

## تخمین توابع فاصله نهاده مرزی و فرامرزی تصادفی برای شرکت‌های توزیع برق ایران و تعیین عوامل موثر بر کارایی

دکتر محمد سخنور<sup>۱</sup>

دکتر عباس عصار<sup>۲</sup>

دکتر حسین صادقی<sup>۲</sup>

دکتر کاظم یاوری<sup>۳</sup>

دکتر نادر مهرگان<sup>۴</sup>

### چکیده

تحلیل ساختار شرکت‌های توزیع برق و عوامل موثر بر کارایی همزمان با جداسازی صنعت برق و استقلال و خصوصی‌سازی شرکت‌های توزیع در ایران به موضوع مهمی تبدیل شده است. بدین منظور در این مقاله، تابع فاصله نهاده ترانسلوگ مرزی تصادفی به روش حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شود و از داده‌های پانل ۳۶ شرکت توزیع برق ایران در فاصله سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۱ استفاده می‌شود تا اثر اصلاح ساختار بر کارایی این شرکت‌ها بررسی شود. نتایج نشان می‌دهد مدل فرامرزی بر مدل مرزی و تصریح تابعی ترانسلوگ بر کاب-داگلاس ارجحیت دارد. با توجه به چگالی مدار، شرکت‌ها به دو گروه ۱ و ۲ یعنی به ترتیب دارای چگالی مدار پایین و بالا تقسیم شده‌اند. در افق کوتاه مدت یا با توجه به مرز گروه‌ها و در افق بلندمدت یا با توجه به فرامرز برای شرکت‌های توزیع برق، صرفه‌های ناشی از تنوع وجود ندارد. افزایش ضریب بار شبکه باعث کاهش کارایی در گروه ۱ و در بلندمدت و افزایش کارایی گروه ۲ می‌شود. افزایش سهم مشتریان خانگی از کل مشتریان باعث کاهش کارایی در گروه ۲ می‌شود اما اثر معنی‌داری بر کارایی با توجه به فرامرز و کارایی با توجه به مرز گروه ۱ نداشته است. اثر سهم طول شبکه زیر زمینی از کل طول شبکه تنها بر روی کارایی گروه ۱ معنی‌دار و باعث افزایش کارایی آن می‌شود. افزایش چگالی مدار باعث افزایش کارایی در کوتاه مدت و بلندمدت می‌شود که در سطح بالایی معنی‌دار است. در بلندمدت، بازدهی صعودی نسبت به مقیاس وجود دارد. در کل خصوصی‌سازی اثر معنی‌داری بر کارایی شرکت‌ها نداشته است.

**واژگان کلیدی:** کارایی، تابع فاصله نهاده، فرامرز.

**Keywords:** Efficiency, Input Distance Function, Metafrontier.

**JEL Classification:** L16, L94, Q48.

## ۱- مقدمه

در دهه گذشته بخش توزیع برق شاهد موجی از اصلاحات مقرراتی با هدف ارتقای کارایی از طریق تنظیم مقررات انگیزش محور بوده است. بسیاری از این برنامه‌ها برای اصلاحات از شاخص‌گذاری<sup>۱</sup> همراه با تنظیم مقررات استفاده کرده‌اند که کارایی شرکت را اندازه‌گیری می‌کند و بر حسب آن پاداش می‌دهد. قابلیت اطمینان تخمین و برآورد کارایی برای اجرای موثرتر تنظیم مقررات انگیزش محور مهم است. مسئله مهم پیش روی تنظیم‌کنندگان مقررات، انتخاب از بین مدل‌های مختلف رایج برای شاخص‌گذاری است زیرا که معمولاً نتایج متفاوتی به همراه می‌آورند.

موانع مقررات‌زدایی در بازار برق، عدم وجود تکنولوژی ذخیره کردن برق و ظرفیت تولید هزینه‌بر است. تفکیک بخش‌های مختلف صنعت برق گامی در جهت تشویق رقابت در بین بازیگران مختلف و به دست آمدن کارایی و افزایش صرفه‌جویی در هزینه‌های مصرف‌کنندگان است. بازار مقررات‌زدایی شده باعث افزایش رقابت شده و افزایش رقابت باعث می‌شود بازیگران بتوانند به سرعت به شوک‌های خارجی واکنش نشان دهند. کاهش ظرفیت اضافی تولید برای تک تک شرکت‌های تولیدکننده برق و برنامه‌ریزی منظم و وارد شدن بازیگران بیشتر، باعث بیشتر شدن عایدات کارایی می‌شود. در بسیاری از کشورهای جهان هنوز صنعت برق انحصارگر فروش دارای مالکیت دولتی به هم پیوسته عمودی است (رثکپف<sup>۲</sup>، ۲۰۰۷).

انتقال و توزیع برق به عنوان انحصار طبیعی شناخته شده‌اند، بنابراین کمتر تحت تاثیر موج‌های مقررات‌زدایی در صنعت برق بوده‌اند اما با ورود رقابت در بخش تولید، اصلاحات مقرراتی و تنظیم مقررات انگیزش محور در شرکت‌های توزیع بسیار معمول شده است. در کشورهای مختلف، سنجش کارایی با مقایسه عملکرد شرکت با عملکرد شرکت‌های برتر در گروه به عنوان شرکت‌های مرجع در کوتاه مدت و شرکت‌های مرجع بر روی فرامرز در بلند مدت در راستای تنظیم مقررات انگیزش محور می‌تواند مفید باشد.

در ایران نیز با استقلال شرکت‌های توزیع برق به عنوان حلقه‌نهایی ارتباط با مصرف‌کننده و خصوصی‌سازی بیشتر آنها، بحث تحلیل ساختار اقتصادی و فنی شرکت‌های توزیع برق و بررسی کارایی آنها به ویژه پس از تغییر ساختار مالکیت اهمیت زیادی دارد.

1. Benchmarking

2. Rothkopf

در این مقاله ابتدا به بیان ادبیات تجربی و نظری موضوع و در چارچوب ادبیات نظری به معرفی تابع فاصله‌نهاده مرزی تصادفی گروهی و فرامرزی پرداخته می‌شود و سپس آزمون ارجحیت مدل فرامرزی بر مرزی و آزمون ارجحیت تصریح تابعی ترانسلوگ بر کاب-داگلاس آورده می‌شود. در نهایت نتایج مطالعه و خلاصه و نتیجه‌گیری آورده می‌شود.

## ۲- مبانی نظری

اندازه‌گیری تجربی کارایی فنی و نسبت فراتکنولوژی نیازمند تصریح تجربی تابع تولید یا هزینه یا تابع فاصله‌نهاده یا ستانده است. زمانی که داده‌های نهاده و ستانده نمونه‌های تصادفی از بنگاه‌ها در گروه‌های مختلف موجود باشد، می‌توانیم فرامرز و مرزهای گروهی را با استفاده از DEA و SFA تخمین بزنیم (ادل، راثو و بتیس، ۲۰۰۸).

برای تحلیل صنایع تحت مقررات، رویکرد استفاده از تابع فاصله‌نهاده دارای مزیت بر توابع هزینه یا درآمدی است زیرا به احتمال زیاد این اهداف رفتاری نمی‌تواند رعایت شود (استاچ<sup>۱</sup> و دیگران، ۲۰۰۴). این ایده عمومی مطرح است که توزیع برق صنعتی است که در آن، بنگاه‌ها ممکن است از فروش رفتاری حداقل کردن هزینه یا حداکثر کردن سود پیروی نکنند. زیرا بسیاری از این شرکت‌ها دارای مالکیت عمومی هستند و یا تا حد زیادی تحت مقررات هستند که اشاره دارد به اینکه قضاوت در مورد عملکرد این شرکت‌ها، تنها بایستی بر حسب مقایسه کارایی فنی آنها صورت گیرد.

همچنین چون ستانده شبکه‌های توزیع برق به دلیل طبیعت مشتق شده تقاضا (به عبارتی دیگر توزیع مقدار داده شده از انرژی تقاضا شده به تعداد داده شده مشتریان) به طور برون‌زا تعیین می‌شود لذا برای اهداف این مطالعه بایستی از مدل‌های هزینه‌ای و یا دوگان آنها تابع فاصله‌نهاده استفاده کرد. مدل‌های هزینه‌ای به دلیل ارائه ناکارایی تخصیصی و فنی دارای برتری بر مدل‌های تابع فاصله‌نهاده هستند اما چون داده‌های مربوط به قیمت نهاده‌ها وجود ندارد و یا مشکل جمع‌آوری بدون نقص داده‌ها وجود دارد و از همه مهمتر برخی از قیمت این نهاده‌ها در طول سال‌های نسبتاً اندک مورد بررسی و به ویژه در بازارهای نزدیک به رقابتی تغییرات اندکی دارند، تخمین پارامترهای مربوط به قیمت این نوع از نهاده‌ها نمی‌تواند صحیح باشد و همچنین تفکیک صحیح جزء ناکارایی به ناکارایی

<sup>۱</sup>. Estache

تخصیصی و فنی در مدل‌های مرزی هزینه‌ای مشکل است. بنابراین مدل‌های توابع فاصله‌نهاد مرزی ترجیح داده می‌شوند علیرغم این که اطلاعات کمتری درباره کارایی ارائه می‌دهند. نظریه گروه‌های استراتژیک (هانت<sup>۱</sup>، کیوس<sup>۲</sup>، پرت<sup>۳</sup> (۱۹۷۷) و پرت<sup>۳</sup> (۱۹۸۰) مطرح می‌کند که ممکن است چندین گروه استراتژیک در صنعتی وجود داشته باشد. با الهام از نظریه گروه‌های استراتژیک، فرض می‌شود که گروه‌های مختلف که تکنولوژی‌های مختلفی را به کار می‌برند در صنعت وجود دارند (دن وانگ<sup>۴</sup>، ۲۰۰۷). و نیز همان‌طور که لائو و یوتوپولوس (۱۹۸۹: ۲۴۲) بیان کرده‌اند بدلیل وجود شرایط محیطی متفاوت، گروه‌های مختلفی از بنگاه‌ها به وجود می‌آید. مفهوم نظری که وجود دارد این است که هر چند شکاف‌های تکنولوژی در بین گروه‌ها نمی‌تواند از دید کوتاه‌مدت حذف شود اما از دید بلندمدت، شرایط متفاوت می‌تواند با تلاش واحدهای تولیدی برداشته شود و همه واحدهای تولیدی در هر گروهی دارای دسترسی بالقوه یکسانی به یک مرز مشترک بالقوه هستند که فرامرز نامیده می‌شود. مقایسه کارایی بر اساس مرز گروهی و بر اساس فرامرز می‌تواند تفاوت کارایی از مرز بالقوه برتر فرامرز را بهتر نمایان کند.

در کل زمانی که بین بنگاه‌ها تفاوت ساختاری وجود داشته باشد، استفاده از DEA و SFA سنتی گمراه‌کننده خواهد بود. تفاوت ساختاری که از عوامل موثر بر محیط فعالیت نشأت می‌گیرد می‌تواند باعث شود بنگاه‌ها تحت مرزهای متفاوتی فعالیت کنند.

در مدل ناپارامتریک DEA از تلفیق داده‌ها می‌توان فرامرز را مشخص نمود. اما در مدل SFA می‌توان از برنامه ریزی خطی یا درجه دوم برای به دست آوردن فرامرز استفاده کرد. در مدل‌های پارامتریک SFA، تخمین پارامترهای مرزی داده‌های پانل با تخمین پارامترهای فرامرز به دست آمده از برنامه ریزی خطی یا درجه دوم فرق می‌کند.

تابع فاصله‌نهاد مرزی تصادفی می‌تواند به وسیله مدل‌های پانل سنتی یا صحیح تخمین زده شود. تخمین تابع فاصله‌نهاد با استفاده از مدل‌های پانل سنتی با این مشکل مواجه است که فرض می‌شود عوامل مشاهده نشده در طول زمان در بین بنگاه‌ها تصادفی است یا به عبارتی دیگر، ویژگی‌های مشاهده نشده شبکه و محیط که معمولاً بدون تغییر زمانی است، به صورت ناهمگنی در نظر گرفته نمی‌شود بلکه به عنوان ناکارایی در نظر گرفته می‌شود. علاوه بر این، محققانی نظیر سیکلس (۲۰۰۵) با مقداری تغییرات در مدل سنتی اولیه داده‌های پانل فرض می‌کنند که تغییر ناکارایی در طول زمان

1. Hunt

2. Caves

3. Porter

4. Dan Wang

دارای روند قطعی و مشخصی است و یا از یک شکل تابعی مشابه برای همه بنگاه‌ها پیروی می‌کند. از آنجا که عوامل موثر بر ناکارایی بستگی به شوک‌های تکنولوژی و دیگر تغییرات در بازار نهاده‌ها و توانایی‌های مدیران برای هماهنگ کردن آنها دارد، می‌توان بحث کرد که ناکارایی‌ها در طول زمان متغیر هستند. آلوارز<sup>۱</sup> و دیگران (۲۰۰۴) نشان دادند که حتی در حالت‌هایی که ناکارایی تحت تاثیر عوامل بدون تغییر زمانی نظیر توانایی مدیران است، باز هم ناکارایی می‌تواند در طول زمان تغییر کند زیرا بستگی به عوامل متغیر زمانی زیادی دارد که دارای اثر متقابل بر مهارت‌های مدیر است.

## ۲-۱- تابع فاصله نهاده

مطالعات زیادی از تابع فاصله نهاده برای تحلیل مرز کارایی استفاده کرده‌اند نظیر لاول و اشمیث (۱۹۹۴)، گروسکپف و هیز<sup>۲</sup> (۱۹۹۳)، گروسکپف و دیگران (۱۹۹۷)، فار و دیگران، کوئلی و پرلمن (۱۹۹۹)، موریسون پائول<sup>۳</sup> و دیگران (۲۰۰۰)، هاتوری<sup>۴</sup> (۲۰۰۲) و اتکینسون<sup>۵</sup> و دیگران (۲۰۰۳) (گوتو و تسوتسی<sup>۶</sup>، ۲۰۰۸).

