

تحلیل کارایی و بهره‌وری شرکت‌های توزیع برق ایران: رویکرد مدل مازاد مبنا (SBM)

علی رضایی^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۶/۱۶

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۳/۲۰

چکیده

تحلیل کارایی در وضع سیاست‌های تنظیم قیمت در بخش توزیع برق نقش مهمی را بر عهده دارد. در این مطالعه کارایی و بهره‌وری شرکت توزیع برق کشور در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷-۹۰ با استفاده از مدل مازاد مبنا (SBM) محاسبه شده‌است. برای رتبه‌بندی کامل شرکت‌های دارای کارایی واحد از مدل‌های آبرکارایی استفاده شد. بر اساس نتایج، شرکت‌های توزیع برق تبریز، اهواز و خراسان جنوبی بهترین عملکرد را داشته‌اند. برای آزمون اهمیت تلفات توزیع بر مقادیر آبرکارایی هم از آزمون‌های آماری استفاده شد و نتایج آن حاکی از وجود تفاوت معناداری بین مقادیر آبرکارایی قبل و بعد از لحاظ کردن تلفات است. طبق نتایج به دست آمده متوسط بهره‌وری مجموعه شرکت‌های توزیع در دوره مورد بررسی چهار درصد کاهش یافته است. برای بررسی عوامل موثر بر کارایی شرکت‌های توزیع از تحلیل‌های اقتصادسنجی استفاده شد و نتایج آن نشان می‌دهند که میزان تلفات، چگالی شبکه و ضریب بار ترانسفورماتور از عوامل مهم و اثرگذار روی آبرکارایی می‌باشند.

واژگان کلیدی: کارایی، بهره‌وری، مدل مازاد مبنا، تلفات، شرکت توزیع برق.

JEL: C61, L94, D24.

۱. مقدمه

بخش توزیع برق در حکم حلقه اتصالی میان مصرف‌کنندگان و صنعت برق، وظیفه فروش برق به مشترکان، نگهداری از شبکه‌های توزیع و توسعه آنها، و ایجاد هماهنگی با بخش‌های بالادستی صنعت برق یعنی انتقال و تولید را عهده‌دار است. بالا بودن هزینه‌های ثابت ایجاد شبکه‌های انتقال و توزیع برق باعث ایجاد انحصار طبیعی در این بخش‌ها می‌شود که در نتیجه آن رفاه مصرف‌کنندگان کاهش

۱. کارشناس ارشد اقتصاد محیط‌زیست، دانشگاه علامه طباطبائی، Email: Ali.Rezaei.ee@gmail.com

می‌یابد. انحصارزدایی در بخش توزیع برق مستلزم استفاده از ابزارهای فعال در این عرصه را به سمت رفتار متناسب با شرایط بازار رقابتی سوق دهد. سیاست تنظیم سقف قیمت^۱ یکی از روش‌های انحصارزدایی در بخش توزیع برق است.^۲ تحلیل کارایی در تعیین سیاست‌های تنظیم قیمت نقش مهمی را بر عهده دارد (هیریش‌هاسن^۳ و همکاران، ۲۰۰۶). مسئله بعدی نحوه تعیین عامل کارایی است. در اکثر مطالعات انجام‌شده در زمینه اندازه‌گیری کارایی شرکت‌های توزیع برق از روش‌های تحلیل پوششی داده‌ها^۴ (DEA)، تحلیل مرز تصادفی^۵ (SFA) و حداقل مربوعات معمولی تصحیح شده^۶ (COLS) استفاده شده است.

روش تحلیل پوششی داده‌ها رویکردی مرزی، ناپارامتریک و داده محور برای اندازه‌گیری عملکرد مجموعه‌ای از بنگاه‌های تصمیم‌ساز^۷ است که چند نهاده را به چند ستانه تبدیل می‌کنند (کوپر و همکاران، ۲۰۱۱). مطالعه حاضر به اندازه‌گیری و تحلیل شاخص‌های کارایی و بهره‌وری شرکت‌های توزیع برق ایران با تکیه بر روش تحلیل پوششی داده‌ها DEA و استفاده از مدل مازاد مبنای SBM می‌پردازد. برای این منظور، با توجه به اطلاعات موجود، عملکرد ۳۸ شرکت توزیع برق کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰ بررسی و تحلیل شده است.

تلفات توزیع برق یکی از عوامل تعیین کننده در بحث کارایی شرکت‌های توزیع به شمار می‌رود. تدوین طرح ملی کاهش تلفات در شرکت توانیر نشانه اهمیت آن در نزد مدیران صنعت برق است. علاوه بر این در قانون بودجه سال ۹۰ نیز کاهش تلفات به اندازه ۱/۵ درصد در سال مقرر شده است (آمار تفصیلی توزیع برق؛ بنایران بررسی اثر لحاظ کردن و عدم لحاظ تلفات بر مقادیر کارایی شرکت‌های توزیع از طریق آزمون‌های آماری، هدف بعدی این مطالعه به شمار می‌رود. آگاهی از عوامل مؤثر بر کارایی شرکت‌های توزیع، اطلاعات مفیدی را برای سیاست‌گذاری در اختیار مدیران قرار می‌دهد، در همین مسیر اثر متغیرهای محیطی و ساختاری بر کارایی شرکت‌های توزیع با استفاده از تحلیل‌های اقتصادستنجدی مورد بررسی شده است.

1. Price Cap

۲. برای آشنایی سایر روش‌ها به منبع زیر مراجعه شود:

زیبا، فاطمه (۱۳۸۷): نظم پخشی و وضع مقررات اقتصادی و ارزیابی کارایی و بهره‌وری در شرکت‌های توزیع برق ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دهم، شماره ۳۴، صص ۱۷۹-۲۰۰.

3. Hirschhausen

4. Data Envelopment Analysis

5. Stochastic Frontier Analysis

6. Corrected Ordinary Least Squares

7. Decision Making Unit(DMU)

8. Slack Based Model(SBM)

این مطالعه متشکل از شش بخش است. در بخش اول نظریات و تعاریف کارایی و بهره‌وری بیان شده‌است؛ بخش دوم شامل مطالعات تجربی در مورد اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری شرکت‌های توزیع می‌باشد؛ در بخش سوم مدل مورد استفاده برای اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری ارائه شده‌است. بخش چهارم و پنجم به ترتیب به معرفی داده‌ها و یافته‌های تحقیق و تحلیل نتایج می‌پردازد. بخش آخر نیز جمع‌بندی و پیشنهادها سیاستی را بیان می‌کند.

۲. ادبیات نظری

۱.۲. تعاریف کارایی و بهره‌وری

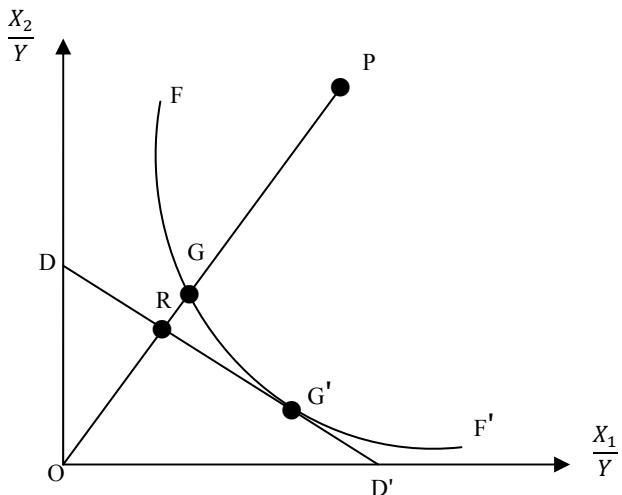
ارزیابی عملکرد نسبی بنگاه‌های اقتصادی نوعی فرایند محک‌زنی^۱ به شمار می‌رود. محک‌زنی مقایسه سیستمی عملکرد یک بنگاه با سایر بنگاه‌هایی است که نهاده‌های مشابه را به ستاندهای مشابه تبدیل می‌کنند(بِکِنْتَفْتْ و اُتْوَ^۲، ۲۰۱۱). شخص‌های کارایی و بهره‌وری از جمله شاخص‌های مهم در ارزیابی عملکرد بنگاه‌های اقتصادی به شمار می‌روند. کارایی مفهومی است که در رابطه با سطح تولید حقیقی یک بنگاه در مقایسه با سطح بهینه بالقوه یا استاندارد مطرح می‌شود. هر چقدر تولید حقیقی بنگاه از سطح بهینه بالقوه دورتر باشد، میزان کارایی بنگاه نیز کمتر خواهد بود. اندازه‌گیری کارایی در ابتدا با تلاش‌های دبرو^۳ (۱۹۵۱) و کوپمنز^۴ (۱۹۵۷) آغاز شد. به دنبال مطالعه این دو، فارل^۵ (۱۹۵۷) با ارائه روشی مبتنی بر حداقل نمودن نهاده‌های تولیدی و با به کار گیری منحنی تولید یکسان، اولین کسی بود که به طور تجربی به اندازه‌گیری کارایی پرداخت. وی پیشنهاد نمود که بهتر است عملکرد یک بنگاه با عملکرد بهترین بنگاه موجود در آن صنعت مقایسه شود(امامی میدی، ۱۳۷۹).

کارایی فنی^۶، از دیدگاه فارل در حالت نهاده محور^۷ برای یک بنگاه با دو نهاده x_1 و x_2 و با شرط بازدهی به مقیاس ثابت در شکل ۱ نشان داده شده است.^{FF} منحنی هم مقداری بنگاه‌های دارای کارایی ۱۰۰ درصد را در تولید یک واحد ستانده نشان می‌دهد. GP نیز مقدار ناکارایی را نشان می‌دهد. به این ترتیب کارایی فنی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$TE = 1 - \frac{GP}{OP} = \frac{OG}{OP} \quad (1)$$

1. Benchmarking
2. Bogetoft and Otto
3. Debreu
4. Koopmans
5. Farrell
6. Technical Efficiency
7. Input Oriented

یعنی کارایی فنی عبارت خواهد بود از تولید حداقل مقدار محصول به ازای استفاده از یک مقدار مشخص از عوامل تولیدی.



