط به ظرفیت تولید ( $X_2$ ) نشان داده شده‌اند، و ستون سوم کشش‌های مربوط به نیروی کار ( $X_3$ ) را نشان می‌دهد. چنان‌که توصیف گردید، مقادیر عددی مربوط به کشش‌های جانشینی نزدیک به صفر می‌باشند، بطوری‌که می‌توان گفت میزان جانشینی و یا مکملی نهاده‌ها در فرایند تولید بسیار ناچیز می‌باشد.

جدول ۲. کشش‌های ستانده مطلوب و کشش‌های جانشینی بین نهاده‌ها

$X_3$	$X_2$	$X_1$	
۰/۸۵۰۱	-۰/۵۳۳۴	-۰/۹۴۶۶	$\varepsilon_{r,k}^H$
۰/۴۸۲۶	-۰/۲۸۳۷	-۰/۲۸۴۹	$\alpha_k$
-۱/۴۹۵۹	۰/۳۲۸۷	۰/۱۸۰۹	$C_{k,x_1}$
-۹/۲۰E-۰۵	-۱/۵۰E-۰۵	-۵/۸۰E-۰۶	$C_{k,x_2}$
-۸/۱۰E-۱۶	۵/۲۷E-۱۶	-۱/۵۰E-۱۶	$C_{k,x_3}$

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین می‌توان کشش بین ستانده‌های مطلوب و نامطلوب را نیز بر اساس رابطه زیر به دست آورد.

$$\varepsilon_{v,w}^H = \frac{\partial \ln v}{\partial \ln w^*} = \frac{\partial v}{\partial w^*} \cdot \frac{w^*}{v} = \chi_1 + \chi_{11} \ln w_{it}^* + \sum_{k=1}^r \xi_{k\gamma} \ln x_{kit} \quad (۲۴)$$

که در اینجا  $\varepsilon_{v,w}^H = \frac{\partial \ln v}{\partial \ln w^*} = \frac{\partial \ln v}{\partial \ln w}$  می‌باشد. بطوری که این کشش‌ها معادل کشش‌های توابع فاصله می‌باشند ( $\varepsilon_{D,w}^H = \frac{\partial \ln D_H}{\partial \ln w^*} = \frac{\partial D_H}{\partial w^*} \cdot \frac{w^*}{D_H} = \frac{\partial v}{\partial w^*} \cdot \frac{w^*}{v} = \varepsilon_{v,w}^H$ ). همچنین در صورتی که کشش تابع فاصله نسبت به ستانده نامطلوب محاسبه شده باشد، با استفاده از شرایط همگنی می‌توان کشش تابع فاصله را نسبت به ستانده مطلوب نیز براساس رابطه  $\varepsilon_{D,V}^H = 1 + \varepsilon_{D,W}^H$  به دست آورد. در این تحقیق کشش‌های تابع فاصله نسبت به ستانده مطلوب و نامطلوب به ترتیب  $0/0368$  و  $-0/9631$  می‌باشند که نشان دهنده کشش بالای تابع فاصله نسبت به ستانده نامطلوب و کشش نسبتاً پایین تابع فاصله نسبت به ستانده مطلوب می‌باشد. اینکه می‌توانیم نرخ نهایی تبدیل بین ستاندهای مطلوب و نامطلوب در طول مرزهای تولید را به صورت رابطه زیر بدست آوریم.

$$MRT_{V,W}^H = \frac{\frac{\partial D_H}{\partial V}}{\frac{\partial D_H}{\partial W^*}} = \frac{\frac{\partial \ln D_H}{\partial \ln V}}{\frac{\partial \ln D_H}{\partial \ln W^*}} \cdot \left( \frac{W^*}{V} \right) = \begin{pmatrix} \varepsilon_{D,V}^H \\ \varepsilon_{D,W}^H \end{pmatrix} \left( \frac{W^*}{V} \right) \quad (25)$$

وقتی که نسبت ستاندها تغییر می‌کند، نسبت کشش‌ها هم تغییر خواهد نمود. زیرا انتظار داریم که تولید کمتر یا بیشتر از ستانده نامطلوب، یک هزینه فرصت برای ستانده مطلوب داشته باشد. برای پرهیز از این وضعیت، این امکان وجود دارد با نرمال‌سازی  $MRT_{v,w}^H$  توسط نسبت ستاندها<sup>۱</sup>، به یک معیار جانشینی نسبی دست یابیم. در نتیجه رابطه زیر را خواهیم داشت:

$$Subs_{V,W}^H = \begin{pmatrix} \varepsilon_{D,V}^H \\ \varepsilon_{D,W}^H \end{pmatrix} \quad (26)$$

