

中国电力系统环境效率评价及其空间异质性研究

——基于改进两阶段DEA模型

蒋建立 解百臣 余震宇*

摘要:电力系统作为国家能源体系的核心部分,在推动绿色低碳发展和实现碳中和目标中扮演着关键角色。本文在考虑因素空间溢出效应的基础上,结合三种空间Tobit模型改进两阶段数据包络分析(DEA)模型,研究了2011—2022年间30个省级电力系统的环境效率,并引入Dagum基尼系数分析管理非效率的区域差异及其来源。研究发现,电力系统环境效率整体有待提高,尤其是输电部门;外部异质性因素如可再生能源政策、市场化改革、资源禀赋和技术创新对环境效率有显著正面影响,而极端天气条件则产生负面影响。空间分析结果揭示了环境效率的正向空间自相关性,表明区域间存在显著的空间依赖性。Dagum基尼系数的分析进一步表明,管理非效率在区域间差异不大,但存在一定的空间梯度差异性。因此,在进行“标杆管理”时应统筹考虑外部环境的差异性,实施差异化战略,并进一步强化空间溢出效应,健全区域合作互助机制。本文不仅为电力系统环境效率的提升提供了策略建议,也为实现区域间的协同发展和政策制定提供了科学依据。

关键词:改进两阶段DEA;电力系统;环境效率;空间异质性;Dagum基尼系数

一、引言

推动经济发展质量变革、效率变革和动力变革,探寻高质量发展新路径已经成为中国社会经济发展的战略导向(邵帅等,2022)。在全面推进中国式现代化的关键时期,党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》强调,必须完善生态文明制度体系,协同推进降碳、减污、扩绿、增长,积极应对气候变化,加快完善落

*蒋建立,中国石油大学(北京)克拉玛依校区工商管理学院,碳中和与能源经济咨询研究平台,邮政编码:834000,电子信箱:2024592121@cupk.edu.cn;解百臣(通讯作者),天津大学管理与经济学部,邮政编码:300072,电子信箱:xiebaichen@tju.edu.cn;余震宇,天津大学管理与经济学部,邮政编码:300072,电子信箱:szhenyu@tju.edu.cn。

本文是国家社会科学基金重大项目“‘双碳’目标下能源结构转型路径与协同机制研究”(22&ZD104)的阶段性成果。感谢编辑部和匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

实绿水青山就是金山银山理念的体制机制。电力行业作为国家能源体系的重要组成,在推动能源结构优化和实现可持续发展中发挥着关键作用。我国电力行业取得了长足发展,但也面临着化石能源消耗大、环境污染严重等挑战,CO₂排放占比长期超过40%,SO₂和NO_x排放占比超过30%。随着能源结构转型的深化,风电和太阳能发电等可再生能源的大规模并网在一定程度上实现了清洁低碳的目标,但其出力的间歇性和波动性也对电力系统的安全高效提出挑战。《“十四五”现代能源体系规划》提出,推动能源行业的效率变革,将能源系统效率大幅提高作为“十四五”规划的发展目标。首要的应当是对电力系统的效率进行客观评价,找出行业前沿面进行“标杆管理”。因此,合理测度电力系统的环境效率,探究管理非效率的地区差异,深入分析影响效率的因素,对于实施减排提效措施具有重要意义。

文章紧扣国家战略,通过三种空间Tobit模型改进两阶段DEA,研究我国30个省级电力系统的环境效率,识别关键影响因素并分析管理非效率的区域差异,旨在为实现“双碳”目标下的能源结构转型提供科学决策支持。首先,考虑电力系统的网络特性,第一阶段采用动态网络DEA模型计算电力系统的环境效率,其中CO₂、SO₂、NO_x和线损被视为非期望产出;其次,从政策强度、经济发展、资源禀赋和天气因素等层面构建环境指标体系,考虑环境效率、技术创新和天气因素的空间效应,应用Tobit-SAR、Tobit-SEM和Tobit-SDM三种模型进行回归分析;最后,调整初始环境效率,并应用Dagum基尼系数分析电力系统管理非效率在地区间的差异及其来源。

本文主要从以下几个方面对现有研究进行了完善和拓展。首先,提出了一种结合空间Tobit模型的改进两阶段DEA模型,该模型考虑了外部因素的空间溢出效应,提高了电力系统环境效率评价的准确性。在效率评价中融入跨期变量和非期望产出的松弛值,增强了模型的解释能力和适用性,丰富了环境效率评价的理论体系。其次,将可再生能源政策、市场化改革、资源禀赋和技术创新等因素纳入影响因素分析,为电力系统环境效率的多维度影响因素研究提供了新的视角;运用Dagum基尼系数分析管理非效率的区域差异及其来源,为电力系统环境效率的空间差异分析提供了新的工具。再次,文章揭示了外部异质性因素对环境效率的显著影响,强调了在制定环境政策时考虑空间异质性的重要性,为实现区域间的协同发展和政策制定提供了科学依据,有助于优化电力系统的环境效率提升策略。最后,本文通过空间效应分析揭示了电力系统环境效率的正向空间自相关性,突出了区域间空间依赖性在环境效率评价中的重要性。这一发现不仅为电力系统环境效率的空间分布特征分析提供了新的见解,也为区域协同发展政策的制定提供了重要的参考。

二、文献综述

非参数的DEA作为主流的环境效率分析方法(杜克锐等,2018),广泛地应用于电力系统环境效率研究(Iqbal et al., 2021; Nguyen et al., 2022)。但以往文献均假设所有的电力系统处