برای فهم بهتر مفهوم تابع فاصله نهاده ابتدا فرض می‌شود که  $X^t = (x_1^t, x_2^t, \dots, x_K^t) \in R_+^K$  و  $Y^t = (y_1^t, y_2^t, \dots, y_M^t)$  بیانگر بردارهای نهاده و ستانده در زمان  $t=1, \dots, T$  باشند. تابع فاصله نهاده ممکن است بر روی مجموعه نهاده به صورت زیر تعریف شود:

$$D_I(X^t, Y^t) = \max \left\{ \lambda: \left( \frac{X}{\lambda} \right) \in L(Y) \right\} \quad (1)$$

که در این رابطه  $\lambda$  صرفاً اسکالر است که بردار نهاده به وسیله آن تنزیل می‌شود. تابع فاصله نهاده مقدار یک خواهد گرفت اگر بردار نهاده بر روی مرز داخلی مجموعه نهاده قرار گیرد و مقداری بزرگتر از یک می‌گیرد اگر بردار نهاده در داخل مجموعه موجه نهاده (بیانگر انحراف از تولید با بهترین عملکرد از نظر فنی) قرار بگیرد. در اینجا مجموعه نهاده  $L(Y)$  مجموعه همه بردارهای نهاده

1. Alvarez

2. Grosskopf & Hayes

3. Morrison Paul

4. Hattori

5. Atkinson

6. Goto & Tsutsui

$X$  را بیان می کند که می تواند ستانده های  $Y$  را تولید کند. از  $X \in L(Y)$  می توان اثبات کرد که

$$D(X^t, Y^t) \geq 1$$

برابری یک برای هر شرکتی است که بر روی مرز مجموعه نهاده قرار دارد. تابع فاصله نهاده دارای برخی ویژگی های دیگر نظیر همگنی خطی و مقعر بودن در  $X$  است. یک تابع فاصله نهاده ترانسلوگ با  $M$  ستانده و  $K$  نهاده برای بنگاه  $i$  ( $i=1, \dots, N$ ) مورد مطالعه در دوره زمانی  $t$  ( $t=1, \dots, T$ ) می تواند به صورت زیر تصریح شود:

$$d^{i,t} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \omega_n y_m^{i,t} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \omega_{mn} y_m^{i,t} y_n^{i,t} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k x_k^{i,t} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{j=1}^{K-1} \beta_{kj} x_k^{i,t} x_j^{i,t} + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M \delta_{km} x_k^{i,t} y_m^{i,t} + \sum_{m=1}^M \varphi_n z_n^{i,t} + \theta_t t + \frac{1}{2} \theta_{tt} t^2 \quad i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (2)$$

که  $d$  و  $y$  و  $x$  لگاریتم های طبیعی فاصله نهاده، ستانده و نهاده هاست. به منظور در نظر گرفتن اثر زمان به یک شکل انعطاف پذیر، یک جزء زمانی  $t$  وارد می شود. محدودیت های مورد نیاز برای همگنی از درجه یک تابع فاصله نهاده نسبت به نهاده ها به صورت زیر است:

$$\sum_{k=1}^K \beta_k = 1; \sum_{k=1}^K \beta_{kj} = 0, k = 1, \dots, K$$

$$\sum_{k=1}^K \delta_{km} = 0, m = 1, \dots, M; \sum_{k=1}^K \delta_k = 0$$

تقارن برآورده می شود اگر ضرایب درجه دوم روابط زیر را برآورده سازند:

$\omega_{mn} = \omega_{nm}, n, m=1, \dots, M; \beta_{kj} = \beta_{jk}, k, j = 1, \dots, K$   
چنانکه فار و پریمونت (۱۹۹۵) نشان داده اند می توان بازدهی نسبت به مقیاس را از تابع فاصله نهاده بدست آورد. برای حالت چند ستانده ای، بازدهی ها نسبت به مقیاس می تواند به صورت زیر تعریف شود:

$$RTS = \frac{-1}{\nabla D^I(y, x)y} \quad (3)$$

که در اینجا  $yVD^I(y, x)$  بردار مشتق‌های جزئی درجه اول تابع فاصله نهاده با توجه به ستانده‌ها می‌باشد. مقادیر RTS بزرگتر از یک و کمتر از یک به ترتیب بیانگر بازدهی‌های صعودی و نزولی نسبت به مقیاس است. اندازه بهینه بنگاه جایی است که RTS برابر یک باشد یا به عبارتی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس شرط لازم و کافی برای اندازه بهینه مقیاس بنگاه می‌باشد.

پریمونت و اتکینسون (۲۰۰۲) نشان دادند که سهم‌های ضمنی نهاده  $k$  ام از مشتق تابع فاصله نهاده لگاریتمی نسبت به لگاریتم نهاده  $k$  ام به دست آورده می‌شود.

پینتو<sup>۱</sup> و دنی<sup>۲</sup> (۱۹۷۸) نشان دادند که صرفه‌های تولید همزمان (صرفه‌های ناشی از تنوع تولید) در توابع ترانسلوگ وجود دارد اگر رابطه  $\omega_{mn} \leq \omega_m * \omega_n$  - برقرار باشد. برای کنترل اثرات تولید همزمان، محدودیت  $\omega_{mn} = \omega_m * \omega_n$  - در فرمول کشش مقیاس وضع می‌شود و شاخصی از کشش مقیاس خالص محاسبه می‌شود. با جدا کردن کشش مقیاس خالص از کشش مقیاس (۳)، شاخص صرفه‌های ناشی از تنوع به دست آورده می‌شود (گروپچ<sup>۳</sup> و دیگران، ۲۰۰۵).

علاوه بر این، اتکینسون<sup>۴</sup> و کرنول (۱۹۹۸) نشان دادند که تحت شرایط خاص، رابطه دوگانه بین تابع فاصله و تابع هزینه، محاسبه تغییر فنی (کاهش هزینه ۵) را ممکن می‌سازد که به صورت  $-C^t(y, w, t) = -\frac{\partial \ln D_I(y, x, t)}{\partial t}$  بیان می‌شود. این رابطه، صرفه‌جویی هزینه ناشی از تغییر فنی را بدون داشتن اطلاعات قیمتی نشان می‌دهد (دن وانگ، ۲۰۰۷).

به تبعیت از لاول و دیگران (۱۹۹۴) محدودیت همگنی با نرمال کردن تابع به وسیله یکی از نهادها محمول می‌شود. از نهادهای مثل نهاده  $k$  ام برای نرمال کردن متغیرهای نهاده استفاده می‌شود و با در نظر گرفتن اجزای تصادفی ناکارایی و اخلال و جایگزین کردن جزء فاصله  $-d^{i,t}$  با یک جزء خطای تصادفی مرکب،  $v^{i,t} - u^{i,t}$  مدل معروف به مدل تابع فاصله نهاده مرزی تصادفی پارامتریک به صورت زیر به دست آورده می‌شود:

$$\frac{1}{x_N} = d_I\left(y, \frac{x}{x_N}, t; z\right) \exp(-u + v) \quad (۴)$$

1. Pinto

2. Denny

3. Growitsch

4. Atkinson

5. Cost Diminution

$$-x_k^{i,t} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \omega_m y_m^{i,t} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \omega_{mn} y_m^{i,t} y_n^{i,t} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k x_k^{i,t} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{j=1}^{K-1} \beta_{kj} x_k^{i,t} x_j^{i,t} + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M \delta_{km} x_k^{i,t} y_m^{i,t} + \sum_{m=1}^M \varphi_h z_h^{i,t} + \theta_t t + \frac{1}{2} \theta_{tt} t^2 + \sum_{k=1}^K \delta_k x_k^{i,t} t + \sum_{m=1}^M \xi_m y_m^{i,t} t + \varepsilon^{i,t} \quad (5)$$

می‌شود.  $\varepsilon^{i,t} = v^{i,t} - u^{i,t}$  است که  $x_k^* = x_k - x_K$  و  $z_h$  و  $h=1, \dots, H$  لگاریتم‌های طبیعی متغیرهای محیطی هستند. جزء خطای مرکب  $\varepsilon^{i,t} = v^{i,t} - u^{i,t}$  ناکارایی در تولید  $u^{i,t}$  و جزء اخلاص  $v^{i,t}$  را شامل می‌شود.

فرض می‌شود جزء اخلاص دارای توزیع مستقل و همسان  $iid \sim N(0, \sigma_v^2)$  باشد. معیار کارایی فنی عکس معیار فاصله نهاده است و بنابراین بین  $u$  و یک تغییر می‌کند که مقدار یک بیانگر کارایی فنی است و کارایی فنی می‌تواند به صورت امید شرطی  $\exp(-u^{i,t})$  با معین بودن مقدار  $\varepsilon^{i,t}$  تخمین زده شود. چنان‌که در ادبیات موضوعی معمول است، فرض می‌شود که دو جزء خطا مستقل از همدیگر و از متغیرهای توضیحی توزیع شده‌اند (فرض بسیار قوی).

در برخی از حالت‌ها متغیرهای محیطی مشاهده شده در تابع فاصله نهاده به طور مستقیم وارد نمی‌شوند بلکه فرض می‌شود به طور مستقیم کارایی فنی را تحت تاثیر قرار دهند. چنان‌که توسط بتیس و کونلی (۱۹۹۵) پیشنهاد شده است، فرض می‌شود میانگین جزء ناکارایی ( $\mu u$ ) که دارای توزیع نرمال منقطع است، تابع خطی از متغیرهای محیطی  $Z$  باشد و تابع  $\mu u$  به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\mu u^{i,t} = d_0 + \sum_{h=1}^H \varphi_h z_h^{i,t} \quad (6)$$

به تبعیت از بتیس و کونلی (۱۹۹۵) ضرایب  $\alpha_0, \omega, \beta, \delta$  و  $\varphi$  هستند، انحرافات استاندارد اجزاء خطا،  $\sigma_u$  و  $\sigma_v$  هستند که به ترتیب انحراف معیار اجزای اخلاص و ناکارایی هستند. کل واریانس خطا  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$  است. پس می‌توان نسبت واریانس جزء ناکارایی به واریانس کل خطا  $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$  را به دست آورد.  $\gamma$  بین صفر و یک محدود می‌شود و سهم نسبی ناکارایی از کل واریانس خطا را بیان می‌کند.

مزیت این مدل این است که از انجام رویکرد دو مرحله‌ای اجتناب می‌کند. مدل پیشنهادی بتیس و کونلی به طور سازگاری به نتیجه مشابهی با تخمین یک مرحله‌ای از طریق تصریح میانگین توزیع ناکارایی به صورت تابعی از متغیرهای برونزا می‌رسد. در نظر گرفتن برخی از اثرات محیطی برونزای موثر بر کارایی، نظیر شرایط خاص منطقه، دارای اهمیت خاصی برای تحلیل شرکت‌های توزیع برق است زیرا شرکت‌های توزیع برق تحت مقررات قرار دارند و بایستی به تعهدات عرضه



حتی بعد از برقراری رقابت خرده فروشی پایبند باشند. به عبارتی دیگر به شرکت‌های توزیع اجازه داده نمی‌شود که صرفاً هدف حداکثر سازی سود یا حداقل سازی هزینه را دنبال نمایند و کارایی عملیاتی آنها ممکن است تا حد زیادی تحت تاثیر محیط عملیاتی آنها محدود شود (گوتو و تسوتسی، ۲۰۰۸).

## ۲-۲- مدل فرامرزی

فرض می‌شود که  $G$  گروه متفاوت وجود دارد که تکنولوژی‌های متفاوتی را در صنعت به کار می‌برند. می‌توان  $G$  مدل تابع فاصله نهاده تصادفی مختلف را برای این  $G$  گروه مختلف ساخت. مدل مرزی فاصله نهاده تصادفی (۴) و رابطه (۵) برای  $G$  گروه تخمین زده می‌شود و ضرایب تابع برای هر گروه به طور خاص تعیین می‌شود.

با معرفی بهترین تکنولوژی در صنعت، تابع فاصله نهاده فرامرزی می‌تواند به صورت پوش توابع مرز فاصله نهاده تصادفی گروه‌های مختلف نگاه شود که این توابع قسمت بندی شده هستند و تابع فاصله نهاده فرامرزی بالای قسمت قطعی توابع مدل‌های مرزی تصادفی گروه‌های مختلف قرار نمی‌گیرد. فرامرزی فاصله نهاده به شکل ریاضی بر حسب لگاریتم به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\text{Lnd}_{it}^* = \min_{it}(\text{Lnd}^{(1)}(Y_{it}, X_{it}^*, \omega^{(1)}, \beta^{(1)}), \dots, \text{Lnd}^{(g)}(Y_{it}, X_{it}^*, \omega^{(g)}, \beta^{(g)})) \quad (7)$$

ناکارایی در چارچوب تولید اشاره به استفاده بیش از حد از همه نهاده‌ها با نسبت مشابه دارد. ناکارایی تخصیصی مرتبط با هزینه اضافی به وجود آمده در اثر استفاده از ترکیب نامناسب نهاده با داشتن قیمت‌های برونزای نهاده است. فرض می‌شود که هیچ ناکارایی تخصیصی وجود ندارد. بنابراین، مفهوم کارایی تنها اشاره به کارایی فنی دارد که اجازه می‌دهد جزء ناکارایی را به تابع فاصله نهاده بدون اضافه شدن پیچیدگی تخمین اضافه کرد. چنان که بیان شد معیار کارایی فنی عکس معیار فاصله نهاده است و بنابراین بین صفر و یک تغییر می‌کند و مقدار یک بیانگر کارایی فنی است. کارایی فنی می‌تواند به صورت امید شرطی  $\exp(-u^{it})$  با معین بودن مقدار  $\varepsilon^{it}$  تخمین زده شود. نسبت شکاف تکنولوژیکی از نسبت کارایی فنی با توجه به فرامرزی به کارایی فنی با توجه به مرز گروه و یا به عبارتی از نسبت مقدار تابع فاصله نهاده گروه به مقدار تابع فاصله نهاده فرامرزی مشخص می‌شود که عددی بین ۰ و ۱ است و عدد ۱ به معنی برابری کارایی فنی با توجه به مرز گروه و فرامرزی

است. به عبارتی دیگر می‌توان کارایی فنی با توجه به فرامرز را به صورت ضرب کارایی فنی اندازه‌گیری شده با توجه به مرز گروه  $g$  و نسبت شکاف تکنولوژیکی اندازه‌گیری کرد (ادنل و دیگران، ۲۰۰۸).

برای پیدا کردن پارامترهای تابع فاصله نهاده فرامرزی بایستی از رویکرد برنامه‌ریزی خطی یا برنامه‌ریزی غیر خطی درجه دوم استفاده کرد که در اینجا از برنامه‌ریزی غیر خطی درجه دوم استفاده شده است.

$$\begin{aligned} \text{QP: Min } L^* &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [\text{Lnd}^g(.) - \text{Lnd}^*(.)]^2 \\ \text{S. t. } \text{Lnd}^*(.) &\leq \text{Ln } d^g(.) \end{aligned} \quad (۸)$$

### ۳- مطالعات تجربی

مروری بر مبانی تجربی موضوع نشان می‌دهد که مطالعات مختلف جوانب مختلف اقتصادی و روش‌شناختی مرتبط با موضوع مورد بحث این مقاله را مورد بررسی قرار داده‌اند.

