

Identifying the Determinants of Persistent and Transient Inefficiency in Iranian Thermal Power Plants: Evidence from a Four-Component Stochastic Frontier Analysis

Mostafa Farrokhfal¹, Alireza Shakibaei² , Zeinolabedin Sadeghi³

1. PhD Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran, Email: m.farokhfal@aem.uk.ac.ir
2. Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran. (Corresponding Author), Email: ashakibai@uk.ac.ir
3. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran, Email: z_sadeghi@uk.ac.ir

Abstract

This paper identifies and disentangles the determinants of persistent and transient inefficiency in Iranian thermal power plants. To obtain reliable efficiency estimates, a four-component Stochastic Frontier Analysis (SFA) model with unbalanced panel data is employed, enabling the separation of persistent (time-invariant or long-term) inefficiency from transient (time-varying or short-term) inefficiency. This distinction facilitates more targeted policy recommendations aimed at reducing inefficiency, enhancing productivity, and lowering electricity generation costs. Steam, gas, and combined-cycle power plants operating between 2012 and 2022 are examined. The results indicate that, except for publicly owned steam power plants, most thermal power plants exhibit persistent efficiency levels exceeding 80%. The most influential determinant of transient inefficiency is the plant's operation during peak load periods. Efficiency improved steadily until 2020; however, inefficiency increased in 2021 and 2022.

Article information

Review History:

Received: aug. 20, 2025
Revised: oct. 07, 2025
Accepted: nov. 05, 2025
Published online: apr. 28, 2026

Keywords:

Persistent Inefficiency
Returns to Scale
Stochastic Frontier Analysis
Thermal Power Plants
Transient Inefficiency

JEL Classification:

C23, D24

Corresponding Author:

ashakibai@uk.ac.ir



Purpose/Aims:

Since its introduction by Aigner et al. (1977), SFA has become one of the principal methods for measuring efficiency. In stochastic frontier models, the efficiency of production (or cost or profit performance) is assessed relative to an estimated production frontier. However, approaches to frontier estimation and inefficiency specification differ across model formulations. A defining feature of SFA models is the decomposition of the error term into two components: a symmetric statistical noise component and a non-negative inefficiency component. The statistical noise term captures random shocks and measurement error, whereas the non-negative component reflects technical inefficiency, defined as the shortfall of observed output from potential (frontier) output.

Methodology & Framework:

This study distinguishes between persistent and transient inefficiency determinants in Iranian thermal power plants by employing a four-component SFA model with unbalanced panel data. Specifically, we apply a third-generation SFA framework introduced by Colombi et al. (2014) and estimate a translog production function using R software.

In this specification, the composite error term is divided into four components: plant-specific heterogeneity, random noise, persistent inefficiency, and transient inefficiency. Estimation is conducted using a single-stage maximum likelihood approach, which simultaneously estimates the production function parameters and the variance components associated with inefficiency determinants. This framework enables a clear separation between persistent (time-invariant or long-term) and transient (time-varying or short-term) inefficiency effects. Such differentiation allows for more precise policy recommendations aimed at improving productivity and reducing electricity generation costs.

The empirical analysis covers steam, gas, and combined-cycle power plants over the period 2012–2022.

Findings:

The results indicate that fuel is the most influential input in electricity production, with an estimated elasticity of 0.925; thus, a 1% increase in fuel input increases output by approximately 0.925%. Capital is identified as the second most important production factor, with an elasticity of 0.164, whereas labor is statistically insignificant. The insignificance of labor likely reflects the high degree of mechanization in thermal power generation and the relatively limited role of labor in the production process.

The estimated scale elasticity suggests slightly decreasing returns to scale (DRS) (−0.058). Output increases modestly over time (0.004), and although this growth accelerates slightly (0.002), the overall magnitude remains limited.

Regarding transient inefficiency, the most important determinant is plant operation during peak load periods. A 1% increase in the peak load ratio (PLR) reduces the variance of transient inefficiency by 4.38%. Pollution intensity has a positive and statistically significant coefficient, while plant age has a negative and marginally significant coefficient, suggesting that older plants may exhibit lower transient inefficiency variance. In contrast, the producer price index and ambient temperature are statistically insignificant.

In the persistent inefficiency component, transitioning toward gas (−1.611) and combined-cycle (−9.449) technologies, as well as private ownership (−1.306), significantly reduces inefficiency variance.

Discussion:

With the exception of publicly owned steam power plants, most thermal power plants demonstrate persistent efficiency levels exceeding 80%. Given this relatively high persistent efficiency, variations in total inefficiency are largely driven by differences in transient inefficiency. Plants exhibiting higher transient inefficiency consequently experience greater overall inefficiency.

Among technologies, gas power plants display the lowest transient efficiency. Because transient efficiency is primarily influenced by the ratio of peak load to nominal capacity, the relatively higher transient efficiency of steam power plants can be attributed to operational constraints. Steam units require longer ramp-up times to return to maximum capacity; therefore, system operators tend to keep them online. In contrast, gas plants are more frequently taken offline during periods of lower demand, contributing to lower transient efficiency.

Efficiency trends indicate marked improvement during most of the study period. Between 2012 and 2020, total efficiency increased from 50% to 66%, while transient efficiency rose from 67% to 77%, corresponding to growth rates of 32% and 14.9%, respectively. However, both indicators declined in 2021 and 2022. Although the overall trajectory remains positive, the average total efficiency remains relatively low.

With respect to scale properties, steam power plants operate under nearly constant returns to scale (CRS), suggesting proximity to their optimal production scale given current technology. By contrast, gas power plants predominantly exhibit increasing returns to scale (IRS), indicating unrealized economies of scale. This pattern is particularly pronounced among privately owned gas plants, where scale efficiency improves over time.

Conclusion & Implications:

Despite substantial efficiency gains during most of the study period, the Iranian thermal power sector continues to operate below its potential. With an average total efficiency of approximately 60%, electricity generation could theoretically increase by around 66% using the same level of inputs if all plants operated on the production frontier.

The analysis of scale properties using the Delta method highlights important structural differences across technologies. Overall, 13% of plants operate under DRS, with no gas plants in this category. Approximately 25% of steam and combined-cycle plants exhibit DRS. Combined-cycle plants show the highest prevalence of CRS, while gas plants display the strongest IRS. These findings underscore the importance of technology-specific policy design. In particular, expanding the operational scale of gas power plants may play a pivotal role in enhancing overall efficiency in the electricity sector.

شناسایی عوامل ناکارایی پایدار و گذرا در نیروگاه‌های حرارتی تولیدکننده برق ایران با استفاده از تحلیل مرز تصادفی چهار جزئی

مصطفی فرخفال^۱، علیرضا شکیبایی^۲ , زین‌العابدین صادقی^۳

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.
m.farokhfal@aem.uk.ac.ir
۲. استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران (نویسنده مسئول).
ashakibai@uk.ac.ir
۳. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.
z_sadeghi@uk.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
در این مقاله، به شناسایی و تفکیک عوامل ناکارایی پایدار و گذرا در نیروگاه‌های حرارتی تولیدکننده برق در ایران پرداخته شده است. به منظور تحلیل دقیق کارایی این نیروگاه‌ها، از روش تحلیل مرز تصادفی (SFA) چهار جزئی با داده‌های پنل نامتقارن استفاده شده است که امکان جداسازی تأثیر عوامل ناکارایی پایدار (مستقل از زمان یا بلندمدت) و گذرا (وابسته به زمان یا کوتاه‌مدت) را فراهم می‌سازد. این تفکیک، می‌تواند راهکارهای دقیق‌تری را برای کاهش ناکارایی نیروگاه‌ها ارائه دهد و موجب افزایش بهره‌وری و کاهش هزینه‌های تولید برق در ایران گردد. در این تحقیق، نیروگاه‌های بخاری، گازی و سیکل ترکیبی طی دوره ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۱ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد بجز نیروگاه‌های بخاری دولتی، بقیه نیروگاه‌های حرارتی کشور، کارایی پایدار بیشتری از ۸۰ درصد دارند. در واقع، بیشترین ناکارایی مشاهده شده، مربوط به ناکارایی گذرا است. همچنین مهم‌ترین عامل در تعیین ناکارایی گذرای یک نیروگاه، میزان حضور آن نیروگاه در بار پیک شناسایی شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، میزان کارایی نیروگاه‌ها تا سال ۱۳۹۹ روند رو به بهبود داشته است اما در سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ شاهد افزایش ناکارایی بوده‌ایم. می‌توان گفت، روند کلی رو به بهبود است، اما کارایی کل هنوز پایین است (حدود ۶۰ درصد)؛ یعنی اگر همه نیروگاه‌ها کاملاً کارا بودند، با همین سطح نهاده‌ها می‌توانستند ۶۶ درصد برق بیشتر تولید کنند. همچنین بازده به مقیاس برای نیروگاه‌های گازی، صعودی شناسایی شده و نشان‌دهنده پتانسیل رشد تولید این نیروگاه‌ها با افزایش مقیاس تولید است.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۴/۵/۲۹ بازنگری: ۱۴۰۴/۷/۱۵ پذیرش: ۱۴۰۴/۸/۱۴ انتشار آنلاین: ۱۴۰۵/۲/۸
	کلمات کلیدی: بازده به مقیاس تولید تحلیل مرز تصادفی (SFA) ناکارایی پایدار (مستقل از زمان) ناکارایی گذرا (وابسته به زمان) نیروگاه‌های حرارتی
	طبقه‌بندی JEL: D24, C23
	نویسنده مسئول: ashakibai@uk.ac.ir

۱. مقدمه

ایجاد انگیزه‌های سرمایه‌گذاری کافی در تجدید ساختار بخش برق، مورد توجه زیادی بوده است. در ایران، علاوه بر بخش خصوصی که برق تولید می‌کند، خود دولت، هم تولیدکننده و هم، خریدار برق است و همچنین معیارها و پرداخت مبلغ مربوط به خرید برق را تعیین می‌کند. بنابراین، برای تولیدکننده‌ای که در چنین فضایی سرمایه‌گذاری می‌کند، تشکیل یک نهاد تنظیم‌کننده ضروری است تا مطمئن شود که یک نهاد بی‌طرف از او حمایت خواهد کرد. از طرفی، معمولاً قیمت‌های تنظیم‌شده برق نسبتاً پایین (برای ساکنان) و بسیار پایدار (برای تقریباً همه کاربران برق) هستند؛ به طوری که هزینه عدم قطعیت مصرف‌کنندگان بزرگ برق (مانند صنایع آلومینیوم و فولاد) را کاهش می‌دهد و ممکن است تأثیر مثبتی بر ثبات بازار داشته باشد. با این حال، چنین قیمت‌هایی به سختی می‌توانند رابطه بین شرکت‌های بالادستی و پایین‌دستی را به موقع منعکس کنند؛ به طوری که در درازمدت، قیمت پایین انرژی، منجر به وضعیت ناپایدار عرضه و تقاضا می‌شود و درنهایت، سبب انحراف کارایی تولیدکنندگان برق می‌شود.

طبق پیش‌بینی‌ها، قیمت برق در ایران باید ۹۰ درصد افزایش یابد تا ثبات عرضه و تقاضای برق حفظ شود و یارانه پرداختی به این صنعت ۲۰ درصد کاهش یابد (دهقان و همکاران^۱، ۲۰۲۱). طبق گزارش آژانس بین‌المللی انرژی^۲ (International Energy Agency, 2024)، در سال ۲۰۲۳، ایران ۸۱ میلیارد دلار یارانه انرژی (شامل یارانه نفت، گاز، زغال سنگ و برق) پرداخت کرده است که معادل ۲۰/۳ درصد از تولید ناخالص داخلی است که ۲۴ میلیارد دلار (حدود ۳۰ درصد) آن فقط یارانه برق است. جدول (۱)، میزان یارانه انرژی را در کشورهای منتخب نشان می‌دهد:

جدول ۱: یارانه انرژی در کشورهای منتخب

Table 1: Energy subsidy in selected countries

نام کشور	یارانه سرانه (دلار / فرد)	نسبت یارانه به GDP (درصد)
ونزوئلا	468	24.1
ایران	918	20.3
لیبی	1169	17.9
عراق	316	5.6
عربستان سعودی	1605	5.6
هند	33	1.3
چین	35	0.3

منبع: آژانس بین‌المللی انرژی (۲۰۲۴)

1. Dehghan et al. (2021).

2. IEA, Fossil Fuel Subsidies Database, IEA, Paris <https://www.iea.org/data-and-statistics/data-product/fossil-fuel-subsidies-database>, Licence: CC BY 4.0

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، کشور ونزوئلا بیشترین سهم از تولید ناخالص داخلی را به یارانه انرژی تخصیص داده است و پس از آن، ایران و لیبی در جایگاه دوم و سوم قرار دارند. این در حالی است که کشورهای نفت‌خیزی مانند عربستان و عراق سهم بسیار کمتری (۵/۶ درصد تولید ناخالص داخلی) را به یارانه انرژی تخصیص داده‌اند و کشورهایمانند هند و چین سهم بسیار ناچیزی را به یارانه انرژی تخصیص می‌دهند و با توجه اینکه این دو کشور واردکنندگان عمده انرژی و به‌خصوص نفت خام هستند، منطقی است. اما ایران در مقایسه با سایر کشورهای نفت‌خیز منطقه، سهم یارانه حدوداً ۴ برابری پرداخت می‌کند که بسیار بالا است و می‌باید این سهم کاهش یابد و درنهایت، به میزان یارانه پرداختی کشورهای منطقه برسد.

بنابراین، سیاست‌گذاران باید اصلاحات بازار برق را ترویج دهند و توسعه اقتصادی با کیفیت را دنبال کنند. در این میان، شناسایی عوامل مؤثر بر ناکارایی و تلاش جهت رفع آنها از مسائل مهم اقتصادی است؛ به طوری که طی سالیان اخیر، محققان در صدد توسعه مدل‌های کارایی به نحوی بوده‌اند که بتوان دقیق‌تر و جزئی‌تر به این مسئله پرداخت.