شکل ۱. اندازه‌گیری کارایی فنی به روش فارل در حالت نهاده محور

منبع: کوئلی^۱ و همکاران (۲۰۰۵)

بهره‌وری در حالت کلی نرخ تبدیل نهاده به ستانده را نشان می‌دهد. بهره‌وری در عمل با استفاده از شاخص‌های بهره‌وری جزئی و بهره‌وری کل عوامل تولید اندازه‌گیری می‌شود. محاسبه بهره‌وری جزئی عوامل تولید کار، نسبتاً ساده‌ای است و از تقسیم جداگانه‌ی مقدار تولید بر نهاده‌ی نیروی کار، سرمایه یا سایر عوامل تولید حاصل می‌شود. اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل تولید از پیچیدگی بیشتری نسبت به شاخص‌های جزئی برخوردار است. با توجه به ادبیات موجود رویکردهای اصلی در اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری کل عوامل تولید به دوسته مرزی^۲ و غیرمرزی^۳ تقسیم می‌شوند. این رویکردها شامل روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک می‌باشند (گراسکوبف^۴، ۱۹۹۳). در رویکردهای مرزی پارامتریک یک شکل تابعی برای مرز کارایی (کاب داگلاس، ترانسلوگ و...) و نوع توزیع ناکارایی (نرمال یک طرفه، گاما و ...) فرض می‌شود و آن را با استفاده از روش‌های مرسوم اقتصادسنجی تخمین می‌زنند که به رویکرد تحلیل مرز تصادفی، SFA معروف است. در روش‌های

1. Coelli

2. Frontier

3. Non-Frontier

4. Grosskopff

مرزی ناپارامتریک مرز کارایی با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، DEA و روش‌های برنامه‌ریزی خطی تعیین می‌شود. با استفاده از این روش می‌توان کارایی فنی و کارایی هزینه‌ای بنگاه و شاخص‌های بهرهوری مانند مالم کوئیست را محاسبه نمود.

۲.۲. گسترش مدل‌های DEA غیرشعاعی^۱

مدل‌های DEA را می‌توان به دو دسته شعاعی و غیرشعاعی تقسیم نمود. فرض کنید^۴ نهاده x_1 و x_2 و x_3 و x_4 وجود دارند که x_1 و x_2 شعاعی و x_3 و x_4 غیرشعاعی می‌باشند. در این حالت x_1 و x_2 به صورت متناسب با یکدیگر تغییر می‌کنند، یعنی $(\alpha x_1 + \alpha x_2) > \alpha$ در حالی که x_3 و x_4 به صورت غیرشعاعی (نامتناسب) با هم تغییر می‌باشند (کوپر و همکاران^۷، ۲۰۰۷). به عبارت دیگر منظور از غیرشعاعی بودن این است که اگر مثلاً نهاده x_3 به اندازه α برابر تغییر یابد، الزاماً نهاده x_4 به همین اندازه تغییر نخواهد یافت و این تغییر کمتر یا بیشتر از α برابر خواهد بود (همان). ویژگی شعاعی بودن در مورد ستانده نیز به شکل مشابه مطرح می‌شود. برای حل این مشکل فاره و لاول^۸ (۱۹۸۷). ساخته نهاده محور راسل^۳ را معرفی نمودند که تابع هدف مسأله برنامه‌ریزی غیرخطی آن بر مبنای مازادهای نهاده ساخته شده و حداقل می‌شود. پس از آن چارنز و همکاران^۹ (۱۹۸۵) مدل‌های جمع‌پذیر^۵ را ارائه نمودند. در این مدل‌ها تابع هدف بر مبنای حداکثرسازی مجموع مازاد نهاده‌ها و کمبود ستانده‌ها ساخته می‌شود. این مدل‌ها دارای یک مزیت و یک عدم مزیت می‌باشند: نخست این که نتایج از این مدل‌ها نسبت به تبدیل داده‌های اولیه ختی می‌باشند (مزیت)،^۶ مثلاً اگر تمام داده‌ها در یک عدد ضرب یا با آن آن جمع شوند نتایج تغییر نخواهد کرد. دومین ویژگی عدم استقلال نتایج از واحد اندازه‌گیری^۷ است (عدم مزیت)، مثلاً اگر واحد اندازه‌گیری از متر به کیلومتر تبدیل شود، نتایج حاصل از مدل‌های جمع‌پذیر تغییر خواهند کرد (کوپر و همکاران، ۲۰۰۷)، همچنین در تابع هدف این مدل‌ها مازاد نهاده و کمبود ستانده با یکدیگر جمع می‌شوند، در حالی که واحدهای اندازه‌گیری ستانده‌ها و نهاده‌ها مختلف است. برای حل این مشکل تن (۲۰۰۱) مدل‌های غیرشعاعی مازاد مبنای^۸ SBM را معرفی نمود. نتایج حاصل از این مدل‌ها نسبت به واحدهای اندازه‌گیری مستقل و نسبت به تبدیل داده‌های اولیه‌ی

1. Non radial

2. Lovell

3. Russell

4. Charnes

5. Additive

6. Translation Invariant

7. Measurement Unit Invariant

8. Slack Based Model(SBM)

ختنی بوده می‌باشد. در ادامه تن (۲۰۰۴) مدل‌های متقطع^۱ را به عنوان ترکیبی از مدل‌های شعاعی و غیرشعاعی ارائه نمودند.

۳.۲ کارایی فنی: رویکرد مدل مازاد مبنا(SBM)

فرض می‌شود n بنگاه‌های تولید وجود دارد که با استفاده از بردار نهاده $x \in R^m$ بردار ستانده $y \in R^s$ را تولید می‌نمایند. به این ترتیب مجموعه امکانات تولید در حالت بازدهی به مقیاس ثابت به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P(x) = \{(x, y) | x \geq X\lambda, y \leq Y^g\lambda, \lambda \geq 0\} \quad (2)$$

که در آن $\lambda \in R^n$ متغیر حساسیت^۲، $X = [x_{ij}] \in R^{m \times n}$ ماتریس نهاده‌ها و $R^{s \times n}$ ماتریس ستانده است. در این حالت کارایی فنی حاصل از مدل مازاد مبنا SBM برای بنگاه' صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^m s_i^- \right)}{1 + \frac{1}{s} \left(\sum_{r=1}^s y_{rk}^+ \right)} \quad (3)$$

$$x_0 = X\lambda + s^-$$

$$y_0 = Y\lambda - s^+$$

$$s^- \geq 0, s^+ \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0$$

در رابطه (2) بردار $s^- \in R^m$ و $s^+ \in R^s$ به ترتیب بردار مازاد نهاده و کمبود ستانده مطلوب را نشان می‌دهند. مدل فوق طبق حرکت در مسیر کاهش همزمان ستانده و نهاده است.^۳

۴.۲ شاخص‌های بهره‌وری مالم کوئیست

مفهوم شاخص بهره‌وری مالم کوئیست را برای اولین بار توسط مالم کوئیست (۱۹۵۳) مطرح کرد. (کاوس، کریستنسن، دیورت^۴، ۱۹۸۲) شاخص بهره‌وری مالم کوئیست را با استفاده از مفهوم توابع مسافت^۵ تعریف و سپس با تعیین رابطه‌ی آن با شاخص تورنکوئیست به اندازه‌گیری تجربی آن پرداختند. نیشیمیزو و پیچ^۶ (۱۹۸۲) با استفاده از رویکرد تابع مرزی علاوه بر تجزیه شاخص

1. Hybrid
2. Intensity Variable
3. Non Oriented
4. Caves, Christensen, Diewert
5. Distance Function
6. Nishimizu & Page

مالم کوئیست به مولفه‌های تغییرات تکنولوژیک^۱ و تغییرات کارایی فنی^۲ مقدار آن را اندازه‌گیری نمودند. در نهایت نیز فاره، گراسکوپ، لیندگرن، روس^۳(۱۹۹۲)، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها موفق به اندازه‌گیری تجربی شاخص بهره‌وری مالم کوئیست و مولفه‌های آن شدند:

$$MI_t^{t+1} = \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \times \left[\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

به طوری که

$$MI_t^{t+1} = EC_t^{t+1} \times TC_t^{t+1} \quad (5)$$

جزء EC بیانگر تغییر در کارایی فنی دوره $t + 1$ نسبت به دوره t است. جز TC نیز میزان تغییر در مرز کارا از دوره t به دوره $t+1$ را نشان می‌دهد. D_0^t تابع مسافت ستانده محور در دوره t را نشان می‌دهد. مقدار تابع مسافت ستانده برابر با نسبت تولید واقعی به حداقل تولید ممکن در سطح نهاده ثابت است که این مقدار برابر با معکوس تعریف کارایی فنی از نظر فارل^۴ است و از حل مسئله برنامه‌ریزی خطی زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} & [D_0^t(x_{k'}^t, y_{k'}^t)]^{-1} = \max \theta \\ & \text{s.t.} \\ & X\lambda \leq y_{k,n}^t, m = 1, \dots, M \\ & Y\lambda \geq \theta y_{k,m}^t, s = 1, \dots, S \\ & \lambda_n^t \geq 0, n = 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (6)$$

اگر بنگاه‌ها بر روی مرز کارایی قرار داشته باشند، مقدار تابع مسافت ستانده برابر با یک خواهد بود، یعنی ناکارایی فنی وجود ندارد و در غیر این صورت مقدار آن بزرگتر از یک است، به عبارت دیگر مقدار کارایی فنی بنگاه عددی بین یک و صفر است. محاسبه کارایی و بهره‌وری با استفاده از توابع مسافت، جزو رویکردهای شعاعی محسوب می‌شود و از بی توجهی به مازادها رنج می‌برد. کوپر و همکاران(۲۰۰۷) چارچوبی را تبیین نموده است که طبق آن می‌توان شاخص بهره‌وری مالم کوئیست را با استفاده از سایر مدل‌های غیرشعاعی به شکل ستانده یا نهاده محور و یا بدون محوریت ستانده یا

1. Technical Change(TC)

2. Efficiency Change(EC)

3. Fare, Lindgren, Roos

4. Farrell

نهاده^۱ اندازه‌گیری کرد. فرض می‌شود که بنگاه^k در دو دوره ۱ و ۲ فعالیت می‌کند. میزان تغییرات کارایی فنی از دوره‌ی ۱ به دوره‌ی ۲ (دوره‌ی دو نسبت به دوره‌ی یک) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$EC = \frac{\text{کارایی مشاهده}^2(x_{k'}, y_{k'})}{\text{کارایی مشاهده}^1(x_{k'}, y_{k'})} \quad (7)$$

مولفه تغییرات کارایی فنی برای هر بنگاه با استفاده از رابطه (7) و بر مبنای مدل‌های مختلف DEA قابل اندازه‌گیری است. اگر $EC < 1$ ، $EC = 1$ و $EC > 1$ نشانگر افزایش، کاهش و عدم رشد کارایی دوره ۱ نسبت به دوره ۲ است.