برخی از مطالعات کارایی شرکت‌های توزیع و عوامل موثر بر آن را بحث کرده‌اند و در همین راستا، اثر اصلاحات ساختاری بر کارایی شرکت‌ها را بررسی کرده‌اند و در برخی حالت‌ها با به کار بردن داده‌ها از کشورهای مختلف به مقایسات بین کشوری پرداخته‌اند.

پولیت (۱۹۹۴) دریافت که متوسط کارایی کاهش می‌یابد در صورتی که اندازه بنگاه افزایش یابد. میلیوتیز<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) اثر ویژگی‌های جغرافیایی، اندازه و چگالی را تحلیل کرد و نتیجه گرفت شاخص‌های کارایی شرکت‌های توزیع برق فعال در مراکز شهری و یا پرتراکم نسبت به شرکت‌های توزیع برق فعال در نواحی کم تراکم بالاتر است (پرز- ریز و توار، ۲۰۰۹).

ژالمارسون و ویدریس (۱۹۹۶) برای سوئد، بغدادی اغلو و دیگران (۱۹۹۶) برای ترکیه و پولیت (۱۹۹۴) برای آمریکا و انگلیس دریافتند که شواهدی از تفاوت در کارایی بین شرکت‌های عمومی و خصوصی وجود ندارد. دیگر مولفان نظیر موتا (۲۰۰۶) برای برزیل، سن هوزا<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) برای شیلی و پمبو و تابردا (۲۰۰۶) برای کلمبیا نتیجه گرفتند که اثر خصوصی سازی بر کارایی شرکت‌های توزیع برق مثبت است. به طور کلی شواهد تجربی، رابطه بین کارایی بیشتر و مالکیت خصوصی را برای کشورهای توسعه یافته رد می‌کند (پرز- ریز و توار، ۲۰۰۹).

1. Miliotis

2. Sanhueza

کالمن و دیگران (۲۰۰۸) در مقاله‌ای با به کار بردن داده‌های ۹۹ شرکت فرانسوی و ۷۷ شرکت آلمانی نتیجه می‌گیرند که شرکت‌های فعال در نواحی شهری دارای کارایی بالاتری هستند و سرمایه‌گذاری در کابل‌های زیر زمینی کارایی فنی شرکت‌های توزیع را بالا می‌برد (کالمن و دیگران، ۲۰۰۸).

سیوشی و گوتو (۲۰۰۹) با تخمین تابع هزینه ترانسلوگ چند ستانده‌ای برای شرکت‌های توزیع برق ژاپن از ۱۹۸۳ تا ۲۰۰۳ معیارهای اقتصادی مختلفی نظیر رشد بهره‌وری، تغییر تکنیکی و صرفه‌های ناشی از مقیاس و تراکم را محاسبه کرده‌اند. نتایج تجربی این مطالعه افزایش رشد بهره‌وری را بعد از مقررات زدایی نشان می‌دهد.

پرز-ریز و توار (۲۰۰۹) در مقاله‌ای با بررسی کارایی و تغییر بهره‌وری<sup>۱۴</sup> شرکت‌های توزیع برق پرو در دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۶ نشان می‌دهند که در نتیجه اصلاحات، ارتقا در کارایی و بهره‌وری شرکت‌های توزیع برق پرو اتفاق افتاده است و بین تجدید ساختار بخش توزیع برق و ارتقای بهره‌وری رابطه وجود دارد.

هوانی<sup>۱</sup>، چن<sup>۲</sup> و یانگ<sup>۳</sup> (۲۰۰۹) در مقاله‌ای برای مطالعه ۲۴ شرکت توزیع تایوان دریافتند که متوسط کارایی هزینه با استفاده از مدل مرزی تصادفی سنتی بیش از حد تخمین زده می‌شود به ویژه برای مناطقی که دارای چگالی مدار پایین هستند. آنها دریافتند که متوسط کارایی هزینه گروه با چگالی مدار بالا به طور معنی‌داری بالاتر از گروه با چگالی مدار پایین است زیرا از صرفه‌های ناشی از مقیاس شبکه بهره‌مند هستند.

کوپساکانگاس-ساولاین و سونتو (۲۰۰۸)، کارایی هزینه شرکت‌های توزیع برق فنلاند را آزمون می‌کنند. بر طبق نتایج آنها، بنگاه‌های با اندازه متوسط که دارای ضریب بار بالایی هستند، کاراترین بنگاه‌ها هستند.

هاتوری (۲۰۰۲)، کارایی فنی شرکت‌های برق امریکا و ژاپن را در دوره ۱۹۹۷-۱۹۸۲ با استفاده از تحلیل مرزی تصادفی و تابع فاصله نهاده ترانسلوگ تخمین زده و مقایسه می‌کند. نتایج تجربی او نشان می‌دهد که بعد از کنترل متغیرهای محیطی، به طور متوسط شرکت‌های ژاپنی کاراتر هستند.

1. Huany

2. Chen

3. Yang

فلاحی و احمدی (۱۳۸۵) تابع هزینه و کارایی هزینه شرکت‌های توزیع برق استان خراسان را در چارچوب الگوی تصحیح خطای ترکیبی بتیس و کوئلی (۱۹۹۲) و با استفاده از روش حداکثر راستنمایی (MLE) بر آورد کرده‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که ضریب بار و تراکم مشترکان رابطه‌ای منفی با هزینه شرکت‌های توزیع برق در این استان دارد و از طرفی دیگر، حجم الکتریسیته تحویلی به مشترکان رابطه‌ای مثبت با هزینه شرکت‌های توزیع برق دارد. علاوه بر این، ضرایب برآوردی الگوی هزینه، نبود صرفه‌های ناشی از مقیاس را در شرکت‌های مزبور نشان می‌دهد.

تعداد دیگری از مطالعات به تعیین بازدهی نسبت به مقیاس و اندازه بهینه شرکت‌های توزیع برق بر حسب تعداد مشتریان و مقدار فروش پرداخته‌اند. فیلیپینی (۱۹۹۶) و فیلیپینی و وایلد (۲۰۰۱) در دو مطالعه جداگانه از تاسیسات توزیع برق سوئیس، به ترتیب با استفاده از تابع ترانسلوگ منعطف و تابع هزینه متوسط خطی، بازدهی‌های صعودی نسبت به مقیاس را در کل نمونه‌هایشان به ترتیب از ۳۹ و ۵۹ شرکت توزیع برق سوئیس پیدا کردند.

گیلز و ویات (۱۹۹۳) یک تابع هزینه کل را با استفاده از داده‌های ۶۰ شرکت توزیع برق نیوزیلند تخمین زدند و گزارش دادند که مقیاس کارا در دامنه فروش ۵۰۰ تا ۳۵۰۰ گیگاوات ساعت است. یاچو (۲۰۰۰) مقیاس بهینه بدست آمده از مقاله هیلز و ویات را بر حسب تعداد مشتریان تعمیم داد و گزارش داد که حداقل اندازه مقیاس کارا، ۳۰۰۰۰ مشتری است.

سالوانز و تجوتا (۱۹۹۴) نیز بر حسب تعداد مشتریان و در یک تحلیل بین بخشی ۱۰۰۰ شرکت توزیع برق نروژی اندازه مقیاس بهینه را در حدود ۲۰۰۰۰ مشتری یافتند که مستقل از فروش بر حسب گیگاوات ساعت است. این نتایج یافته‌های یاچو (۲۰۰۰) را بر مبنای داده‌های پانل چهار ساله ۸۱ شرکت توزیع کننده کانادا تأیید می‌کند (گروبیچ، جاماسب و پولیت، ۲۰۰۵).

فیلیپینی و دیگران (۲۰۰۴) یک تابع مرزی هزینه را تخمین زدند که از پنج شرکت توزیع برق اسلونی در طول دوره از ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۰ استفاده می‌کرد. آنها کارایی هزینه و صرفه‌های ناشی از مقیاس را اندازه‌گیری کردند و ادغام تاسیسات توزیع برق را پیشنهاد دادند.

امینی (۱۳۸۵) در پایان نامه خود با بررسی ساختار شرکت‌های توزیع در ایران از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۳ نشان می‌دهد که حداقل مقیاس کارا برای شرکت‌های توزیع برق تقریباً ۷۳۰۰۰۰ هزار مشترک می‌باشد و در حال حاضر بیشتر این شرکت‌ها دارای مقیاس کمتر از مقیاس بهینه بوده و دارای بازده صعودی نسبت به مقیاس می‌باشند.

از لحاظ روش شناختی نیز روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک متعددی استفاده شده است و در مورد متدولوژی اجماع خاصی وجود ندارد. همچنین مطالعات مختلفی که به مطالعه شرکت‌های توزیع برق پرداخته‌اند تا حد زیادی با توجه به نهاده‌ها و ستانده‌هایی که استفاده می‌کنند، فرق دارند. تعدادی از مطالعات نظری که از نهاده‌ها و ستانده‌ها و متغیرهای محیطی متفاوتی استفاده کرده‌اند در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱): مطالعات مختلف و متغیرهای نهاده، ستانده و محیطی مختلف به کار رفته در آنها

متغیرهای ساختاری و محیطی	نهاده‌ها	ستانده‌ها	محقق
نسبت متغیرهای تعداد مشتریان بر مساحت حوزه پوشش خدمت	تعداد شاغلان (تعداد واقعی شاغلان)؛ طول خط شبکه (بر حسب کیلومتر) و تلفات شبکه (بر حسب Gwh) طول خط شبکه و تلفات شبکه	تعداد مشتریان (تعداد واقعی مشتریان)، ناحیه خدمت (بر حسب کیلومتر مربع) و فروش برق (بر حسب Gwh) است	رم پاکودان (۲۰۰۲)
چگالی مشتری (نسبت تعداد مشتری بر طول شبکه) و ضریب بار (نسبت متوسط واحدهای برق تحویل داده شده به حداکثر تقاضا)	تعداد شاغلان، ظرفیت ترانسفورماتورها (بر حسب MVA)	واحدهای انرژی تحویل شده و تعداد مشتریان	هاتوری و دیگران (۲۰۰۳) با مرور ۲۰ مطالعه کارایی شرکت‌ها
-	تعداد شاغلان، ظرفیت ترانسفورماتور و طول شبکه و برخی از مطالعات هزینه‌های عملیاتی و سرمایه‌ای	واحدهای انرژی تحویل شده، تعداد مشتریان و اندازه ناحیه خدمت	جاماسب و پولیت (۲۰۰۱) با بررسی مطالعات مختلف
-	کل هزینه‌ها و طول شبکه	واحدهای انرژی تحویل شده، تعداد مشتریان	جاماسب و پولیت (۲۰۰۳)
متغیر ساختاری عکس چگالی (DI)، اندازه‌گیری شده به صورت مساحت بر حسب کیلومتر مربع به ازای ساکنان، سهم خطوط کابلی (سرمایه گذاری زیر زمینی)	تعداد شاغلان و طول شبکه (سرمایه)	کل فروش‌ها (بر حسب Gwh) و تعداد مشتریان طول شبکه	کالمن و دیگران (۲۰۰۸)
چگالی مشتری (تعداد مشتریان به ازای هر کیلومتر شبکه)	کل هزینه‌ها و تعداد دقایق قطعی برق	کل تعداد مشتریان و تعداد واحدهای انرژی عرضه شده اندازه‌گیری شده بر حسب Gwh که دو متغیر ستانده مذکور بیانگر ساختار تعرفه دو قسمتی است.	گروبیچ، جاماسب و پولیت (۲۰۰۵) به تبعیت از نیوبرگ (۱۹۷۷)

شاخص معکوس چگالی جمعیت (نسبت مساحت ناحیه مسکونی بر حسب کیلومتر مربع بر ساکنان)	نهادهای نیروی کار و سرمایه (طول شبکه بر حسب کیلومتر)	برق تحویل شده و تعداد مشتریان	هس و کالمن (۲۰۰۷)
-	تعداد کارگران، تلفات برق توزیع شده بر حسب Mwh، تعداد کیلومتر شبکه ولتاژ متوسط و ولتاژ پایین و تعداد ایستگاه‌های فرعی	فروش‌ها (MWh) و تعداد مشتریان	پرز-ریز و توار (۲۰۰۹) در مدل ۱
-	تعداد شاغلان، تلفات برق توزیع شده بر حسب Mwh و ارزش پولی سرمایه فعال در طول دوره (خالص دارایی‌های ثابت به کار رفته) و بیان می‌کند تجربه معمول در نظر گرفتن تعداد شاغلان، ظرفیت ترانسفورماتور، طول شبکه و هزینه عملیاتی است.	فروش‌ها (MWh) و تعداد مشتریان	پرز-ریز و توار (۲۰۰۹) در مدل ۲
-	تعداد شاغلان، ظرفیت ترانسفورماتورها (بر حسب MVA) و طول شبکه (بر حسب Km)	مساحت ناحیه خدمت (بر حسب Km <sup>2</sup> )، تعداد مشتریان، فروش‌های صنعت (Mwh) و فروش‌های غیر صنعتی (Mwh)	ریسند (۲۰۰۲)
مساحت حوزه پوشش خدمت (کیلومتر مربع)	طول شبکه برق (Km)، تعداد شاغلان و تلفات (Gwh)	فروش و تعداد مشتریان	راموس-ریل و دیگران (۲۰۰۹)
ضریب بار (LF) ترانسفور ماتورهای توزیع (نسبت ظرفیت ترانسفور ماتور بر تقاضای برق)، ضریب چگالی مشتری (CD) (نسبت تعداد مشتریان تقسیم بر طول شبکه) و UGR (نسبت طول خط شبکه زیر زمینی بر کل طول شبکه)	نیروی کار و سرمایه	تعداد مشتریان تجاری و صنعتی و تعداد مشتریان خانگی	گوتو و سیوشی (۲۰۰۹) در سیستم معادلات هزینه و سهم نهاده‌ها
-	نیروی کار، ظرفیت ترانسفور ماتور (MVA) و اندازه شبکه (Km)	حجم الکتریسیته تحویلی به مشترکان خانگی (MVH)، حجم الکتریسیته تحویلی به مشترکان صنعتی (MVH)، تعداد مشترکان خانگی، تعداد مشترکان صنعتی	امامی میبدی (۱۹۹۵)

منبع: بررسی‌های محقق

#### ۴- روش تحقیق و داده‌های مورد استفاده

انجام تحقیق نیز به روش کتابخانه‌ای و اسنادی است و از روش‌های پارامتریک اقتصادسنجی داده‌های پانل و برنامه‌ریزی درجه دوم استفاده می‌شود و برای انجام این کار از نرم‌افزارهای Frontier4.1، Stata10، Eviews7 و Matlab7.1 و دیگر نرم‌افزارهای مورد نیاز استفاده شده است.