از زمان معرفی مدل‌های مرز تصادفی توسط آیگنر و همکاران^۱ (۱۹۷۷)، این مدل‌ها به طور گسترده برای تخمین کارایی فنی در تحقیقات اقتصادی کاربردی مورد استفاده قرار گرفته است. این مدل‌ها در نسل اول، تمایزی بین انواع ناکارایی نداشتند و هم‌چنین اثرات خاص هر بنگاه را نیز در تحلیل وارد نمی‌کردند. برخی از این مدل‌ها ناکارایی را فقط به صورت ناکارایی پایدار (پیت و لی^۲، ۱۹۸۱؛ اشمیت و سیکلز^۳، ۱۹۸۴) و برخی دیگر ناکارایی را فقط به‌صورت ناکارایی گذرا لحاظ می‌کردند (کورنول^۴، ۱۹۹۰؛ کومباکار^۵، ۱۹۹۰ و باتسه و کوئلی^۶، ۱۹۹۲).

در نسل دوم این مدل‌ها، برخی تحقیقات، اثرات خاص (فردی) بنگاه را به‌عنوان ناکارآمدی پایدار در نظر گرفتند و ناکارآمدی گذرا را نیز لحاظ کردند. درنتیجه، این گروه ناکارآمدی را بیش از حد برآورد می‌کردند؛ زیرا اثرات خاص بنگاه که جزئی از ناکارآمدی نیست، به‌عنوان ناکارآمدی لحاظ شد. (کومباکار و حشمتی^۷، ۱۹۹۵؛ کومباکار و هالمارسون^۸، ۱۹۹۳). گروه دوم، اثرات خاص بنگاه را لحاظ کردند (یعنی به درستی به عنوان ناکارآمدی لحاظ نکردند) و ناکارآمدی را فقط گذرا دیدند و درواقع،

1. Aigner et al. (1977).
2. Pitt and Lee (1981).
3. Schmidt and Sickles (1984).
4. Cornwell (1990).
5. Kumbhakar (1990).
6. Battese and Coelli (1992).
7. Kumbhakar and Heshmati (1995).
8. Kumbhakar and Hjalmarsson (1993).

کم‌برآوردی داشتند. در این مدل‌ها، ناکارآمدی گذرا ممکن بود iid باشد یا تابعی از متغیرهای توضیحی (گرین، ۲۰۰۵؛ وانگ و هو، ۲۰۱۰).

نسل سوم که جدیدترین نسل این مدل‌ها شناخته می‌شود، ناکارایی گذرا و پایدار را از هم تفکیک، اثرات خاص بنگاه را لحاظ و حتی عوامل مؤثر بر هر یک از ناکارایی‌ها را نیز بحث می‌کند (کومباکار، ۲۰۱۲؛ کلمبی، ۲۰۱۴ و فیلیپینی، ۲۰۱۷). وجود مشکلات ساختاری در سازماندهی فرایند تولید یا کمبودهای سیستماتیک در قابلیت‌های مدیریتی، می‌تواند بخش پایدار را ایجاد کند. برعکس، وجود مشکلات مدیریتی غیرسیستماتیک در کوتاه‌مدت، استخدام کارگران جدید که به زمان یادگیری اولیه برای وظایف خود نیاز دارند، یا تعدیل در فرایند تولید به دلیل مقررات جدید یا تکنیک‌های جدید، ممکن است بخش گذرا را تعیین کند.

در این مقاله، کارایی نیروگاه‌های تولید کننده برق ایران مطابق با نسل‌های سه گانه مدل‌های مرز تصادفی محاسبه می‌شود و درنهایت، از سومین نسل این مدل‌ها که به‌روزترین آنها نیز می‌باشد، بهره گرفته شده و به‌صورت جزئی و دقیق، انواع ناکارایی و عوامل مؤثر بر آن بحث می‌شود.

در مدل‌های مرز تصادفی، طول دوره زمانی (۴ سال کوتاه‌مدت، ۸ سال نسبتاً بلندمدت و ۱۰ سال بلندمدت)، بر اهمیت نسبی ناکارآمدی پایدار و گذرا تأثیر دارد. به عنوان مثال، در دوره زمانی کوتاه‌مدت، می‌توانیم تمام ناکارآمدی را به‌عنوان پایدار در نظر بگیریم؛ با این توجیه که بنگاه در کوتاه‌مدت، قادر به تغییر قابل توجه در سطح کارایی خود نیست. درواقع در کوتاه‌مدت، خارج کردن جزء بلندمدت احتمالاً منجر به تورش کم برآوردی ناکارایی یا بیش برآوردی کارایی می‌شود.

در این مطالعه، سعی شده است عوامل مؤثر بر انواع ناکارایی (گذرا و پایدار) در نیروگاه‌های حرارتی کشور با بهره‌گیری از مدل اقتصادسنجی تحلیل مرز تصادفی شناسایی شود. هم‌چنین ناکارایی و بازده به مقیاس تولید انواع نیروگاه‌های حرارتی محاسبه، و با یکدیگر مقایسه شده است.

بنابراین در ادامه مقاله، بخش دوم شامل ادبیات موضوع و پس از آن، پیشینه تحقیق است. در بخش سوم، فرایند تکامل مدل‌های مرز تصادفی تا به امروز بحث شده و درنهایت، روش شناسی تحقیق بحث شده و بخش چهارم تحقیق نیز، شامل توصیف داده‌ها و برآورد مدل است. نتایج تحقیق و دلالت‌های سیاستی، بخش پایانی مقاله را دربرمی‌گیرد.

1. Greene (2005).
2. Wang and Ho (2010).
3. Kumbhakar (2012).
4. Colombi (2014).
5. Filippini (2017).

۱. مبانی نظری و ادبیات موضوع

۱-۲. مبانی نظری

در الگوی SFA، نقش حیاتی برای جزء خطای مشخص شده در مدل تولید متوسط وجود دارد. چنین عبارت خطایی معمولاً به تابع تولید اضافه می‌شود تا عوامل پنهان مانند خطای اندازه‌گیری، تعیین نادرست فرم تابعی و تصادفی بودن ذاتی فرایند تولید را نشان دهد. با این حال، در الگوی SFA یک منبع خطای اضافی یا یک متغیر پنهان اضافی، به مدل تولید اضافه می‌شود تا ناکارآمدی فنی را در نظر بگیرد. با توجه به تفسیر این متغیر پنهان به عنوان ناکارآمدی فنی، که تولید واقعی را از تولید مرزی متوسط مشخص شده توسط فرم اقتصادسنجی - پارامتری یا غیرپارامتری - تابع تولید کمتر می‌کند، مؤلفه تصادفی اضافی فقط مقدار مثبت دارد. چنین ترکیبی از خطاهای دو جزئی منجر به خطای نامتقارن می‌شود و همین عدم تقارن است که کلید ادبیات SFA است.

$$\ln(y) = \beta_0 + \sum_{k=1}^N \beta_k \ln(x_k) + \varepsilon \varepsilon = v - u \quad (1)$$

که در آن، v جزء خطای تصادفی معمول با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 و عبارت کارایی فنی است که فقط با میانگین $\mu > 0$ و واریانس σ_u^2 دارای مقادیر مثبت است. این شکل متعارف مدل مرزی تصادفی (SFM) است. تحت فرضیات مختلف در مورد خطاهای u و v و گشتاورهای آنها، برونزایی ضعیف x ها، و ساختارهای همبستگی متفاوت بین منابع مختلف تصادفی بودن و رگرسورها، شکل متعارف SFM تقریباً تمام روش‌های معرفی شده تا به امروز در ادبیات مربوط به SFM را در خود جای می‌دهد.

مزیت داده‌های تابلویی این است که می‌توان اطلاعات بیشتری در مورد ناکارایی و بهره‌وری تجزیه و تحلیل کرد و با یک محیط مقطعی متفاوت است، که تنها می‌تواند تصویری ایستا از ناکارایی ارائه دهد.

اشمیت و سیکلز^۱ (۱۹۸۴)، استفاده از مدل‌هایی را که منحصرأً برای داده‌های تابلویی طراحی شده بودند، را برجسته کردند. آنها سه مشکل را در مورد مدل‌های مقطعی که برای اندازه‌گیری ناکارایی و بهره‌وری استفاده می‌شوند، مطرح می‌کنند: اول، اگر از MLE برای تخمین پارامترهای SFM و ناکارایی از طریق تخمین‌زن JLMS استفاده شود، همه چیز به فرضیات توزیعی نویز و ناکارایی وابسته است؛ دوم، فرض می‌شود ناکارایی فنی مستقل از رگرسور(ها) است؛ سوم، تخمین‌گر JLMS یک تخمین‌گر سازگار از u نیست، زیرا وقتی که تعداد واحدهای مقطعی به بی‌نهایت میل می‌کند، $E[u|\varepsilon]$ هرگز به u نزدیک نمی‌شود. دسترسی به داده‌های پانلی می‌تواند، تا درجات مختلفی، همه این مسائل را کاهش دهد.

شکل کلی رگرسیون خطی داده‌های تابلویی به‌صورت زیر است:

$$y_{it} = m(x_{it}; \beta) + c_i + v_{it} \quad (۲)$$

در اینجا با ناهمگنی خاص بنگاه، c_i ، مواجه هستیم. معضل رایجی که در کاربرد مدل رگرسیون داده‌های پانلی خطی با آن مواجه هستیم، نحوه برخورد با رابطه بین c_i و x_{it} است. تحت چهارچوب اثرات ثابت پانل (Wooldridge, 2010) (FE)، x_{it} مجاز به همبستگی با c_i است و پارامترهای مدل را می‌توان با استفاده از تبدیل درونزا به‌طور سازگار تخمین زد (Baltagi, 2013).

تحت چهارچوب اثرات تصادفی پانل (RE)، x_{it} و c_i باید ناهمبسته باشند، که منجر به OLS می‌شود که یک تخمین‌گر سازگار است، اما درنهایت، با توجه به اینکه ماتریس واریانس-کوواریانس عبارت خطای ترکیبی $v + c$ دیگر قطری نیست، ناکارا است. یک رویکرد حداقل مربعات تعمیم‌یافته عملی برای به‌دست آوردن تخمین‌گرهای مجانبی کارآمد پارامترهای مدل رگرسیون در دسترس است. شکل کلی مدل مرز تصادفی پنل به‌صورت زیر است:

$$y_{it} = m(x_{it}; \beta) + c_i - \eta_i + v_{it} - u_{it} = m(x_{it}; \beta) + \alpha_i + \varepsilon_i \quad (۳)$$

که در آن، $\alpha_i = c_i - \eta_i$ و $\varepsilon_i = v_{it} - u_{it}$ ناهمگنی مستقل از زمان و η_i ناکارایی مستقل از زمان را نشان می‌دهد. همچنین u_{it} ناکارایی وابسته به زمان است.

SFM داده‌های پانلی مشابه مدل رگرسیون داده‌های پانلی در رابطه (۲) به نظر می‌رسد، با این تفاوت که، به دلیل $u_{it} > 0$ ، ε_{it} دیگر میانگین صفر ندارد و α_i دیگر صرفاً ناهمگنی خاص فردی را دربر نمی‌گیرد. رویکردهای اولیه‌ای که ناکارایی را در داده‌های پانلی مطالعه می‌کردند، محدودیت‌هایی را در مورد نحوه ورود ناکارایی به SFM داده‌های پانلی اعمال کردند. با گذشت زمان و به‌خصوص با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی پیشرفته‌تر، فرضیات کمتری در نظر گرفته شد. در جدیدترین مدل‌های معرفی شده، ناکارایی به دو نوع گذرا (وابسته به زمان) و پایدار (مستقل از زمان) تفکیک می‌شوند. شکل کلی این مدل‌ها به‌صورت زیر است:

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + v_{it} - (\eta_i + u_{it}) \quad (۴)$$

مدل (۴)، مدل‌های مورد بحث قبلی را تعمیم می‌دهد؛ زیرا ناهمگنی بنگاه، ناکارایی مستقل از زمان و ناکارایی وابسته به زمان را به‌طور همزمان در نظر می‌گیرد.

چنین تجزیه‌ای مطلوب است زیرا، از آنجایی که η_i در طول زمان تغییر نمی‌کند، برای اینکه یک بنگاه بتواند کارایی خود را بهبود بخشد، باید یک تغییر ساختاری در سیاست یا مدیریت ایجاد شود. علاوه بر این، η_i به‌طور کامل ناکارایی سطح بنگاه را دربر نمی‌گیرد؛ زیرا یادگیری در طول زمان را در نظر نمی‌گیرد؛ چون با گذشت زمان ثابت است؛ مؤلفه متغیر با زمان، u_{it} می‌تواند این جنبه را دربر بگیرد.

در رابطه (۴)، سطح ناکارایی کلی بنگاه و همچنین مؤلفه‌ها، مهم هستند؛ زیرا انواع مختلفی از اطلاعات را منتقل می‌کنند. بنابراین، به عنوان مثال، ممکن است استدلال شود که اگر ناکارایی وابسته به زمان برای یک بنگاه در یک سال خاص نسبتاً زیاد باشد، این به دلیل رویدادی است که بعید است در سال بعد رخ دهد. از طرف دیگر، اگر ناکارایی پایدار زیاد باشد، انتظار می‌رود که یک بنگاه با سطح نسبتاً بالایی از ناکارایی در طول زمان فعالیت کند، مگر اینکه تغییراتی در سیاست و یا مدیریت رخ دهد. بنابراین، با توجه به ماهیت پایدار η_i ، مقدار زیاد آن در درازمدت، نگران‌کننده‌تر از مقدار بالای u_{it} است.

رابطه (۴)، این مزیت را دارد که ماهیت پایدار ناکارایی فنی را بدون تحمیل یک شکل پارامتری خاص از وابستگی زمانی، آزمایش کند. علاوه بر این، با گنجاندن زمان در بردار x_{it} ، رابطه (۴)، توانایی جداسازی تغییر فنی برونزا از ناکارآمدی فنی را دارد. برای تخمین مدل، رابطه (۴) را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \omega_{it} = (\beta_0 - \eta_i - E[u_{it}]) + x'_{it}\beta + v_{it} - (u_{it} - E[u_{it}]) \quad (5)$$

خطا، ω_{it} ، دارای میانگین صفر و واریانس ثابت است. مدل (۵)، یک مدل داده پانلی استاندارد با ناهمگنی خاص بنگاه (مدل مؤلفه خطای یک طرفه) است و می‌تواند یا با تبدیل درونزا (تحت چهارچوب FE) یا با حداقل مربعات تعمیم‌یافته (تحت چهارچوب RE) تخمین زده شود.