وجود تغییرات تکنولوژیک حاکی از انتقال مرزهای کارایی می‌باشد. میزان انتقال مرز کارا برای مشاهده دوره‌ی یک بنگاه^k در دوره ۲ نسبت به دوره ۱ به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\phi_1 = \frac{\text{کارایی مشاهده}^1(x_{k'}, y_{k'})}{\text{کارایی مشاهده}^1(x_{k'}, y_k)} \quad (8)$$

صورت کسر رابطه (8) همواره در رابطه (7) وجود دارد. مخرج کسر رابطه (8) با استفاده از کارایی مشاهده¹ (x_0, y_0) نسبت به مرز کارای دوره ۲ اندازه‌گیری می‌شود. در این حالت کارایی نسبت به مرزهای کارای دوره مجاور^۲ سنجیده می‌شوند. به صورت مشابه می‌توان اثر انتقال مرز یا تغییرات تکنولوژیک را برای مشاهده² (x_0, y_0) به صورت زیر بیان نمود:

$$\phi_2 = \frac{\text{کارایی مشاهده}^2(x_{k'}, y_{k'})}{\text{کارایی مشاهده}^2(x_{k'}, y_k)} \quad (9)$$

برای پرهیز از انتخاب دلخواه بین مرز تکنولوژی دوره‌ی یک و دو، میزان انتقال در مرز کارا را با استفاده از میانگین هندسی ϕ_1 و ϕ_2 بیان می‌کنیم:

$$TC = \phi = \sqrt{\phi_1 \phi_2} \quad (10)$$

$\phi < 1$ ، $\phi = 1$ و $\phi > 1$ به معنای پیشرفت، پسافت و عدم تغییر تکنولوژیک در دوره دو نسبت به دوره یک است. فرض کنید مقدار کارایی فنی بنگاه^k در دوره‌ی زمانی t که بر اساس مشاهدات دوره S و با استفاده از مدل DEA دلخواه محاسبه می‌شود به صورت زیر است:

1. Non Oriented
2. Adjacent

$$\delta^t((x_0, y_0)^s)) \quad (t = 1, 2; s = 1, 2) \quad (11)$$

در این صورت شاخص بهرهوری مالم کوئیست و اجزای آن به صورت زیر نشان داده می‌شوند:

$$EC_1^2 = \frac{\delta^2((x_0, y_0)^2))}{\delta^1((x_0, y_0)^1))} \quad (12)$$

$$TC_1^2 = \left[\frac{\delta^1((x_0, y_0)^1))}{\delta^2((x_0, y_0)^1))} \times \frac{\delta^1((x_0, y_0)^2))}{\delta^2((x_0, y_0)^2))} \right]^{1/2} \quad (13)$$

با توجه به روابط (12) و (13) برای شاخص مالم کوئیست خواهیم داشت:

$$MI_1^2 = \left[\frac{\delta^1((x_0, y_0)^2))}{\delta^1((x_0, y_0)^1))} \times \frac{\delta^2((x_0, y_0)^2))}{\delta^2((x_0, y_0)^1))} \right]^{1/2} \quad (14)$$

اگر $MI < 1$ و $MI = 1$ بیانگر افزایش، کاهش و نبود تغییر در رشد بهرهوری در دوره ۲ نسبت به دوره ۱ است.

۵.۲. کارایی مقیاس

فارة و همکاران (۱۹۹۴) و رای و دسلی (۱۹۹۷) شاخص مالم کوئیست را به مولفه‌های تغییر در کارایی فنی خالص، تغییرات تکنولوژیکی و تغییر در کارایی مقیاس تقسیم نمودند. تغییر در کارایی فنی در هر دو تجزیه تحت بازدهی به مقیاس متغیر بوده و کاملاً یکسان است. تنها تفاوت تغییر در مقدار تغییرات کارایی مقیاس و تغییرات تکنولوژیک است. تغییرات تکنولوژیک در تجزیه فارة و همکاران (۱۹۹۴) تحت بازدهی به مقیاس ثابت و در تجزیه رای و دسلی (۱۹۹۷) تحت بازدهی به مقیاس متغیر محاسبه می‌شوند. در حالت کلی، کارایی مقیاس به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\sigma^t(x_0, y_0^g, y_0^b)^s = \frac{\delta_C^t((x_{k'}, y_{k'}))^s)}{\delta_V((x_{k'}, y_{k'}))^s)} \quad (15)$$

فارة و همکاران (۱۹۹۴) جز تغییر در کارایی فنی، EC را به صورت حاصل ضرب تغییر کارایی فنی خالص (مدیریتی)، PEC در تغییر کارایی مقیاس، SCH تجزیه نمودند:

$$EC = PEC_V \times SCH_F \quad (16)$$

اندیس F و V به ترتیب نماد تجزیه فاره و همکاران و بازدهی به مقیاس متغیر می‌باشند. به این ترتیب تجزیه شاخص مالم کوئیست فاره و همکاران (۱۹۹۴) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$M_C^F = T C_C \times P E C_V \times S C H_F \quad (17)$$

رای و دسلی (۱۹۹۷) شاخص مالم کوئیست را به صورت زیر تجزیه نمودند:

$$M_C^R = T C_V \times P E C_V \times S C H_R \quad (18)$$

در هر دو تجزیه جزء مربوط به تغییرات کارایی با یکدیگر برابر می‌باشند. جزء تغییرات تکنولوژیک در روابط (۱۷) و (۱۸) مشابه با رابطه (۱۳) هستند، با این تفاوت که در تجزیه رای و دسلی (۱۹۹۷) تغییرات تکنولوژیک بر مبنای بازدهی به مقیاس متغیر محاسبه می‌شود. تغییر کارایی خالص در هر دو تجزیه به صورت زیر بیان می‌شود:

$$P E C_V = \frac{\delta_V^2 \left((x_{k'}, y_{k'})^2 \right)}{\delta_V^1 \left((x_{k'}, y_{k'})^1 \right)} \quad (19)$$

همچنین برای تغییر در کارایی مقیاس خواهیم داشت:

$$S C H_F = \frac{\sigma^2(x_{k'}, y_{k'})^2}{\sigma^1(x_{k'}, y_{k'})^1} \quad (20)$$

$$S C H_R = \left[\frac{\sigma^1(x_{k'}, y_{k'})^2}{\sigma^1(x_{k'}, y_{k'})^1} \times \frac{\sigma^2(x_{k'}, y_{k'})^2}{\sigma^2(x_{k'}, y_{k'})^1} \right]^{1/2} \quad (21)$$

اگر مقدار کارایی مقیاس در روابط (۲۰) و (۲۱) بزرگتر، کوچکتر و برابر با یک باشد، به ترتیب با بازدهی به مقیاس فراینده، کاهنده و ثابت موافق می‌باشیم.

۳. مطالعات تجربی

فلاحی و احمدی (۱۳۸۴) کارایی و بهره‌وری شرکت‌های توزیع برق کشور را با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها در دوره ۱۳۷۷-۱۳۸۰ بررسی کردند. در مدل اول طول خطوط، ظرفیت ترانسفورماتورها و تعداد کارکنان در حکم نهاده و فروش انرژی برق به مشترکان خانگی و غیرخانگی، تعداد مشترکان خانگی و غیر خانگی در حکم ستانده استفاده شده است. تنها تفاوت در مدل دوم تقسیم نهاده نیروی کار به دو گروه تحصیل کرده و غیر تحصیل کرده است. نتایج نشان می‌دهند که سهم تحصیلات تاثیری بر نتایج مدل نداشته است. نتایج برای کارایی مقیاس نشان می‌دهد که مهم‌ترین

عامل عدم کارایی شرکت‌های توزیع، عدم کارایی مقیاس است. شاخص بهره‌وری مالم کوئیست حاکی از رشد منفی بهره‌وری در دوره‌ی مورد بررسی است.

فلاحی و احمدی (۱۳۸۵) به بررسی کارایی هزینه شرکت‌های توزیع برق استان خراسان پرداخته‌اند. در این مطالعه یک الگوی هزینه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و دو الگو با استفاده از روش مرز تصادفی برآورد شده‌است. هزینه‌ها به صورت تابعی از حجم الکتریسته تحويلی به مشتریان، تراکم مشتریان و ضریب بار در نظر گرفته شده‌است. نتایج میانگین کارایی شرکت‌های توزیع استان خراسان در دوره مورد بررسی برابر با $3/98$ است که درجه بالایی از ناکارایی را نشان می‌دهد، همچنین تراکم مشتریان دارای اثری منفی و برق تحويلی دارای اثری مثبت و معنادار بر هزینه‌هاست؛ اما علامت ضریب بار که شدت استفاده از تجهیزات را نشان می‌دهد، بر هزینه‌ها اثر منفی دارد، اما معنادار نیست. عدم وجود صرفه‌های به مقیاس و لزوم افزایش شرکت‌های توزیع برق به دلیل وسعت استان خراسان از نتایج دیگر این مطالعه به شمار می‌رود.

قادری و همکاران (۱۳۸۷) عملکرد شرکت‌های توزیع برق را با استفاده از روش‌های تحلیل پوششی داده‌ها و حداقل مربعات معمولی تصحیح شده (COLS) اندازه‌گیری نموده‌اند. در این مطالعه ۲۶ شرکت توزیع برق در دوره چهار ساله ۷۹-۸۲ بررسی شده‌است. از متغیرهای طول خطوط شبکه، ظرفیت ترانسفورماتورها و تعداد کارکنان در حکم نهاده و از متغیرهای تعداد مشترکان و کل فروش برق در قالب ستانده استفاده شده‌است، همچنین میانگین خروجی دو مدل به عنوان معیار رتبه‌بندی عملکرد مورد استفاده قرار گرفته است و نتایج حاکی از عملکرد قابل قبول شرکت‌های توزیع در دوره مورد بررسی می‌باشند.

زیبا (۱۳۸۷) به بررسی مسئله نظم‌بخشی قوانین و مقررات حاکم بر ساختار انحصار طبیعی شرکت‌های توزیع برق به منظور افزایش کارایی و حرکت به سمت قیمت‌های بازار رقابتی پرداخته است. بخشی از این نظم‌بخشی مستلزم اندازه‌گیری کارایی شرکت‌های توزیع برق به منظور تنظیم سقف‌های ورزشی است. در این مطالعه کارایی و بهره‌وری شرکت‌های توزیع برق در دوره‌ی زمانی ۱۳۷۶-۸۱ با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص مالم کوئیست محاسبه شده‌است.

زراء‌نژاد و یوسفی حاجی‌آباد (۱۳۹۰)، کارایی اقتصادی ۴۱ شرکت توزیع برق در دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۸۵ بررسی کرده‌اند. در این مطالعه تابع هزینه شرکت‌های توزیع با استفاده از روش تابع مرزی برآورد شده‌است. حجم الکتریسته تحويلی به مشتریان، دستمزدهای های پرداختی، درصد تلفات و نسبت کل کیلومترهای کابل توزیع برق بر تعداد مشترکان به عنوان متغیرهای موثر بر هزینه

شرکت‌های توزیع لحاظ شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که افزایش فروش برق، فاصله مشترکان (نسبت طول شبکه بر تعداد مشترک) و تلفات، اثر مستقیمی بر هزینه شرکت‌های توزیع دارد.

فورسوند و کیتلسن^۱ (۱۹۹۸) برای ارزیابی کارایی شرکت‌های توزیع برق نروژ را طی دوره ۱۹۸۳ تا ۱۹۸۹ بررسی کردند. در این مطالعه از شاخص فاصله^۲، تعداد مشترکان و کل انرژی تحویلی به عنوان ستانده و نیروی کار، تلفات انرژی، مواد و مصالح و سرمایه در قالب نهاده استفاده شده است. بهره‌وری شرکت‌های توزیع با استفاده از شاخص مالم کوئیست و در قالب رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها محاسبه شده است.