برای این تحقیق از داده‌های پانل ۳۶ شرکت توزیع برق ایران استفاده می‌شود که در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ از طریق مراجعه به سایت توانیر و ساختمان شماره ۴ توانیر جمع‌آوری شده است. این شرکت‌ها به دو گروه دارای چگالی مدار بالا و پایین تقسیم‌بندی می‌شوند. رویکردهای مرزی سنتی پارامتریک و ناپارامتریک، کل بنگاه‌ها را همگن و در یک گروه در نظر می‌گیرند که به نظر می‌رسد در بیشتر حالات فرض نادرستی باشد. بنابراین استفاده از رویکرد فرامرزی که تنوع تکنولوژیکی به دلیل تنوع شرایط محیطی، چگالی مشتری و ساختار مصرف‌کننده را در نظر می‌گیرد، برای تخمین میزان کارایی، شکاف تکنولوژیکی، مقیاس بهینه شرکت‌های توزیع برق صحیح‌تر به نظر می‌رسد. از رویکرد داده‌های پانل مرزی تصادفی برای تخمین مرزهای گروهی از طریق نرم‌افزارهای اقتصادسنجی و از رویکرد برنامه‌ریزی غیرخطی درجه دوم از طریق نرم‌افزار Matlab7.1 برای تخمین ضرایب تابع فاصله نهاده فرامرزی استفاده می‌شود.

با جمع‌بندی مطالعات نظری از جدول (۱)، داده‌های مورد استفاده در این مقاله که برای تحلیل کارایی و عوامل موثر بر آن برای شرکت‌های توزیع برق ایران استفاده شده، در جدول (۲) آورده شده است:

جدول (۲): داده‌های استفاده شده در تحقیق

متغیرهای ستانده	متغیرهای نهاده	متغیرهای کنترلی محیطی یا ساختاری
تعداد مشتریان (nucust) (به هزار مشترک)	طول شبکه (tleng) (به کیلومتر)	متغیر موهومی خصوصی سازی (dumprivate) برای کنترل ساختار مالکیت
مقدار انرژی تحویل شده (energydel) (به میلیون کیلو وات ساعت)	ظرفیت ترانسفور ماتور (captrans) (به مگاوات آمپر)	نسبت طول شبکه زیر زمینی به کل طول شبکه (ugr) برای کنترل ساختار شبکه
-	تلفات شبکه (loss) (به میلیون کیلو وات ساعت)	تراکم مشتریان به صورت تعداد مشتریان به مساحت حوزه تحت پوشش (cd1) برای کنترل ساختار حوزه تحت پوشش
-	تعداد شاغلان (l) (به نفر)	چگالی مدار به صورت نسبت تعداد مشتریان به طول شبکه (cd2) برای کنترل ساختار محیط عملیاتی شبکه
-	هزینه‌های عملیاتی تعدیل شده بوسیله شاخص قیمت مصرف کننده (opcr) (CPI) (به هزار ریال)	نسبت مشتریان خانگی به کل مشتریان برای کنترل ساختار مصرف کننده (consresshare)
-	-	ضریب بار شبکه (نسبت حداکثر بار غیر همزمان به کل مصرف برق) (lf1) برای کنترل شدت استفاده از شبکه
-	-	ضریب بار ظرفیت ترانسفور ماتور (نسبت ظرفیت ترانسفور ماتور به تقاضای برق) (lf2) برای کنترل شدت استفاده از ترانسفور ماتور

میانگین مشاهدات مربوط به متغیرهای نهاده و ستانده و محیطی مربوط به شرکت‌های توزیع برق ایران در دو گروه ۱ و ۲ به ترتیب در جداول (۱) و (۲) ضمیمه آورده شده است. در این جداول پیشوند m قبل از نام متغیرها به معنی میانگین است.

## ۵- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این بخش ابتدا این فرضیه آزمون می‌شود که تصریح تابع ترانسلوگ برای تابع فاصله نهاده مناسب‌تر است یا تصریح تابع کاب-داگلاس. سپس فرضیه دیگری آزمون می‌شود که آیا مدل فرامرزی به دلیل وجود شرکت‌های توزیع برق با ساختار محیطی متفاوت مناسب‌تر است یا مدل مرزی. سپس یافته‌های تخمین تابع فاصله نهاده مرزی و فرامرزی ترانسلوگ و اثرات نهایی متغیرهای نهاده و ستانده آورده شده و تفسیر می‌شود.



## ۵-۱- آزمون ارجحیت شکل تبعی ترانسلوگ و کاب داگلاس و نیز مدل فرامرزی و مدل

## مرزی

ابتدا این فرضیه بررسی می‌شود که شکل تبعی ترانسلوگ برای تصریح تابع فاصله نهاده بهتر است یا شکل تابعی کاب داگلاس. شکل تابعی لگاریتمی کاب داگلاس شکل محدود شده تابع منعطف تر ترانسلوگ است. در این تابع خاص متغیرهای مستقل به صورت لگاریتم خطی وارد تابع می‌شوند ولی در تابع منعطف ترانسلوگ، متغیرها به صورت درجه دو و متقاطع نیز وارد می‌شوند. برای آزمون ارجحیت تصریح تابع، فرضیه صفر وجود تصریح تابعی کاب داگلاس و فرضیه مقابل وجود تصریح تابعی ترانسلوگ است که برای آزمون فرضیه مذکور از آماره آزمون نسبت راستنمایی (LR) که دارای توزیع  $\chi^2$  است، استفاده می‌شود.

$$LR = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\} \sim \chi^2_{K_U - K_R} \quad (9)$$

در این فرمول  $\ln$  علامت لگاریتم طبیعی و  $L(H_0)$  لگاریتم راستنمایی مدل محدود شده یعنی لگاریتم کاب-داگلاس و  $L(H_1)$  لگاریتم راستنمایی مدل محدود نشده یعنی ترانسلوگ است.  $K_U$  بیانگر تعداد متغیرهای مدل محدود نشده و  $K_R$  بیانگر تعداد متغیرهای مدل محدود شده است.

$$LR = -2\{294,41 - 399,5\} = 210,18$$

که مقدار LR محاسباتی از مقدار کای دو بحرانی با درجه آزادی ۲۱ در هر سطح معنی‌داری حتی سطح معنی‌داری ۱ درصد (با مقدار ۳۸,۹۳) بیشتر است و فرضیه مقابل مبنی بر ارجحیت تصریح تابع فاصله نهاده ترانسلوگ رد نمی‌شود.

با استفاده از آزمون نسبت‌های راستنمایی می‌توان نشان داد که آیا دو گروه LCD و HCD دارای مرزهای متفاوتی هستند یا خیر. برای این کار مدل با داده‌های پانل کل به عنوان مدل محدود شده و مدل جدا شده به گروه‌های مختلف به عنوان مدل محدود نشده (در اینجا دو گروه مختلف) تخمین زده می‌شود و با استفاده از آزمون LR که دارای توزیع  $\chi^2$  است می‌توان پی برد که آیا مرزهای گروهی موضوعیت دارد یا خیر؟ که LR به صورت زیر است:

$$LR = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\} \sim \chi^2_{(K(G-1))} \quad \text{یا} \\ I \ln SSE_r - \sum_g I_g SSE_g \sim \chi^2_{(K(G-1))} \quad (10)$$

فرضیه صفر، یکسان بودن مرزها و فرضیه مقابل یکسان نبودن مرزها برای آزمون ارجحیت مدل‌های مرزی یا فرامرزی است.

در فرمول (۱۰)،  $\ln[L(H_0)]$  مقدار تابع راستنمایی برای مدل مرزی تخمین زده شده با استفاده از داده‌های پانل کل است، در حالی که  $\ln[L(H_1)]$  مجموع مقادیر راستنمایی برای مدل‌های مرزی گروهی است که در اینجا دو مدل مرزی گروهی وجود دارد.  $K$  تعداد پارامترهای تخمین زده شده و  $G$  تعداد گروه‌های در نظر گرفته شده است. درجه آزادی نیز  $K(G-1)$  است. بنابراین با تخمین مدل‌های تابع فاصله نهاده مرزی ترانسلوگ پانل کل و گروهی با فرض نرمال منقطع برای جزء ناکارایی داریم:

$$LR = -2\{399,5 - 507,26\} = 215,52$$

که  $LR$  به دست آمده از مقدار بحرانی کای دو دارای درجه آزادی ۲۹ حتی در سطح معنی داری ۰,۰۱ (با مقدار ۲۰,۰۹) بیشتر است بنابراین در سطح اطمینان بالا وجود مرزهای گروهی و بنابراین وجود فرامرز تایید می‌شود.

## ۵-۲- نتایج تخمین تابع فاصله نهاده ترانسلوگ با فرض توزیع نرمال منقطع جزء

### ناکارایی

در این تحقیق ابتدا شرکت‌های توزیع به دو گروه بر حسب چگالی مدار (نسبت تعداد مشتریان به طول شبکه) بالا و پایین تقسیم شدند. شرکت‌های توزیع برق آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، چهارمحال و بختیاری، مرکزی، همدان، لرستان، خراسان، جنوب خراسان، شمال خراسان، خوزستان، کهگیلویه و بویراحمد، زنجان، سمنان، کرمانشاه، کردستان، ایلام، فارس، بوشهر، شمال کرمان، جنوب کرمان، هرمزگان و یزد در گروه شرکت‌های دارای چگالی مدار پایین یا گروه ۱ هستند. شرکت‌های توزیع برق شهرستان تبریز، شهرستان اصفهان، غرب استان تهران، قم، شهرستان مشهد، شهرستان اهواز، قزوین، شهرستان شیراز، گیلان، مازندران، غرب مازندران و گلستان در گروه شرکت‌های دارای چگالی مدار بالا یا گروه ۲ هستند.

ملاحظات نظری ممکن است بر انتخاب توزیع جزء ناکارایی تاثیر بگذارد. برخی از محققان از توزیع‌های نیمه نرمال و نمایی استفاده نمی‌کنند زیرا دارای نمای صفر هستند به عبارتی دیگر در این توزیع‌ها، بسیاری از عوامل موثر بر ناکارایی در همسایگی صفر هستند و معیارهای مربوط به کارایی فنی در همسایگی یک خواهند بود. مدل‌های نرمال قطع شده و گاما بررسی اشکال مختلف توزیع جزء ناکارایی را ممکن می‌سازد (کوئلی و دیگران، ۲۰۰۵: ۲۵۲).

پس بر این اساس، در این مقاله نیز از فرض نرمال منقطع برای جزء ناکارایی استفاده می‌شود. ابتدا به تخمین تابع فاصله نهاده ترانسلوگ مرزی پانل کل و فرامرزی تحت فرض توزیع نرمال منقطع به صورت رابطه (۵) و (۶) و (۸) پرداخته می‌شود.

جدول (۳): تخمین تابع فاصله نهاده ترانسلوگ فرامیزی

متغیرهای مستقل	ضرایب ناشی از حل مسئله برنامه ریزی درجه دوم (۸)
ثابت	۲۱.۲
<b>lnucust</b>	-۱.۲۱
<b>lenergydel</b>	-۰.۴۵
<b>lnucust*lenergydel</b>	۰.۲۴
<b>llopcr</b>	۲.۵۵
<b>ltlengopcr</b>	-۰.۱۶
<b>llossopcr</b>	۱.۳۸
<b>lcaptransopcr</b>	۳.۴۸
<b>lnucust^2</b>	-۰.۰۶
<b>lenergydel^2</b>	-۰.۱۸
<b>llopcr^2</b>	-۰.۰۲
<b>ltlengopcr^2</b>	۰.۱۵
<b>llossopcr^2</b>	۰.۰۴
<b>lcaptransopcr^2</b>	۰.۰۷
<b>llopcr*ltlengopcr</b>	-۰.۰۳
<b>llopcr*llossopcr</b>	-۰.۰۱
<b>llopcr*lcaptransopcr</b>	۰.۳۲
<b>ltlengopcr*llossopcr</b>	۰.۰۱
<b>lcaptransopcr*ltlengopcr</b>	-۰.۲۵
<b>lcaptransopcr*llossopcr</b>	۰.۱۲
<b>lcaptransopcr*lnucust</b>	۰.۲۳
<b>lcaptransopcr*lenergydel</b>	-۰.۲
<b>llopcr*lnucust</b>	-۰.۰۱
<b>llopcr*lenergydel</b>	-۰.۱
<b>ltlengopcr*lnucust</b>	-۰.۱۵
<b>ltlengopcr*lenergydel</b>	۰.۱۱
<b>llossopcr*lnucust</b>	-۰.۱۱
<b>llossopcr*lenergydel</b>	۰.۰۴
<b>trend</b>	۰

جدول (۴): تخمین تابع فاصله نهاده ترانس‌لوگ مرزی پانل کل

متغیر وابسته: nlopcr	آماره t	ضرایب پانل کل
متغیرهای مستقل		
ثابت	۱.۷۹	۶.۰۷
Inucust	۰.۱۶	۰.۱
lenergydel	-۰.۵۸	-۰.۳۸
Inucust*lenergydel	-۰.۴۹	-۰.۰۵
llopcr	۲.۴۴	۱.۴۸
ltlengopcr	-۱.۷۷	-۰.۶۲
llossopcr	۰.۳۵	۰.۲۱
lcaptransopcr	۲.۲۴	۲.۲۲
Inucust^2	۰.۲۴	۰.۰۱
lenergydel^2	۰.۲۶	۰.۰۱
llopcr^2	۰.۸۲	۰.۰۴
ltlengopcr^2	۱۱.۵۸	۰.۲۲
llossopcr^2	-۰.۰۸	۰
lcaptransopcr^2	۱.۳۷	۰.۱۲
llopcr*ltlengopcr	-۳.۲۳	-۰.۱۲
llopcr*llossopcr	-۰.۴۹	-۰.۰۴
llopcr*lcaptransopcr	۲.۱۱	۰.۲۳
ltlengopcr*llossopcr	۲.۳۸	۰.۰۷
lcaptransopcr*ltlengopcr	-۶.۸۲	-۰.۳۲
lcaptransopcr*llossopcr	۰	۰
lcaptransopcr*Inucust	-۰.۳	-۰.۰۳
lcaptransopcr*lenergydel	۰.۴۵	۰.۰۴
llopcr*Inucust	۰.۶۲	۰.۰۵
llopcr*lenergydel	-۰.۳۸	-۰.۰۳
ltlengopcr*Inucust	۰	۰
ltlengopcr*lenergydel	۰.۸۷	۰.۰۳
llossopcr*Inucust	۱.۰۷	۰.۰۷
llossopcr*lenergydel	-۱	-۰.۰۸
trend	-۲.۴۳	-۰.۰۳
sigma-squared	۱۱.۵۱	۰
gamma	۰.۷۹	۰.۰۹