于同质的运营环境中,然而现实情况却并非如此。比如,北京、上海等经济发达地区,拥有比较先进的发电技术和完善的脱碳、除硫设备,相同的投入可以获得更多的产出并排放更少的污染物;新疆和内蒙古等地的人口密度小,服务相同数量的客户需要架设更长的线路、投入更多的成本;可再生能源资源丰富的地区比贫瘠地区更容易实现清洁能源替代,提高环境效率。因此,外界环境因素虽然不是电力系统的直接投入或产出,不受决策单元的控制,但在实质上影响着决策单元的效率,而忽略环境异质性将导致处于最佳运营环境的决策单元获得高效率,同时恶化处于劣势运营环境决策单元的绩效(Nakaishi et al., 2021)。

两阶段DEA能够剥离外界异质性环境因素的影响,提高效率评价的精确性。Ray(1988)首次提出两阶段DEA模型。第一阶段,基于传统DEA方法计算效率;第二阶段,将第一阶段计算的效率作为被解释变量进行回归,在校正效率的同时分析环境变量的影响程度。随后,两阶段DEA方法被广泛应用(Barros, 2004)。在两阶段DEA方法提出初期,很多研究应用普通最小二乘法对线性回归模型进行估计。然而,由于效率分布在0—1之间,这种方法因存在缺陷而受到众多学者的批评(Simar & Wilson, 2007)。Tobit回归解决了数据截断的问题,构成了目前最常用的两阶段DEA模型(Hoff, 2007)。基于两阶段Tobit模型,Wu等(2016)研究了42个大型风电场的生产效率及其影响因素;王艳和苏怡(2020)应用超效率DEA研究了我国30个省份的节能减排效率,并基于Tobit回归分析了效率差异的影响因素;考虑废水排放等非期望产出,丁绪辉等(2018)基于SBM模型估算水资源利用效率,进而基于Tobit回归探究水资源利用效率的驱动因素。

空间计量的发展使我们能够在空间视角下对环境变量固有的空间相关性进行控制和探讨,增强实证结果的稳健性并有助于提供更加精准的决策支持。各省份间存在着广泛而紧密的联系,因而表现出较强的关联关系。正如邵帅等(2022)、刘华军等(2015)和武红(2015)所证实的,区域间效率、CO₂排放和能源消费等存在明显的空间溢出效应。环境政策也存在示范效应(Li et al., 2021);知识流动或技术溢出亦存在显著的空间正外部性(Xie et al., 2022)。对于电力系统而言,CO₂作为燃煤发电过程产生的非期望产出,可能在省际间存在溢出现象。近年来迅猛发展的可再生能源发电技术,已经表现出明显的区域集聚特征(Xie et al., 2022)。与此同时,跨区输电网络的建设进一步增强了各省级电力系统之间的相互依赖性。举例来说,如果西部电力输出省份由于极端气候影响发电量骤减,那么依赖这些电力的东部省份无疑将会受到波及,其电力系统的运营和管理效率会受到影响。因此,忽略外部变量的空间溢出效应将导致估计结果的偏差(Hao et al., 2016)。

综上,两阶段DEA不仅可以得到更加精确的效率评价结果,还可以研究电力系统外部异质性因素的影响,而以往两阶段DEA均忽略了外部异质性因素的空间溢出效应,导致结果出现偏差。文章的边际贡献在于将空间溢出效应引入两阶段DEA,改进两阶段DEA模型,提高效率评价和影响因素估计结果的精度;在动态网络DEA目标函数中加入跨期变量以及多种

非期望产出的松弛值以增强效率评价结果的解释力;基于 Dagum 基尼系数及其分解结果对管理非效率进行分析,可以在地区和时间层面分析效率差异及其来源。研究结论为电力系统环境效率的提升提供现实解释,为政府制定相关政策提供坚实基础。

三、研究设计及方法

图 1 展示了改进两阶段 DEA 的研究框架。首先,基于动态网络 DEA 模型,使用表 1 的指标测算电力系统的初始环境效率;其次,将初始环境效率值作为空间 Tobit 模型的被解释变量,将外部环境变量作为解释变量进行回归,估计各指标对环境效率的影响程度;再次,依据回归结果并基于公式(10)和(11)对初始环境效率进行调整,获得剥离外部因素影响的环境效率和管理非效率;最后,将 30 个省级行政区域分为三组,应用 Dagum 基尼系数分析管理非效率的空间分异性。

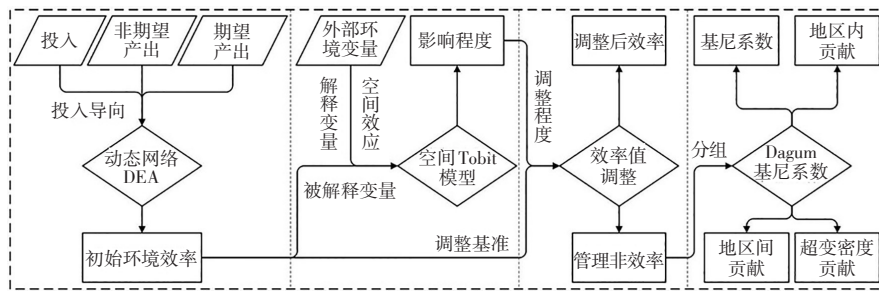


图 1 改进两阶段 DEA 的研究框架图

(一)改进两阶段 DEA 模型

1.第一阶段:基于松弛测度(SBM)的动态网络 DEA 模型

动态网络 DEA 弥补了传统效率评价模型忽略系统内部结构和跨期变量影响的不足(薛凯丽等,2022)。发电部门将燃料、劳动力、总资产和研发投资(以专利数量为代表)等多种投入转化为电力以及三种非期望产出(CO₂、SO₂和 NO_x)。输电部门以总资产投入为基础将上网电量传输到配电部门,配电部门以总资产为基础向客户提供电力服务。此过程中,线路损耗是无法避免的(非期望产出)。考虑到电力系统连续多期生产,各部门连续两个时期的跨期变量分别为发电装机容量、输电能力和配电能力。图 2 展示了电力系统的动态网络结构。