یانگ و لو^۳ (۲۰۰۶) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها به بررسی کارایی و بهره‌وری ۲۴ ناحیه توزیع برق تایوان در سال ۲۰۰۳ پرداخته‌اند. در این مطالعه شاخص بهره‌وری به مولفه‌های تغییر در کارایی خالص یا مدیریتی، تغییر در کارایی مقیاس و تغییرات تکنولوژیک تجزیه شده است و هدف از آن بررسی عملکرد مدیریتی و اثر مقیاس بر عملکرد شرکت‌های توزیع برق در تایوان است. نتایج نشان می‌دهند که کارایی مدیریتی در شرکت‌هایی با اندازه کوچک نسبتاً پایین است، اما این شرکت‌ها در حالت بازدهی به مقیاس صعودی قرار دارند، لذا بهتر است که قبل از افزایش دامنه فعالیت، مدیران این شرکت‌ها عدم کارایی فنی را کاهش دهند.

ٹوار و همکاران^۴ (۲۰۱۱) با استفاده از رویکرد تابع مرزی به بررسی اثر اندازه شرکت‌های توزیع برق برزیل بر بهره‌وری آنها پرداخته‌اند. در این مطالعه ۱۷ شرکت توزیع برق برزیل در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۸ بررسی قرار شده است. نهاده‌های مورد استفاده در این مطالعه طول خطوط شبکه، تعداد نیروی کار و تلفات، و ستاندهای مورد استفاده مقدار فروش برق و تعداد مشتریان هستند. نتایج نشان می‌دهند که اندازه بنگاه‌ها عاملی موثر روی بهره‌وری شرکت‌های توزیع برق است.

فوچی و کانکو^۵ (۲۰۱۱) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها عملکرد ۲۲ شرکت‌های توزیع برق اندونزی در دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۰۲ را اندازه گیری نموده‌اند. از متغیرهای تعداد نیروی کار، طول خطوط شبکه و ظرفیت ترانسفورماتور در حکم نهاده و از تعداد مشتریان و درامد شرکت‌های توزیع در قالب ستانده استفاده شده است، همچنین برای بررسی عوامل موثر بر کارایی از مدل توابیت داده‌های

1. Førsund & Kittelsen

۲. این شاخص بر مبنای متوسط زمان سفر به مراکز شهری بوده و سخنی‌های توپوگرافیک مانند عبور از کوهستان، آب و فاصله خالص بیان می‌شود (فورسوند و کیتلسن^۶ ۱۹۹۸).

3. Yang & Lu

4. Fuji & Kaneko

ترکیبی^۱ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که متغیر تلفات توزیع دارای اثری منفی و معنادار بر روی کارایی است و متغیر متوسط قیمت واقعی، نرخ برق دار کردن^۲ و متغیر مجازی جاوه^۳ (شرکت‌های واقع در جزیره جاوه = ۱ و در سایر جاهای اندونزی = ۰) دارای اثری مثبت و معنادار روی کارایی می‌باشند، همچنین در امد سرانه اثر مثبت بر کارایی دارد که از نظر آماری معنادار نیست.

۴. روش‌شناسی

۴.۱. مدل مازاد مبنای ستاندۀ محور SBM-I

باتوجه به این که شرکت‌های توزیع با تقاضای مشتقه^۴ مواجه هستند، مقدار فروش برق در کنترل آنها نیست (گیانناکیس و همکاران^۵، ۲۰۰۵)، بنابراین از مدل نهاده محور مازاد مبنای SBM-I در اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری شرکت‌های توزیع استفاده می‌شود. مسئله برنامه‌ریزی خطی کلی برای محاسبه مقدار کارایی فنی شرکت توزیع برق^۶ در دوره‌ی زمانی t با استفاده از مشاهدات دوره s یعنی $((x_0, y_0)^s, \delta^t)$ ، به صورت زیر تعریف می‌شود (تن، ۲۰۰۱):

$$\begin{aligned} \delta^t((x_0, y_0)^s)) &= \min 1 - \frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{ik'}} \right) \\ x_{k'}^t &= X^s \lambda + s^- \\ y_{k'}^t &\leq Y^s \lambda \\ e\lambda &= 1 \\ s^- &\geq 0, \end{aligned} \quad (۲۲)$$

در رابطه (۲۲)، e برداری است که تمام مولفه‌هایش برابر با یک است. این رابطه، مدل مازاد مبنای ستاندۀ محور تحت بازدهی به مقیاس متغیر را نشان می‌دهد. دلیل استفاده از فرض بازدهی به مقیاس متغیر این است شرکت‌های توزیع برق در ایران به راحتی قادر به افزایش دامنه فعالیت خود به سطح مقیاس بهینه نمی‌باشند. بر اساس این فرض بنگاه‌هایی که از نظر اندازه در دامنه مشابهی قرار دارند با یک‌دیگر مقایسه می‌شوند (هیریش‌هاسن^۷ و همکاران، ۲۰۰۶). برای محاسبه ابرکارایی مشاهدات $(x_{k'}^t, y_{k'}^t)$ مربوط به بنگاه تحت ارزیابی از سمت راست محدودیت‌های خارج می‌شود، همچنین اگر در میان نهاده‌ها و ستاندۀ‌ها متغیرهای غیر قابل کنترل^۸ وجود داشته باشد، می‌توان مدل فوق را تعدیل

1. Panel Tobit
2. Electrification
3. Java
4. Derived Demand
5. Giannakis
6. Hirschhausen
7. Non Controlable

نمود، مثلاً اگر مساحت تحت پوشش هر شرکت به عنوان ستانده مورد استفاده قرار بگیرد، بایستی محدودیت $Y_{k'}^{t,Nc} \lambda$ به مدل فوق اضافه شود. بالا نویس Nc نشان دهنده متغیر غیر قابل کنترل است (کوپر و همکاران، ۲۰۰۷). با تعدل بالا نویس های زمان در رابطه (۲۲)، شاخص های کارایی و بهره وری و اجزای مختلف آن محاسبه می شوند.

۲.۴. داده‌ها

فرایند توزیع برق با استفاده از نیروی کار و سرمایه انجام می‌پذیرد و محصول آن برق تحویلی به مشترکان است. با بررسی مطالعات مختلف در زمینه اندازه‌گیری عملکرد شرکت‌های توزیع برق؛ متغیرهای طول خطوط شبکه توزیع (کیلومتر)، ظرفیت ترانسفورماتور (مگاوات آمپر) و هزینه‌های مستقیم و غیر مستقیم توزیع (میلیون ریال- قیمت ثابت سال ۸۳) و تلفات (درصد) به عنوان نهاده و متغیرهای فروش برق به مشترکان خانگی (میلیون کیلووات ساعت)، فروش برق غیر خانگی (میلیون کیلووات ساعت) و مساحت تحت پوشش (کیلومتر مربع) هر شرکت به عنوان ستانده انتخاب شده‌اند. هزینه‌های مستقیم توزیع برق شامل جمع هزینه‌های عملیات یهره‌برداری، تعمیر و نگهداری شبکه توزیع است که جزء از بهای تمام شده برق فروش رفته به شمار می‌رود. هزینه‌های غیر مستقیم شامل هزینه‌های توزیع و فروش، هزینه‌های عمومی و اداری و سایر هزینه‌های غیر عملیاتی است.^۱ تفکیک فروش برای لحاظ کردن اثر ساختار تقاضا انجام گرفته است و مساحت تحت پوشش هم به عنوان متغیر محیطی وارد مدل شده است. خلاصه ستانده و نهاده‌های مورد استفاده در مطالعات مختلف مربوط به کارایی و بهره‌وری شرکت‌های توزیع برق در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. نهاده و ستاندهای مورد استفاده در مطالعات اندازه‌گیری کارایی شرکت‌های توزیع برق

مطالعه	نهاده	ستاندنه
امامی میدی (۱۹۹۸)	نیروی کار، طول شبکه، ظرفیت ترانسفورماتور	تعداد مشترکان صنعتی، تعداد مشترکان خانگی، فروش صنعتی فروش خانگی
فلاحی و احمدی (۱۳۸۴)	نیروی کار، طول شبکه، ظرفیت ترانسفورماتور	تعداد مشترکان خانگی، تعداد مشترکان غیرخانگی، فروش خانگی، فروش غیرخانگی
آزاده و همکاران (۲۰۰۹)	نیروی کار، طول شبکه، ظرفیت ترانسفورماتور	فروش کل، مساحت تحت پوشش
خدابخشی (۲۰۱۰)	نیروی کار، طول شبکه، ظرفیت ترانسفورماتور	فروش کل، مساحت تحت پوشش

۱. اطلاعات هزینه از ترازنامه شرکت‌های توزیع برق موجود در معاونت مالی شرکت توکانی استخراج شده است. هزینه‌های نیروی انسانی در داخل، هزینه‌های مستقیم و غیر مستقیم مستقر است، از این رو متفق تعداد نیروی کار وارد مدل کارایی، شده است.

ادامه جدول ۱. نهاده و ستاندهای مورد استفاده در مطالعات اندازه‌گیری کارایی شرکت‌های توزیع برق

ستانده	نهاده	مطالعه
فروش کل، تعداد مشترکان	نیروی کار، طول شبکه، ظرفیت ترانسفورماتور	سجادی و همکاران (۲۰۱۱)
فروش کل، تعداد مشترکان	نیروی کار، طول شبکه، ظرفیت ترانسفورماتور، هزینه‌های عملیاتی، تلفات	سخنور و همکاران (۱۳۹۰)
فروش صنعتی، فروش غیرصنعتی، مساحت	نیروی کار، ظرفیت ترانسفورماتور، طول شبکه، تلفات	رسنده (۲۰۰۲)
تعداد مشترکان، فروش کل، طول شبکه	هزینه‌های کل، هزینه‌های سرمایه‌ای، تعداد خاموشی، ساعت‌های خاموشی	گیانکیس و همکاران (۲۰۰۵)
فروش کل، تعداد مشترکان، نرخ تلفات، ستانده نامطبوب	هزینه نیروی کار، هزینه‌های عملیاتی، دارایی‌های کل، ظرفیت ترانسفورماتور، طول شبکه	یانگ و لو (۲۰۰۶)
فروش کل، تعداد مشترکان	نیروی کار، طول شبکه، تلفات	توار و همکاران (۲۰۱۱)
تعداد مشتریان و درآمد شرکت توزیع	نیروی کار، طرفیت ترانسفورماتور، طول شبکه	فوجی و کانکو (۲۰۱۱)