جدول (۵): تخمین اثرات متغیرهای محیطی بر کارایی فرامرزی (مدل اثرات ثابت پانل)

متغیر وابسته: کارایی با توجه به فرامرز			
متغیرهای مستقل	ضرایب تابع فرامرزی	آماره t	مقدار احتمال
ثابت	۲.۱۴	۱۷.۵۵	۰.۰۰
lcd1	۰.۰۳	۲.۲۴	۰.۰۳
lcd2	۰.۴۰	۱۴.۶۹	۰.۰۰
llf1	-۰.۰۶	-۲.۸۹	۰.۰۰
llf2	۰.۰۶	۴.۱۳	۰.۰۰
lugar	۰.۰۱	۱.۱۷	۰.۲۴
lconsresshare	-۰.۰۱	-۰.۵۸	۰.۵۷
Dumprivate	-۰.۰۱	-۱.۳۴	۰.۱۸
trend	-۰.۰۱	-۳.۶۶	۰.۰۰
Trend^2	۰.۰۰	۴.۰۴	۰.۰۰

جدول (۶): تخمین اثرات متغیرهای محیطی بر ناکارایی پانل کل

متغیر وابسته: میانگین ناکارایی به دست آمده از داده‌های پانل		
متغیرهای مستقل	ضرایب پانل کل	آماره t
ثابت	-۰.۷۶	-۴.۴۵
lcd1	۰	۰.۳
lcd2	-۰.۴۵	-۱۲.۶۲
llf1	۰.۱۶	۴.۳۸
llf2	-۰.۱۱	-۳.۱۴
lugar	-۰.۰۱	-۲.۴۲
lconsresshare	۰.۰۵	۲.۰۲
Dumprivate	۰	-۰.۰۱
trend	-۰.۰۲	-۱.۰۷
Trend^2	۰	-۰.۷۹

در جدول (۳) و (۴)، (۵) و (۶)، nlopcr، منفی لگاریتم هزینه عملیاتی، Inucust لگاریتم تعداد مشتریان، lenergydel لگاریتم انرژی تحویل شده، Lnucustlenergydel لگاریتم تعداد مشتریان ضرب در لگاریتم انرژی تحویل شده، llopcr لگاریتم نسبت نیروی کار به هزینه عملیاتی، ltlengopcr لگاریتم نسبت طول شبکه به هزینه عملیاتی، llossopcr لگاریتم نسبت تلفات شبکه به هزینه عملیاتی، lcaptransopcr لگاریتم نسبت ظرفیت ترانسفورماتور به هزینه عملیاتی و trend بیانگر متغیر روند است که در سال ۸۱ برابر ۱ و برای سال‌های بعدی با قدر نسبت ۱ افزایش می‌یابد. در رابطه (۶)  $\mu$ ، میانگر میانگین جزء ناکارایی دارای توزیع نرمال قطع شده به صورت تابع خطی از متغیرهای محیطی، lcd1، بیانگر لگاریتم تراکم مشتری (نسبت تعداد مشتریان به مساحت حوزه تحت پوشش)، lcd2، بیانگر لگاریتم چگالی مدار (نسبت تعداد مشتریان به طول شبکه)، dumprivate، بیانگر متغیر موهومی خصوصی سازی برای کنترل ساختار مالکیت که در صورت خصوصی شدن شرکت، مقدار ۱ و در صورت دولتی بودن شرکت، مقدار ۰ می‌گیرد، lugr، لگاریتم نسبت طول شبکه زیر زمینی به کل طول شبکه برای کنترل ساختار شبکه، lconsressshare، لگاریتم متغیر نسبت مشتریان خانگی به کل مشتریان برای کنترل ساختار مصرف کننده، llf1، بیانگر لگاریتم ضریب بار شبکه (نسبت حداکثر بار غیر همزمان بر کل مصرف برق) و llf2، لگاریتم ضریب بار ظرفیت ترانسفورماتور (نسبت ظرفیت ترانسفورماتور بر تقاضای برق) به ترتیب برای کنترل شدت استفاده از شبکه و ترانسفورماتور است. در تخمین تابع فاصله نهاده داده‌های پانل از فرض نرمال منقطع برای بیان توزیع جزء ناکارایی استفاده شده است زیرا همان‌طور که مشخص است در جدول (۶)، حداقل یکی از ضرایب متغیرهای محیطی معنی دار است. بنابراین استفاده از فرض نیمه نرمال بودن جزء ناکارایی می‌تواند نامناسب باشد مگر اینکه فرض شود متغیرهای محیطی ساختار تکنولوژیکی شرکت‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهند و بنابراین این متغیرها در تابع فاصله نهاده مرزی وارد شوند که البته ورد کردن این متغیرها برای تخمین تابع فاصله نهاده، درجه آزادی تخمین را به ویژه در گروه‌ها، به شدت پایین می‌آورد و بسیاری از متغیرهای مدل بی معنی می‌شوند.

اگر علامت ضریب متغیر در تخمین تابع فاصله نهاده مثبت باشد بدان معنی است که افزایش متغیر باعث افزایش فاصله از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود و در صورت منفی بودن ضرایب به معنی کاهش فاصله از مرز بهینه و بنابراین افزایش کارایی در اثر افزایش مقدار متغیر است. مقادیر بحرانی آماره  $t$  با درجه آزادی ۲۵۹ به عبارتی اختلاف تعداد کل مشاهدات (۲۸۸) از تعداد ضرایب تخمین





درصد شده است. در مدل میانگین ناکارایی (۶) که در جدول (۶) نشان داده شده است به غیر از متغیر لگاریتم تراکم مشتریان (lcd1)، متغیر موهومی خصوصی سازی (Dumprivate)، متغیر روند (trend) و متغیر روند به توان دو (trend2) بقیه متغیرها در سطح بالایی معنی دار هستند. متغیر چگالی مدار (lcd2) معنی دار و دارای علامت مطابق انتظار منفی است یعنی هر درصد افزایش چگالی مدار باعث کاهش ناکارایی یا به عبارتی افزایش کارایی به میزان ۰,۴۴ می‌شود. هر درصد افزایش ضریب بار شبکه مطابق انتظار باعث کاهش کارایی به میزان ۰,۱۵ درصد می‌شود. هر درصد افزایش ضریب بار ترانسفورماتور بر خلاف انتظار باعث افزایش کارایی به میزان ۰,۱۱ درصد می‌شود. هر درصد افزایش نسبت مشتریان خانگی به کل مشتریان باعث کاهش کارایی به میزان ۰,۰۴ درصد می‌شود که مطابق انتظار نظری می‌باشد. این نتایج زمانی کاربرد دارند که فرض کنیم همه بنگاه‌ها در یک گروه قرار دارند ولی چون نشان دادیم بنگاه‌ها در گروه‌های مختلفی فعالیت می‌کنند لذا به تخمین تابع فاصله نهاده فرامرزی و گروهی می‌پردازیم.

مقایسه نتایج جداول (۳) و (۴) با هم و نیز (۵) و (۶) با هم نشان می‌دهد ضرایب ناشی از تخمین فرامرزی تفاوت زیادی با ضرایب ناشی از تخمین تابع فاصله نهاده با استفاده از داده‌های پانل کل دارد. همان طور که از جدول (۳) مشخص است با توجه به ضرایب تابع فرامرزی می‌توان گفت که صرفه‌های ناشی از تنوع در بلندمدت وجود ندارد زیرا ضریب متغیرهای ستانده (حدود ۰,۵۵) بیشتر از ضریب متغیر ضرب متقاطع متغیرهای ستانده با مقدار ۰,۲۴ است و حتی افزایش انرژی تحویل شده همزمان با افزایش تعداد مشتریان باعث افزایش فاصله از مرز بهینه و کاهش کارایی در بلندمدت می‌شود. هر درصد افزایش در نیروی کار باعث می‌شود ۲,۵۵ درصد فاصله از مرز بهینه افزایش یابد و این به معنی کاهش کارایی در اثر استفاده بیشتر از نیروی کار است. افزایش طول شبکه باعث نزدیک شدن به مرز بهینه و افزایش کارایی در بلندمدت می‌شود. هر درصد افزایش تلفات شبکه باعث دور شدن از مرز بهینه به میزان ۱,۳۸ درصد و کاهش کارایی می‌شود. هر درصد افزایش ظرفیت ترانسفورماتور باعث دور شدن از مرز بهینه به میزان ۳,۴۸ درصد و کاهش کارایی می‌شود. ضرایب مربع متغیرها نشان می‌دهد که در بلندمدت اثر افزایش بیش از حد تعداد مشتریان و انرژی تحویل شده بر کاهش فاصله از مرز بهینه و افزایش کارایی کم می‌شود. افزایش همزمان نیروی کار و طول شبکه باعث نزدیک شدن به مرز بهینه و افزایش کارایی می‌شود.

طبق جدول (۵) که رگرسیون داده‌های پانل را نشان می‌دهد کارایی فرامرزی بر روی متغیرهای محیطی رگرس می‌شود و از مدل اثرات ثابت استفاده می‌شود زیرا در آزمون هاسمن فرض همبستگی صفر مبنی بر استقلال متغیرهای توضیحی از اجزاء اخلاص رد می‌شود و کای دو محاسبه شده در هر سطح معنی داری بیشتر از کای دو بحرانی است. در تخمین رگرسیونی مذکور داده‌های پانل، تنها متغیرهای لگاریتم نسبت طول شبکه زیر زمینی به کل طول شبکه (lugar)، لگاریتم متغیر نسبت مشتریان خانگی به کل مشتریان (lconsrshare) و خصوصی سازی معنی دار نیستند. به عنوان مثال هر درصد افزایش تراکم مشتریان و چگالی مدار به ترتیب باعث افزایش ۰,۰۳ و ۰,۴۰ در کارایی بلند مدت می‌شود که مطابق انتظار نظری است. افزایش ضریب بار شبکه باعث کاهش کارایی و افزایش ضریب بار ظرفیت ترانسفورماتور باعث افزایش کارایی در بلندمدت می‌شود. افزایش سهم مشتریان خانگی از کل مشتریان باعث کاهش کارایی در بلندمدت مطابق انتظار شده است اما معنی دار نیست. هر درصد افزایش نسبت طول شبکه زیر زمینی به کل طول شبکه بر خلاف انتظار باعث افزایش ۰,۰۱ درصد در کارایی بلندمدت می‌شود اما معنی دار نیست. اثر خصوصی در بلندمدت معنی دار نیست. متغیر روند دارای ضریب منفی است که نشان می‌دهد کارایی در بلندمدت، در اثر تغییر فنی کاهش می‌یابد.

جدول (۷): تخمین تابع فاصله نهاده ترانسلوگ مرزی گروهی

متغیرهای مستقل	متغیر وابسته: nlopcr			
	ضرایب گروه ۱	آماره t	ضرایب گروه ۲	آماره t
ثابت	۷.۸۴	۱.۷۷	-۸.۲۵	-۲.۲
Inucust	-۰.۶۹	-۰.۹۳	-۵.۱۳	-۴.۵۹
lenergydel	-۰.۱۲	-۰.۱۷	۳.۵۶	۳.۲۴
Inucustlenergydel	۰.۱۹	۱.۳۶	۰.۱۵	۰.۷۷
llopcr	۲.۳۵	۳.۳۶	۱.۱۲	۱.۳۲
ltlengopcr	-۰.۹۹	-۲.۸۴	۱.۳۸	۲.۴۹
llossopcr	۰.۸۶	۱.۱	-۰.۴۳	-۰.۷
lcaptransopcr	۱.۵۵	۱.۲۴	-۲.۸۳	-۱.۹۸
Inucust^2	-۰.۱۳	-۱.۴۱	۰.۱۳	۱.۱۷
lenergydel^2	-۰.۱	-۱.۴۲	-۰.۱۴	-۱.۳۸
llopcr^2	-۰.۰۲	-۰.۳۹	۰.۱۶	۱.۳۴
ltlengopcr^2	۰.۲۶	۱۱.۶۷	۰.۲۲	۶.۲۳
llossopcr^2	-۰.۰۳	-۰.۶۷	۰.۰۳	۰.۳۴
lcaptransopcr^2	۰.۰۱	۰.۰۸	۰.۲	۱.۱۳
llopcr*ltlengopcr	-۰.۰۹	-۲.۷۹	۰.۰۸	۱.۴۲
llopcr*llossopcr	-۰.۱۱	-۱.۲۱	۰.۳۶	۳.۳۷
llopcr*lcaptransopcr	۰.۳۹	۳.۳۸	-۰.۳۷	-۱.۵۸
ltlengopcr*llossopcr	۰.۰۶	۲.۱۵	۰.۰۹	۲.۰۵
lcaptransopcr*ltlengopcr	-۰.۴۵	-۸.۹۵	-۰.۲۹	-۲.۹۸
lcaptransopcr*llossopcr	۰.۱۷	۱.۸۷	-۰.۴	-۲.۱
lcaptransopcr*Inucust	۰.۰۴	۰.۳۳	-۰.۶۲	-۳.۱۴
lcaptransopcr*lenergydel	۰.۰۲	۰.۲۳	۰.۵۱	۲.۴۲
llopcr*Inucust	۰.۰۵	۰.۵۸	۰.۳۹	۴.۶۹
llopcr*lenergydel	-۰.۱۲	-۱.۴۴	-۰.۲۳	-۲.۲۷
ltlengopcr*Inucust	-۰.۱۵	-۴.۴۷	-۰.۱۷	-۳.۴۸
ltlengopcr*lenergydel	۰.۱۵	۴.۷۴	۰.۱۶	۲.۷۷
llossopcr*Inucust	۰.۰۲	۰.۲۳	۰.۱	۰.۷۲
llossopcr*lenergydel	-۰.۰۷	-۰.۶۸	۰.۰۷	۰.۴۲
trend	۰	۰.۱۷	۰.۰۱	۱.۶۸
gamma	۰.۲۶	۲.۱۳	۱	۱۴.۷