假定有 $N(j=1, \dots, N)$ 个决策单元(Decision-Making Units, DMUs),每个决策单元由 $K(k=1, \dots, K)$ 个子部门构成,研究期间为 $T(t=1, \dots, T)$ 时期。子部门 k 有 m_k 个投入 x 、 s_k 个期望产出 y 、 f_k 个非期望产出 u 、 l_k 个连接变量 z 和 co_k 个跨期变量 co 。动态网络 DEA 模型使用的投入、期望产出、非期望产出、连接变量和跨期变量的指标定义及释义见表 1。

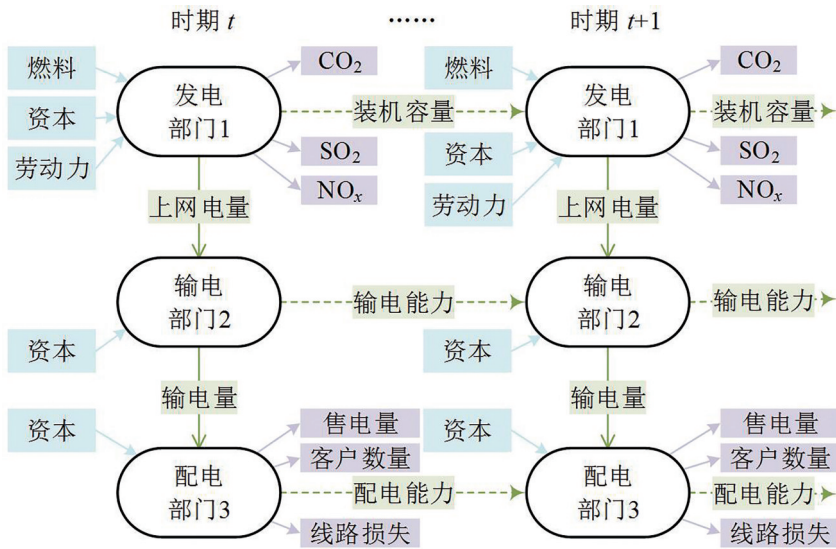


图2 电力系统动态网络结构图

表1 动态网络DEA模型指标定义及释义

部门划分	指标定义	指标释义	代理变量
发电部门	投入 (x'_{ijk})	DMU _j 部门 k 在时期 t 的投入 i	燃料消耗 (x'_{1j1}) 发电部门资本 (x'_{2j1}) 劳动力 (x'_{3j1})
	非期望产出 (u'_{fjk})	DMU _j 部门 k 在时期 t 的非期望产出 f	CO ₂ 排放 (u'_{1j1}) SO ₂ 排放 (u'_{2j1}) NOx 排放 (u'_{3j1})
	连接变量 ($z'_{ej(k,k+1)}$)	t 时期 DMU _j 中部门 k 到 k+1 的连接变量 e	上网电量 ($z'_{1j(1,2)}$)
	跨期变量 ($co'_{pjk}^{(t,t+1)}$)	DMU _j 的部门 k 从时期 t 到 t+1 的跨期变量 p	装机容量 ($co'_{1j1}^{(t,t+1)}$)
	输电部门	投入 (x'_{ijk})	DMU _j 部门 k 在时期 t 的投入 i
输电部门	连接变量 ($z'_{ej(k,k+1)}$)	t 时期 DMU _j 中部门 k 到 k+1 的连接变量 e	输电量 ($z'_{1j(2,3)}$)
	跨期变量 ($co'_{pjk}^{(t,t+1)}$)	DMU _j 的部门 k 从时期 t 到 t+1 的跨期变量 p	输电能力 ($co'_{1j2}^{(t,t+1)}$)
	配电部门	投入 (x'_{ijk})	DMU _j 部门 k 在时期 t 的投入 i
配电部门	非期望产出 (u'_{fjk})	DMU _j 部门 k 时期 t 的非期望产出 f	线路损失 (u'_{1j3})
	期望产出 (y'_{rjk})	DMU _j 部门 k 在时期 t 的期望产出 r	售电量 (y'_{1j3}) 客户数量 (y'_{2j3})
	跨期变量 ($co'_{pjk}^{(t,t+1)}$)	DMU _j 部门 k 从时期 t 到 t+1 的跨期变量 p	配电能力 ($co'_{1j2}^{(t,t+1)}$)