۲-۲. پیشینه تحقیق

استقبال سرمایه‌گذاران بخش خصوصی برای حضور و مشارکت در ساخت نیروگاه‌ها، با کاهش جدی مواجه شده است و بخش دولتی نیز به دلیل محدودیت‌های قانونی و البته کمبود منابع مالی، قادر به افزایش ظرفیت و بهبود تولید برق کشور نیست. اصلاحات بازار برق از دهه ۱۹۸۰ به یک روند جهانی در صنعت برق تبدیل شده است. در این فرایند تجدید ساختار، حرکت صنعت برق از انحصارهای طبیعی عمودی یکپارچه به فضایی رقابتی‌تر و مقررات‌زدایی از آن، مورد توجه قرار گرفته است. شناسایی انواع ناکارایی‌ها و عوامل مؤثر بر آنها، پیش‌نیاز مهمی برای رسیدن به این هدف است. در ایران، از زمان تأسیس بازار عمده‌فروشی مستقل برق، بیشتر مطالعات بر قیمت‌گذاری و پیشنهادهای قیمت عرضه متمرکز بوده‌اند (پژویان و همکاران، ۲۰۱۳؛ ممی‌پور و همکاران، ۲۰۱۷ و معینی و همکاران، ۲۰۱۸).

شیوا و شهبازی (۲۰۱۹)، تأثیر قدرت بازار و رقابت‌پذیری را بر قیمت بازار عمده‌فروشی برق بررسی کردند. آنها دریافتند که با وجود قدرت بازار پایین نیروگاه‌های تولیدکننده برق و قرار داشتن شاخص تمرکز هرفیندال-هیرشمن در محدوده رقابتی، قدرت بازار، تأثیر معناداری بر شاخص قیمت عمده‌فروشی بازار برق دارد.

عمادزاده و همکاران (۱۴۰۱)، رقابت‌پذیری تولید برق را در بین ۹ شرکت برق منطقه‌ای با هدف دستیابی به رشد اقتصادی پایدار بررسی کردند. آنها از دو رویکرد ساختاری ضریب آنتروپی و رویکرد غیر ساختاری پانزار - راس بهره بردند و دریافتند که طبق هر دو رویکرد، تمرکز بازار برق در ایران طی دوره ۱۳۹۸ - ۱۳۹۰ کاهش یافته است.

شریفی و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهش خود، به مدل‌سازی شبکه تبادل برق بین ایران، ترکیه و عراق پرداختند و نشان دادند که این تبادل، سبب افزایش صادرات و واردات برق بین کشورها شده و برای هر سه کشور منفعت دارد و تقاضای برق برآورده نشده‌ای برای هیچ‌یک از کشورها باقی نخواهد ماند. ضمن اینکه شبکه تبادل باعث می‌شود کشورها تولید نیروگاه‌های حرارتی خود را کاهش دهند و به‌خصوص ایران که با تغییرات اقلیمی و محدودیت منابع آبی مواجه است، از تولید نیروگاه‌های برقابی ترکیه برخوردار شود.

در زمینه شناسایی عوامل انواع ناکارایی صنایع ایران و به‌خصوص صنعت تولید برق، مطالعه خاصی در ایران وجود ندارد و بیشتر پژوهش‌ها روی کارایی کل، عوامل مدیریتی و ساختاری، بهره‌وری فنی یا زیست‌محیطی تمرکز دارند و از لحاظ ادبیات موضوع، مطالعه حاضر یکی از تحقیقات پیشرو در اقتصاد ایران است.

امامی و همکاران (۱۴۰۳)، کارایی فنی و زیست محیطی نیروگاه‌های حرارتی منتخب را با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها برای دوره ۹ ساله ۱۳۸۹-۱۳۹۷ محاسبه کردند و میانگین کارایی فنی را بین ۷۱/۹ تا ۸۷/۷ درصد برآورد کرده‌اند. آنها نتیجه می‌گیرند که قیمت‌گذاری بر اساس هزینه نهایی، صنعت برق را با کسری مواجه ساخته است و شیوه قیمت‌گذاری رمزی را پیشنهاد می‌کنند. مطالعه مشابه دیگری از امامی و همکاران (۱۳۹۶) برای دوره ۱۳۹۴-۱۳۹۰، نشان می‌دهد که میانگین کارایی فنی بین ۸۴/۷ تا ۸۸/۴ درصد قرار دارد.

عسگری (۱۳۹۸) در پژوهش خود، کارایی فنی را برای کدهای ۴ رقمی ISIC صنایع ایران با استفاده از تحلیل مرز تصادفی محاسبه کرد. او نشان داد صنایع شیمیایی، نفت و زغال‌سنگ، بیشترین کارایی را دارند.

جواهری و استاذزاد (۲۰۱۴) نیز با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، اقدام به محاسبه کارایی فنی نیروگاه‌های برقابی و حرارتی کردند. آنها میانگین کارایی را در سال ۲۰۱۱ برای نیروگاه‌های برقابی (۶۲ درصد) کمتر از نیروگاه‌های حرارتی (۸۲ درصد) برآورد کردند. در تمام مطالعات انجام شده توسط محققان داخلی، تفکیک ناکارایی صورت نگرفته است و منظور از ناکارایی، همان ناکارایی کل می‌باشد.

شهرکی و همکاران (۱۳۹۸)، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌های فازی، به بررسی کارایی زیست محیطی کربن در ایران و ۹ کشور نفت‌خیز دیگر طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۴ پرداختند و

نشان دادند که رتبه کارایی زیست محیطی کربن در ایران، در رتبه نهم است که جایگاه مطلوبی نیست.

بر خلاف مطالعات داخلی، مطالعات خارجی بسیاری وجود دارد که تفکیک کارایی به دو نوع گذرا و پایدار را انجام داده‌اند. از جمله این پژوهش‌ها، می‌توان به مقالات مارتینی^۱ و همکاران (۲۰۲۴) در خصوص خطوط هوایی قاره آفریقا، توار و وال^۲ (۲۰۲۴) در مورد سازمان‌های دریانوردی اسپانیا و دنیش و رای^۳ (۲۰۲۴) در صنعت کود هند اشاره کرد.

بادوننکو و کومباکار^۴ (۲۰۱۷)، ناکارایی پایدار و گذرا را در ساختار هزینه‌ای بخش بانکداری هند تفکیک می‌کنند. آنها در تحقیق خود از مدل تحلیل مرز تصادفی چهار جزئی معرفی شده توسط کلمبی و همکاران (۲۰۱۴) استفاده می‌کنند و در آن، ناهمگنی بنگاه‌ها را نیز مد نظر قرار می‌دهند. از جمله عوامل ناکارایی پایدار که آنها در نظرمی‌گیرند، نوع مالکیت و اندازه بانک است. نتایج آنها نشان می‌دهد، ناکارایی پایدار بیشتر از ناکارایی گذرا است و برای حل مشکل ناکارایی، پیشنهاد می‌کنند اصلاحات ساختاری صورت گیرد.

ادو و همکاران^۵ (۲۰۲۲)، تحلیلی مشابه برای بررسی عوامل تعیین کننده ناکارایی پایدار و گذرا در بخش کشاورزی اتریش ارائه می‌دهند.

فیلیپینی و همکاران^۶ (۲۰۱۸)، به بررسی کارایی هزینه‌ای پایدار و گذرا در بخش برقایی سوئیس با استفاده از مدل‌های پیشرفته تحلیل مرز تصادفی می‌پردازند. آنها دریافتند برای بخش برقایی سوئیس، ناکارایی پایدار (۱۳/۸ درصد) بیشتر از ناکارایی گذرا (۸ درصد) است و بنابراین، اصلاحات ساختاری (سرمایه‌گذاری در فناوری، و بهبود سیاست‌ها)، تأثیر بلندمدت بیشتری خواهد داشت تا فقط مدیریت نوسانات کوتاه‌مدت.

در مطالعه دیگری، فیلیپینی و همکاران^۷ (۲۰۱۷)، تابع هزینه را برای کارایی بخش توزیع برق نیوزلند بررسی کردند. آنها از مدل‌های مختلف تحلیل مرز تصادفی (مدل‌های اولیه تا مدل‌های پیشرفته) استفاده کردند و دریافتند که برای طراحی سیاست‌های بهبود کارایی، باید به منشأ ناکارایی‌ها توجه کرد. بنابراین آنها مدل نهایی خود را با تفکیک ناکارایی به انواع ناکارایی پایدار و گذرا انتخاب می‌نمایند و بیان می‌کنند که برای کاهش ناکارایی، باید راه‌حل متناسب با نوع ناکارایی ارائه داد.

1. Martini et al. (2024).
2. Tovar & Wall (2024).
3. Danish & Roy (2024).
4. Oleg Badunenko, Subal C. Kumbhakar (2017).
5. Felicity Addo, Klaus Salhofer (2022).
6. Filippini, M., T. Geissmann, and W. Greene (2018).
7. Filippini, M., Greene, W. & Masiero, G. (2017).

برنشتاین (۲۰۲۰)^۱، با استفاده از روش تحلیل مرزی تصادفی، اثرات مقررات فدرال و ایالتی بر نیروگاه‌های گازی در ایالات متحده را در دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۶ بررسی کرد. او ناکارایی را به دو مؤلفه ناکارایی وابسته به زمان و ناکارایی مستقل از زمان یا پایدار تقسیم کرد و کارایی وابسته به زمان یا گذرا ۷۲ درصد، کارایی پایدار ۷۱ درصد و کارایی صرفه به مقیاس برای نیروگاه‌های گازی برابر با ۹۴ درصد را به دست آورد. او همچنین رابطه بین کارایی نیروگاه و تولید برق را مثبت ارزیابی کرد و نتیجه گرفت که متغیرهای نظارتی تمایل به افزایش کارایی نیروگاه دارند.

وانگ و وانگ^۲ (۲۰۲۳)، اثرات اصلاحات بازار برق را روی کارایی انرژی در چین بررسی کردند. آنها بیان می‌کنند که بهره‌وری انرژی اکثر استان‌های چین، نسبتاً پایین است و بهره‌وری تولید انرژی عموماً کمتر از بهره‌وری بهره‌برداری انرژی است. اگرچه بهره‌وری انرژی اکثر استان‌ها پس از سال ۲۰۱۵ روند صعودی نشان می‌دهد، اما شکاف بهره‌وری در استان‌ها با گذشت زمان افزایش یافته است. علاوه بر این، اصلاحات بازار، تأثیر قابل توجهی بر بهره‌وری تولید انرژی ندارد. با این حال، اصلاحات به طور قابل توجهی بهره‌وری بهره‌برداری از انرژی را بهبود می‌بخشد و این اثر پس از اصلاحات، پایدار است.

۳. روش‌شناسی تحقیق

برای اندازه‌گیری کارایی، دو روش پارامتریک و ناپارامتریک وجود دارد: روش پارامتریک به دنبال تخمین یک تابع بر اساس نهاده‌ها و ستانده مشخص است؛ در حالی که روش‌های ناپارامتریک مانند تحلیل پوششی داده‌ها (DEA^۳) عملکرد یک بنگاه را با بهترین عملکرد بالفعل بنگاه‌های داخل آن صنعت با استفاده از برنامه‌ریزی خطی ارزیابی می‌کند. تحلیل مرز تصادفی (SFA^۴)، یک روش پارامتریک بوده، که بر مبنای مدل‌های اقتصادسنجی و تئوری‌های اقتصاد خرد بنا شده است. در این روش، با استفاده از داده‌های پنل، ابتدا تابع تولید (هزینه) با توجه به فروض در نظر گرفته شده، تخمین زده می‌شود و سپس کارایی واحدها اندازه‌گیری می‌گردد. همچنین برتری مدل‌های مرزی تصادفی نسبت به مدل‌های معمولی اقتصادسنجی، در این است که در برازش تابع، نقاط متوسط را در نظر نمی‌گیرد بلکه نقاط مرزی و سرحد را لحاظ می‌کند.

تحلیل مرز تصادفی (SFA) از زمان معرفی توسط آیکنر و همکاران (۱۹۷۷)، به یکی از مهم‌ترین روش‌های اندازه‌گیری کارایی تبدیل شده است. با توسعه مدل‌های مرز تصادفی (SFM)، SFA در چند دهه اخیر به طور گسترده در زمینه‌های مختلف تحقیقاتی به کار گرفته شده است. در مدل‌های مرز تصادفی، (نا)کارایی تولید (یا هزینه، سود و غیره) واحدها بر اساس مرز تخمینی ارزیابی می‌شود.

1. David H. Bernstein (2020).
2. Wang, J. & Wang, S. (2023).
3. Data Envelopment Analysis
4. Stochastic Frontier Analysis

با این حال، رویکردهای تخمین مرز و (نا)کارایی در تصریح مدل‌های مختلف با یکدیگر متفاوت است. ویژگی کلیدی مدل‌های SFM وجود جزء خطای ترکیبی نویز آماری و یک جزء خطای غیرمنفی اضافی است.

تصادفی بودن و خطای اندازه‌گیری در جزء خطای نویز آماری در نظر گرفته می‌شوند، در حالی که جزء خطای اضافی، ناکارایی فنی را که همان تولید کاهش یافته نسبت به تولید مرزی (بنابراین غیرمنفی) است، در نظر می‌گیرد (سیکلز و زلنیوک، ۲۰۱۹). مدل‌های مختلف SFM، فرضیات متفاوتی را در مورد تابع تولید و جملات خطا و همچنین تکنیک‌های مختلفی را برای تخمین آنها پیشنهاد می‌کنند.

۳-۱. مدل‌های اولیه SFM

مدل آیگنر و همکاران ۱۹۷۷ (ALS77)

آیگنر و همکاران (۱۹۷۷)، اولین نسل از مدل‌های SFM را پیشنهاد کردند:

$$y_i = a + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{j,i} + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, n \quad (۶)$$

$$y_i = \ln(Y_i), \quad a = \ln(\beta_0), \quad x_{j,i} = \ln(X_{j,i}), \quad \varepsilon_i = v_i - u_i \quad (۷)$$

$$v_i \sim iidN(0, \sigma_v^2), \quad u_i \sim iidN^+(0, \sigma_u^2) \quad (۸)$$

بنابراین، این مدل و بسیاری از انواع دیگر مدل‌های SFM با فرض توزیع جملات خطا، می‌توانند با استفاده از تابع درست‌نمایی و با استفاده از تخمین‌گر حداکثر درست‌نمایی (MLE) تخمین زده شوند. پس از به دست آوردن پارامترهای تخمین زده شده، سطح مورد انتظار ناکارایی $E(u)$ را می‌توان به صورت $E(u) = \sqrt{2/\pi} \sigma_u$ تخمین زد و سطح کارایی $E[\exp(-u)]$ را می‌توان تقریباً به صورت $E[\exp(-u)] \approx 1 - E(u)$ به دست آورد. علاوه بر این، در مدل ALS77 سطح (نا)کارایی هر واحد را می‌توان با تخمین‌گرهای جزء خطا تخمین زد. برای این کار از روش جاندر و همکاران (۱۹۸۲)، استفاده می‌شود که در آن جزء ناکارایی مورد انتظار (u_i) به صورت مشروط روی خطای ترکیبی (ε_i) تخمین زده می‌شود. این روش و سایر مطالعات اولیه (Broeck و Meeusen، ۱۹۷۷ و Battese و Corra، ۱۹۷۷) منحصراً بر داده‌های مقطعی تمرکز داشتند.