جدول (۸): تخمین اثرات متغیرهای محیطی بر ناکارایی گروه‌های ۱ و ۲

متغیرهای مستقل	ضرایب گروه ۱	آماره t	ضرایب گروه ۲	آماره t
ثابت	-۲.۰۹	-۹.۸۲	-۱.۳	-۴.۶۱
lcd1	۰	۰.۳۲	-۰.۰۴	-۱.۸۲
lcd2	-۰.۶۲	-۱۲.۵۳	-۰.۵۹	-۶.۷۵
llf1	۰.۱۷	۴.۴۸	-۰.۱۲	-۱.۳
llf2	-۰.۰۸	-۲.۱۴	-۰.۰۷	-۱.۱۹
lugr	-۰.۰۱	-۲.۶۲	۰.۰۲	۰.۷۸
lconsresshare	۰	۰.۰۵	۰.۱۶	۲.۰۲
Dumprivate	۰.۰۵	۱.۹۱	۰	-۰.۰۵
trend	۰.۰۴	۱.۹۸	-۰.۰۱	-۰.۴۴
Trend^2	-۰.۰۱	-۲.۸	۰	۰.۲۹

در جدول (۷)، برای آزمون معنی داری ضرایب تابع فاصله نهاد مرزی و میانگین ناکارایی برای گروه ۱، مقادیر بحرانی آماره t با درجه آزادی ۱۶۳ به عبارتی اختلاف تعداد مشاهدات گروه ۱ (۱۹۲) از تعداد ضرایب تخمین زده شده متغیرها در تابع فاصله نهاد ترانسلوگ و با فرض نرمال منقطع بودن جزء ناکارایی (۲۹) و در سطوح معنی داری ۰،۰۱، ۰،۰۵، ۰،۱ و ۰،۱ به ترتیب تقریباً برابر با ۲،۳۲، ۱،۶۴ و ۱،۲۸ است. در جدول (۸)، مقادیر بحرانی آماره t با درجه آزادی ۱۸۲ به عبارتی اختلاف تعداد مشاهدات گروه ۱ (۱۹۲) از تعداد ضرایب تخمین زده شده متغیرها در تابع جزء ناکارایی (۱۰) و در سطوح معنی داری ۰،۰۱، ۰،۰۵، ۰،۱ و ۰،۱ به ترتیب تقریباً برابر با ۲،۳۲، ۱،۶۴، ۱،۲۸ و ۱،۲۸ است. تخمین تابع فاصله نهاد مرزی ترانسلوگ تحت فرض نرمال منقطع بودن جزء ناکارایی برای گروه ۱ در جدول (۷) نشان می‌دهد که با توجه به آماره t متغیرهای  $\lnucust^2$ ،  $\lnenergydel$ ،  $\lnucust^2 \cdot \lnenergydel$ ،  $\lnucust^2 \cdot \lnenergydel^2$ ،  $\lnucust^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel$ ،  $\lnucust^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2$ ،  $\lnucust^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel$ ،  $\lnucust^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2$ ،  $\lnucust^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel$ ،  $\lnucust^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2$ ،  $\lnucust^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel$ ،  $\lnucust^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2 \cdot \lnenergydel^2$  معنی دار هستند اما دیگر متغیرها یا بی معنی و یا در سطح پایینی معنی دار هستند و این بیان می‌کند که با کاهش درجه آزادی نسبت به داده‌های پانل کل، تعداد بیشتری از متغیرهای توضیحی در تخمین تابع فاصله نهاد گروهی بی معنی شده‌اند.

برای گروه ۱ ضریب لگاریتم تعداد مشتریان و مقدار انرژی تحویل شده منفی است که به معنی نزدیک شدن به مرز بهینه و افزایش کارایی در اثر افزایش این دو متغیر است اما افزایش همزمان این

دو متغیر باعث می‌شود فاصله از مرز بهینه افزایش پیدا کند بنابراین صرفه‌های ناشی از تنوع در گروه ۱ با توجه به مرز گروه وجود ندارد.

افزایش نیروی کار، تلفات شبکه و ظرفیت ترانسفورماتور باعث دور شدن از مرز بهینه گروه و کاهش کارایی در گروه می‌شود اما بر خلاف انتظار افزایش طول شبکه باعث نزدیک شدن به مرز بهینه و افزایش کارایی می‌شود. ضریب مربع متغیرها برای گروه ۱ نشان می‌دهد که افزایش بیش از حد مشخص تعداد مشتریان و مقدار انرژی تحویل شده باعث کاهش فاصله از مرز بهینه و افزایش کارایی می‌شود. افزایش بیش از حد معین طول شبکه باعث دور شدن از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود. افزایش همزمان نیروی کار و طول شبکه باعث کاهش فاصله از مرز بهینه و افزایش کارایی می‌شود. افزایش همزمان نیروی کار و ظرفیت ترانسفورماتور باعث افزایش فاصله از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود. افزایش همزمان طول شبکه و تلفات شبکه باعث دور شدن از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود که در سطح بالایی معنی‌دار است. هر درصد افزایش همزمان ظرفیت ترانسفورماتور و طول شبکه باعث نزدیک شدن به مرز بهینه به میزان ۰,۴۵ درصد و در نتیجه افزایش کارایی می‌شود. افزایش همزمان ظرفیت ترانسفورماتور و تلفات شبکه باعث دور شدن از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود که در سطح بالایی معنی‌دار است. افزایش همزمان نیروی کار و مقدار انرژی تحویل شده باعث کاهش فاصله از مرز بهینه و افزایش کارایی می‌شود. افزایش همزمان طول شبکه و تعداد مشتریان باعث نزدیک شدن به مرز بهینه و افزایش کارایی می‌شود که در سطح بالایی معنی‌دار است. افزایش همزمان طول شبکه و مقدار انرژی تحویل شده باعث دور شدن از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود که در سطح بالایی نیز معنی‌دار است. ضریب متغیر روند (trend) نیز که مثبت اما بی‌معنی است نشان می‌دهد که تغییر فنی باعث تغییری در فاصله از مرز بهینه و کارایی نشده است.

با توجه به جدول (۸) در تخمین مدل میانگین ناکارایی (۶) برای گروه ۱ به غیر از متغیرهای لگاریتم تراکم مشتری (lcd1) و لگاریتم نسبت مشتریان خانگی به کل مشتریان (lconsresshare) بقیه متغیرها در سطح بالایی معنی‌دار هستند. متغیر چگالی مدار (lcd2) معنی‌دار و دارای علامت مطابق انتظار منفی است و هر درصد افزایش چگالی مدار باعث کاهش ناکارایی یا به عبارتی افزایش کارایی به میزان ۰,۶۲ در گروه ۱ می‌شود. هر درصد افزایش ضریب بار شبکه باعث کاهش کارایی به میزان ۰,۱۷ درصد می‌شود. هر درصد افزایش ضریب بار ترانسفورماتور باعث افزایش کارایی به میزان

۰,۰۸ درصد می شود. هر درصد افزایش نسبت طول شبکه زیر زمینی به کل طول شبکه باعث افزایش کارایی به میزان ۰,۰۱۳ درصد می شود که مخالف انتظار نظری می باشد. خصوصی سازی نیز باعث می شود کارایی در گروه ۱ به میزان ۵ درصد کاهش یابد اما در سطح بالایی معنی دار نیست. ضریب گاما که در سطح پایینی معنی دار است، نشان می دهد که بهتر است از روش اقتصاد سنجی سنتی برای برازش تابع فاصله نهاده استفاده نشود.

برای آزمون معنی داری ضرایب متغیرهای تخمین تابع فاصله نهاده مرزی و میانگین ناکارایی، به عبارتی روابط (۵) و (۶) برای گروه ۲، مقادیر بحرانی آماره  $t$  با درجه آزادی ۶۷ به عبارتی اختلاف تعداد مشاهدات گروه ۲ (۹۶) از تعداد ضرایب تخمین زده شده متغیرها در تابع فاصله نهاده ترانسلوگ (۲۹) و در سطوح معنی داری ۰,۰۱، ۰,۰۵ و ۰,۱ به ترتیب برابر با ۲,۳۸، ۱,۶۷ و ۱,۲۹ است. مقادیر بحرانی آماره  $t$  با درجه آزادی ۸۶ به عبارتی اختلاف تعداد مشاهدات گروه ۲ (۹۶) از تعداد ضرایب تخمین زده شده متغیرها در تابع میانگین ناکارایی (با تعداد ۱۰ ضریب) و در سطوح معنی داری ۰,۰۱، ۰,۰۵ و ۰,۱ به ترتیب برابر با ۲,۳۷، ۱,۶۶ و ۱,۲۹ است. تخمین تابع فاصله نهاده مرزی ترانسلوگ تحت فرض نرمال منقطع بودن جزء ناکارایی برای گروه ۲ در جدول (۷) نشان می دهد که با توجه به آماره  $t$  متغیرهای  $\lnucust$ ،  $\lnucustenergydel$  و  $\lnucustenergydel$  معنی دار نیستند اما دیگر متغیرها معنی دار هستند. ضرایب ستانده ها و ضرب متقاطع آنها نشان می دهد که منفی ضرب تک تک ضرایب ستانده ها با مقدار ۱۸,۲۳ بسیار بیشتر از متغیر ضرب متقاطع ستانده ها ۰,۱۵۲ است. بنابراین صرفه های ناشی از تنوع در گروه ۲ وجود ندارد و حتی افزایش همزمان تعداد مشتریان و مقدار انرژی تحویل شده باعث افزایش فاصله از مرز بهینه و کاهش کارایی می شود.

برای گروه ۲ ضریب لگاریتم تعداد مشتریان منفی و ضریب مقدار انرژی تحویل شده مثبت است که به معنی نزدیک شدن به مرز بهینه و افزایش کارایی در اثر افزایش تعداد مشتریان و دور شدن از مرز بهینه و کاهش کارایی در اثر افزایش مقدار انرژی تحویل شده است و این دو متغیر در سطح بالایی معنی دار هستند. افزایش نیروی کار و طول شبکه باعث دور شدن از مرز بهینه گروه ۲ و کاهش کارایی در گروه ۲ می شود اما افزایش ظرفیت ترانسفورماتور باعث نزدیک شدن به مرز بهینه و افزایش کارایی در گروه ۲ می شود. ضریب متغیر تلفات شبکه نیز بی معنی و دارای علامت خلاف انتظار است. ضریب مربع متغیرها برای گروه ۲ نشان می دهد که افزایش بیش از حد مشخص تعداد مشتریان باعث افزایش فاصله از مرز بهینه و افزایش بیش از حد مشخص مقدار انرژی تحویل شده باعث کاهش فاصله از مرز بهینه و افزایش کارایی می شود. افزایش بیش از حد معین نیروی کار و

طول شبکه و ظرفیت ترانسفورماتور باعث دور شدن از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود. افزایش همزمان نیروی کار و طول شبکه و نیز افزایش همزمان نیروی کار و تلفات شبکه باعث افزایش فاصله از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود. افزایش همزمان نیروی کار و ظرفیت ترانسفورماتور باعث کاهش فاصله از مرز بهینه گروه ۲ و افزایش کارایی در گروه ۲ می‌شود. افزایش همزمان طول شبکه و تلفات شبکه باعث دور شدن از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود که در سطح بالایی معنی‌دار است. هر درصد افزایش همزمان ظرفیت ترانسفورماتور و طول شبکه باعث نزدیک شدن به مرز بهینه به میزان ۰,۲۹ درصد و در نتیجه افزایش کارایی می‌شود. افزایش همزمان ظرفیت ترانسفورماتور و تلفات شبکه بر خلاف انتظار باعث نزدیک شدن به مرز بهینه و افزایش کارایی می‌شود که در سطح بالایی معنی‌دار است. افزایش همزمان ظرفیت ترانسفورماتور و مقدار انرژی تحویل شده بر خلاف افزایش همزمان ظرفیت ترانسفورماتور و تعداد مشتریان باعث دور شدن از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود که در سطح بالایی نیز معنی‌دار است. افزایش همزمان نیروی کار و تعداد مشتریان باعث افزایش فاصله از مرز بهینه گروه ۲ و کاهش کارایی می‌شود. افزایش همزمان نیروی کار و مقدار انرژی تحویل شده باعث کاهش فاصله از مرز بهینه و افزایش کارایی می‌شود. افزایش همزمان طول شبکه و تعداد مشتریان باعث نزدیک شدن به مرز بهینه و افزایش کارایی می‌شود که در سطح بالایی معنی‌دار است. افزایش همزمان طول شبکه و مقدار انرژی تحویل شده باعث دور شدن از مرز بهینه و کاهش کارایی می‌شود که در سطح بالایی نیز معنی‌دار است.

با توجه به جدول (۸)، در تخمین مدل میانگین ناکارایی در تخمین تابع فاصله نهاده مرزی با فرض توزیع نرمال منقطع برای جزء ناکارایی، به غیر از متغیرهای لگاریتم نسبت طول شبکه زیر زمینی به کل طول شبکه (lugar)، متغیر موهومی خصوصی سازی (Dumprivate)، متغیر روند (trend) و مربع متغیر روند (trend2) بقیه متغیرها در سطح بالایی معنی‌دار هستند. متغیرهای تراکم مشتری (lcd1) و چگالی مدار (lcd2) معنی‌دار و دارای علامت مطابق انتظار منفی هستند یعنی هر درصد افزایش تراکم مشتری و چگالی مدار باعث کاهش ناکارایی یا به عبارتی افزایش کارایی به ترتیب به میزان ۰,۰۴ درصد و ۰,۵۹ درصد در گروه ۲ می‌شود. هر درصد افزایش ضریب بار شبکه باعث افزایش کارایی به میزان ۰,۱۲ درصد می‌شود. هر درصد افزایش ضریب بار ترانسفورماتور باعث افزایش کارایی به میزان ۰,۰۷ درصد می‌شود. هر درصد افزایش نسبت طول شبکه زیر زمینی به کل طول شبکه باعث کاهش کارایی به میزان ۰,۰۲ درصد می‌شود. خصوصی سازی نیز باعث شده است

کارایی در گروه ۲ تغییری نکند. در اینجا نیز ضریب گاما که در سطح پایینی معنی دار است، نشان می دهد که بهتر است از روش اقتصاد سنجی سنتی برای برازش تابع فاصله نهاده استفاده نشود.