(1)基于SBM的动态网络DEA模型的生产可能集。对于特定决策单元 DMU_o($o \in N$) ,动

态网络 DEA 的生产可能集 $P^t = \left\{ x_{iok}^t, y_{rok}^t, u_{fok}^t, co_{pok}^{(t,t+1)}, z_{eok(k,k+1)}^t \right\} (\forall k; \forall t)$ 由式(1)确定:

$$\begin{aligned}
 \sum_{j=1}^N \lambda_{jk}^t x_{ijk}^t + sx_{iok}^{t-} &= x_{iok}^t & (\forall i, \forall k, \forall t) \\
 \sum_{j=1}^N \lambda_{jk}^t y_{rjk}^t &\geq y_{rok}^t & (\forall r, \forall k, \forall t) \\
 \sum_{j=1}^N \lambda_{jk}^t u_{fjk}^t + su_{fok}^{t-} &= u_{fok}^t & (\forall f, \forall k, \forall t), \\
 z_{eok(k,k+1)}^t &= \sum_{j=1}^N z_{ej(k,k+1)}^t \lambda_{jk}^t & (\forall e, \forall t, k=1, \dots, K-1) \\
 z_{eok(k,k+1)}^t &= \sum_{j=1}^N z_{ej(k,k+1)}^t \lambda_{jk+1}^t & (\forall e, \forall k, k=1, \dots, K-1) \\
 \sum_{j=1}^N co_{pj k}^{(t,t+1)} \lambda_{jk}^t &= \sum_{j=1}^N co_{pj k}^{(t,t+1)} \lambda_{jk}^{t+1} & (\forall p, \forall k, t=1, \dots, T-1) \\
 co_{pok}^{(t,t+1)} &= \sum_{j=1}^N co_{pj k}^{(t,t+1)} \lambda_{jk}^t + sco_{pok}^{(t,t+1)} & (\forall p, \forall k, t=1, \dots, T-1) \\
 \lambda_{jk}^t &\geq 0; \quad sx_{iok}^{t-} > 0; \quad su_{fok}^{t-} > 0; \quad sco_{pok}^{(t,t+1)} \text{ free} & (1)
 \end{aligned}$$

其中,非期望产出向量 u_{fok}^t 遵循强可处置性假设;由于售电量不由电力系统自身决定,因此连接变量 $z_{ej(k,k+1)}^t$ 被设置为不可随意调整的固定连接形式(邓英芝,2015);跨期变量 $co_{pj k}^{(t,t+1)}$ 采用自由连接形式,表示电力系统在连续两期内可以任意调整其数值以获得更高的环境效率; sx_{iok}^{t-} , su_{fok}^{t-} 和 $sco_{pok}^{(t,t+1)}$ 分别表示投入、非期望产出和跨期变量的松弛值。

(2)基于SBM的动态网络DEA模型的目标函数。对于特定决策单元 $DMU_o(o \in N)$,电力系统及其子部门的环境效率分别由式(2)和(3)确定, $k=1, 2, 3$ 分别表示发电部门、输电部门和配电部门。

$$D_{os}^t(x, y, u, z, co) = \min \left(1 - \sum_{k=1}^K \frac{\omega_k}{m_k + f_k + co_k} \left(\sum_{i=1}^{m_k} \frac{sx_{iok}^{t-}}{x_{iok}^t} + \sum_{f=1}^{f_k} \frac{su_{fok}^{t-}}{u_{fok}^t} + \sum_{p=1}^{co_k} \frac{|sco_{pok}^{(t,t+1)}|}{co_{pok}^{(t,t+1)}} \right) \right) \quad (2)$$

$$D_{ok}^t(x, y, u, z, co) = \min \left(1 - \frac{1}{m_k + f_k + co_k} \left(\sum_{i=1}^{m_k} \frac{sx_{iok}^{t-}}{x_{iok}^t} + \sum_{f=1}^{f_k} \frac{su_{fok}^{t-}}{u_{fok}^t} + \sum_{p=1}^{co_k} \frac{|sco_{pok}^{(t,t+1)}|}{co_{pok}^{(t,t+1)}} \right) \right) \quad (3)$$

电力系统及其子部门的环境效率均沿用投入导向设置,设定为投入要素的冗余、非期望产出的冗余和跨期变量松弛值占比的加权平均值。对比式(2)和(3)可以发现,电力系统的环境效率被表示为发电部门、输电部门和配电部门环境效率的加权平均值^①,各部门权重 ω_k 为

①正是因为如此,仅需各子部门的投入产出数量和决策单元数量满足经验法则:决策单元数量不少于投入和产出指标数量的乘积,同时不少于投入和产出指标数量的3倍。

外生变量,满足 $\omega_k \geq 0$ 和 $\sum_{k=1}^K \omega_k = 1$ 的条件。

2.第二阶段:空间Tobit模型描述

由于电力系统环境效率分布在 $(0, 1]$ 之间,同时考虑到环境效率及部分解释变量存在空间溢出效应,因此采用被解释变量受限的空间Tobit回归模型。目前广泛应用的空间Tobit模型主要有空间自回归Tobit模型、空间误差Tobit模型和空间杜宾Tobit模型三种。

(1)空间自回归Tobit模型(Tobit-SAR)。Tobit-SAR模型在经典Tobit模型的基础上考虑了被解释变量的空间溢出效应,具体模型设定为:

$$Eff_{it} = \beta_0 + \rho WEff_{it} + \beta_1 FIT_{it} + \beta_2 RPS_{it} + \beta_3 Reform15_{it} + \beta_4 IS_{it} + \beta_5 ReEn_{it} + \beta_6 CD_{it} + \beta_7 Rain_{it} + \beta_8 Hum_{it} + \beta_9 TD_{it} + \beta_{10} PI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, Eff_{it} 是受限被解释变量,即电力系统的环境效率。 $W = \{w_{ij}\} \in R_+^{n \times n}$ 表示空间权重矩阵; $WEff_{it}$ 表示被解释变量的空间滞后效应; FIT_{it} 、 RPS_{it} 和 $Reform15_{it}$ 为政策改革变量,分别代表上网电价补贴政策(FIT)、可再生能源组合标准(RPS)和2015年电力市场化改革; IS_{it} 表示产业结构, CD_{it} 代表客户密度,表征了经济发展水平; $ReEn_{it}$ 表示地区资源禀赋; $Rain_{it}$ 、 Hum_{it} 和 TD_{it} 为极端天气变量,分别为降雨量、相对湿度和最大温差; PI_{it} 为专利强度,代表技术创新水平; ε_{it} 为模型的误差项。