۳-۲. مدل‌های پانل SFM

مدل اشمیت و سیکلز ۱۹۸۴ (SS84)

یکی از مدل‌های اصلی در ادبیات مرز تصادفی که چهارچوب SFM را از داده‌های مقطعی به داده‌های تابلویی گسترش داد، توسط اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴) معرفی شد:

$$y_{it} = a + x'_{it}\beta + v_{it} - u_i \quad i = 1, \dots, n; \quad t = 1, \dots, T \quad (9)$$

جزء خطای یک طرفه u_i ($u_i \geq 0, i = 1, \dots, n$) نشان دهنده ناکارایی واحد i است و فرض می‌شود که مستقل از خطای تصادفی v_{it} است و جزء خطای تصادفی v_{it} با بردار نهاده X_{it} ناهمبسته فرض می‌شود. با یک تبدیل ساده، می‌توانیم معادله (۹) را به صورت یک شکل رایج از مدل پانل به صورت زیر بازنویسی کنیم:

$$\begin{aligned} y_{it} &= a^* + x'_{it}\beta + v_{it} - u_i^* \\ &= a_i + x'_{it}\beta + v_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

$$a^* = a - E(u_i), \quad u_i^* = u_i - E(u_i), \quad a_i = a^* - u_i^* \quad (11)$$

در نتیجه، معادله (۱۰) را می‌توان با روش‌های عمومی برای مدل‌های پانل، مانند تخمین گر حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات تعمیم‌یافته، و همچنین تخمین‌گرهای درون گروهی، تخمین‌گرهای هاسمن-تیلور و MLE (اشمیت و سیکلز، ۱۹۸۴) تخمین زد.

بنابراین، یکی از مزایای مدل SS84 نسبت به مدل کلاسیک ALS77 و اکثر مدل‌های SFA دیگر، فرض ساده شده در مورد توزیع جزء خطا (یعنی u_i و v_{it}) است که امکان تخمین‌گرهای بیشتری نسبت به MLE به تنهایی را برای تخمین مدل فراهم می‌کند. از سوی دیگر، یکی از محدودیت‌های مدل SS84، این است که ناکارایی نشان داده شده توسط u_i ثابت در طول زمان (مستقل از زمان) فرض می‌شود، که به‌ویژه در مدل‌سازی داده‌های پانلی، یک محدودیت است. با پارامترهای تخمین زده شده برای مدل داده‌های پانلی استاندارد، می‌توانیم تخمین‌گری از ناکارایی فنی ($\hat{u}_i$) را همان‌طور که اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴) پیشنهاد داده‌اند، به دست آوریم:

$$\hat{u}_i = \max_i(\hat{a}_i) - \hat{a}_i \quad i = 1, \dots, n \quad (12)$$

مدل پیت و لی (۱۹۸۱) (PL81)

فرض ساده توزیع جملات خطا، یکی از قابل توجه‌ترین ویژگی‌های مدل SS84 است. نمونه‌ای که به شکل یک مدل استاندارد داده‌های پانل نیز می‌باشد، مدل پیت و لی (۱۹۸۱) همانند معادله (۱۰) بیان شود، ضمن اینکه فرضیاتی در مورد توزیع‌های u_i و v_{it} اضافه می‌کند که:

$$v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2), \quad u_i \sim iidN^+(0, \sigma_u^2) \quad (13)$$

بنابراین، برای تخمین این مدل به MLE نیاز است که در آن، از نتایج رگرسیون پانل استاندارد به عنوان مقادیر اولیه تخمین MLE استفاده می‌شود. در این مدل نیز عبارت ناکارایی u_i هنوز هم به عنوان متغیر مستقل از زمان فرض می‌شود.

مدل کورنول و همکاران^۱ (۱۹۹۰) (CSS90)

در مدل‌های قبلی، جزء ناکارایی u_i به صورت مستقل از زمان فرض می‌شد، که در چهارچوب داده‌های پانلی "کامل" نیست. کورنول و همکاران (۱۹۹۰)، مدلی معرفی کردند که ناکارایی را وابسته به زمان فرض می‌کند، ضمن اینکه مزایای مدل SS84 را نیز دارد. در چهارچوب SS84 مانند معادله (۱۰)، مدل CSS90 عرض از مبدأ را به عنوان متغیر وابسته به زمان فرض می‌کند، یعنی:

$$y_{it} = a_{it} + x'_{it}\beta + v_{it} \quad i = 1, \dots, n; \quad t = 1, \dots, T \quad (14)$$

$$a_{it} = \lambda_{0i} + \lambda_{1i}t + \lambda_{2i}t^2 \quad (15)$$

در نتیجه، a_{it} تخمین زده شده در معادله (۱۴) را می‌توان در معادله (۱۵) رگرسیون کرد. با پیروی از روش اسمیت و سیکلز (۱۹۸۴)، ناکارایی فردی در زمان t را می‌توان با مقدار برازش شده معادله (۱۵) به صورت زیر به دست آورد:

$$\begin{aligned} \hat{a}_t &= \max_j (\hat{a}_{jt}) \\ \hat{u}_{it} &= \hat{a}_t - \hat{a}_{it} \quad i = 1, \dots, n; \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (16)$$

مدل کومباکار^۲ (۱۹۹۰) (K90) و مدل باتسه و کوئلی^۳ (۱۹۹۲) (BC92)

یک توسعه برای مدل PL81، این است که ناکارایی وابسته زمان (یعنی u_{it} به جای u_i) را در چهارچوب داده‌های پانلی در نظر بگیریم، در حالی که فرضیات توزیع را روی جزء خطاها حفظ کنیم. کومباکار (۱۹۹۰) و باتسه و کوئلی (۱۹۹۲) دو مدل پرکاربرد در این زمینه هستند که می‌توانند مشابه PL81 به صورت زیر فرموله شوند:

$$\begin{aligned} y_{it} &= a + x'_{it}\beta + v_{it} - u_{it} \quad i = 1, \dots, n; \quad t = 1, \dots, T \\ v_{it} &\sim iidN(0, \sigma_v^2), \quad u_i = h(t)u_i, \quad u_i \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2) \end{aligned} \quad (17)$$

که $h(t)$ در مدل کومباکار (۱۹۹۰) به صورت زیر است:

$$h(t) = [1 + \exp(bt + ct^2)]^{-1} \quad (18)$$

و در مدل باتسه و کوئلی (۱۹۹۲) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$h(t) = \exp[-d(t - T)] \quad (19)$$

که در آن، T آخرین دوره است. در نتیجه، $h(t)$ برای هر واحد i در هر دو حالت یکسان است.

1. Cornwell et al. (1990).
2. Kumbhakar (1990).
3. Battese and Coelli (1992).

با توجه به محدودیت‌های فرضیات پارامتری، K90 و BC92 باید از طریق MLE تخمین زده شوند و سپس می‌توان ناکارایی را با روش جاندر و همکاران تخمین زد. مدل‌های K90 و BC92 تلاش‌های معناداری در مدل‌سازی ناکارایی وابسته به زمان در مدل‌های مرز تصادفی هستند.

مدل اثرات ثابت واقعی^۱ گرین^۲ (۲۰۰۵) (G05)

در تلاش برای معرفی عبارت ناکارایی وابسته به زمان در مدل‌های مرز تصادفی، چه بهبود CSS90 نسبت به SS84 و چه بهبود BC92 نسبت به PL81، ناکارایی فردی در واقع از ناهمگنی فردی مستقل از زمان تفکیک نمی‌شود. یک مدل پیشرفته برای چنین هدفی، مدل به اصطلاح «اثر ثابت واقعی» است که توسط گرین (۲۰۰۵) ارائه شده است:

$$y_{it} = a_i + x'_{it}\beta + v_{it} - u_{it} \quad i = 1, \dots, n; \quad t = 1, \dots, T \quad (20)$$

$$v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2), \quad u_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$$

برای تخمین مدل G05، گرین (۲۰۰۵) هم‌چنین تخمین‌گرهای متغیر دامی حداکثر درست‌نمایی را پیشنهاد کرد. در نهایت، تخمین ناکارایی هر واحد i می‌تواند در طول زمان تغییر کند، در حالی که نسبت به داده‌های پرت در نمونه نیز حساس نیست. با این حال، G05 معمولاً از نظر محاسباتی سنگین است، به‌خصوص زمانی که تعداد واحدها (یعنی n) زیاد باشد، و اغلب با مشکل پارامترهای تصادفی همراه است (گرین، ۲۰۰۵؛ نگوین و همکاران، ۲۰۲۲).

مدل کومباکار و همکاران^۳ (۲۰۱۴) (KLH14)

بر اساس G05، مدل توسعه‌یافته دیگری توسط کومباکار و همکاران (۲۰۱۴) معرفی شده است که شامل تفکیک مؤلفه‌های ناکارایی گذرا و پایدار است. مدل معرفی شده آنها به‌صورت زیر است:

$$y_{it} = a + x'_{it}\beta + v_{it} - u_{it} + \mu_i - \eta_i \quad i = 1, \dots, n; \quad t = 1, \dots, T \quad (21)$$

$$v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2), \quad u_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$$

$$\mu_i \sim iidN(0, \sigma_\mu^2), \quad \eta_i \sim iidN^+(0, \sigma_\eta^2)$$

که u_{it} ناکارایی گذرا و η_i ناکارایی پایدار واحد i و μ_i ناهمگنی فردی، در حالی که v_{it} خطای تصادفی است. مشابه تبدیل برای SS84، مدل KLH14 را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$y_{it} = a^* + x'_{it}\beta + a_i + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$a^* = a - E(\eta_i) - E(u_{it})$$

$$a_i = \mu_i - \eta_i + E(\eta_i)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} + E(u_{it})$$

1. "True fixed effect" models

منظور از اثرات واقعی، یعنی اثرات بنگاه (ثابت یا تصادفی) بخشی از ناکارایی پایدار نیستند و از هم تفکیک می‌شوند.

2. Greene (2005).

3. Kumbhakar et al. (2014).

در نتیجه، می‌توان ابتدا α_i و ε_{it} را با مدل استاندارد داده‌های پانل در معادله (۲۲) تخمین زد. سپس می‌توانیم ناکارایی پایدار واحد i (یعنی $E(\eta_i)$) و ناکارایی گذرای واحد i در زمان t (یعنی $E(u_{it})$) را به ترتیب با $\hat{\alpha}_i$ و $\hat{\varepsilon}_{it}$ تخمین زده شده در یک تحلیل مرزی تصادفی استاندارد، تخمین بزنیم.

کلمبی و همکاران^۱ (۲۰۱۴) در مطالعه خود، همان مدل KLH14 را پیشنهاد کردند، با این تفاوت که آنها یک روش MLE تک مرحله‌ای را برای تخمین پیشنهاد نمودند که در مقایسه با مدل KLH14 سه مرحله‌ای، معمولاً در پیاده‌سازی و محاسبه آسان‌تر است. با این حال، برای تفکیک ناکارایی پایدار و گذرا، این دو مدل با چهار فرض توزیعی در مورد اجزای خطا همراه هستند.

پژوهشگران اقتصادسنجی اظهار می‌کنند که به‌طور کلی، تمایز بین ناکارایی مشاهده نشده و ناهمگنی مشاهده نشده در چهارچوب تحلیل مرز تصادفی، زمانی اهمیت دارد که واحدها تحت شرایط اجتماعی، صنعتی و محیطی متنوعی فعالیت کنند و اگر این تفاوت در نظر گرفته نشود، نتایج قابل اعتمادی به دست نخواهد آمد (گرین، ۲۰۰۴؛ گرویتچ و همکاران، ۲۰۱۲؛ هیلو و تاناکا، ۲۰۱۵؛ آجای و همکاران، ۲۰۱۷).

در این مقاله، از مدل اقتصادسنجی تحلیل مرز تصادفی پیشرفته (SFA) معرفی شده توسط کلمبی و همکاران (۲۰۱۴) استفاده شده است که شامل عوامل تعیین کننده واریانس ناکارایی گذرا و پایدار است. در این مدل، مؤلفه خطا به چهار مؤلفه تقسیم می‌شود:

$$y_{it} = \alpha_0 + f(X_{it}; \beta) + \mu_i + v_{it} - \eta_i^+ - u_{it}^+ \quad (23)$$

$$\sigma_{u_{it}}^2 = \exp[\gamma_0 + \varphi(Z_{it}; \gamma)]$$

$$\sigma_{\eta_i}^2 = \exp[\theta_0 + \varphi(Z_i; \theta)]$$

که در آن، μ_i اثر فردی بنگاه، v_{it} جزء اخلاص تصادفی (وایت نویز)، η_i جزء مثبت ناکارایی پایدار (مستقل از زمان) و u_{it} جزء مثبت ناکارایی گذرا یا موقتی (وابسته به زمان) است. هر کدام از ۴ بخش جزء خطا، دارای میانگین صفر و واریانس ثابت هستند. در مدل پانل SFA اثر هر بنگاه به‌صورت ترکیبی از دو جزء تصادفی μ_i و η_i است. درواقع در مدل‌های چهار جزئی، اثرات هر بنگاه به‌صورت تصادفی در نظر گرفته می‌شوند و مدل خودش از طریق این اجزای مستقل از زمان، ناهمگنی بین بنگاه‌ها را کنترل می‌کند و چنان‌چه بخواهیم اثرات را به‌صورت ثابت وارد مدل کنیم، شناسایی مدل از بین می‌رود؛ زیرا میانگین ناکارایی پایدار و اثر ثابت همپوشانی دارند و جداسازی نیستند.