منبع: بررسی مطالعات انجام شده

(کوپر و همکاران، ۲۰۰۷) پیشنهاد می‌کنند که اندازه نمونه با توجه به قانون تجربی زیر انتخاب شود:

$$n \geq \max\{m \times s, 3(m + s)\} \quad (23)$$

که در آن m تعداد نهاده، S تعداد ستانده و n حجم نمونه را نشان می‌دهد. با توجه به رابطه (۱۹) و تعداد نهاده و ستاندهای خواهیم داشت: $n \geq \max\{15, 24\}$. با توجه به این که تعداد ۳۸ شرکت‌های توزیع برق انتخاب شده است، اندازه نمونه مناسب است. توصیف نموداری داده‌های مدل در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. ضریب همبستگی پیرسون نهاده‌ها و ستاندهای دارای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۷

مساحت	فروش غیر خانگی	فروش خانگی	طول شبکه	نرخ تلفات	ظرفیت ترانسفورماتور	هزینه‌های مستقیم	هزینه‌های غیر مستقیم
-۰/۰۵	۰/۷۸**	۰/۸۹**	۰/۵۲**	۰/۰۵	۰/۹۰**	۰/۸۵**	هزینه‌های غیر مستقیم
-۰/۰۹	۰/۸۱**	۰/۸۶**	۰/۴۹**	-۰/۰۲	۰/۹۰**	۱	هزینه‌های مستقیم
-۰/۰۴	۰/۹۰**	۰/۹۲**	۰/۵۶**	۰/۱۲	۱		ظرفیت ترانسفورماتور
-۰/۱۳**	-۰/۰۱	۰/۱۷*	-۰/۱۵	۱			نرخ تلفات
۰/۴۸**	۰/۶۵**	۰/۳۸**	۱				طول شبکه
-۰/۱۱	۰/۷۵**	۱					فروش خانگی
۰/۱۴	۱						فروش غیر خانگی
۱							مساحت

منبع: محاسبات تحقیق؛ * سطح معناداری ۰/۰۱، ** سطح معناداری ۰/۰۵.

۵. یافته‌های تحقیق

در این بخش از مطالعه ابتدا نتایج تحقیق بیان، سپس تجزیه و تحلیل شده است. در ابتدا نتایج اندازه‌گیری آبرکارایی و آزمون‌های آماری مرتبط با آن، پس از آن نتایج حاصله برای بهره‌وری و اجزای مختلف آن و در بخش پایانی نتایج تحلیل‌های اقتصادستنجی عوامل مؤثر بر آبرکارایی شرکت‌های توزیع برآورد شده است. برای محاسبه مقادیر کارایی و بهره‌وری از نرم‌افزار^۱ MAXDEA استفاده شده است. آزمون‌های آماری و تحلیل‌های اقتصادستنجی به ترتیب با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS18 و Stata انجام گرفته است.

۱.۵. آبرکارایی شرکت‌های توزیع برق

برای رتبه‌بندی کامل شرکت‌های توزیع برق کشور از شاخص آبرکارایی مدل مازاد مبنأ استفاده شده است. مدل کارایی نهاده محور بوده و تحت شرایط بازدهی به مقیاس متغیر محاسبه شده است. نتایج به شرح جدول ۳ است.

جدول ۳. نتایج اندازه‌گیری آبرکارایی نهاده محور تحت بازدهی به مقیاس متغیر شرکت‌های توزیع برق

ردیه	بدون لحاظ تلفات میانگین	با لحاظ کردن تلفات					DMU	کد شرکت توزیع
		۱۳۹۰	۱۸۸۹	۱۳۸۸	۱۳۸۷			
۲	۱/۶	۱/۱۷	۱/۴۵	۱/۴۹	۱/۲۵	۱/۳۱	اهواز	۱
۲۳	۰/۵۹	۰/۹۱	۱/۰۳	۱/۰۱	۰/۷۹	۰/۸۱	استان اردبیل	۲
۶	۱/۱۷	۱/۲۲	۱/۱۹	۱/۲۰	۱/۲۴	۱/۳۶	استان بوشهر	۳
۱۲	۰/۹۷	۱/۱۱	۱/۱۳	۱/۰۸	۱/۰۵	۱/۱۶	استان چهارمحال و بختیاری	۴
۳۸	۰/۴۶	۰/۶۲	۰/۶۲	۰/۶۲	۰/۶۰	۰/۶۴	استان آذربایجان شرقی	۵
۲۰	۰/۹۳	۱	۱	۱	۰/۹۱	۱/۱۰	اصفهان	۶
۱۸	۰/۸۳	۱/۰۱	۱/۰۳	۱/۰۱	۱	۱	استان اصفهان	۷
۱۵	۰/۸۲	۱/۰۶	۱/۰۶	۱/۰۹	۱/۰۳	۱/۰۶	استان فارس	۸
۱۴	۱/۱۲	۱/۰۷	۱/۱۲	۱/۰۸	۱/۰۵	۱/۰۵	استان قم	۹
۳۳	۰/۴۷	۰/۶۷	۰/۶۶	۰/۶۸	۰/۶۵	۰/۷۰	استان گیلان	۱۰
۲۵	۰/۷۹	۰/۹۰	۰/۸۲	۰/۸۵	۱/۰۶	۰/۸۵	استان گلستان	۱۱
۲۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	تهران بزرگ	۱۲
۳۱	۰/۶۸	۰/۷۰	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۶۶	۰/۷۴	استان همدان	۱۳
۹	۱/۰۸	۱/۱۰	۱/۱۹	۱/۱۹	۱/۲۲	۱/۱۹	استان هریم‌گان	۱۴
۵	۱/۴۱	۱/۲۸	۱/۲۶	۱/۲۸	۱/۳۴	۱/۲۶	استان ایلام	۱۵
۲۶	۰/۸۹	۰/۹۰	۰/۷۵	۰/۸۰	۱/۰۴	۱	شمال استان کرمان	۱۶
۳۲	۰/۶۲	۰/۷۰	۰/۶۹	۰/۷۱	۰/۶۹	۰/۷۱	استان کومنشاه	۱۷

ادامه جدول ۳. نتایج اندازه‌گیری آبرکارایی نهاده محور تحت بازدهی به مقیاس متغیر شرکت‌های توزیع برق

ردیه	بدون لحاظ تلفات	با لحاظ کردن تلفات						DMU	کد
		میانگین	میانگین	۱۳۹۰	۱۳۸۹	۱۳۸۸	۱۳۸۷		
۱۷	۱/۰۴	۱/۰۳	۱/۰۵	۱/۰۱	۱	۱/۰۴	۱/۰۴	شرکت توزیع	
۱۸								جنوب استان کرمان	۱۸
۱۹	۰/۸۴	۱/۱۵	۱/۲۶	۱/۱۲	۱/۱۰	۱/۱۲	۱/۱۲	استان خراسان شمالی	۱۹
۲۰	۰/۹۴	۱/۰۱	۱/۰۳	۱	۱	۱	۱	استان خراسان رضوی	۲۰
۲۱	۱/۱۷	۱/۳۵	۱/۱۴	۱/۴۳	۱/۴۳	۱/۴۱	۱/۴۱	استان خراسان جنوبی	۲۱
۲۲	۱/۰۶	۱/۰۴	۱	۱	۱	۱/۱۶	۱/۱۶	استان خوزستان	۲۲
۲۳	۰/۷۱	۰/۸۴	۱	۰/۸۰	۰/۷۵	۰/۸۱	۰/۸۱	استان کهگیلویه و بویر احمد	۲۳
۲۴	۰/۶۲	۰/۸۴	۰/۸۱	۰/۸۴	۰/۷۸	۰/۹۱	۰/۹۱	استان گرگستان	۲۴
۲۵	۰/۶۱	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۶۸	۰/۶۴	۰/۶۳	۰/۶۳	استان لرستان	۲۵
۲۶	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۷۸	۰/۸۲	۱/۰۲	۱	۱	استان مرکزی	۲۶
۲۷	۱/۱۹	۱/۲۲	۱/۶۴	۱/۰۴	۱/۰۹	۱/۱۱	۱/۱۱	مشهد	۲۷
۲۸	۰/۵۵	۰/۶۵	۰/۶۱	۰/۶۹	۰/۶۳	۰/۶۹	۰/۶۹	استان مازندران	۲۸
۲۹	۱/۱۷	۱/۱۳	۱/۱۴	۱/۱۳	۱/۱۰	۱/۱۴	۱/۱۴	غرب مازندران	۲۹
۳۰	۱/۲۶	۱/۳۲	۱/۴۰	۱/۲۸	۱/۱۶	۱/۲۴	۱/۲۴	استان قزوین	۳۰
۳۱	۱/۲۷	۱/۲۰	۱/۱۲	۱/۲۴	۱/۲۳	۱/۲۰	۱/۲۰	استان سمنان	۳۱
۳۲	۰/۶۰	۰/۶۵	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۶۳	۰/۶۷	۰/۶۷	شیروان	۳۲
۳۳	۲/۲۶	۲/۱۱	۱/۳۳	۲/۲۹	۲/۵۵	۲/۲۶	۲/۲۶	تبریز	۳۳
۳۴	.۷۸۹	.۸۵	۱	.۰/۷۳	۱/۰۲	.۰/۶۵	.۰/۶۵	نواحی تهران	۳۴
۳۵	۱/۱۷	۱/۱۰	۱/۱۷	۱/۲۰	۱/۰۱	۱/۰۱	۱/۰۱	غرب استان تهران	۳۵
۳۶	۰/۴۹	۰/۶۷	۰/۶۳	۰/۶۶	۰/۶۵	۰/۷۴	۰/۷۴	استان آذربایجان غربی	۳۶
۳۷	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	استان یزد	۳۷
۳۸	۰/۷۷	۰/۸۷	۱	.۰/۸۷	.۰/۸۳	.۰/۷۹	.۰/۷۹	استان زنجان	۳۸
			۱	۱/۰۱	۱/۰۱	۱/۰۱	۱/۰۱	میانگین	

منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به نتایج جدول در دوره زمانی ۱۳۸۷-۹۰ شرکت‌های توزیع برق تبریز، شهرستان اهواز و خراسان جنوبی در بین رتبه‌های اول تا سوم بوده و بالاترین کارایی را داشته‌اند. شرکت‌های توزیع برق استان آذربایجان شرقی، لرستان و مازندران پایین‌ترین رتبه‌های عملکرد در دوره مورد بررسی را به خود اختصاص داده‌اند.

برای بررسی اثر متغیر تلفات بر مقادیر کارایی شرکت‌های توزیع از آزمون رتبه‌های علامت‌دار ویلکاکسون و آزمون علامت استفاده شده‌است، فرضیه صفر این آزمون به صورت زیر تعریف می‌شود:

H_0 : شاخص‌های آبرکارایی شرکت‌های توزیع برق با و بدون لحاظ کردن تلفات از نظر آماری تفاوت معناداری ندارد.