(2)空间误差Tobit模型(Tobit-SEM)。Tobit-SEM模型加入了误差项的空间溢出效应,具体形式为:

$$Eff_{it} = \beta_0 + \beta_1 FIT_{it} + \beta_2 RPS_{it} + \beta_3 Reform15_{it} + \beta_4 IS_{it} + \beta_5 ReEn_{it} + \beta_6 CD_{it} + \beta_7 Rain_{it} + \beta_8 Hum_{it} + \beta_9 TD_{it} + \beta_{10} PI_{it} + \lambda W\mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $W\mu_{it}$ 表示误差项的空间滞后效应,其余变量解释均与模型(4)一致。

(3)空间杜宾Tobit模型(Tobit-SDM)。Tobit-SDM模型不仅考虑了被解释变量的空间滞后,而且加入了解释变量的空间滞后项,具体表现形式为:

$$Eff_{it} = \beta_0 + \rho WEff_{it} + \beta_1 FIT_{it} + \beta_2 RPS_{it} + \beta_3 Reform15_{it} + \beta_4 IS_{it} + \beta_5 ReEn_{it} + \beta_6 CD_{it} + \beta_7 Rain_{it} + \beta_8 Hum_{it} + \beta_9 TD_{it} + \beta_{10} PI_{it} + \gamma_1 WFIT_{it} + \gamma_2 WRPS_{it} + \gamma_3 WIS_{it} + \gamma_4 WCD_{it} + \gamma_5 WRain_{it} + \gamma_6 WHum_{it} + \gamma_7 WTD_{it} + \gamma_8 WPI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $WFIT_{it}$ 和 $WRPS_{it}$ 分别表示FIT和RPS政策的空间滞后效应; WIS_{it} 和 WCD_{it} 分别为产业结构调整和客户密度的空间滞后项; $WRain_{it}$ 、 $WHum_{it}$ 和 WTD 分别代表降雨量、相对湿度和最大温差的空間滞后效应; WPI_{it} 为技术创新的空间滞后项;其余变量解释均与模型(4)一致。

(二)空间相关性检验方法

空间相关性分析可以从整体上衡量电力系统环境效率的空间关联程度。全局莫兰指数Moran's I是应用最广泛的空间相关性分析方法(周伟等,2023),可表示为:

$$\text{Moran's I} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (7)$$

其中, Y_i 表示电力系统 i 的环境效率, \bar{Y} 表示 Y 的均值, n 代表样本总数量, $W = \{w_{ij}\} \in R_+^{n \times n}$ 为行标准化的外生空间权重矩阵, 反映了样本中电力系统 i 和 j 之间的空间相关程度。全局莫兰指数的取值在 $[-1, 1]$ 范围内, 正值表示电力系统环境效率存在正向空间相关关系, 负值表示存在负向空间相关关系, 且绝对值越大相关性越强, 0 表示电力系统环境效率随机分布, 不存在相关性。全局莫兰指数可以视为特定电力系统环境效率与其空间滞后的相关系数。

(三) 空间权重矩阵的设定

空间权重矩阵的设定对空间 Tobit 模型的估计结果至关重要。目前广泛使用的空间权重矩阵主要有两种, 即空间邻接矩阵 W_a (Wang et al., 2021) 和地理距离矩阵 W_d (韩峰、阳立高, 2020), 如式(8)和(9)所示。

$$\text{空间邻接矩阵 } W_a = \begin{cases} 1 & \text{地区 } i \text{ 与地区 } j \text{ 相邻, 且 } i \neq j \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (8)$$

$$\text{地理距离矩阵 } W_d = \begin{cases} 1/d_{ij} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (9)$$

其中, d_{ij} 表示两个省级行政区的地理距离, 使用省会城市(首府城市或直辖市)的经纬度坐标来计算, 距离越大, 空间相关性越小。

四、变量选取及数据描述

基于 2011—2022 年 30 个^①省级电力系统的面板数据进行实证分析, 所有数据均来源于《电力工业统计资料汇编》《中国劳动统计年鉴》《中国生态环境统计年鉴》《全国可再生能源电力发展监测评价报告》《中国气象年鉴》以及国家统计局、国家发展改革委、Innojoy 专利数据库等, 附录 A 表 A-1 展示了相关数据的描述性统计结果。

(一) 动态网络 DEA 模型的投入和产出变量描述

选取表 1 所示的投入产出指标计算电力系统的环境效率。发电部门选取 CO_2 、 SO_2 和 NO_x 作为非期望产出。由于存在跨区输电, 某一特定地区的发电量可能不等于用电量, 参考邓英芝(2015)的方法对输电部门和配电部门的数据进行了调整。资本存量数据按照永续盘存法进行了折算^②。输电和配电能力采用线路长度与电压等级的乘积表示。