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (24)$$

$$u_{it} \sim N^+(0, \sigma_{u_{it}}^2)$$

$$\eta_i \sim N^+(0, \sigma_{\eta_i}^2)$$

$$\sigma_{it}^2 = \sigma_v^2 + \sigma_h^2 + \sigma_{u_{it}}^2 + \sigma_{\eta_i}^2$$

1. Colombi et al. (2014).

2. Green (2004), Growitsch et al. (2012), Hailu, Tanaka (2015), Ajayi et al. (2017)

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، واریانس خطا در این مدل‌ها به‌صورت ذاتی ناهمسان می‌باشد و مدل با توجه به ناهمسانی ذاتی و ساختاری، تخمین زده می‌شود. هم‌چنین وجود اجزای مستقل از زمان در جزء خطای چهار جزئی، نشان دهنده وجود خودهمبستگی ذاتی مدل می‌باشد و نشان دهنده نقض فروض نیست.

تمام پارامترهای معادله (۲۳) را می‌توان با استفاده از فروض توزیعی برای اجزای چهارگانه خطا، به‌صورت هم‌زمان با روش MLE تخمین زد. کارآیی گذرا یا موقتی به‌صورت $\hat{T}E = \exp(-\hat{u}_{it})$ و کارآیی پایدار به‌صورت $\hat{P}E = \exp(-\hat{\eta}_i)$ و کارآیی فنی کل به‌صورت $\hat{T}E * \hat{P}E$ قابل محاسبه است. فرمول لگاریتم درست‌نمایی استاندارد برای مدل SFA با توزیع نیمه‌نرمال برای ناکارآیی‌ها به‌صورت زیر است.

$$ll_{it} = -\frac{1}{2}\log(2\pi\sigma_{it}^2) - \frac{1}{2}\frac{\epsilon_{it}^2}{\sigma_{it}^2} + \log \Phi(z_{it}) \quad (25)$$

که در آن، $\Phi(z_{it})$: تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد

$\epsilon_{it} = y_{it} - \mu_{it}$ خطای تخمین یا انحراف مقدار پیش بینی شده از مقدار واقعی تولید مقدار تولید در شبکه، توسط سیستم دیسپاچینگ تعیین می‌شود. دسترسی تبعیض‌آمیز روی شبکه برای نیروگاه‌ها، که به عنوان رگلاتوری مقدار نامیده می‌شود و منجر به مخدوش شدن کارآیی تولید نیروگاه‌ها می‌شود توسط متغیر نسبت بار پیک - Peak Load Ratio - (نسبت بار پیک یک نیروگاه به ظرفیت اسمی آن) کنترل می‌شود. نسبت بار پیک نیروگاه نشان دهنده شدت استفاده از ظرفیت نیروگاه است و هر چقدر بالاتر باشد یعنی نیروگاه با ظرفیت بیشتری کار می‌کند و به‌صورت مؤثرتری بهره‌برداری شده است.

عامل مهم دیگری که در عملکرد نیروگاه‌های حرارتی تأثیرگذار است، نوع تکنولوژی به‌کار رفته در تولید است. در این تحقیق، متغیر شدت آلودگی به عنوان پروکسی برای تکنولوژی تولید نیروگاه تعریف شده و به‌صورت نسبت میزان آلودگی تولید شده (میزان کربن تولید شده به کیلوگرم) توسط نیروگاه به میزان مصرف سوخت داخلی آن نیروگاه محاسبه می‌شود. میزان بالاتر شدت آلودگی به نوعی نشان دهنده تکنولوژی قدیمی‌تر تولید است و انتظار می‌رود با بهبود تکنولوژی و استفاده از ماشین آلات به‌روز و جدید، میزان شدت آلودگی کاهش یابد.

ناکاشی و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از روش DEA و تمرکز بر «خروجی‌های نامطلوب» مثل $PM_{2.5}$ ، CO_2 ، SO_2 و NOX ، نشان دادند که شدت آلودگی می‌تواند عامل مهمی در ناکارآیی عملیاتی نیروگاه باشد.

ما همانند بسیاری از مطالعات دیگر، تابع تولید ترانسلوگ را به عنوان تقریبی برای تابع تولید واقعی نیروگاه‌ها در نظر می‌گیریم. این تابع ترانسلوگ، انعطاف‌پذیر و شامل جملات خطی، مربعی و تقاطعی یا ضربی است. در این تابع، خروجی نیروگاه‌ها، میزان کل تولید برق سالانه (کیلووات ساعت)

آنها است و نهاده‌ها شامل سرمایه، نیروی کار و انرژی است. نهاده سرمایه ارزش واقعی دارایی‌های ثابت می‌باشد که استهلاک آنها لحاظ شده است. همچنین به دلیل اینکه استفاده از یک تابع تولید واحد برای مجموعه‌ای از نیروگاه‌ها که از انواع مختلف انرژی استفاده می‌کنند، مشکل است، از مجموع ارزش حرارتی انواع سوخت مصرف شده (گاز طبیعی، گازوئیل و نفت کوره) بر حسب میلیون Btu جهت یکسان سازی میزان سوخت مصرفی، استفاده شده است.

متغیرهای مدل برای تصریح معادله شامل لگاریتم تولید برق نیروگاه i در سال t به عنوان متغیر وابسته و لگاریتم‌های سرمایه، نیروی کار مؤثر و سوخت نیروگاه i در سال t به عنوان متغیر مستقل است. روند زمانی t و مربع آن نیز در تابع گنجانده شده است تا امکان تغییر خنثی وجود نداشته باشد. علاوه بر اینها، متغیرهای محیطی وابسته به زمان (گذرا) در واریانس عبارت ناکارایی گذرا ظاهر می‌شوند مانند سن نیروگاه (Age)، نسبت بار پیک (PLR)، قیمت شبکه (P)، دمای محیطی که نیروگاه در آن فعالیت می‌کند ($Temp$) و شدت آلودگی ($Poll.Intensity$).

همچنین متغیرهای محیطی مستقل از زمان (پایدار) در واریانس عبارت ناکارایی پایدار ظاهر می‌شوند. این متغیرها دامی هستند و به‌صورت صفر و یک تعریف می‌شوند و شامل نوع نیروگاه ($Type_Gas, Type_Cycle$) - گازی یا سیکل ترکیبی - که نسبت به نیروگاه‌های بخاری سنجیده می‌شوند و مالکیت نیروگاه ($Own_Private$) - مالکیت خصوصی - که نسبت به نیروگاه‌هایی با مالکیت دولتی سنجیده می‌شوند. درنهایت، شکل نهایی تابع تولید ترانسلوگ و واریانس ناکارایی گذرا و پایدار به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \ln(output)_{it} = & \alpha_0 + \beta_k \ln(k)_{it} + \beta_l \ln(l)_{it} + \beta_e \ln(f)_{it} \\ & + \frac{1}{2} \beta_{kk} [\ln(k)_{it}]^2 + \frac{1}{2} \beta_{ll} [\ln(l)_{it}]^2 + \frac{1}{2} \beta_{ee} [\ln(f)_{it}]^2 \\ & + \beta_{ke} \ln(k)_{it} \ln(f)_{it} \\ & + \beta_t t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \mu_i + \vartheta_{it} - \eta_i - u_{it} \end{aligned} \quad (26)$$

عوامل تعیین کننده واریانس ناکارایی گذرا ($\sigma_{u_{it}}^2$) و پایدار ($\sigma_{\eta_i}^2$):

$$\sigma_{u_{it}}^2 = \exp(\gamma_0 + \gamma_1 \ln(Age)_{it} + \gamma_2 \ln(PLR)_{it} + \gamma_3 \ln(P)_{it} + \gamma_4 Temp_{it} + \gamma_5 \ln(PollIntensity)_{it}) \quad (27)$$

$$\sigma_{\eta_i}^2 = \exp(\theta_0 + \theta_1 Type_{Gas} + \theta_2 Type_{Cycle} + \theta_3 Own_{Private}) \quad (28)$$

در تابع تولید ترانسلوگ همانند تابع کاب-داگلاس، بازده به مقیاس برابر با مجموع کشش‌های نهاده‌ها است؛ با این تفاوت که تابع ترانسلوگ، دارای عبارات مرتبه بالاتر نیز هست، بنابراین، هر مشاهده، مقدار منحصر به فردی دارد:

$$RTS = \sum_{i=1}^k \frac{\partial \ln y}{\partial \ln x_i} = \frac{\partial \ln y}{\partial \ln k} + \frac{\partial \ln y}{\partial \ln l} + \frac{\partial \ln y}{\partial \ln f} \quad (29)$$

تصریح و برآورد مدل

جامعه آماری این تحقیق، کلیه نیروگاه‌های حرارتی تولیدکننده برق (بخاری، گازی و سیکل ترکیبی) است که در سال‌های مختلف، متفاوت است. به دلیل تعداد کم نیروگاه‌های صنایع بزرگ، این نوع نیروگاه‌ها در نظر گرفته نشده است. تمام اطلاعات موجود در این تحقیق، از شرکت مادر تخصصی برق حرارتی و سالنامه آماری صنعت برق (بخش تولید) گردآوری شده است.

در این تحقیق از یک مجموعه داده پانلی نامتقارن برای یک دوره ۱۱ ساله شامل ۱۰۰ نیروگاه طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۱ استفاده شده است. برای هر نیروگاه حداقل ۴ داده و حداکثر ۱۱ داده وجود دارد. هم‌چنین از حاصل ضرب تعداد نیروی کار و تعداد سال‌های تحصیل آنها، به عنوان نیروی کار مؤثر استفاده شده است. جدول (۲) خلاصه داده‌ها را نشان می‌دهد:

جدول ۲: خلاصه متغیرهای تحقیق

Table 2: Summary of research variables

نوع نیروگاه	حداقل	میانگین	انحراف معیار	میان	حداکثر
تولید ناخالص (گیگا وات ساعت)					
بخاری	85,792	4,219,605	3,263,418	3,739,440	12,504,236
گازی	100	1,382,658	1,498,194	576,506	5,992,043
سیکل ترکیبی	780,286	4,871,338	2,903,742	4,568,319	15,395,580
سرمایه (هزار دلار)					
بخاری	19,500	344,038	262,362	287,040	1,132,300
گازی	6,750	124,946	130,788	33,804	437,400
سیکل ترکیبی	92,032	450,493	299,887	360,032	1,813,152
نیروی کار مؤثر (تعداد کارکنان * متوسط تعداد سال‌های تحصیل)					
بخاری	724	3,193	2,209	2,541	9,764
گازی	70	1,065	924	775	3,102
سیکل ترکیبی	556	2,182	1,111	2,189	5,069
سوخت مصرفی (10^{12} Btu)					
بخاری	1,414,332	40,044,630	30,220,720	35,057,180	114,478,722
گازی	1,860	16,039,653	16,436,219	8,157,319	69,180,378
سیکل ترکیبی	8,696,312	38,417,967	22,678,232	34,899,083	121,725,031
سن (سال)					
بخاری	7	32.3	12.1	31	63
گازی	0	17.06	14.21	11	48
سیکل ترکیبی	0.67	12.75	7.51	11.38	28.29

با توجه به مقیاس‌های متفاوت متغیرها و حساسیت مدل SFA چهار جزئی به این مسئله و عدم تخمین انحراف معیارها، تمام متغیرها (بجز متغیرهای دامی ناکارایی پایدار) متمرکز شده‌اند؛ یعنی هر داده از میانگین آن متغیر کم شده است. با این کار، تمامی داده‌ها دارای میانگین صفر می‌شوند ولی انحراف معیار آنها ثابت می‌ماند و تغییر نمی‌کند. درواقع با این کار، تخمین ضرایب به‌راحتی صورت می‌گیرد، ضمن اینکه تفسیر اقتصادی آنها نیز دچار پیچیدگی نمی‌شود و همانند حالت غیرمتمرکز است. جدول (۳) تخمین میزان ناکارایی نیروگاه‌های حرارتی تولید کننده برق را به روش‌های مختلف بحث شده در بالا نشان می‌دهد. در تمام مدل‌های زیر، عوامل مؤثر بر ناکارایی پایدار و گذرا وجود ندارند و فقط میزان ناکارایی بدون توجه به عوامل مؤثر بر ناکارایی به‌دست آمده است.

جدول ۳: میزان ناکارایی به روش‌های مختلف

Table 3: Inefficiency value by different methods

روش برآورد ناکارایی	میانگین	انحراف معیار	حداقل	چارک اول	میان	چارک سوم	حداکثر
ALS77	0.288	0.132	0.024	0.191	0.311	0.393	0.54
SS84	0.325	0.146	0	0.22	0.348	0.426	0.579
PL81	0.289	0.134	0.008	0.18	0.318	0.392	0.506
C90	0.114	0.057	0	0.08	0.0103	0.126	0.421
BC92	0.319	0.117	0.014	0.239	0.346	0.41	0.55
G05	0	0	0	0	0	0	0
KLH14t	0.04	0.02	0.006	0.03	0.037	0.044	0.204
KLH14p	0.156	0.063	0.073	0.098	0.147	0.179	0.317
BC95	0.09	0.096	0	0	0.048	0.172	0.373

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اگر تنظیم‌کننده، کارایی پایدار را نادیده بگیرد یا دست‌کم بگیرد، اهداف کارایی می‌توانند به اشتباه تعیین شوند. درنتیجه، ممکن است منجر به تحریف کیفیت و کاهش انطباق با کیفیت شود (فیلیپینی و همکاران، ۲۰۱۷).