جدول ۴. آزمون اثر متغیر تلفات بر شاخص آبرکارایی

نتیجه	سطح خطأ	Zآماره	فرض صفر	آزمون
رد می‌شود	.۰/۰۰۳	۲/۹۲۲		Wilcoxon Signed Ranks
رد می‌شود	.۰/۰۱۲	۲/۵		Sign

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۴ فرضیه صفر رد می‌شود؛ بنابراین لحاظ کردن تلفات از نظر آماری دارای اثر معناداری روی مقادیر آبرکارایی شرکت‌های توزیع می‌باشد.

۲.۵. رشد بهره‌وری شرکت‌های توزیع برق

در این قسمت میانگین شاخص بهره‌وری، تغییرات کارایی (EC)، تغییرات تکنولوژیک (TC) و تغییرات کارایی مقیاس (SC) و تغییرات کارایی فنی خالص (PEC) به تفکیک شرکت‌های توزیع طی دوره مورد بررسی ارائه شده است. اندیس‌های V , C , F و R به ترتیب نشانگر بازدهی به مقیاس متغیر، بازدهی به مقیاس متغیر، تجزیه کارایی مقیاس فاره و همکاران (۱۹۹۴) و تجزیه کارایی مقیاس رآی و دسلی (۱۹۹۷) می‌باشد. نتایج به شرح جدول ۵ است.

جدول ۵. میانگین شاخص بهره‌وری و اجزای آن به تفکیک شرکت در طول دوره مورد بررسی

SC _R	TC _V	PEC	SC _F	TC _C	MI	کد	SC _R	TC _V	PEC	SC _F	TC _C	MI	کد
۱	.۰/۹۷	۱	۱	.۰/۹۷	.۰/۹۷	۲۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱
.۰/۸۳	.۰/۹۰	۱	.۰/۸۳	.۰/۹۱	.۰/۷۶	۲۱	.۱/۰۳	.۰/۸۴	.۱/۰۸	.۰/۹۰	.۰/۹۷	.۰/۹۲	۲
۱	.۰/۹۶	۱	۱	.۰/۹۷	.۰/۹۷	۲۲	.۰/۹۹	.۰/۹۵	۱	۱	.۰/۹۵	.۰/۹۵	۳
.۱/۰۸	.۰/۸۲	.۱/۰۸	.۰/۹۲	.۰/۹۸	.۰/۹۶	۲۳	.۰/۹۷	.۰/۹۶	۱	.۰/۹۶	.۰/۹۸	.۰/۹۴	۴
.۱/۰۳	.۰/۹۲	.۰/۹۷	.۰/۹۸	.۰/۹۸	.۰/۹۲	۲۴	.۰/۹۸	.۰/۹۵	.۰/۹۹	.۰/۹۷	.۰/۹۶	.۰/۹۲	۵
۱	.۰/۹۴	.۱/۰۱	.۰/۹۷	.۰/۹۷	.۰/۹۵	۲۵	.۱/۰۵	.۰/۹۶	۱	۱	.۱/۰۱	.۱/۰۲	۶
.۱/۰۱	.۰/۹۷	.۰/۹۲	.۰/۹۸	۱	.۰/۹۰	۲۶	.۰/۹۳	.۰/۹۵	۱	.۰/۹۴	.۰/۹۶	.۰/۸۹	۷
.۰/۹۰	.۱/۱۳	۱	۱	.۰/۹۹	.۰/۹۹	۲۷	۱	.۰/۹۹	۱	۱	.۰/۹۹	.۰/۹۹	۸
.۰/۹۹	.۰/۹۸	.۰/۹۶	۱	.۰/۹۸	.۰/۹۴	۲۸	.۰/۹۸	.۰/۹۸	۱	.۱/۰۲	.۰/۹۵	.۰/۹۶	۹
.۱/۰۴	.۰/۹۵	۱	.۰/۹۹	۱	.۰/۹۸	۲۹	.۰/۹۹	.۰/۹۸	.۰/۹۸	.۱/۰۲	.۰/۹۶	.۰/۹۶	۱۰
۱	.۱/۰۱	۱	۱	.۱/۰۱	.۱/۰۱	۳۰	.۱/۰۱	.۰/۹۴	۱	.۱/۰۱	.۱/۰۲	.۰/۹۷	۱۱
.۱/۰۱	.۰/۹۵	۱	۱	.۰/۹۶	.۰/۹۶	۳۱	.۰/۹۸	.۰/۹۸	۱	۱	.۰/۹۶	.۰/۹۶	۱۲
.۰/۹۹	.۰/۹۷	۱	.۰/۹۹	.۰/۹۷	.۰/۹۶	۳۲	۱	.۰/۹۵	.۰/۹۹	.۰/۹۷	.۰/۹۹	.۰/۹۷	۱۳
.۰/۹۸	.۰/۹۷	۱	.۱/۰۲	.۰/۹۳	.۰/۹۵	۳۳	.۰/۹۷	.۱/۰۲	۱	۱	.۰/۹۹	.۰/۹۹	۱۴
.۰/۹۳	.۰/۹۸	.۱/۲۱	.۰/۹۵	.۰/۹۵	.۱/۰۱	۳۴	۱	.۰/۹۱	۱	.۰/۹۷	.۰/۹۴	.۰/۹۱	۱۵
.۱/۰۱	.۱/۰۴	۱	۱	.۱/۰۵	.۱/۰۵	۳۵	.۱/۰۱	.۰/۹۲	.۰/۹۱	۱	.۰/۹۳	.۰/۱۰	۱۶
.۰/۹۹	.۰/۹۶	.۰/۹۵	۱	.۰/۹۶	.۰/۹۱	۳۶	۱	.۰/۹۵	.۰/۹۹	.۰/۹۶	.۰/۹۹	.۰/۹۴	۱۷
.۱/۰۲	.۰/۹۵	۱	۱	.۰/۹۷	.۰/۹۷	۳۷	.۰/۹۶	.۰/۹۳	۱	.۱/۰۲	.۰/۸۹	.۰/۸۹	۱۸
.۱/۰۵	.۰/۹۳	.۱/۰۸	.۰/۹۷	۱	.۱/۰۵	۳۸	.۱/۱۳	.۰/۹۵	۱	.۱/۱۲	.۰/۹۷	.۱/۲۸	۱۹
۱	.۰/۹۶	۱	.۰/۹۹	.۰/۹۷	.۰/۹۶								

میانگین کل

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۵ در دوره مورد بررسی، شرکت‌های توزیع برق نواحی تهران، قزوین، اصفهان، غرب تهران، زنجان و خراسان شمالی از رشد مثبت بهره‌وری برخوردار بوده‌اند. در این میان پیشترین افزایش مربوط به شرکت توزیع غرب تهران است. تغییرات کارایی خالص برای کل شرکت‌های توزیع تغییر نداشته است، در حالی که تغییرات کارایی فنی و کارایی مقیاس به طور متوسط رشد کاهنده‌ای را تجربه کرده‌اند.

جدول ۶. میانگین شاخص بهره‌وری کل شرکت‌های توزیع و اجزای آن به تفکیک سال

شاخص	۸۷-۸۸	۸۸-۸۹	۸۹-۹۰
بهره‌وری	۰/۹۵	۱	۰/۹۲
تغییرات کارایی خالص	۱	۱	۱/۰۱
تغییرات تکنولوژیک-C-	۰/۹۴	۱/۰۶	۰/۹۲
تغییرات تکنولوژیک-V-	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۳
تغییرات کارایی مقیاس-F-	۱/۰۳	۰/۹۵	۱
تغییرات کارایی مقیاس-R-	۱/۰۳	۰/۹۶	۰/۹۹

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول ۶ میانگین شاخص بهره‌وری کل شرکت‌های توزیع و اجزای آن به تفکیک زمان ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود طی دوره مورد بررسی میانگین رشد بهره‌وری مجموعه شرکت‌های توزیع در حدود چهار درصد کاهش یافته است. تغییرات کارایی خالص از رشد مثبت برخوردار بوده است. شاخص‌های تغییرات کارایی تکنولوژیک و تغییرات کارایی مقیاس به طور متوسط رو به کاهش بوده‌اند.

۳.۵. بررسی عوامل موثر بر کارایی شرکت‌های توزیع برق

با توجه به مطالعات انجام شده برای بررسی عوامل موثر بر کارایی شرکت‌های توزیع برق در دوره مورد بررسی، متغیر نرخ تلفات، LOSS (فوچی و کانکو، ۲۰۱۱) و سهم انرژی توزیع شده بین مشترکان خانگی از کل انرژی توزیع شده، *uyt* (سخنور و همکاران، ۱۳۹۰) برای کنترل ساختار تقاضا لحظه شده‌اند. برای بررسی اثر بزرگی تقاضای همزمان و شدت استفاده از تجهیزات از متغیر ضریب بار شبکه^۱، LF (سخنور و همکاران، ۱۳۹۰) و ضریب بار ترانسفورماتور^۱، ttf (گکتو و سیوشی، ۲۰۰۹)

۱. ضریب بار شبکه برابر با نسبت حداکثر بار غیر همزمان بر مقدار کل تقاضای برق می‌باشد.

استفاده شده است. متغیرهای نسبت هزینه‌های غیر مستقیم بر هزینه‌ی کل (cict) و نسبت طول شبکه زیرزمینی بر طول کل شبکه، ugr (گوتو و سیوشی، ۲۰۰۹) و چگالی شبکه^۵, nd (گوتو و سیوشی، ۲۰۰۹) به ترتیب برای کنترل ساختار هزینه‌ها و ساختار شبکه شرکت‌های توزیع برق وارد مدل شده‌اند. شاخص آبرکارایی (se) متغیر وابسته مدل است. برای بررسی اثر متغیرهای توضیحی بر آبرکارایی ۳۸ شرکت توزیع برق کشور در دوره زمانی ۱۳۸۷-۸۹ رابطه (۲۷) با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی^۶ برآورد شده است:

$$se_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 loss + \beta_2 yryt + \beta_3 cict + \beta_4 lf + \beta_5 ugr + \beta_6 nd + \beta_7 trf \quad (24)$$

۴.۵. برآورده مدل

مدل داده‌های ترکیبی را می‌توان به صورت Pooled، اثرات ثابت^۷ و اثرات تصادفی^۸ برآورد نمود. تمایز اصلی در بین روش‌های فوق به دلیل وجود اثرات فردی (u_i) در بین مقاطع است. برخی از اثرات فردی مانند جنسیت، نژاد، موقعیت قابل مشاهده می‌باشند و برخی دیگر ویژگی‌های خانوادگی و تفاوت افراد در مهارت غیر قابل مشاهده هستند. در صورتی که اثرات فردی برای تمام مقاطع قابل مشاهده باشند، می‌توان مدل داده‌های ترکیبی را بر اساس رابطه (۲۵) و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد نمود. مدل Pooled به معنای وجود عرض از مبدأ مشترک برای تمام مقاطع است. اگر اثرات فردی غیر قابل مشاهده بوده و با متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد، تخمین طبق مدل اثرات ثابت انجام می‌پذیرد (رابطه (۲۶)). در مدل اثرات تصادفی فرض می‌شود که اثرات فردی غیر قابل مشاهده بوده اما با متغیرهای توضیحی همبستگی ندارند (رابطه (۲۷)).^۹

$$Y_{it} = \alpha + X'_{it} \beta + e_{it} \quad (25)$$

$$Y_{it} = (\alpha + u_i) + X'_{it} \beta + v_{it} \quad (26)$$

۱. ضریب بار ترانسفورماتور برابر است با مجموع ظرفیت ترانسفورماتورهای هر شرکت روی مقدار تقاضای کل برق.