^①由于数据限制, 没有考虑西藏、台湾、香港和澳门地区。

^②折算以 2005 年为基期。参考陈昌兵(2014)的研究, 固定资产折旧率取 6%。

对于部门权重 ω ,学术界目前没有统一的计算方法(Xie et al.,2022)。本文假定电力系统的发展与环境保护同等重要,即权重向量设定为 $[0.500, 0.500]$;电力系统的发展以研究期内发电、输电和配电部门的新增资产占比为权重,即 $[0.471, 0.379, 0.150]$;由于 CO_2 、 SO_2 和 NO_x 主要来源于发电部门,所以发电、输电和配电部门在环境保护方面的权重设置为 $[0.500, 0.250, 0.250]$ 。基于此,发电、输电和配电部门的权重分别设置为 $\omega=[0.485, 0.315, 0.200]$ 。

(二)空间Tobit模型的变量选取

1.被解释变量

选取第一阶段动态网络DEA模型计算的电力系统环境效率 Eff 作为被解释变量,主要原因有两个方面:一是环境效率可以在一定程度上用于衡量绿色发展水平,反映经济与环境协调发展的程度。从投入-产出视角构建指标体系,将非期望产出纳入DEA模型测度环境效率,能够避免传统方法测度的缺陷(陈鹏等,2023)。二是空间Tobit模型能够在考虑外界异质性环境变量空间效应的前提下,对第一阶段的环境效率进行必要修正,在获取管理非效率的同时研究外部变量对环境效率的影响。

2.环境变量

参考以往的研究,从政策改革、经济发展、资源禀赋、天气因素和技术创新等层面构建如图3所示的环境变量指标体系。

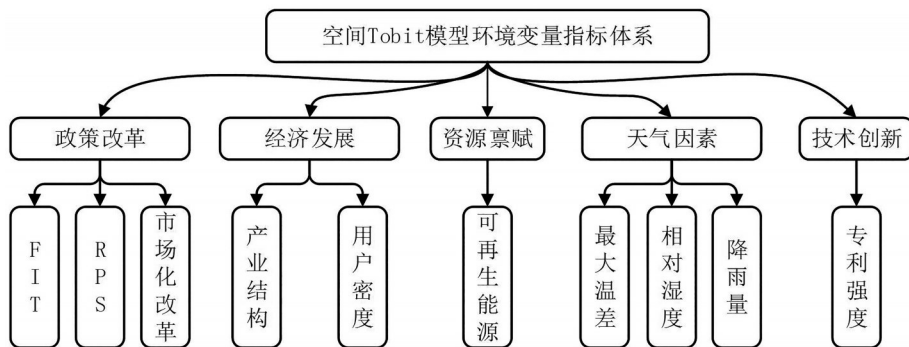


图3 空间Tobit模型环境变量指标体系构建

(1)政策改革。使用FIT(FIT)、RPS(RPS)和2015年电力市场化改革($Reform15$)三个指标描述政策改革。世界范围内应用最广泛且影响最深远的FIT和RPS政策,对可再生能源的发展具有显著的促进作用(Joshi,2021)。我国自2009年开始实施FIT政策,并针对不同资源区实行不同力度的度电补贴;自2018年以省级行政区为单元实行RPS政策,并对各省份制定不同的可再生能源电力消纳指标。参考Johnstone等(2010)的研究,政策指标FIT和RPS采用连续型而非二元虚拟变量以更好地捕捉政策强度的变化。同时考虑到可再生能源政策FIT的RPS可能存在空间溢出效应(Joshi,2021;Xie et al.,2022),因此在To-

bit-SDM模型中加入政策的空间滞后项。另外,2015年实施的新一轮电力市场化改革(业内俗称“9号文”)在售电端引入竞争并加强对电网成本和服务的监管,旨在提高电网的运营效率。因此,将市场化改革指标 *Reform15* 视为虚拟变量,2015年以前取值为0,2015—2022年取值为1。相关数据来源于国家发展和改革委员会及国家能源局。

(2)经济发展。经济发展伴随着产业结构的优化,产业结构(*IS*)是影响能源消费的重要因素,可以促进能源相关资源从低生产率行业流向高生产率行业,从而提高效率。本文采用第二产业增加值与国内生产总值(GDP)的比值描述产业结构(刘惠敏等,2022)。考虑到各省级电网的发展差异,参考Zhang等(2022)的研究,将客户密度(*CD*)定义为每千米电力线路服务的客户数量,包括居民用户和非居民用户。我国各地区间存在密切的经济联系,往往表现出较强的空间溢出效应(武红,2015;邵帅等,2022)。因此,本文在Tobit-SDM模型中考虑了地区经济发展可能存在的空间效应。数据来源于国家统计局和《电力工业统计资料汇编》。

(3)资源禀赋。资源禀赋是指某一地区能源资源的丰富程度。考虑到人口规模和资源禀赋结构的差异会影响一个地区的能源生产能力,采用省级人均可再生能源发电量与全国人均可再生能源发电量的比率来衡量资源禀赋(*ReEn*)(赵领娣等,2013)。数据来源于国家统计局和《电力工业统计资料汇编》。

(4)天气因素。极端天气从电力需求和设备安全两方面影响着电力系统的运行。因此,参考Zhang等(2022)和Yu等(2009)的研究,将最大温差(*TD*)、相对湿度(*Hum*)和降雨量(*Rain*)作为衡量极端天气的代理变量。由于极端天气的影响范围一般较大,因此本文在Tobit-SDM模型中加入极端天气可能存在的空间溢出效应(金刚等,2020)。相关数据来源于《中国气象年鉴》。