ساختار پیچیده تابع درست‌نمایی در مدل SFA چهار جزئی ممکن است سبب شود تابع درست‌نمایی غیرمحدب و چند قله‌ای شود. درنتیجه، الگوریتم بهینه‌یابی در مینیم‌های محلی گیر کند یا حتی واگرا شود، مگر اینکه مقادیر اولیه در ناحیه مناسبی انتخاب شده باشند. از طرفی، چون واریانس‌های ناکارایی به‌صورت نمایی تعریف می‌شوند، تغییرات کوچک در ضرایب آنها، می‌تواند سبب جهش شدید در واریانس ناکارایی گردد و باعث ناپایداری عددی در تابع درست‌نمایی شوند. برای

عدم مواجهه با این مشکل، مقادیر اولیه به کار رفته در مدل بایستی خیلی دقیق و نزدیک به مقادیر واقعی انتخاب شوند. در این تحقیق، مقادیر اولیه از تخمین اولیه تابع تولید بدون عوامل ناکارایی به دست آمده است و سپس از ضرایب به دست آمده آن به عنوان مقادیر اولیه برای تخمین مدل با عوامل ناکارایی استفاده است. برای این منظور، از نرم‌افزار قدرتمند آماری R استفاده شده است. نتایج تخمین برای مدل SFA چهار جزئی در جدول (۴) آمده است:

جدول ۴: نتایج حاصل از تخمین مدل SFA چهار جزئی

Table 4: Estimation results of the four-component SFA model

نام متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال	
(Intercept)	21.169	0.010	2069.65	< 2e-16	***
logK	0.164	0.012	13.42	< 2e-16	***
logL	-0.001	0.013	-0.06	0.95015	
logF	0.925	0.016	58.54	< 2e-16	***
logK^2	-0.058	0.028	-2.11	0.03464	*
logL^2	-0.016	0.012	-1.36	0.17284	
logF^2	-0.002	0.021	-0.07	0.94254	
* logF logK	-0.008	0.025	-0.31	0.75529	
T	0.004	0.002	2.71	0.00682	**
T^2	0.002	0.001	1.99	0.04717	*
Type_Gas	-1.611	0.202	-7.98	1.50E-15	***
Type_Combined	-9.449	2.975	-3.18	0.00149	**
Own_Private	-1.306	0.141	-9.25	< 2e-16	***
logAge	-0.077	0.039	-1.97	0.04841	*
logPLR	-4.381	0.167	-26.21	< 2e-16	***
logPrice	-0.091	0.148	-0.61	0.53986	
Temp	0.008	0.008	1.02	0.30939	
logPollIntensity	0.414	0.047	8.77	< 2e-16	***
Sigma-v	-3.403	0.128	-26.55	< 2e-16	***
Sigma-h	-9.918	0.218	-45.53	< 2e-16	***

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مدل فوق با مقادیر اولیه تعریف شده پس از ۱۳۵ تکرار به طور موفق همگرا شده است و مقدار لگاریتم تابع درست‌نمایی آن برابر با ۵۵۰٫۳۳- به دست آمده است که برای یک تخمین MLE منطقی است. این مدل شامل ۲۰ متغیر است که ۱۰ متغیر مربوط به تابع تولید ترانسلوگ، ۳ متغیر عوامل توضیح

دهنده واریانس ناکارایی پایدار، ۵ متغیر عوامل توضیح دهنده واریانس ناکارایی گذرا، واریانس جزء خطای تصادفی (σ_v) و واریانس ناهمگنی بین نیروگاه‌ها (σ_h) است.

بخش اول، ضرایب تابع تولید ترانسلوگ است. نتایج نشان می‌دهد که مهم‌ترین عامل تولید برق، سوخت است با ضریب بالای ۰/۹۲۵، یعنی با افزایش یک درصد افزایش سوخت نیروگاه، تولید نیروگاه ۰/۹۲۵ درصد افزایش می‌یابد. سرمایه نیروگاه به عنوان دومین متغیر مهم در تولید برق شناسایی، ولی نیروی کار در تولید برق نیروگاه‌ها بی‌معنی شده است و احتمالاً به علت مکانیزه بودن فرایند تولید برق و اهمیت کمتر نیروی انسانی در نیروگاه‌های حرارتی است؛ مسئله‌ای که با ساختار نیروگاه‌های حرارتی سازگار است. ضرایب جملات مربعی تنها برای سرمایه معنی‌دار شده است و نشان دهنده بازده کاهشی نسبت به مقیاس برای نهاده سرمایه است. ضریب خطی زمان نشان دهنده افزایش اندک تولید در طول زمان (۰/۰۰۴) است. این افزایش در طول زمان، شدت بیشتری می‌یابد اما میزان شدت افزایش آن بسیار کند (۰/۰۰۲) است.

تمامی عوامل ناکارایی پایدار مدل (نوع نیروگاه و مالکیت آن)، دارای ضرایب معنی‌دار و منفی هستند؛ بدین معنی که با حرکت به سمت نیروگاه‌های گازی و سیکل ترکیبی، ناکارایی پایدار کاهش می‌یابد. البته باید ضریب نیروگاه سیکل ترکیبی (۹/۴۴۹-) را با احتیاط تفسیر کرد؛ زیرا انحراف معیار آن نسبت به سایر متغیرهای مدل بالاتر است. همچنین ضریب منفی مالکیت خصوصی یعنی با حرکت به سمت خصوصی شدن نیروگاه‌ها، واریانس ناکارایی پایدار کاهش می‌یابد و نیروگاه‌های خصوصی نسبت به نیروگاه‌های دولتی کاراتر عمل می‌کنند.

درخصوص عوامل مؤثر بر ناکارایی گذرا، مسئله متفاوت است و همه متغیرهای توضیحی ناکارایی با توجه به پشتوانه نظری آنها مورد تأیید قرار نگرفته‌اند. به‌طور مثال، قیمت تولیدکننده برق که توسط نیروگاه دریافت می‌شود، هرچند علامت آن مورد انتظار است (یعنی افزایش قیمت تولیدکننده برق، ناکارایی گذرا را کاهش می‌دهد)؛ اما از لحاظ آماری، بی‌معنی شده است. همین مسئله در مورد دمای محیطی که نیروگاه در آن کار می‌کند، صادق است (علامت مثبت قابل انتظار اما بی‌معنی بودن آماری آن).

نسبت بار پیک به ظرفیت اسمی (PLR)، به عنوان مهم‌ترین عامل توضیح دهنده ناکارایی گذرا معرفی شده است. ضریب ۴/۳۸- بدین معنی است که یک درصد افزایش در PLR (حرکت نیروگاه به سمت تولید با حداکثر ظرفیت)، منجر به کاهش ۴/۳۸ درصدی در واریانس ناکارایی گذرا می‌شود. دومین عامل مهم، شدت آلودگی است که معنی‌دار است و ضریب قابل انتظار مثبت دارد؛ یعنی با کاهش شدت آلودگی که احتمالاً ناشی از بهبود تکنولوژی به‌کار رفته در تولید برق است، ناکارایی گذرای نیروگاه کاهش یافته است. نکته جالب توجه، ضریب منفی و تقریباً معنی‌دار سن نیروگاه است. این نتیجه بیان می‌کند که نیروگاه‌های قدیمی‌تر، نه‌تنها کاراتر از نیروگاه‌های جدیدتر فعالیت نمی‌کنند، بلکه ممکن است تجربه عملیاتی این نیروگاه‌ها منجر به فعالیت کاراتر این نیروگاه‌ها شده

باشد و یا اینکه تکنولوژی تولید را طی زمان بهبود داده باشند. از طرفی نیروگاه‌های قدیمی‌تر که عمدتاً بخاری هستند، در شرایط عملیاتی خاص (مانند نرخ بار بالا)، کارایی بهتری در کوتاه‌مدت نشان می‌دهند و این مسئله، سبب منفی شدن ضریب سن گردد.

مقدار خطای تصادفی برابر با $\exp(-3.403) = 0.033$ است که مقدار ناچیزی است و نشان می‌دهد که بخش عمده تغییرات تولید توسط تابع تولید و ناکارایی‌ها توضیح داده شده است. مقدار ناهمگنی بسیار کوچک ($\exp(-9.918) = 0.000049$) بین نیروگاه‌ها نشان دهنده ناچیز بودن ناهمگنی تصادفی بین واحدها (نیروگاه‌ها) است.

کارایی نیروگاه‌ها را در سه نوع کارایی پایدار (مستقل از زمان)، کارایی گذرا (وابسته به زمان) و کارایی کل می‌توان بررسی کرد. نمودار (۱) میانگین کارایی را برای انواع نیروگاه‌های حرارتی ایران نشان می‌دهد:



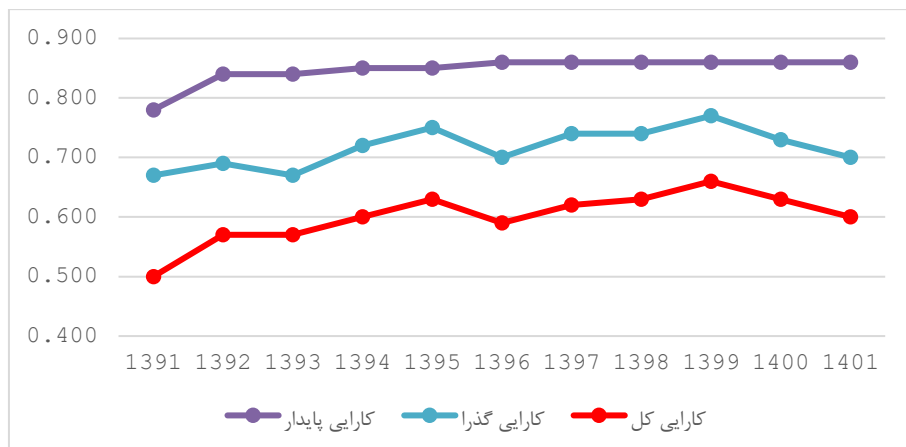
نمودار ۱: میانگین کارایی انواع نیروگاه‌های حرارتی

Chart 1: Average efficiency of various thermal power plants

مأخذ: یافته‌های تحقیق

کارایی پایدار نیروگاه‌های بخاری کمترین میزان را در میان نیروگاه‌های حرارتی دارد؛ اما کمترین کارایی گذرا در نیروگاه‌های گازی وجود دارد. با توجه به اینکه مؤثرترین عامل در کارایی گذرا، نسبت بار پیک به ظرفیت اسمی است، می‌توان گفت بالاتر بودن کارایی گذرا در نیروگاه‌های بخاری نسبت به نیروگاه‌های گازی، احتمالاً به دلایل عملیاتی از جمله مدت زمان بازگشت دوباره به حداکثر ظرفیت است که در نیروگاه‌های بخاری مدت زمان بیشتری است و سبب می‌شود، برنامه‌ریز عملیاتی ترجیح

دهد تا ظرفیت نیروگاه‌های بخاری را در تولید حفظ، و نیروگاه‌های گازی را هنگام عدم نیاز الکتریسیته از مدار خارج کند. نیروگاه‌های سیکل ترکیبی دارای بیشترین کارایی کل هستند و نوع مالکیت آنها تأثیر چندانی در کارایی عملکرد نیروگاه ندارد.

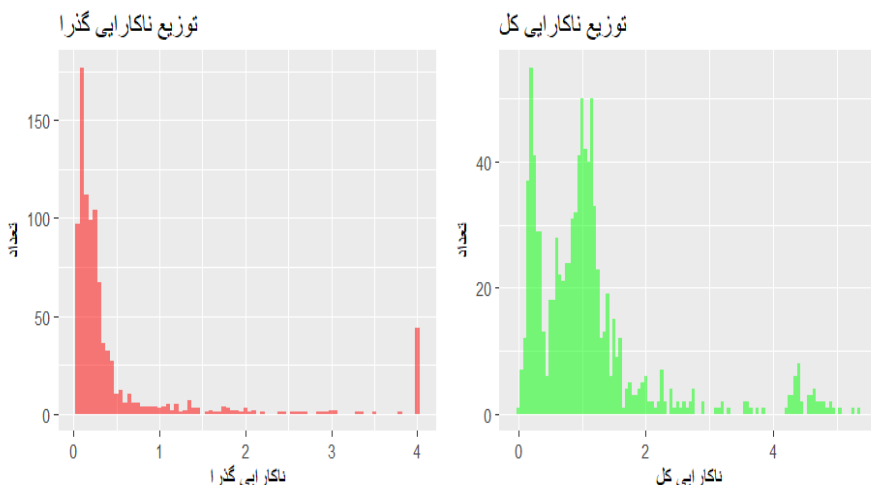


نمودار ۲: سری زمانی انواع کارایی در نیروگاه‌های حرارتی (درصد)
Chart 2: Time series of efficiency types in thermal power plants (percentage)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۲)، روند سه نوع کارایی را نشان می‌دهد و هر سه نوع کارایی، روند تقریباً افزایشی داشته‌اند و در سال ۱۳۹۹ به بالاترین میزان کارایی گذرا و کل رسیده است. کارایی کل طی دوره ۹ ساله ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹ از ۵۰ درصد به ۶۶ درصد و کارایی گذرا از ۶۷ درصد به ۷۷ درصد رسیده است که به ترتیب، افزایش ۳۲ و ۱۴/۹ درصدی را در این مدت نشان می‌دهند؛ اما در سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱، دوباره کاهش می‌یابد. درواقع، روند کلی رو به بهبود است، اما کارایی کل هنوز پایین است (میانگین ۶۰ درصد) و پتانسیل بزرگی برای بهبود در کل سیستم وجود دارد. این یعنی اگر همه نیروگاه‌ها کاملاً کارا بودند، با همین سطح نهاده‌ها می‌توانستند ۶۶ درصد برق بیشتر تولید کنند. افت تولید در دو سال پایانی، می‌تواند بازتابی از بحران‌های اقتصادی، کاهش نگهداری، یا سیاست‌های ناکارآمد سال‌های اخیر باشد.

کارایی پایدار بالا، نشان می‌دهد که اصلاحات ساختاری تا حد زیادی انجام شده است و بیشترین نقش در ناکارایی، ناشی از ناکارایی‌های وابسته به زمان است. نمودار (۳) توزیع ناکارایی گذرا و کل را برای نیروگاه‌های حرارتی نشان می‌دهد.