جدول (۹): اثرات نهایی متغیرهای ستانده و نهاده بر روی مقدار فاصله نهاده با فرض توزیع نرمال منقطع برای جزء ناکارایی

متغیرها	داده‌های پانل	تابع فرامرزی	گروه ۱	گروه ۲
Inucust	-۰.۵۳	-۰.۴۸	-۰.۶۲	-۰.۶۴
lenergydel	-۰.۴۲	-۰.۴۲	-۰.۳۱	-۰.۳۹
llopcr	۰.۰۹	۰.۰۶	۰.۰۸	۰.۱
ltlengopcr	۰.۳۴	۰.۲۴	۰.۴۴	۰.۳۴
llossopcr	۰.۰۳	۰	۰.۰۳	۰.۰۳

با مشتق‌گیری از تابع فاصله نهاده ترانس‌لوگ مرزی و فرامرزی می‌توان اثرات نهایی هر کدام از متغیرهای موجود در تابع را پیدا کرد. جدول (۹) نشان می‌دهد که هر درصد افزایش تعداد مشتریان باعث کاهش ۰٫۵۳ درصد فاصله از مرز بهینه پانل، کاهش ۰٫۴۷ درصد فاصله از فرامرزی و ۰٫۶۲ درصد فاصله از مرز بهینه گروه ۱ و ۰٫۶۴ درصد فاصله از مرز بهینه گروه ۲ می‌شود. هر درصد افزایش مقدار انرژی تحویل شده باعث کاهش ۰٫۴۲ درصد فاصله از مرز بهینه پانل، کاهش ۰٫۴۲ درصد فاصله از فرامرزی و ۰٫۳۱ درصد فاصله از مرز بهینه گروه ۱ و ۰٫۳۹ درصد فاصله از مرز بهینه گروه ۲ می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که بازدهی نسبت به مقیاس که معکوس مجموع ضریب لگاریتم تعداد مشتریان و لگاریتم مقدار انرژی تحویل شده است برای تابع فاصله نهاده مرزی پانل کل برابر ۱٫۰۵ می‌باشد یعنی نشان دهنده بازدهی صعودی نسبت به مقیاس است. مقدار بازدهی نسبت به مقیاس تابع فاصله نهاده فرامرزی ۱٫۱۱ است که نشان می‌دهد در بلندمدت با افزایش بیشتر مقیاس بنگاه‌ها، در کل بازدهی افزایش می‌یابد یعنی برای افزایش کارایی در بلندمدت، مقیاس بنگاه‌ها می‌تواند افزایش پیدا کند. هر درصد افزایش نیروی کار با توجه به مرز پانل کل، فرامرزی، مرزهای گروه ۱ و ۲ باعث افزایش فاصله از مرز بهینه به ترتیب به میزان ۰٫۰۸ درصد، ۰٫۰۶ درصد و ۰٫۰۸ درصد می‌شود. یعنی در بلندمدت با به کار بردن نیروی کار بیشتر فاصله از مرز بهینه کمتر افزایش می‌یابد. هر درصد افزایش طول شبکه با توجه به مرز پانل کل، فرامرزی، مرزهای گروه ۱ و ۲ باعث افزایش فاصله از مرز بهینه به ترتیب به میزان ۰٫۳۳ درصد، ۰٫۲۴ درصد و ۰٫۴۴ درصد می‌شود. یعنی در بلندمدت با افزایش طول شبکه، فاصله از مرز بهینه کمتر افزایش می‌یابد. هر درصد افزایش تلفات شبکه با توجه به مرز پانل کل، فرامرزی، مرزهای گروه ۱ و ۲ باعث افزایش فاصله از مرز بهینه به ترتیب به میزان ۰٫۰۲ درصد، ۰٫۰۰۰۴ درصد و ۰٫۰۳ درصد می‌شود. یعنی در بلندمدت اثر افزایش تلفات شبکه بر فاصله از مرز بهینه کاهش می‌یابد. هر درصد افزایش ظرفیت ترانسفورماتور با توجه به مرز



پانل کل، فرامرز، مرز گروه‌های ۱ و ۲ باعث افزایش فاصله از مرز بهینه به ترتیب به میزان ۰,۴۶ درصد، ۰,۶ درصد و ۰,۳۵ درصد و ۰,۵ درصد می‌شود. یعنی در بلندمدت با به کار بردن ظرفیت بیشتر ترانسفور ماتور فاصله از مرز بهینه بلندمدت بیشتر افزایش می‌یابد.

## ۶- خلاصه و نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در ایران با استقلال شرکت‌های توزیع برق به عنوان حلقه‌نهایی ارتباط با مصرف‌کننده و خصوصی‌سازی بیشتر آنها، بحث تحلیل ساختار اقتصادی و فنی شرکت‌های توزیع برق و بررسی کارایی آنها به ویژه به دنبال تغییر ساختار مالکیت اهمیت زیادی پیدا کرده است. بیشتر شرکت‌های توزیع برق در جهان یا تحت مالکیت دولتی باقی مانده‌اند و یا در صورت خصوصی‌سازی تحت مقررات باقی مانده‌اند. بنابراین این شرکت‌ها علیرغم داشتن انحصار محلی، قادر به تعیین قیمت نیستند و به راحتی نمی‌توانند دارای اهداف رفتاری نظیر حداکثرسازی سود یا حداقل کردن هزینه باشند. همچنین چون ستانده شرکت‌های توزیع برق به طور برون‌زا تعیین می‌شود و قیمت‌نهادها به ویژه در بازارهای نزدیک به رقابتی تغییرات اندک دارد و تفکیک صحیح جزء ناکارایی به ناکارایی تخصیصی و فنی مشکل است، توابع فاصله‌نهاده مرزی ترجیح داده می‌شود. در این مقاله نیز از توابع فاصله‌نهاده مرزی استفاده شده است علیرغم اینکه اطلاعات کمتری درباره کارایی ارائه می‌دهند.

همچنین طبق آماره آزمون حداکثر راستمایی دارای توزیع کای دو تصریح تابع فاصله‌نهاده مرزی ترانسلوگ بر تصریح تابع فاصله‌نهاده مرزی کاب-داگلاس برتری دارد. همچنین طبق همین آزمون مدل فرامرز بر مدل مرزی برتری دارد که آن هم به علت وجود گروه‌های متفاوت به دلیل وجود شرایط محیطی متفاوت است. همچنین با استفاده از آزمون هاسمن در رگرسیون مرحله دوم برای بررسی اثر متغیرهای محیطی موثر بر کارایی با توجه به فرامرز، از مدل اثرات ثابت داده‌های پانل استفاده شد. نتایج تخمین نشان می‌دهد که صرفه‌های ناشی از تنوع در بلندمدت و کوتاه‌مدت وجود ندارد یعنی افزایش همزمان تعداد مشتریان و مقدار انرژی تحویل شده باعث افزایش کارایی نمی‌شود. افزایش تراکم مشتریان و چگالی مدار و ضریب بار ظرفیت ترانسفور ماتور باعث افزایش کارایی بلندمدت شده است، یعنی در بلندمدت افزایش تعداد مشتریان در واحد سطح تحت پوشش خدمت و در واحد طول شبکه باعث افزایش کارایی می‌شود. افزایش نیروی کار و ظرفیت ترانسفور ماتور در بلندمدت باعث دور شدن بیشتر از مرز بهینه می‌شود لذا استفاده بیشتر از نیروی کار

و ظرفیت ترانسفورماتور توصیه نمی شود. افزایش چگالی مدار باعث افزایش کارایی در کوتاه مدت و بلندمدت می شود که در سطح بالایی معنی دار است اما در بلندمدت اثر افزایش چگالی مدار کمتر می شود. متغیر نسبت طول شبکه زیر زمینی به کل طول شبکه تنها در رگرسیون میانگین ناکارایی با توجه به مرز گروه ۱ معنی دار است اما افزایش آن بر خلاف انتظار باعث افزایش کارایی گروه ۱ می شود. خصوصی سازی باعث می شود کارایی در گروه ۱ به میزان ۵ درصد کاهش یابد اما دارای اثر معنی داری بر شرکت های گروه ۲ و نیز در افق بلندمدت شرکت ها نبوده است. بنابراین تغییر شکل مالکیت تاثیر چندانی بر کارایی نداشته است. بازدهی صعودی نسبت به مقیاس در گروه ۱ بر خلاف گروه ۲ وجود دارد. در افق بلندمدت نیز، بازدهی نسبت به مقیاس صعودی برای همه بنگاه ها وجود دارد. در بلندمدت اثر افزایش مقدار انرژی تحویل شده بر کاهش فاصله از مرز بهینه و بنابراین افزایش کارایی بیشتر می شود و اثر افزایش تعداد مشتریان کمتر می شود در نتیجه در بلندمدت افزایش مشتریان صنعتی بزرگتر با تقاضای بیشتر برق باعث افزایش بیشتر کارایی شرکت ها می شود.

## منابع و مأخذ

## الف: منابع و مأخذ فارسی

۱. امینی، علی (۱۳۸۵). *مقیاس بهینه اقتصادی در شرکت‌های توزیع برق*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.
۲. فلاحی، محمد علی. و احمدی، وحیده (۱۳۸۵). "ارزیابی کارایی هزینه شرکت‌های توزیع برق در استان خراسان (نگرش مرزی تصادفی)". فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران ۸(۱۳۷): ۲۸-۱۲۳.
۳. "آمار تفصیلی صنعت برق ایران". (سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۸). شرکت مادر تخصصی توانیر، معاونت منابع انسانی و بهبود بهره‌وری، مرکز اطلاع‌رسانی - گروه تحلیل و انتشار آمار.

## ب: منابع و مأخذ لاتین

1. Bagdadioglu N., Waddam Price CM, Weyman-Jones TG (1996). "Efficiency and Ownership in Electricity Distribution: A Nonparametric Model of the Turkish Experience". *Energy Economics* 18:1-23.
2. Cullman A., Crespo D., Plagnet M. (2008). "International benchmarking in Electricity Distribution: A comparison of French and German utilities". Discussion papers Deutseches Institut fur Wirtschaftsfor Schung, DIW, Berlin
3. Coelli, T., Rao, D.S.P., ODonnell, Ch., Battese (2005). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Second Edition, Springer Press.
4. Emami Meibodi, A. (1996). "Efficiency Consideration of Electricity Supply Industry: The Case of Iran". Department of Economics, University of Surrey, Working Paper.
5. Estache A., Rossi M., Ruzzier CH. (2004). "The Case for International Coordination of Electricity Regulation: Evidence from the Measurement of Efficiency in South America". *Journal of Regulatory Economics* 25(3): 271-295
6. Filippini, M., Hrovatin, N., Zoric, J. (2004). "Efficiency and Regulation of the Slovenian Electricity Distribution Companies". *Energy Policy* 32: 335-344.
7. Filippini, M., Wild, J & Kuenzle M. (2001). "Scale and Cost Efficiency in the Swiss Electricity Distribution Industry: Evidence from a Frontier Cost Approach". CEPE Working Paper Nr.

8. Goto M., Tsutsui, M. (2008). "Technical Efficiency and Impacts of Deregulation: An Analysis of Three Functions in U.S. Electric Power Utilities during the Period from 1992 through 2000". *Energy Economics* 30: 15–38.
9. Growitch Ch., Jamasb T., Pollitt M. (2005). "Quality of Service, Efficiency and Scale in Network Industries :An Analysis of European Electricity Distribution". IWH-Diskussionspapiere 3.
10. Hattori, T. (2002). "Relative Performance of U.S. and Japanese Electricity Distribution: an Application of Stochastic Frontier Analysis". *Journal of Productivity Analysis* 18: 269–284.
11. Hess, B., Cullmann A., (2007) . "Efficiency Analysis of East and West German Electricity Distribution Companies e Do the “Ossis” really beat the “Wessis”?”. *Utilities Policy* 15: 206-214.
12. Hjalmarsson L., Veiderpass A. (1992a). "Efficiency and Ownership in Swedish Electricity Retail Distribution". *Journal of Productivity Analysis* 3: 7–23.
13. Huang Y., Chen, K., Yang, CH. (2009). "Cost Efficiency and Optimal Scale of Electricity Distribution Firms inTaiwan: An Application of Metafrontier Analysis". *Energy Economics* ENEECO-01752.
14. Jamasb, T., Pollitt, M. (2003). "International Benchmarking and Regulation: An Application to European Electricity Distribution Utilities". *Energy Policy* 31: 1609–1622.
15. Jamasb, T. and M. Pollitt (2001). "Benchmarking and Regulation: International Electricity Experience". *Utilities Policy* 9(3): 107-130.
16. Kopsakangas-Savolainen M., Svento R. (2008) ."Estimation of Cost-Effectiveness of Finnish Electricity Distriution Utilities". *Energy Economics* 30: 212-229.
17. O'Donnell, C.J., Rao, D.S.P., Battese, G.E., (2008). "Metafrontier Frameworks for the Study of Firm-Level Efficiencies and Technology Ratios". *Empirical Economics* 34(2): 231-255.
18. Pacudan, R., Guzman, E. (2002). "Impact of Energy Efficiency Policy to Productive Efficiency of Electricity Distribution Industry in the Philippines". *Energy Economics* 24: 41-54.
19. Pe´ rez-Reyes, R., Tovar, B. (2009). "Measuring Efficiency and Productivity Change (PTF) in the Peruvian Electricity Distribution Companies after Reforms". *Energy Policy* 37: 2249–2261.
20. Ramos-Real, F. & Others (2009). "The Evolution and Main Determinants of Productivity in Brazilian Electricity Distribution 1998–2005: An Empirical Analysis". *Energy Economics* 31: 298-305.
21. Resende, M. (2002). "Relative Efficiency Measurement and Prospects Yardstick Competition in Brazilian Electericity Distribution". *Energy Policy* 30(8): 637-647.
22. Rothkopf M. H. (2007). "Dealing with Failed Deregulation: What Price C. Watts do?". *The Electricity Journal*.

23. Sueyoshi, T., Goto, M. (2009). "Productivity Growth and Deregulation of Japanese Electricity Distribution". Energy Policy.
24. Wang D. (2007). *Three Essays ON Bank Technology, Cost Structure and Performance*, Dissertation submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy in Economics, the Graduate School of Binghamton University State, University of New York.