در این رابطه هر چه مقدار  $Subs_{v,w}^H$  از لحاظ قدر مطلق بزرگتر باشد (یا بیشتر منفی باشد)، هزینه فرصت بیشتر ستانده مطلوب بر حسب ستانده نامطلوب را نشان می‌دهد، به عبارت دیگر بیانگر میزان بیشتر مکمل بودن آن‌ها است و بر عکس. در این تحقیق مقدار  $-0/0382$  برای کشش جانشینی نرمال شده بین ستاندها بدست آمد، که نشان دهنده مکمل بودن برق تولید شده و آلاتی داشت.

---

1.  $MRT_{V,W}^H = \frac{w}{v} Subs_{V,W}^H$

### اندازه‌گیری کارایی زیست محیطی: بررسی موردی نیروگاه‌های ... ۳۷

اکسیدهای نیتروژن می‌باشد. نسبت کشش جانشینی بین ستاندها هزینه فرصت تکنولوژیکی را نشان می‌دهد که می‌توان از آن عنوان یک معیار اقتصادی استفاده کرد. با استفاده از روابط دوگانگی بین توابع فاصله هایپربولیک و سود می‌توان قیمت سایه‌ای ستانده نامطلوب را استخراج کرد. بدین ترتیب اگر از تابع سود شروع کنیم، خواهیم داشت:

$$p(x, p, q) = \max_{V, W} \left\{ \frac{pw}{qv} : D_H(x, v, w) \leq 1 \right\} \quad (27)$$

که در این رابطه  $p$  و  $q$  قیمت ستاندهای مطلوب و نامطلوب می‌باشند. شرط درجه اول آن را می‌توان به صورت روابط زیر بیان کرد:

$$\frac{pv}{qw} = \lambda \left( \frac{\partial D_H}{\partial v} \right)_w = \lambda \left( \frac{\partial D_H}{\partial \ln v} \right)_w D_H \quad (28)$$

$$\frac{pv}{qw} = -\lambda \left( \frac{\partial D_H}{\partial w} \right)_v = -\lambda \left( \frac{\partial \ln D_H}{\partial \ln w} \right)_v D_H \quad (29)$$

بر اساس این روابط می‌توان گفت حداکثر سوددهی برای بردارهایی بدست می‌آید که کشش مقیاس آن‌ها برابر (منفی) یک باشد:

$$Subs_{V,W}^H = \left( \frac{\mathcal{E}_{D,V}^H}{\mathcal{E}_{D,W}^H} \right) = -1 \quad (30)$$

که با ادغام آن در قیود مربوط به همگنی  $\mathcal{E}_{D,V}^H = -\mathcal{E}_{D,W}^H = 0/5$  و  $\mathcal{E}_{D,V}^H - \mathcal{E}_{D,W}^H = 1$  خواهد بود. بنابراین قیمت سایه‌ای آلاینده یا هزینه نهایی کاهش آلودگی بر حسب میزان کاهش در تولید ستانده مطلوب  $v$  می‌باشد، زمانی که به منظور حذف عدم کارایی زیست محیطی، آلاینده  $w$  را کاهش می‌دهیم. محاسبات انجام شده با استفاده از نرخ نهایی تبدیل نرمال شده قیمت سایه‌ای برای آلاینده اکسیدهای نیتروژن را به طور متوسط ۱۱۱۸/۷۱ ریال به ازای هر تن نشان می‌دهد. محاسبه قیمت سایه‌ای ما را در اتخاذ سیاست‌های زیست محیطی یاری می‌نماید.

## ۶. نتایج

طبق محاسبات انجام شده کارایی زیستمحیطی نیروگاههای نمونه به طور متوسط ۹۳/۸۱ درصد می‌باشد. بر این اساس می‌توان با افزایش ستانده مطلوب به طور متوسط به میزان ۶/۵ درصد  $\left( \frac{1}{0.9381} = 1/0.659 \right)$  و کاهش نهاده‌ها به طور متوسط به میزان ۶/۲ درصد  $(1 - 0.9381 = 0.0619)$  عملکرد تولیدی را بهبود بخشیده و به کارایی دست یافت.