نمودار ۳: توزیع ناکارایی کل و گذرا در نیروگاه‌های حرارتی ایران
Chart 3: Distribution of total and transient inefficiency in Iranian thermal power plants

مأخذ: یافته‌های تحقیق

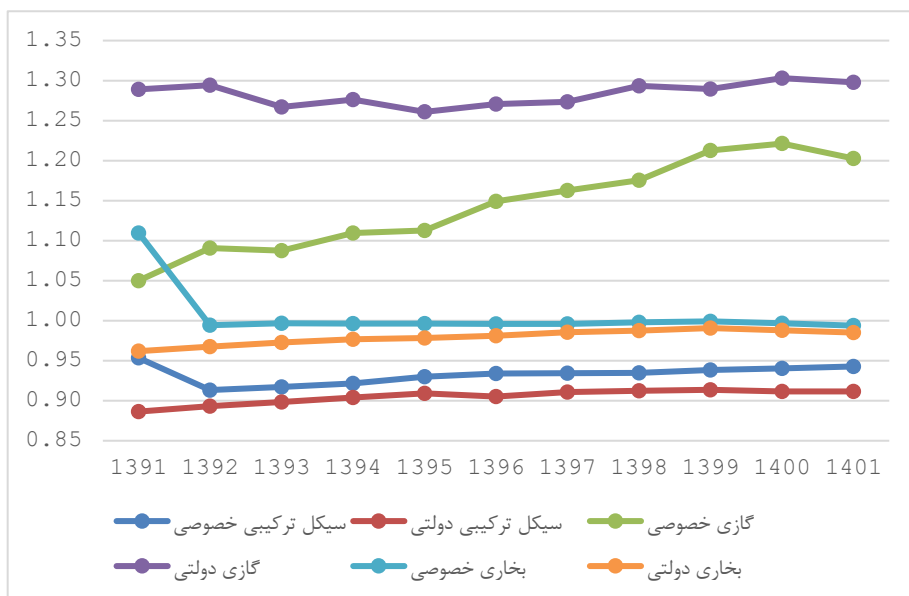
همان‌طور که نمودار (۳) نشان می‌دهد، میزان ناکارایی گذرا در اکثر نیروگاه‌ها اندک است؛ یعنی در نوسانات کوتاه‌مدت، عملکرد بهتری دارند؛ اما برخی نیروگاه‌ها ناکارایی گذرای بالایی دارند که نشان‌دهنده وجود مشکلات موقتی یا نوسانی در عملکرد آن‌ها است. بیشترین میزان ناکارایی گذرا برای نیروگاه‌های گازی و به‌خصوص نیروگاه گازی تبریز طی ۹ سال ۱۳۹۳ تا ۱۴۰۱ و نیروگاه گازی هسا در هفت سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ می‌باشد.

ناکارایی کل بین نیروگاه‌ها، پراکندگی بیشتری دارد. بیشتر نیروگاه‌ها ناکارایی کل زیر ۲ دارند اما برخی نیروگاه‌ها ناکارایی خیلی بالاتری دارند. باید توجه داشت به دلیل بالا بودن کارایی پایدار برای اکثر نیروگاه‌ها، نیروگاه‌های با بالاترین ناکارایی گذرا، دارای بیشترین ناکارایی کل نیز هستند.

۴. بازده به مقیاس^۱ نیروگاه‌ها (RTS)

منطق پشت تخمین RTS این است که بررسی کنیم آیا افزایش همزمان ۱ درصد در همه نهاده‌ها منجر به افزایش ۱ درصد در تولید (بازده ثابت به مقیاس - CRS)، کمتر از ۱ درصد (بازده نزولی به مقیاس) یا بیشتر از ۱ درصد (بازده صعودی به مقیاس) می‌شود یا خیر. CRS به این معنی است که یک نیروگاه با توجه به فناوری، در پربازده‌ترین اندازه مقیاس فعالیت می‌کند. بازده صعودی (نزولی)

به مقیاس (IRS و DRS) به معنای صرفه‌جویی (عدم صرفه‌جویی) ناشی از مقیاس است. وجود صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس، نشان می‌دهد که یک نیروگاه می‌تواند از گسترش مقیاس فعالیت خود سود ببرد؛ بنابراین، سیاست‌هایی را که با هدف مقررات‌زدایی انجام می‌شوند، توجیه می‌کند. نمودار (۴) بازده به مقیاس را برای انواع نیروگاه‌های حرارتی طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۴۰۱ نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نیروگاه‌های بخاری تقریباً بازده به مقیاس ثابت دارند و با توجه به تکنولوژی موجود خود، در نقطه بهینه عمل می‌کنند. در مقابل، هنوز نیروگاه‌های گازی به طور کامل از بازده به مقیاس بهره‌مند نشده‌اند و دارای صرفه‌های ناشی از مقیاس هستند. درواقع، این یافته تأیید می‌کند که پتانسیل رشد برای این نوع نیروگاه‌ها از طریق بزرگ‌تر شدن وجود دارد، به‌خصوص برای نیروگاه‌های گازی خصوصی که طی زمان، صرفه‌های مقیاس آن در حال افزایش بوده، اما بازده به مقیاس نیروگاه‌های سیکل ترکیبی، اندکی کاهش یافته است.

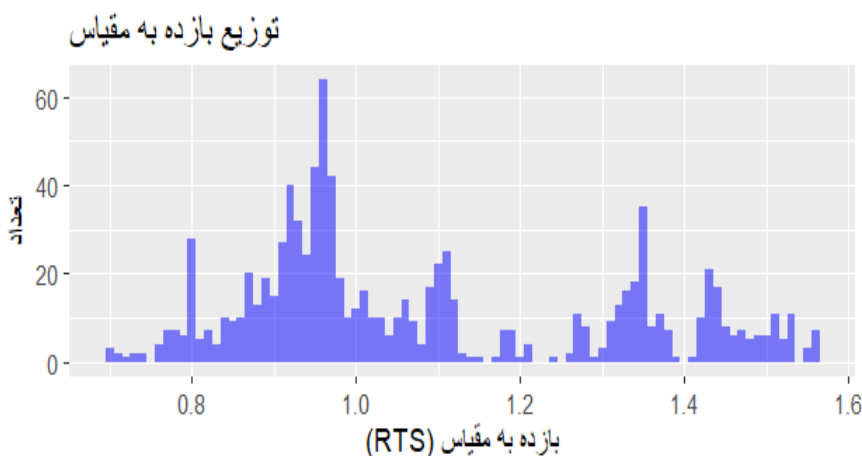


نمودار ۴: بازده به مقیاس به تفکیک نوع نیروگاه
Chart 4: Returns to scale by power plant type

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار (۵)، توزیع بازده به مقیاس برای همه نیروگاه‌های حرارتی ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۴۰۱ نشان داده شده است. این نمودار در دو بخش، فراوانی زیادی را نشان می‌دهد؛ یکی، در اطراف بازده به مقیاس واحد که بیشتر شامل نیروگاه‌های بخاری و سیکل ترکیبی است و دیگری، در بازده صعودی بیش از ۱/۳ که عمدتاً شامل نیروگاه‌های گازی است. برای اینکه دقیق‌تر تشخیص دهیم چه تعداد

(یا چه درصد) از نیروگاه‌ها در این دوره زمانی دارای صرفه ناشی از مقیاس بوده‌اند و چه تعداد از آنها پتانسیل رشد از طریق گسترش فعالیت ندارند، برای هر داده، RTS و خطاهای استاندارد آن را با استفاده از روش دلتا محاسبه کردیم که به ما امکان می‌دهد تا فاصله اطمینان ۹۵ درصد RTS را محاسبه کنیم. اگر فاصله اطمینان ۹۵ درصد شامل «یک» باشد، RTS را به عنوان «CRS» طبقه‌بندی می‌کنیم. به طور مشابه، اگر RTS محاسبه شده، کاملاً کوچک‌تر (بزرگ‌تر) از یک باشد، بازده به مقیاس نزولی (صعودی) است. جدول (۴) طبقه‌بندی نیروگاه‌ها را بر حسب بازده به مقیاس نشان می‌دهد.



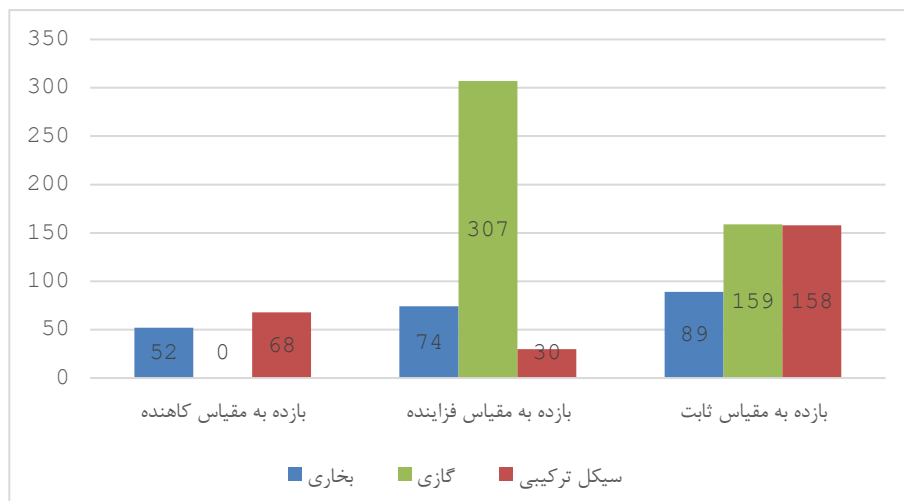
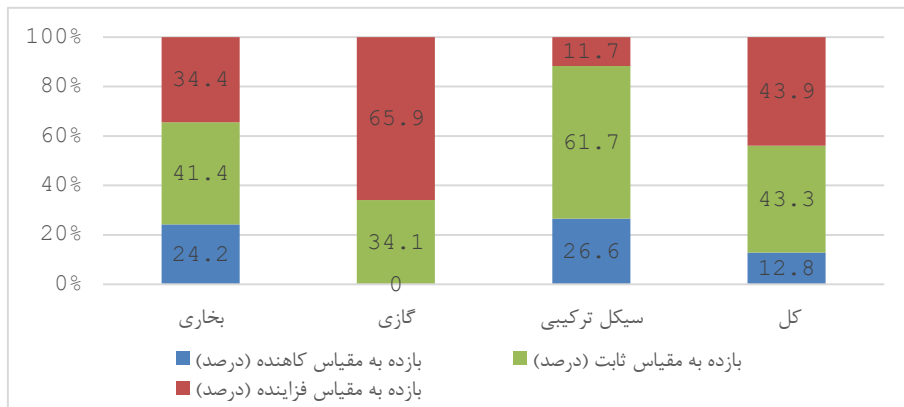
نمودار ۵: توزیع بازده به مقیاس در نیروگاه‌های حرارتی ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۴۰۱
Chart 5: Distribution of returns to scale in Iranian thermal power plants during the period 1391-1401
 مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۶) نشان می‌دهد که در کل، حدود ۱۳ درصد از نیروگاه‌ها طی دوره ۱۱ ساله مورد بررسی، بازده به مقیاس کاهنده داشته‌اند؛ که بین نیروگاه‌های مختلف، متفاوت است. به طور نمونه، هیچ‌یک از نیروگاه‌های گازی دارای بازده کاهنده به مقیاس نبوده‌اند، اما حدود ۲۵ درصد نیروگاه‌های بخاری و سیکل ترکیبی، عدم صرفه‌جویی مقیاس دارند. همچنین نیروگاه‌های سیکل ترکیبی دارای بیشترین

1. Delta Method

روش دلتا یک ابزار آماری است که رفتار یک تخمین‌گر را با استفاده از بسط تیلور تقریب می‌زند. این روش از مشتقات جزئی تابع RTS نسبت به ضرایب (β) و ماتریس واریانس-کوواریانس ضرایب برای محاسبه واریانس RTS استفاده می‌کند.

میزان بازده به مقیاس ثابت هستند، در حالی که بیشترین صرفه‌جویی مقیاس مربوط به نیروگاه‌های گازی است.



نمودار ۶: طبقه‌بندی نیروگاه‌ها بر حسب بازده به مقیاس

Chart 6: Classification of power plants according to return to scale

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری

در تحلیل تابع تولید ترانسلوگ برای نیروگاه‌های حرارتی ایران، سوخت با ضریب ۰/۹۲۵ به عنوان مهم‌ترین عامل تولید برق شناسایی شد، به طوری که افزایش یک درصدی سوخت، تولید را ۰/۹۲۵ درصد افزایش می‌دهد. سرمایه در اهمیت بعدی قرار دارد، اما نیروی کار بی‌معنی است که با مکانیزه بودن فرایند تولید همخوانی دارد. ضرایب مربعی تنها برای سرمایه معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده بازده

کاهش نسبت به مقیاس است، در حالی که ضریب خطی زمان $0/004$ و شدت افزایش آن $0/002$ است. در بخش ناکارایی پایدار، حرکت به سمت نیروگاه‌های گازی و سیکل ترکیبی (با ضرایب منفی، از جمله $9/449$ - برای سیکل ترکیبی با احتیاط) و مالکیت خصوصی، واریانس ناکارایی را کاهش می‌دهد و کارایی را افزایش می‌بخشد. برای ناکارایی گذرا، نسبت بار پیک به ظرفیت اسمی (PLR) با ضریب $4/38$ - مهم‌ترین عامل است و افزایش یک درصدی آن، واریانس ناکارایی را $4/38$ درصد کاهش می‌دهد؛ شدت آلودگی ضریب مثبت و معنی‌دار دارد، سن نیروگاه ضریب منفی (تقریباً معنی‌دار) نشان‌دهنده کارایی بیشتر نیروگاه‌های قدیمی‌تر، اما قیمت تولیدکننده و دمای محیطی بی‌معنی هستند. خطای تصادفی برابر با $0/033$ و ناهمگنی بسیار کوچک ($0/00049$) است، که نشان‌دهنده توضیح خوب تغییرات تولید توسط مدل است.

بازده به مقیاس (RTS)، بررسی می‌کند که آیا افزایش یک درصدی نهاده‌ها منجر به تغییر برابر (CRS)، کمتر (DRS) یا بیشتر (IRS) در تولید می‌شود. نمودار ۴ نشان می‌دهد نیروگاه‌های بخاری تقریباً CRS دارند و در نقطه بهینه عمل می‌کنند، گازی‌ها IRS و پتانسیل رشد از طریق بزرگ‌شدن (به‌ویژه خصوصی‌ها)، و سیکل ترکیبی کمی DRS. نمودار ۵ توزیع RTS را با دو پیک اصلی اطراف ۱ (بخاری و سیکل ترکیبی) و بیش از $1/3$ (گازی) نمایش می‌دهد. جدول (۴) طبقه‌بندی RTS را بر اساس روش دلتا - که با بسط تیلور و مشتقات جزئی، واریانس RTS را از ضرایب و ماتریس واریانس-کوواریانس محاسبه می‌کند تا فاصله اطمینان ۹۵ درصدی تعیین شود - نشان می‌دهد، در مجموع ۱۳ درصد نیروگاه‌ها DRS دارند که هیچ نیروگاه گازی در میان آنها وجود ندارد؛ همچنین ۲۵ درصد نیروگاه‌های بخاری و سیکل ترکیبی DRS، سیکل ترکیبی بیشترین CRS و نیروگاه‌های گازی، بیشترین IRS دارند.