## جداول ضمیمه

جدول (۱) - میانگین مشاهدات مربوط به متغیرهای ستانده، نهاده و محیطی شرکتهای توزیع برق گروه ۱

شرکتهای گروه ۱	mnucust	menergydel	mpersonel	mcaptrans	mtleng	mloss	mopcostr	mLF1	mLF2	mCD1	mCD2	Mconsresshare	mUGR
آذربایجان شرقی	۵۱۰۵۴	۲۱۱۴۱۳	۹۱۹۶۳	۱۱۱۷۵۰	۱۶۱۳۶۷۵	۲۲۸۵۳	۱۵۹۵۶۲۳۸۵	-۰.۲۵	-۰.۴۵	۱۱۱۴۱	-۰.۰۲	-۰.۳۹	-۰.۰۴
آذربایجان غربی	۷۰۶۶۶	۳۲۳۸۰۰	۹۲۸۳۸	۱۵۰۳۰۰	۱۸۵۷۸۵۰	۴۶۳۸۱	۲۰۸۱۳۴۸۶۰	-۰.۲۵	-۰.۴۷	۱۸۵۰	-۰.۰۳	-۰.۴۸	-۰.۰۵
اردبیل	۳۱۴۳۹	۱۱۳۱۰۰	۴۱۵۳۸	۶۰۳۵۰	۹۵۸۹۷۵	۱۷۸۷۷	۸۲۵۵۸۲۷۹	-۰.۲۷	-۰.۴۶	۱۷۲۰	-۰.۰۳	-۰.۵۱	-۰.۰۵
اصفهان	۸۲۷۷۱	۶۷۸۹۱۳	۹۴۱۶۳	۳۰۹۶۰۰	۲۴۴۴۶۶۳	۸۴۲۶۴	۲۳۷۰۴۴۴۹۶	-۰.۳۰	-۰.۵۸	۸۷۵	-۰.۰۳	-۰.۲۴	-۰.۰۷
چهار محال و بختیاری	۲۰۲۳۹	۱۱۲۹۶۳	۲۶۲۵۰	۶۲۶۰۰	۷۱۱۰۰۰	۱۴۹۷۲	۶۷۲۴۹۱۰۶	-۰.۲۴	-۰.۴۰	۱۳۱۳	-۰.۰۲	-۰.۳۵	-۰.۰۱
مرکزی	۴۳۵۷۱	۳۶۲۷۱۳	۵۲۱۰۰	۱۶۸۹۷۵	۱۳۸۰۷۸۸	۵۰۴۳۹	۱۱۴۸۱۹۹۸۳	-۰.۳۰	-۰.۵۶	۱۴۸۲	-۰.۰۳	-۰.۲۴	-۰.۰۳
همدان	۴۵۳۵۶	۲۸۱۷۵۰	۵۴۰۲۵	۱۳۷۵۵۰	۱۲۱۶۷۷۵	۵۶۴۴۲	۱۱۳۴۷۱۵۰۲	-۰.۲۸	-۰.۵۰	۲۳۲۰	-۰.۰۳	-۰.۳۵	-۰.۰۳
لرستان	۳۶۲۸۸	۲۱۱۵۲۵	۵۴۳۶۳	۱۱۵۷۶۳	۱۱۴۷۳۸۸	۴۴۰۰۷	۱۰۹۲۳۶۸۵۷	-۰.۳۲	-۰.۴۸	۱۲۷۸	-۰.۰۳	-۰.۴۱	-۰.۰۳
خراسان	۷۰۷۸۸	۵۸۶۵۷۵	۸۶۱۸۸	۱۹۷۶۷۵	۲۶۳۴۵۳۸	۷۲۳۸۷	۱۶۶۰۵۹۰۰۱	-۰.۲۰	-۰.۵۱	۶۶۳	-۰.۰۲	-۰.۲۱	-۰.۰۲
برق جنوب خراسان	۱۹۶۷۹	۱۰۹۰۵۰	۲۶۳۰۰	۴۳۳۶۳	۹۲۱۲۲۵	۱۲۹۰۳	۶۴۹۹۱۷۹۰	-۰.۳۲	-۰.۵۱	۲۴۴	-۰.۰۲	-۰.۲۵	-۰.۰۲
برق شمال خراسان	۲۱۸۴۳	۱۰۴۸۵۰	۲۷۳۲۵	۴۶۷۱۳	۸۴۱۹۸۸	۱۴۹۵۶	۶۵۰۹۷۹۴۶	-۰.۳۲	-۰.۴۷	۶۵۸	-۰.۰۲	-۰.۳۴	-۰.۰۲
خوزستان	۵۶۴۳۵	۱۰۸۶۲۷۵	۱۱۹۷۲۵	۴۵۷۴۳۸	۱۹۲۲۸۷۵	۳۴۱۴۳۴	۳۱۹۶۱۴۷۴	-۰.۳۶	-۰.۵۷	۱۰۸۰	-۰.۰۳	-۰.۴۴	-۰.۰۲

کهگیلویه و بویر احمد	۱۲۲.۳۱	۹۸۷.۸۸	۴۶۵.۶۳	۶۳۳.۶۳	۵۱۹۰.۰۰	۲۶۲.۲۶	۷۳۷۵۰.۳۳۹	-۰.۲۶	-۰.۳۴	۷.۷۹	۰.۰۲	-۰.۴۳	۰.۰۰
زنجان	۲۵۰.۳۹	۱۹۴۸.۲۵	۳۰۷.۳۸	۸۷۹.۶۳	۹۶۵۷.۵۰	۲۵۹.۵۵	۱۰۸۹۵۴۵.۵۷	-۰.۳۵	-۰.۴۶	۱۱.۳۷	۰.۰۲	-۰.۳۹	۰.۰۵
سمنان	۲۱۱.۲۰	۱۷۳۱.۱۳	۳۳۰.۵۰	۸۳۷.۸۸	۷۷۱۷.۲۵	۱۴۳.۶۶	۷۶۰۶۴۷.۸۳	-۰.۲۱	-۰.۴۴	۲.۱۹	۰.۰۲	-۰.۲۰	۰.۰۷
کرمانشاه	۴۵۳.۲۴	۲۱۹۴.۸۸	۴۰۲.۲۵	۱۲۹۵.۷۵	۱۲۳۴۲.۷۵	۳۸۷.۰۱	۱۳۶۳۹۷۰.۰۷	-۰.۲۷	-۰.۴۲	۱۸.۳۹	۰.۰۳	-۰.۴۸	۰.۰۲
کردستان	۳۵۱.۹۳	۱۴۴۲.۶۳	۳۶۹.۷۵	۸۵۱.۶۳	۱۱۰۲۵.۵۰	۱۸۸.۰۵	۱۱۰۸۶۴۸.۲۶	-۰.۲۸	-۰.۴۶	۱۲.۲۱	۰.۰۳	-۰.۵۱	۰.۰۳
ایلام	۱۲۵.۶۶	۷۷۵.۷۵	۲۱۶.۷۵	۵۲۶.۳۸	۴۷۱۷.۶۳	۱۳۲.۴۴	۵۴۴۵۱۹.۱۱	-۰.۲۴	-۰.۳۴	۶.۲۴	۰.۰۲	-۰.۴۱	۰.۰۱
فارس	۵۵۰.۱۳	۴۷۰۳.۸۸	۶۹۵.۲۵	۳۲۰.۵۶۳	۲۳۴۵۲.۸۸	۸۳۴.۹۳	۱۸۳۶۸۵۹.۸۴	-۰.۲۶	-۰.۵۰	۶.۰۸	۰.۰۲	-۰.۳۱	۰.۰۱
بوشهر	۲۲۳.۹۴	۳۲۵۳.۰۰	۳۶۴.۲۵	۱۴۵۴.۱۳	۷۷۹۵.۰۰	۶۲۸.۷۲	۱۱۹۰۹۵۰.۹۷	-۰.۳۳	-۰.۵۸	۹.۶۷	۰.۰۳	-۰.۷۱	۰.۰۳
شمال کرمان	۳۶۶.۲۱	۳۶۱۳.۵۰	۵۲۰.۱۳	۱۲۲۴.۷۵	۱۳۰۵۸.۶۳	۴۳۱.۶۷	۱۱۲۸۶۹۹.۰۰	-۰.۲۱	-۰.۴۹	۴.۲۷	۰.۰۲	-۰.۲۵	۰.۰۳
جنوب کرمان	۲۷۹.۶۵	۳۲۲۶.۸۸	۴۴۴.۰۰	۱۵۷۴.۳۸	۱۸۴۵۱.۰۰	۷۰۲.۸۲	۱۱۷۷۳۱۴.۱۴	-۰.۳۰	-۰.۵۲	۲.۸۹	۰.۰۱	-۰.۲۶	۰.۰۱
هرمزگان	۳۳۷.۷۰	۴۵۱۴.۶۳	۸۷۴.۰۰	۲۰۸۱.۳۸	۱۵۳۹۰.۰۰	۷۷۵.۶۸	۲۰۱۷۸۰۳.۶۵	-۰.۲۳	-۰.۸۳	۴.۷۴	۰.۰۲	-۰.۶۶	۰.۰۴
یزد	۳۸۴.۹۸	۲۹۶۲.۸۸	۴۹۹.۷۵	۱۱۵۳.۲۵	۱۱۴۲۷.۸۸	۲۸۴.۹۶	۱۱۸۴۵۴۴.۰۶	-۰.۲۳	-۰.۵۹	۳.۴۸	۰.۰۳	-۰.۲۳	۰.۰۴
میانه‌گین گروه ۱	۳۸۱.۶۱	۳۰۵۳.۵۲	۵۴۸.۲۲	۱۳۸۹.۱۳	۱۳۱۹۷.۶۴	۵۳۴.۲۰	۱۳۰۱۸۲۸.۴۵	-۰.۲۷	-۰.۵۰	۹.۸۱	۰.۰۳	-۰.۳۸	۰.۰۳

جدول (۲): میانگین مشاهدات مربوط به متغیرهای ستانده، نهاده و محیطی شرکت های توزیع برق گروه ۲

شرکتهای گروه ۲	mmucust	menergydel	mpersonel	mcaptrans	mleng	mloss	mopoctr	mLF1	mLF2	mCD1	mCD2	mCONSSRESSHARE	mUGR
شهرستان تبریز	۵۴۵.۵۴	۲۷۵۴.۲۸	۵۸۵.۵۰	۱۱۴۵.۱۳	۶۶۷۵.۱۳	۲۷۹.۰۱	۱۲۴۸۶۱۴.۵۰	۰.۲۴	۰.۵۱	۱۲۰.۸۸	۰.۰۸	۰.۴۱	۰.۲۲
شهرستان اصفهان	۶۹۱.۲۰	۳۹۵۲.۵۰	۵۱۶.۱۳	۱۵۸۷.۱۳	۸۵۴۷.۰۰	۳۷۷.۸۴	۱۸۲۲۴۰.۱۶۹	۰.۲۸	۰.۶۶	۶۱.۲۲	۰.۰۷	۰.۳۹	۰.۲۰
غرب استان تهران	۹۵۹.۳۱	۶۳۵۱.۸۸	۶۱۹.۶۳	۳۶۲۵.۷۵	۱۱۹۸۳.۰۰	۱۱۰۶.۰۲	۱۸۴۷۷۳۸.۶۵	۰.۲۵	۰.۴۹	۱۷۵.۴۳	۰.۰۷	۰.۳۶	۰.۱۵
قم	۳۰۸.۴۵	۱۹۹۸.۳۸	۳۱۴.۸۸	۹۰۴.۶۳	۵۲۱۹.۶۳	۲۷۷.۰۲	۷۳۶۵۱۹.۳۲	۰.۲۴	۰.۴۸	۲۷.۴۵	۰.۰۵	۰.۳۶	۰.۱۵
شهرستان مشهد	۸۶۱.۳۳	۴۵۸۹.۷۵	۷۶۳.۲۵	۱۸۴۳.۲۵	۱۰۴۸۵.۸۸	۵۸۰.۱۷	۱۸۵۰۷۳۷.۵۷	۰.۲۳	۰.۵۰	۱۶۱.۸۴	۰.۰۷	۰.۳۹	۰.۱۵
شهرستان اهواز	۲۸۶.۸۶	۷۷۸۱.۳۸	۴۹۲.۱۳	۳۵۰۶.۷۵	۵۲۳۲.۷۵	۲۷۵۷.۳۳	۱۵۰۸۱۷۳.۹۳	۰.۴۳	۰.۷۶	۳۵.۳۸	۰.۰۵	۰.۴۸	۰.۰۸
قزوین	۳۳۱.۱۹	۲۹۸۹.۸۸	۲۹۱.۶۳	۱۱۳۴.۷۵	۸۴۵۴.۲۵	۳۴۴.۱۴	۱۱۲۲۷۶۹.۷۴	۰.۲۰	۰.۴۷	۲۱.۱۵	۰.۰۳	۰.۲۲	۰.۰۸
شهرستان شیراز	۵۷۷.۸۵	۴۰۹۲.۷۵	۶۱۴.۶۳	۲۲۰۷.۷۵	۱۲۶۹۳.۰۰	۸۱۸.۳۰	۱۷۶۹۹۷۱.۲۵	۰.۲۷	۰.۴۳	۲۱.۹۹	۰.۰۴	۰.۳۷	۰.۰۷
گیلان	۸۲۱.۵۵	۳۳۴۵.۶۳	۷۶۱.۳۸	۱۸۰۲.۲۵	۱۹۷۱۹.۰۰	۴۲۳.۹۲	۲۱۸۹۸۶۶.۰۰	۰.۳۱	۰.۵۱	۵۹.۶۰	۰.۰۴	۰.۵۰	۰.۰۵
مازندران	۷۶۵.۶۰	۳۶۷۱.۲۵	۷۴۴.۵۰	۲۱۰۲.۳۸	۱۷۴۰۶.۶۳	۵۴۹.۳۳	۱۶۳۵۹۷۰.۵۳	۰.۳۰	۰.۴۷	۵۶.۷۱	۰.۰۴	۰.۴۶	۰.۰۸
غرب مازندران	۳۹۶.۳۹	۱۲۴۶.۱۳	۲۴۴.۱۳	۷۵۰.۳۸	۵۸۹۰.۷۵	۲۲۶.۳۱	۶۵۲۸۳۲.۷۱	۰.۳۱	۰.۴۷	۳۰.۵۶	۰.۰۴	۰.۵۲	۰.۰۶
گلستان	۳۹۰.۹۹	۱۸۴۱.۶۳	۳۵۶.۸۸	۱۱۵۹.۷۵	۹۷۵۴.۰۰	۲۲۶.۳۴	۹۷۸۰۴۵۰.۷	۰.۳۱	۰.۴۷	۱۸.۹۷	۰.۰۴	۰.۵۱	۰.۰۵
میانگین گروه ۲	۵۷۰.۵۲	۳۷۱۷.۹۶	۵۲۵.۳۰	۱۶۴۷.۴۹	۱۰۱۷۹.۱۷	۶۶۴.۶۴	۱۴۴۶۹۷۰.۰۸	۰.۲۸	۰.۵۲	۶۵.۱۰	۰.۰۵	۰.۴۱	۰.۱۱
میانگین	۴۴۲.۸۸	۳۲۶۹.۰۱	۵۴۰.۷۹	۱۴۷۲.۹۲	۱۲۲۱۸.۶۸	۵۷۶.۵۱	۱۳۴۸۹۰.۱۶۱	۰.۲۸	۰.۵۰	۲۷.۷۴	۰.۰۳	۰.۳۹	۰.۰۶