در مورد نتایج حاصل از محاسبه کشش‌ها، با توجه به این نکته که در مدل برآورد شده، متغیر وابسته (ستانده مطلوب) با علامت منفی ظاهر شده، لذا علامت کشش‌ها می‌بایست با دقت بیشتری تعبیر گردد. نتایج حاصل از محاسبه کشش‌ها، کشش بالای برق نسبت به سوخت را نشان می‌دهد، که میان سهم بسزای سوخت در تولید برق می‌باشد. بعلاوه، ظرفیت تولید نیز در مقایسه با مطالعات خارجی کشش زیادی را نشان می‌دهد، که این امر می‌تواند از پایین بودن سرمایه‌گذاری‌ها در احداث نیروگاه نسبت به حجم تقاضا ناشی شده باشد. کشش نهاده کار (بر خلاف تئوری) مثبت می‌باشد که علت آن را می‌توان در عدم تغییر نیروی کار با توجه به مقدار مورد نیاز در طی دوره، وجود نیروی کار مازاد دانست.

بر اساس نتایج بدست آمده می‌توان گفت نهاده نیروی کار با سایر نهاده‌ها مکمل می‌باشد، در حالی که نهاده‌های سوخت مصرفی و ظرفیت تولید تا حدودی قابلیت جانشینی دارند. به عبارت دیگر با توجه به محدودیت ظرفیت تولید با مصرف سوخت مازاد نیروگاه‌ها می‌توانند به طور موقت اضافه‌تر تولید کنند (به طوری که گاهی در اوچ مصرف، عامل بار<sup>۱</sup> نیروگاه بیشتر از ۱۰۰ درصد بوده است).

بعلاوه تخمین‌ها از نرخ نهایی تبدیل نرمال شده، مکمل بودن برق تولیدی و آلاتینده اکسیدهای نیتروژن را نشان می‌دهد. به دلیل کوچک بودن مقدار کشش، می‌توان گفت درجه مکملی بین ستانده‌ها تا حدودی ناچیز می‌باشد. همچنین برآوردها قیمت سایه‌ای نسبتاً ناچیزی را معادل ۱/۱۲ ریال به ازای هر کیلوگرم برای آلاتینده اکسیدهای نیتروژن نشان می‌دهد. بنابراین اعمال هر گونه مقررات کاهش آلودگی، می‌تواند انتشار آلاتینده‌ها را کاهش دهد بدون اینکه تولید برق را به طور چشمگیری تحت تاثیر قرار دهد.

---

۱. Load factor

## منابع

### الف - فارسی

- آزاد ارمکی، غلامرضا و عبدالرضا رکن الدین افتخاری (۱۳۷۹)، «اقتصاد توسعه پایدار، شرکت چاپ و نشر بازارگانی وابسته به مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازارگانی.
- امامی میدی، علی (۱۳۷۹)، «اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری (علمی و کاربردی)»، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازارگانی.
- امامی میدی، علی، افقه، مرتضی و محمدحسین رحمانی صفتی (۱۳۸۸)، «اندازه‌گیری کارایی فنی و بهره‌وری در نیروگاه‌های بخاری، گازی و سیکل ترکیبی»، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق)، دوره ۶، شماره ۳: ۷۹-۱۰۳.
- پور کاظمی، محمدحسین و کیومرث حیدری (۱۳۸۱)، «استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) در ارزیابی کارآیی نیروگاه‌های حرارتی تولید برق کشور»، مدرس علوم انسانی، ۱۶ (پیاپی ۵۴-۳۵): ۲۴-۵۴.
- دریجانی، علی، شرزه‌ای، غلامعلی و غلامرضا پیکانی (۱۳۸۴)، «برآورد کارایی زیست محیطی با استفاده از تحلیل مرز تصادفی، مطالعه موردنی کشتارگاه‌های دام استان تهران»، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال سیزدهم، شماره ۵۱.
- دفتر امور تحقیقات برق، گروه پژوهشی محیط زیست (۱۳۸۷)، «پژوهه تدوین اطلس آلودگی نیروگاه‌های کشور، معاونت توسعه و امور اقتصادی توانیر.
- رون نظارت و کنترل آلاتنده‌های نیروگاهی در صنعت برق (۱۳۸۶)، هفته‌نامه پیک برق، شماره ۱۰، آبان.
- صادقی، مهدی و زهرا عابدی (۱۳۸۶)، «بررسی پامدهای اقتصادی - زیست محیطی افزایش بازده نیروگاه‌های برق فسیلی»، علوم تکنولوژی محیط زیست، دوره نهم، شماره چهارم.
- صادقی، مهدی و عطیه اکرمی (۱۳۸۷)، «ارزیابی اقتصادی توسعه نیروگاه‌های خورشیدی با توجه به ملاحظات زیست محیطی»، علوم و تکنولوژی محیط‌زیست، دوره دهم، شماره دوم.
- صدیق ابراهیم‌نیا، پریدخت (۱۳۸۹)، «بررسی نتایج آنالیز آلاتنده‌های ۲۷ نیروگاه سوخت فسیلی و تجزیه و تحلیل آن‌ها»، ماهنامه صنعت برق، شماره ۱۵۹.
- قربانی، محمد (۱۳۸۸)، «برآورد هزینه‌های زیست محیطی انتشار گازهای گلخانه‌ای در گاوداری‌های شیری مشهد»، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هفدهم، شماره ۶۶.