برای بهبود کارایی نیروگاه‌های حرارتی ایران، تأمین پایدار سوخت و سرمایه‌گذاری هدفمند در فناوری‌های پیشرفته، با توجه به ضریب $0/925$ سوخت و بازده کاهشی سرمایه، ضروری است. خصوصی‌سازی و توسعه نیروگاه‌های گازی و سیکل ترکیبی (ضریب $9/449$ -) با مشوق‌هایی مانند معافیت مالیاتی، ناکارایی پایدار را کاهش می‌دهد. افزایش نسبت بار پیک به ظرفیت اسمی (PLR) با ضریب $4/38$ - از طریق مدیریت تقاضا و بهینه‌سازی عملیات، کارایی گذرا را بهبود می‌بخشد. کاهش شدت آلودگی با استانداردهای زیست‌محیطی و فناوری‌های پاک، و نگهداری و ارتقاء نیروگاه‌های قدیمی (به‌ویژه بخاری) به دلیل ضریب منفی سن، توصیه می‌شود. نیروگاه‌های گازی خصوصی با بازده صعودی به مقیاس (IRS)، باید از طریق ادغام یا گسترش مقیاس توسعه یابند، در حالی که برای بخاری (CRS) و سیکل ترکیبی (که حدود ۲۵ درصد DRS دارند)، گسترش مقیاس با احتیاط انجام شود. یارانه‌های تحقیق و توسعه برای تقویت رشد تولید (ضریب زمان $0/004$) و کاهش خطای تصادفی ($0/033$) و ناهمگنی ($0/00049$) نیز ضروری است.

این سیاست‌ها کارایی و پایداری صنعت برق را ارتقا می‌دهند. با توجه به اینکه بازده به مقیاس نیروگاه‌های گازی فزاینده است و صرفه مقیاس اقتصادی وجود دارد، پیشنهاد می‌شود: اولاً، نیروگاه‌های گازی به سیکل ترکیبی تبدیل شود و مسیر توسعه تولید برق باید به سمت نیروگاه‌های سیکل ترکیبی برود؛ البته با فناوری جدید سیکل ترکیبی در کشورهای توسعه یافته، که دارای کارایی بالاتر از پنجاه درصد می‌باشند.

سپاسگزاری: نویسندگان از همکاری کارشناسان آمار شرکت مادر تخصصی توانیر که داده‌های مورد نیاز این مقاله را در اختیارشان گذاشتند، کمال تشکر را دارند.

تأییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تعارض منافع مالی، علمی یا شخصی در رابطه با این مقاله وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۴۰ درصد) نویسنده دوم و سوم (هر یک ۳۰ درصد)

منابع مالی / حمایت ها: این پژوهش هیچ‌گونه گرنت مشخصی از آژانس‌های تأمین مالی در بخش‌های عمومی، تجاری یا غیرانتفاعی دریافت نکرده است.

بیانیه هوش مصنوعی: در جریان آماده‌سازی این اثر، نویسندگان از هوش مصنوعی گروک فقط به منظور کد نویسی در محیط برنامه نویسی R استفاده کرده‌اند. پس از استفاده از این ابزار نویسندگان کدهای برنامه نویسی را در صورت نیاز ویرایش کرده و مسئولیت کامل محتوای مقاله منتشرشده را بر عهده می‌گیرند.

References

- Addo, F., & Salhofer, K. (2022). Transient and persistent technical efficiency and its determinants: The case of crop farms in Austria. *Applied Economics*, 54(25), 2916-2932. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.2000580>
- Aigner, D., Lovell, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21-37. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- Ajayi, V., Weyman-Jones, T., & Glass, A. (2017). Cost efficiency and electricity market structure: A case study of OECD countries. *Energy Economics*, 65, 283-291. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.05.005>
- Asgari, M. & Institute for Trade Studies and Research (ITSR), Tehran, Iran. (2019). Technical efficiency in Iran's industry sector: A Stochastic Frontier Analysis (SFA) Approach. *Quarterly Journal of Economic and Planning Research*, 24(3), 61-85. <https://doi.org/10.29252/jpbud.24.3.61> [In Persian]
- Azarbayejani, M. Emadzadeh, M & Sameti, M. (2022). Measuring the level of competitiveness in the Iranian electricity industry, structural and non-structural approach aimed at achieving sustainable economic growth. *Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*. 22(4). 261-281. [In Persian]
- Badunenko, O., & Kumbhakar, S. C. (2017). Economies of scale, technical change and persistent and time-varying cost efficiency in Indian banking: Do ownership, regulation and heterogeneity matter?. *European Journal of Operational Research*, 260(2), 789-803. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2017.01.025>
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3(1-2), 153-169 <https://doi.org/10.1007/BF00158774>
- Bernstein, D. H. (2020). An updated assessment of technical efficiency and returns to scale for U.S. electric power plants. *Energy Policy*, 147, 111896. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111896>
- Colombi, R., Kumbhakar, S. C., Martini, G., & Vittadini, G. (2014). Closed-skew normality in stochastic frontiers with individual effects and long/short-run efficiency. *Journal of Productivity Analysis*, 42(2), 123-136. <https://doi.org/10.1007/s11123-014-0386-y>

- Cornwell, C., Schmidt, P., & Sickles, R. C. (1990). Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels. *Journal of Econometrics*, 46(1-2), 185-200.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90054-W](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90054-W)
- Danish, M. S., & Roy, P. K. (2024). Examining the persistent and transient technical efficiency of the Indian fertilizer industry. *Applied Economics*, 57(36), 5552-5566. <https://doi.org/10.1080/00036846.2024.2364939>
- Dehghan, H., Amin-Naseri, M. R., & Nahavandi, N. (2021). A system dynamics model to analyze future electricity supply and demand in Iran under alternative pricing policies. *Utilities Policy*, 69, 101165
<https://doi.org/10.1016/j.jup.2020.101165>
- Emami, A, M. Amadeh, H & Amini, F. (2017) Comparison of technical efficiency and bio efficiency in selected thermal power plants of Iran. *Quarterly Journal of Energy Policy and Planning Research*, 8(3), 33-67 [In Persian]
- Filippini, M., Geissmann, T., & Greene, W. H. (2018). Persistent and transient cost efficiency-An application to the Swiss hydropower sector. *Journal of Productivity Analysis*, 49(1), 65-77.
<https://doi.org/10.1007/s11123-017-0522-6>
- Filippini, M., Greene, W., & Masiero, G. (2018). Persistent and transient productive inefficiency in a regulated industry: Electricity distribution. *Energy Economics*, 69, 325-334. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.11.016>
- Greene, W. (2004). Distinguishing between heterogeneity and inefficiency: Stochastic frontier analysis of the World Health Organization's panel data on national health care systems. *Health Economics*, 13(10), 959-980.
<https://doi.org/10.1002/hec.938>
- Greene, W. (2005). Fixed and random effects in Stochastic Frontier Models. *Journal of Productivity Analysis*, 23(1), 7-32.
<https://doi.org/10.1007/s11123-004-8545-1>
- Growitsch, C., Jamasb, T., & Wetzel, H. (2012). Efficiency effects of observed and unobserved heterogeneity: Evidence from Norwegian electricity distribution networks. *Energy Economics*, 34(2), 542-548
<https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.10.013>
- Hailu, K. B., & Tanaka, M. (2015). A “true” random effects stochastic frontier analysis for technical efficiency and heterogeneity: Evidence from manufacturing firms in Ethiopia. *Economic Modelling*, 50, 179-192.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.06.015>

- Javaheri, A., S. & Ostadzad, A. H. (2014). Estimating efficiency of thermal and hydroelectric power plants in Iranian provinces. *Iranian Journal of Economic Studies*, 3(2), 19-42 [In Persian]
- Jondrow, J., Knox Lovell, C. A., Materov, I. S., & Schmidt, P. (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19(2-3), 233-238.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(82\)90004-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(82)90004-5)
- Kaveh, Kh., Emami, A, M. Asgari, F & Kiani, K, H. (2022) Comparison of technical and environmental efficiency of selected power plants and determination of the Ramsey price. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (Former Economic Surveys)*, 21(4), 1633-2219.
<https://doi.org/10.22055/jqe.2022.39360.2445> [In Persian]
- Kumbhakar, S. C. (1990). Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics*, 46(1-2), 201-211
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90055-X](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90055-X)
- Kumbhakar, S. C., & Heshmati, A. (1995). Efficiency measurement in Swedish dairy farms: An application of Rotating Panel Data, 1976-88. *American Journal of Agricultural Economics*, 77(3), 660-674
<https://doi.org/10.2307/1243233>
- Kumbhakar, S. C., Lien, G., & Hardaker, J. B. (2014). Technical efficiency in competing panel data models: A study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41(2), 321-337. <https://doi.org/10.1007/s11123-012-0303-1>
- Kumbhakar, S. C., Parmeter, C. F., & Zelenyuk, V. (n.d.). *Stochastic Frontier Analysis: Foundations and Advances*, 2017.
- Lai, H., & Kumbhakar, S. C. (2018). Panel data stochastic frontier model with determinants of persistent and transient inefficiency. *European Journal of Operational Research*, 271(2), 746-755
<https://doi.org/10.1016/j.ejor.2018.04.043>
- Mamipoor, S. Mansuri, F. & Nazemi, A. (2018). Forecasting electricity price fluctuations in the Iranian electricity market using the Markov Switching GARCH model. *Quarterly Journal of Econometric Modeling (Quarterly Journal of Applied Economic Theories)*, 9(1). 93-122. [In Persian]
- Martini, G., Porta, F., & Scotti, D. (2024). Persistent and transient productive efficiency in the African airline industry. *Journal of Productivity Analysis*, 61(3), 259-278. <https://doi.org/10.1007/s11123-023-00674-3>
- Meeusen, W., & Van Den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-

- Douglas Production Functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2), 435. <https://doi.org/10.2307/2525757>
- Mehrabi, M. Sharifi, A & Saffari, B. (2024) Economic modeling of power pool of Iran and western neighbors using optimization approach. *Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 24(1), 163-192. [In Persian]
- Moeeni, Sh. Saffari, B. Sharifi, A & Hayati, S. (2019). Analysis of supply bidding in the pay-as-bid electricity market structure in Iran based on Holmberry approach. 24(4), 1-26 [In Persian]
- Musau, A., Kumbhakar, S. C., Mydland, Ø., & Lien, G. (2021). Determinants of allocative and technical inefficiency in stochastic frontier models: An analysis of Norwegian electricity distribution firms. *European Journal of Operational Research*, 288(3), 983-991. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2020.06.023>
- Nakaishi, T., Takayabu, H., & Eguchi, S. (2021). Environmental efficiency analysis of China's coal-fired power plants considering heterogeneity in power generation company groups. *Energy Economics*, 102, 105511 <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105511>
- Nguyen, B. H., Sickles, R. C., & Zelenyuk, V. (2022). Efficiency Analysis with Stochastic Frontier Models Using Popular Statistical Softwares. In D. Chotikapanich, A. N. Rambaldi, & N. Rohde (Eds.), *Advances in Economic Measurement* (pp. 129-171). Springer Nature Singapore https://doi.org/10.1007/978-981-19-2023-3_3
- O'Donnell, C. J. (2018). *Productivity and Efficiency Analysis: An Economic Approach to Measuring and Explaining Managerial Performance*. Springer Singapore. <https://doi.org/10.1007/978-981-13-2984-5>
- Ohadi, N. Shahraki, J. Pahlavani, M & Mardani, M. (2019) Carbon environmental efficiency assessment with imprecise data using Fuzzy Data envelopment analysis (Case study: Iran and oil-producing countries). *Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 19(4), 111-129. [In Persian]
- Pajouyan, J. Mohammadi, T. Bahrami, J. & Etbaei, F. (2014). A comparative study of the auction mechanism of the Iranian electricity market with the market settlement price auction mechanism. *Quarterly Journal of Economic Research*, 53(2), 1-35 [In Persian]
- Pérez-Arriaga, I. J. (Ed.). (2013). *Regulation of the Power Sector*. Springer, London. <https://doi.org/10.1007/978-1-4471-5034-3>

- Pitt, M. M., & Lee, L.F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9(1), 43-64. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(81\)90004-3](https://doi.org/10.1016/0304-3878(81)90004-3)
- Schmidt, P., & Sickles, R. C. (1984). Production frontiers and Panel Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4), 367-374
<https://doi.org/10.1080/07350015.1984.10509410>
- Shiva, R & Shahbazi, M. (2020). Assessing the competitiveness status and the impact of market power on electricity prices: A case study of the Iranian wholesale electricity market. *Quarterly Journal of Energy Policy and Planning Research*. 18(1), 67-108 [In Persian]
- Sickles, R. C., Wang, Z., & Zelenyuk, V. (2024). Stochastic Frontier Analysis for Healthcare, with Illustrations in R. In S. Grosskopf, V. Valdmanis, & V. Zelenyuk (Eds.), *The Cambridge Handbook of Healthcare* (1st ed., pp. 404-444). Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1017/9781009483766.014>
- Sickles, R. C., & Zelenyuk, V. (2019). *Measurement of Productivity and Efficiency: Theory and Practice* (1st ed.). Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1017/9781139565981>
- Tovar, B., & Wall, A. (2024). Persistent and transient inefficiency in ports: An application to Spanish port authorities. *Research in Transportation Business & Management*, 54, 101124. <https://doi.org/10.1016/j.rtbm.2024.101124>
- Tsionas, E. G., & Kumbhakar, S. C. (2014). Firm heterogeneity, persistent and Transient Technical Inefficiency: A generalized true random-effects model. *Journal of Applied Econometrics*, 29(1), 110-132
<https://doi.org/10.1002/jae.2300>
- Tsolas, I. E. (2021). Efficiency analysis of lignite mining operations using production Stochastic Frontier modeling. *Mining*, 1(1), 100-111
<https://doi.org/10.3390/mining1010007>
- Wang, H. J., & Ho, C. W. (2010). Estimating fixed-effect Panel Stochastic Frontier models by model transformation. *Journal of Econometrics*, 157(2), 286-296. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.12.006>
- Wang, J. & Wang, S. (2023). The effect of electricity market reform on energy efficiency in China, *Energy Policy*, 181(3), 122-137
<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2023.113722>.