(5)技术创新。技术创新水平决定着产出水平,绿色技术创新可以加快能源结构向清洁化、低碳化转变,提高环境效率(Xie et al., 2022)。众多学者采用专利数量作为技术创新的代理变量,然而技术创新应该同时考虑经济发展的差异(Johnstone et al., 2010)。因此将专利强度(*PI*)作为衡量技术创新的代理变量,定义为电力行业专利授权数量与地区GDP的比值。由于技术创新往往表现出显著的空间依赖性,因此有必要在Tobit-SDM模型中考虑可能存在的空间溢出效应(罗能生、余燕团,2018;李世冉等,2023)。专利数据来源于Innojoy专利数据库,采用专利分类号按年份和地区查询;GDP数据来源于国家统计局。

五、结果分析与讨论

基于SBM的动态网络DEA模型(1)—(3)是典型的线性规划,因此本文使用Python 3.8进行编程求解,并使用Stata 17对空间Tobit模型(4)—(6)进行回归分析。首先研究了第一阶段初始环境效率的评价结果及变化趋势;其次重点讨论了第二阶段的外部异质性因素及其空间

效应对电力系统环境效率的影响;最后,在第二阶段回归结果的基础上对初始环境效率值进行调整,并基于Dagum基尼系数分析电力系统管理非效率的空间差异及其来源。

(一)电力系统环境效率测度及分析

基于30个省级电力系统2011—2022年的数据,测算了电力系统、发电部门、输电部门和配电部门的环境效率。总体来说,电力系统的环境效率分布在0.518~1.000之间,均值为0.805,还有较大的提升空间,仅上海市电力系统的环境效率平均值为1.000,处于生产前沿面(见表2)。东南沿海以及火电发电量占比较小的省份均具有较高的环境效率,比如上海(1.000)、广东(0.964)和云南(0.952)等;而经济欠发达且弃风、弃光量较多的吉林、甘肃和辽宁则具有较低的环境效率,分别为0.609、0.617和0.618。按地域将电力系统划分为国网区和南网区进行分析^①。在研究期间内,国网区电力系统的环境效率平均值为0.792,相比之下,南网区则显示出更高的环境效率,其均值为0.866。进一步从时间维度审视,南网区电力系统的环境效率每年都稳定地超过国网区。这一现象揭示了南网区电力系统在环境效率方面的显著优势。

表2 基于动态网络DEA模型的电力系统环境效率

省级行政区	2011	2012	2013	2014	2014	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	均值
BJ	0.933	0.960	0.930	0.887	0.893	0.902	0.879	0.867	0.824	0.882	0.891	0.855	0.891
TJ	0.941	0.972	0.928	0.932	0.925	0.858	0.825	0.830	0.815	0.843	0.875	0.729	0.872
HeB	0.822	0.818	0.846	0.844	0.833	0.787	0.774	0.761	0.725	0.679	0.679	0.713	0.773
SX	0.816	0.718	0.761	0.799	0.704	0.662	0.675	0.699	0.652	0.709	0.692	0.784	0.722
InM	0.719	0.600	0.639	0.654	0.666	0.628	0.667	0.766	0.767	0.783	0.670	0.818	0.698
LN	0.567	0.518	0.572	0.587	0.654	0.654	0.652	0.639	0.625	0.643	0.676	0.632	0.618
JL	0.584	0.558	0.587	0.589	0.605	0.639	0.617	0.615	0.599	0.641	0.627	0.648	0.609
HLJ	0.627	0.586	0.607	0.635	0.685	0.675	0.654	0.639	0.631	0.662	0.641	0.724	0.647
SH	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
JS	0.843	0.852	0.876	0.94	0.943	0.931	0.929	0.945	0.932	0.949	0.964	0.947	0.921
ZJ	0.911	0.902	0.891	0.891	0.884	0.877	0.901	0.893	0.875	0.909	0.933	0.915	0.898
AH	0.736	0.761	0.771	0.791	0.806	0.800	0.853	0.834	0.860	0.850	0.765	0.787	0.801
FJ	0.760	0.684	0.835	0.856	0.894	0.901	0.921	0.952	0.928	0.924	0.961	0.958	0.881
JX	0.664	0.649	0.688	0.704	0.738	0.867	0.872	0.762	0.734	0.879	0.731	0.690	0.748
SD	0.866	0.825	0.854	0.893	0.966	0.917	0.889	0.880	0.790	0.892	0.813	0.798	0.865
HeN	0.966	0.962	0.955	0.946	0.963	0.926	0.934	0.937	0.923	0.863	0.878	0.855	0.925
HuB	0.821	0.666	0.786	0.820	0.845	0.843	0.839	0.847	0.849	0.832	0.851	0.863	0.821
HuN	0.733	0.722	0.734	0.768	0.823	0.825	0.827	0.857	0.838	0.819	0.712	0.656	0.776
GD	0.952	0.955	0.914	0.973	1.000	1.000	0.985	0.972	0.957	0.986	0.986	0.898	0.964
GX	0.899	0.675	0.733	0.915	0.947	0.863	0.797	0.834	0.919	0.928	0.794	0.744	0.837
HN	0.868	0.819	0.804	0.824	0.805	0.793	0.791	0.788	0.785	0.798	0.815	0.753	0.803
CQ	0.576	0.555	0.609	0.655	0.664	0.696	0.674	0.682	0.685	0.736	0.746	0.662	0.661