2. Goto and Sueyoshi

۳. نسبت تعداد مشتریان بر طول شبکه.

4. Panel Data

5. Fixed Effect

6. Random Effect

۷. برای جزئیات بیشتر به منبع زیر مراجعه شود:

Greene, H., W.(2012), Econometric Analysis, 7edition, NJ: Prentice Hall, Chapter 11.

$$Y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + (u_i + v_{it}) \quad (27)$$

برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت یا Pooled از آماره F برای آزمون فرضیه وجود عرض از مبدا مشترک بین مقاطع مختلف استفاده می‌شود. پذیرش فرضیه صفر به معنای برتری مدل Pooled بر مدل اثرات ثابت است. آزمون F به صورت زیر بیان می‌شود (گرین، ۲۰۰۳):

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{Pool})/(N-1)}{(1-R^2_{LSDV})/(NT-N-K)} \quad (28)$$

R^2_{Pool} ضریب تعیین مدل با عرض از مبداهای برابر و R^2_{LSDV} ضریب تعیین حاصل از مدل با عرض از مبداهای متفاوت یا مدل حداقل مربعات متغیر مجازی^۱ است. مقادیر N و K بیانگر تعداد مقاطع (شرکت‌های توزیع) و تعداد متغیرهای توزیعی می‌باشند. مقدار آماره F (۳۷، ۱۰۷) براورد شده، برابر با ۱۶/۶۲ است؛ بنابراین فرضیه صفر در سطح خطای ۵ درصد رد می‌شود و در نتیجه مدل اثرات ثابت برتر از مدل Pooled است.

برای بررسی برتری مدل اثرات تصادفی بر مدل Pooled از آزمون ضریب لاجرانژ LM بروش پاگان (بالاتجی، ۲۰۰۵) استفاده می‌شود:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=1}^T e_i^2 \right]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_i^2} - 1 \right]^2 \sim \chi^2_1 \quad (29)$$

تحت فرض صفر این آزمون ($\sigma_u = 0$) مدل اثرات تصادفی مناسب نمی‌باشد. با توجه به آماره کای-دو به دست آمده (۱۳۹/۲۸)، فرضیه صفر در سطح خطای ۵ درصد رد می‌شود. بنابراین مدل اثرات تصادفی بر مدل Pooled ترجیح داده می‌شود.

با توجه به نتایج آزمون‌های فوق مدل اثرات ثابت و تصادفی نسبت به مدل Pooled، تخمین‌های بدون تورشی را ارائه می‌دهند، گام بعدی انتخاب میان اثرات ثابت و تصادفی با انجام آزمون هاسمن^۲ است. در صورت وجود واریانس ناهمسانی آزمون هاسمن اعتبار کافی ندارد (بالاتجی، ۲۰۱۱). به این منظور از آزمون والد تعدیل شده^۳ برای بررسی وجود واریانس ناهمسانی در مدل اثرات ثابت استفاده

1. Least Square Dummy Variable(LSDV) Model

2. Hausman

3. Modified Wald Test

می‌شود. فرض صفر آزمون برابری واریانس تمام مقاطع و واریانس کل مدل ($\sigma_i^2 = \sigma^2$) است. آماره این آزمون دارای توزیع کای-دو با درجه آزادی N (تعداد مقاطع) است:

$$\begin{aligned} W &= \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i} \\ \hat{\sigma}_i^2 &= \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T e_{it}^2 \\ V_i &= \frac{1}{T(1-T)} \sum_{j=1}^T [(e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)]^2 \end{aligned} \quad (30)$$

مقدار آماره کای-دو آزمون والد تعدیل شده برابر با $10^5 \times 2/7$ است، بنابراین فرض صفر مبنی بر وجود واریانس ناهمسانی در مدل اثرات ثابت مورد تایید قرار می‌گیرد. مسئله دیگری که در برآورد مدل داده‌های ترکیبی مورد توجه قرار می‌گیرد، همبستگی بین مقاطع^۱ یا همبستگی فضایی^۲ است. با توجه به این که تعداد مقاطع از تعداد دوره‌های زمانی بیشتر است، برای بررسی وجود همبستگی بین مقاطع از آزمون پیشنهادی پسران(۲۰۰۴) استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} CD &= \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \\ \hat{\rho}_{ij} &= \hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{\sqrt{\sum_{t=1}^T e_{it}^2} \times \sqrt{\sum_{t=1}^T e_{jt}^2}} \end{aligned} \quad (31)$$

فرض صفر این آزمون استقلال بین مقاطع است. به عبارت دیگر همبستگی فضایی بین مقاطع وجود ندارد. آماره این آزمون دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف از معیار یک است. آماره بدست آمده برابر با $1/25$ می‌باشد، همبستگی فضایی در بین مقاطع در سطح خطای کمتر از پنج درصد رد نمی‌شود. برای حل مشکل همبستگی فضایی مدل عوامل موثر بر آبرکارایی شرکت‌های توزیع برق با استفاده از روش تخمین زن دریسکل و کرآی^۳(۱۹۹۸) برآورد شده است. نتایج به شرح جدول ۷ می‌باشند.

1. Crosssectional-Dependence
2. Spatial
3. Driscoll and Kraay

جدول ۷. نتایج حاصل از برآورد مدل

متغیرها	نماد	ضرایب	آماره‌ی t	Prob
عرض از مبدأ	C	۱/۱۴۳	۱۶/۸۳	.
درصد تلفات	xloss	-۰/۰۰۸	-۲/۸۶	۰/۰۶
سهم فروش خانگی از کل	yryt	۰/۰۳۹	۳/۹۳	۰/۰۳
سهم هزینه‌های غیر مستقیم از کل	cict	-۰/۰۴۴	-۵/۹۳	۰/۰۱
نسبت تعداد مشترک بر طول شبکه	nd	۳/۵۲	۵/۱۶	۰/۰۱۴
ضریب بار شبکه	lf	-۰/۰۰۷۱	-۰/۱۹	۰/۰۵۹
سهم شبکه‌ی زیرزمینی از کل	ugr	-۰/۰۵۳	-۲/۱۳	۰/۰۱۲
ضریب بار ترانسفورماتور	trf	۱/۳۰	-۶/۲۶	۰/۰۰۸
	Prob	۰/۰۲۲	R ²	۴۵/۵۶ F

منبع: محاسبات تحقیق.

همان طور که در جدول (۷) مشاهده می‌شود، متغیر نرخ تلفات روی آبرکارایی اثر منفی داشته و ضریب آن در سطح خطای ده درصد معنادار است. سهم فروش خانگی برخلاف انتظار اثر مثبت و معناداری را روی آبرکارایی دارد. متغیر سهم هزینه‌های غیر مستقیم از کل، طبق انتظار اثر منفی روی آبرکارایی دارد و ضریب آن از نظر آماری در سطح خطای پنج درصد معنادار است. در نتیجه کاهش هزینه‌های غیر مستقیم توزیع که اغلب قابل مدیریت هستند، منجر به افزایش آبرکارایی شرکت‌های توزیع خواهد شد. متغیر چگالی مدار (نسبت تعداد مشترک بر طول شبکه) برای اثر مثبت و معنادار روی آبرکارایی شرکت‌های توزیع دارد. بالا بودن تراکم مشترکان در مدار باعث کاهش طول مدار برای آبرکارایی می‌شود. متغیر ضریب بار شبکه دارای اثر منفی بر آبرکارایی است، اما ضریب آن از نظر آماری معنادار نیست. همچنین متغیر سهم شبکه زیرزمینی از کل نیز اثر منفی روی آبرکارایی دارد، اما ضریب آن معنادار نیست. ضریب بار ترانسفورماتور به معنای افزایش هزینه‌های سطح خطای یک درصد معنادار است. افزایش ضریب بار ترانسفورماتور به علاوه بخش زیادی از تلفات در هسته ترانسفورماتورها رخ می‌دهد که خود عامل کاهنده آبرکارایی است، همچنین می‌توان گفت که بالا بودن ظرفیت ترانسفورماتور به ازای مقدار مشخص از برق توزیع شده به معنای استفاده بیشتر از تجهیزات است که این امر خود مستلزم پرداخت هزینه‌های بیشتر برای تعمیر و نگهداری می‌باشد.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

اندازه‌گیری کارایی شرکت‌های توزیع از بعد سیاست‌گذاری در مسیر وضع مقررات قیمتی نقشی مهم را بازی می‌کند. در این مطالعه کارایی و بهره‌وری ۳۸ شرکت توزیع برق کشور با استفاده از مدل‌های مازاد مبنا SBM، طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۹۰ اندازه‌گیری و عوامل موثر بر کارایی با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی برآورد شد.

با توجه به اهمیت تلفات توزیع، لحاظ این عامل در ارزیابی عملکرد شرکت‌های توزیع ضروری به نظر می‌رسد. بر اساس نتایج آزمون‌های آماری لحاظ تلفات در اندازه‌گیری کارایی شرکت‌های توزیع برق اثر معناداری بر مقادیر آبرکارایی دارد. نتایج اندازه‌گیری آبرکارایی شرکت‌های توزیع در دوره مورد بررسی روندی نسبتاً نزولی از خود نشان می‌دهند. همچنین شرکت‌های توزیع به صورت متوسط با کاهش رشد بهره‌وری مواجه بوده‌اند. به جز شاخص تغییر کارایی خالص، سایر اجزای شاخص بهره‌وری نیز به طور متوسط روندی نزولی دارند.