نظری، سعید، سهرابی کاشانی، امیر، داوری، سوسن و زهرا دلاور مقدم (۱۳۸۸)، «تعیین فاکتورهای انتشار گازهای حاصل از احتراق خروجی از نیروگاههای سوخت فسیلی کشور و مقایسه آن با کشورهای امریکای شمالی»، نشریه انرژی ایران، دوره ۱۲، شماره ۳.

هدایت، محمد صادق (۱۳۸۷)، پژوهه بررسی و کنترل آلینده‌های زیست محیطی نیروگاههای خراسان.

ب - انگلیسی

- Aigner, D., Lovell, C.A.K. & P. Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Functions Models", *International Economic Review*, 17, 377–396.
- Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, John Wiley and Sons, Ltd.
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. & L. J. Lau (1971), "Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function", *Econometrica* 39: 255–256.
- Coelli, T. J. (1996), "A Guide to Frontier 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation", CEPA Working Papers Department of Econometrics, university of New England
- Coelli, T. J. (2006), "Formulation of Technical, Economic and Environmental Efficiency Measures That Are Consistent with the Materials Balance Condition", Institute for Agricultural and Fisheries Research, Social Sciences Unit, Merelbeke, Belgium, Draft 15/March/2006.
- Cuesta, R. A. & J. L. Zofío (2005), "Hyperbolic Efficiency and Parametric Distance Functions: With Application to Spanish Savings Banks", *Journal of Productivity Analysis*, 24, 31–48.
- Cuesta, R. A. & J. L. Zofío (2009), "Environmental Efficiency Measurement with Translog Distance Functions: A Parametric Approach", *Ecological Economics*, 68, 2232–2242.
- Dhrymes, Phoebus J. and Mordecai Kurz (1964), "Technology and Scale in Electricity Generation", *Econometrica*, volume 32, No.3 (July, 1964). p. 298
- Färe, R. & S. Grosskopf (2010), "Directional Distance Functions and Slacks-based Measures of Efficiency", *European Journal of Operational Research*, 200: 320–322
- Färe, R., Grosskopf, S., Noh, D. W. & W. Weber (2005), "Characteristics of a Polluting Technology: Theory and Practice", *Journal of Econometrics*, 126: 469–492.

- Färe, R., Grosskopf, S. & C. A. Pasurka (2007), "Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions", *Energy*, 32: 1055–1066
- Fare, R. & D. Primont (1997), "Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications", Kluwer Academic Publishers.
- Kumar, S. & S. Gupta (2004), "Resource Use Efficiency of US Electricity Generating Plants During the SO<sub>2</sub> Trading Regime: A Distance Function Approach", National Institute of Public Finance and Policy, New Delhi
- Lau, L. J. (1972), "Profit Functions of Technologies with Multiple Inputs and Outputs", *Review of Economics and Statistics*, 54(3): 281–289.
- Murty M. N., Kumar, S. & K. K. Dhavala (2006), "Measuring Environmental Efficiency of Industry: A Case Study of Thermal Power Generation in India", MPRA Paper No. 1693.
- Seifi, Ahmad and John McDonald (1986), "Fuel Choice in New Fossil Fuel Electric Power Plants", *Resources and Energy* (now, Resources and Energy economics), Volume 8, pp21-34.
- Shephard, R. W. (1953), *Cost and Production Functions*, Princeton University Press.
- Shephard, R. W. (1970), *Theory of Cost and Production Functions*, Princeton University Press.
- Welch, E. & D. Barnum (2009), "Joint Environmental and Cost Efficiency Analysis of Electricity Generation", *Ecological Economics*, 68: 2336–2343
- Zofio, J., Prieto, L. & M. Angel (2001), "Environmental Efficiency and Regulatory Standards: The Case of CO<sub>2</sub> Emissions from OECD Industries", *Resource and Energy Economics*, 23: 63–83