مدل اقتصادسنجی عوامل مؤثر بر آبرکارایی را نشان می‌دهد که بالا بودن سهم فروش خانگی اثر مثبتی روی کارایی شرکت‌های توزیع دارند؛ بنابراین یکی از منابع افزایش کارایی توجه به بهبود توزیع برق در بخش‌های صنعتی، تجاری و کشاورزی است. برای کاهش اثر منفی ضریب بار شبکه بر عملکرد شرکت‌های توزیع می‌توان با یک برنامه‌ریزی مناسب در مسیر مدیریت تقاضای برق، نسبت حداقل بار غیر همزمان به کل تقاضای برق را کاهش داد و از این طریق باعث افزایش کارایی شد. به عنوان مثال تشویق مردم به مصرف کمتر برق در ساعت‌های اوج مصرف از طریق رسانه‌های جمعی اثر مثبتی بر عملکرد شرکت‌های توزیع خواهد داشت. با توجه به این که بخشی از تلفات، ناشی از قدیمی بودن تجهیزات و موجودی شبکه توزیع است، بهسازی شبکه‌های توزیع منجر به کاهش تلفات فنی می‌شود، همچنین اصلاح روشنایی معابر منجر به کاهش تلفات و افزایش نتوان شرکت‌های توزیع برای پاسخ‌گویی به تقاضا برق در سطح مشخصی از نهاده‌ها می‌گردد و شناسایی انشعاب‌های غیر مجاز نیز باعث کاهش تلفات غیر فنی و در نتیجه منجر به افزایش کارایی و بهره‌وری شرکت‌های توزیع می‌شود. با توجه به این که بالا بودن سهم نسبی هزینه‌های غیر مستقیم، کاهش کارایی را به دنبال دارد، توصیه می‌شود که برنامه‌ریزی‌های مدونی برای کاهش هزینه‌های غیر مستقیم- که بخش قابل ملاحظه‌ای از آن قابل مدیریت است- انجام شود.

منابع و مأخذ

- امامی میبدی، علی(۱۳۷۹)، **اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری**، تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازارگانی.
- زراءنژاد، منصور و رضا یوسفی حاجی‌آباد(۱۳۹۰)، "ارزیابی کارایی اقتصادی شرکت‌های توزیع برق ایران"، پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی، سال ششم، شماره‌ی ۱۱، صص ۸۱-۱۰۶
- زیبا، فاطمه(۱۳۸۷)، "نظم بخشی و وضع مقررات اقتصادی و ارزیابی کارایی و بهره‌وری در شرکت‌های توزیع برق ایران"، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دهم، شماره ۳۴، صص ۱۷۹-۲۰۰
- سخنور، محمد؛ عباس عصاری، حسین صادقی، نادر مهرگان و کاظم یاوری(۱۳۹۰)، "استفاده از تحلیل پوششی داده‌های پنجره‌ای برای تحلیل ساختار و روند کارایی شرکت‌های توزیع برق ایران"، فصلنامه‌ی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره ۴، صص ۱۸۲-۱۴۵
- فلاحی، محمدعلی و وحیده احمدی(۱۳۸۴)، "ارزیابی کارایی شرکت‌های توزیع برق در ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۱، صص ۳۲۰-۲۹۷
- فلاحی، محمدعلی و وحیده احمدی(۱۳۸۵)، "ارزیابی کارایی هزینه شرکت‌های توزیع برق در استان خراسان(نگرش مرز تصادفی)", فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۸، صص ۱۲۳-۱۳۷
- قادری، سیدفرید؛ محمدعلی آزاده و هاشم عمرانی(۱۳۸۷)، "ارزیابی عملکرد شرکت‌های توزیع برق با روش‌های تحلیل پوششی داده‌ها(DEA) و حداقل مربعات معمولی تصحیح شده(COLS)", مجله علمی و پژوهشی شریف، شماره چهل و سوم، صص ۱۴۲-۱۳۷
- وزارت نیرو سالهای(۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹)، آمار تفصیلی صنعت برق ایران، شرکت مادر تخصصی توانیر، تهران.
- Azadeh, A., Ghaderi, S., F., Omrani, H.(2009), A deterministic approach for performance assessment and optimization of power distribution units in Iran, *Energy Policy*, Vol.37, pp. 274-280.
- Baltagi, B.(2011), **Econometrics**, fifth edition, Springer.
- Baltagi, B.(2005), **Econometrics of Panel Data Analysis**, third edition, Springer.
- Bogetoft, P., Otto, L.(2011), **Benchmarking with DEA, SFA, and R**, First Edition, Springer.

- Caves, D. W., Christensen, L. R., Diewert, E.(1982), The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity, *Econometrica*, Vol.501, pp.1393–1414.
- Charnes, A., Cooper, W., Golany B., Seiford, L., Stutz J.(1985), Foundations of data envelopment analysis for Pareto-Koopmans efficient empirical production functions, *Journal of Econometrics*; Vol.30, pp.91–107.
- Coelli, T., Rao, D., Battese, G.(2005), **An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis**, Second edition, New York: Springer Science Business Media.
- Cooper, W. W., Seiford, L. M., Tone, K.(2011), **Handbook on Data Envelopment Analysis**, second edition, New York, Springer.
- Cooper, W. W., Seiford, L. M., Tone, K.(2007), **Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Model, Applications, References and DEA-Solver Software**, second edition, New York: Springer.
- Davidson, I.E., Odubiyi, A.(2002), Technical loss computation and economic dispatch model for T&D system in deregulated ESI, *Power Engineering Journal*, pp.55-60.
- Debreu, G.(1951), The Coefficient of Resource Utilization, *Econometrica*, Vol.19, pp.273-292.
- Driscoll, J. C., and A. C. Kraay.(1998), Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data, *Review of Economics and Statistics*, Vol.80, pp.549–560.
- Emami Meibodi, Ali(1996), Efficiency Consideration of Electricity Supply Industry : The Case of Iran; Department of Economics, University of Surrey, *Working Paper*.
- Farrell, M. J.(1957), The Measurement of Productive Efficiency, *Journal of Royal Statistical Society*, Vol.120(3), pp. 253-290.
- Färe, R, Grosskopf, S, Lindgren B, Roos P.(1992), Productivity Changes in Swedish Pharmacies 1980–1989: A Non-Parametric Malmquist Approach, *J Prod Anal*; Vol.3, Issue.1-2, pp. 85-101.
- Färe, R., Grosskopf, S.(2004), **New Directions: Efficiency and Productivity**, first edition, Kluwer Academic Publishers.
- Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., Zhang, Z.(1994), Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialised countries, *American Economic Review*, Vol.84, No.1, pp.66– 83.
- Färe, R., Grosskopf, S., Pasurka, C.(1986), Effects on relative efficiency in electric power generation due to environmental controls, *Resources and Energy*, Vol.8, pp. 167-184.
- Färe, R., Lovell, C.A.K.(1987), Measuring the technical efficiency of production, *Journal of Economic Theory*, Vol.19, pp. 150–62.

- Färe, R., Grosskopf, S.(2000), Theory and Application of Directional Distance Functions, *Journal of Productivity Analysis*, Vol.13, pp. 93–103.
- Färe, R., Grosskopf, S. Pasurka, C.(1986), Effects on Relative Efficiency in Electric Power Generation Due to Environmental Controls, *Resources and Energy*, Vol.8, pp. 167–184.
- Førsund, Finn R., Kittelsen, Sverre, A.C.(1998), Productivity development of Norwegian electricity distribution utilities, *Resource and Energy Economics*, Vol.20, pp. 207-224.
- Fuji, H., Kaneko, S.(2011), Operational performance of regional electricity distribution in Indonesia, *Journal of International Development and Cooperation*, Vol.18(1), pp. 23-30.
- Giannakis, D., Jamasb, T. and Pollitt, M.(2005), Benchmarking and Incentive Regulation of Quality of Service: An Application to the UK Electricity Distribution Networks', *Energy Policy*, Vol.33, pp.2256–2271.
- Golany, B., Roll, Y.(1989), An application procedure for DEA, *Omega: The International Journal of Management Science*, Vol.17, pp. 237–250.
- Goto,M., Sueyoshi,T.(2009), Productivity Growth and Deregulation of Japanese Electricity Distribution, *Energy Policy*, Vol.4, pp. 115-142.
- Greene, W.(2000), **Econometric Analysis**, Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Greene, H., W.(2003), **Econometric Analysis**, 5edition, NJ: Prentice Hall.
- Greene, H., W.(2012), **Econometric Analysis**, 7edition, NJ: Prentice Hall.
- Grosskopf, S.(1993), Efficiency and Productivity, in: **The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications**, Fried, H.O, Knox, C. L. L. and Shelton, S. S., New York: Oxford University Press, pp. 160-194.
- Hirschhausena, C.,V., Cullmannb, A., Kappeler, A.(2006), Efficiency analysis of German electricity distribution utilities—non-parametric and parametric tests, *Applied Economics*; Vol.38, pp.2553–2566.
- Hoechle, D.(2007), Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence, *Stata Journal*, Vol.7, pp.281-312.
- Jamasb, T., and Pollitt, M.(2003), International benchmarking and yardstick regulation: an application to European electricity distribution utilities, *Energy Policy*,Vol.31, pp.1609–22.
- Jamasb, T., Pollitt, M.(2003), International benchmarking and regulation: an application to European electricity distribution utilities, *Energy Policy*, Vol.31 No.15, pp.1609–1622.
- Khodabakhshi, M.(2010), An Output Oriented Super-Efficiency Measure In Stochastic Data Envelopment Analysis: Considering Iranian Electricity

- Distribution Companies, *Computers & Industrial Engineering*, Vol.58, pp: 663–671.
- Koopmans, T.C.(1957), **Three Essays on the State of Economic Science**, New York: McGraw-Hill.
- Malmquist, S.(1953), Index Numbers and Indifference Curves, *Trabajos de Estatistica*, Vol.4, pp. 209-42.
- Meibodi, E, A., (1998), **Efficiency Considerations in the Electricity Supply industry: The Case of Iran**, Ph.D. thesis. Department of Economics, University of Surrey.
- Nishimizu, M. and J.M. Page, Jr.(1982), Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965-78, *Economic Journal*, Vol.92, pp. 936-920.
- Pesaran, M. H.(2004), General diagnostic tests for cross section dependence in panels, University of Cambridge, Faculty of Economics, *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 0435.
- Ray, S., Desli, E.(1997), Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries: Comment, *American Economic Review*, Vol. 87, pp.1033–1039.
- Resende, M.(2002), Relative Efficiency Measurement and Prospects Yardstick Competition in Brazilian Electericity Distribution, *Energy Policy*, Vol.30(8), PP. 637-647.
- Sadjadi, S.J., Omrani, H., Makui, A., Shahanaghi, K.(2011), An interactive robust data envelopment analysis model for determining alternative targets in Iranian electricity distribution companies, *Expert Systems with Applications*, Vol.38 pp.9830–9839.
- Tone, K.(2001), A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis, *European Journal of Operational Research*, Vol.130, pp.498-509.
- Tone, K.(2004), A Hybrid Measure of Efficiency in DEA, *GRIPS Research Report Series*, No.1-2004-0003.
- Tovar, B.; Ramos-Real, F.J.; Almeida, E.F.(2011), Firm size and productivity: Evidence from the electricity distribution industry in Brazil, *Energy policy*, Vol.39, pp. 826-833.
- Yang, Ch., Lu, W.M.(2006), Assessing the Performance and Finding the Benchmarks of the Electricity Distribution Districts of Taiwan Power Company, *IEEE Transactions on Power Systems*, Vol.20(1), pp.853-861.
- Wooldridge, J.M.(2002), **Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data**, Massachusetts: MIT Press.