①广东、广西、云南、贵州和海南属于南网区,其余省级行政区划分为国网区。

续表 2

基于动态网络DEA模型的电力系统环境效率

省级行政区	2011	2012	2013	2014	2014	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	均值
SC	0.736	0.736	0.728	0.732	0.778	0.795	0.810	0.832	0.833	0.811	0.822	0.830	0.786
GZ	0.683	0.684	0.696	0.811	0.874	0.837	0.810	0.771	0.774	0.791	0.798	0.758	0.773
YN	0.844	0.843	0.872	0.921	0.953	0.997	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	0.952
ShaX	0.566	0.599	0.614	0.717	0.718	0.797	0.847	0.981	1.000	1.000	1.000	0.875	0.809
GS	0.645	0.551	0.578	0.544	0.568	0.612	0.623	0.616	0.578	0.744	0.645	0.705	0.617
QH	0.830	0.847	0.859	0.857	0.850	0.848	0.861	0.861	0.818	0.800	0.816	0.877	0.843
NX	1.000	0.879	0.999	1.000	0.953	0.883	0.909	0.903	0.904	0.756	0.805	0.896	0.907
XJ	0.692	0.733	0.772	0.711	0.719	0.696	0.708	0.715	0.703	0.708	0.725	0.786	0.722
均值	0.786	0.754	0.781	0.806	0.821	0.816	0.817	0.822	0.810	0.827	0.810	0.805	0.805

注:各省级行政区简码与全称对照详见附录B表B-1。

图4从空间角度展示了发电部门、输电部门和配电部门环境效率的变化。可以看出,发电部门的环境效率最高,在0.476~1.000之间变动,均值为0.858;输电部门的环境效率最低,分布在0.477~1.000之间,均值为0.705;配电部门介于两者之间,均值为0.836。同时,我们还注意到,三个部门的环境效率在地区间差异较大,输电部门(方差0.0279)大于发电部门(方差0.0278)大于配电部门(方差0.0230)。这种差异极有可能由电力系统外部运营环境引致,所以第二阶段将探索异质性运营环境对电力系统环境效率的影响。

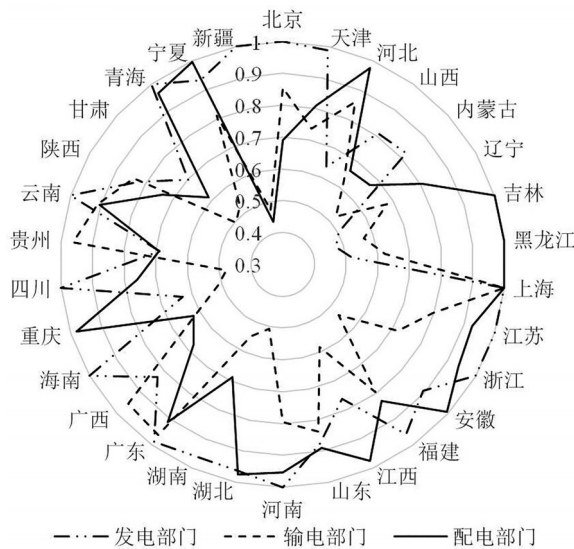


图4 电力系统子部门的环境效率均值变化

(二)电力系统环境效率的空间相关性分析

表3给出了基于空间邻接矩阵 W_a 和地理距离矩阵 W_d 的电力系统环境效率空间相关性检验结果。可以看出,2011—2021年电力系统环境效率的莫兰指数均至少在5%的显著性水平下显著为正,体现出明显的正向空间自相关,具有显著的空间依赖特征。2022年的环境效

率在空间邻接矩阵 W_a 下显著,而在地理距离矩阵 W_d 下不显著。但总体来说,在Tobit回归中应考虑环境效率的空间相关性。

表3 两种空间权重下电力系统环境效率的莫兰指数

年份	空间邻接矩阵 W_a			地理距离矩阵 W_d		
	莫兰指数	Z 统计量	标准误	莫兰指数	Z 统计量	标准误
2011	0.257**	2.334	0.125	0.050**	2.306	0.037
2012	0.350***	3.083	0.125	0.051**	2.320	0.037
2013	0.297***	2.660	0.125	0.045**	2.176	0.037
2014	0.346***	3.063	0.124	0.047**	2.226	0.036
2015	0.371***	3.258	0.125	0.044**	2.140	0.037
2016	0.435***	3.780	0.124	0.066***	2.763	0.036
2017	0.393***	3.436	0.124	0.079***	3.111	0.037
2018	0.245**	2.250	0.124	0.059**	2.567	0.036
2019	0.251**	2.301	0.124	0.069***	2.832	0.036
2020	0.381***	3.342	0.124	0.108***	3.913	0.037
2021	0.319***	2.830	0.125	0.059**	2.550	0.037
2022	0.170*	1.648	0.124	0.022	1.558	0.037

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下表同。

(三)空间Tobit回归结果分析

将电力系统环境效率作为被解释变量,以空间邻接权重矩阵 W_a 为基础,本节估计了Tobit-SAR、Tobit-SEM和Tobit-SDM三种模型的回归结果^①。从表4可以看出,Moran's I, LM-Error和LM-Lag检验均至少在10%的显著性水平上显著为正,再次说明模型中应该考虑变量的空间相关性。

三种模型中,所有变量的系数符号和大小均无明显差异,说明估计结果具有一定的稳健性。*FIT*和*RPS*显著为正,说明可再生能源政策促进了风电和太阳能发电的发展,电源结构的优化提升了环境效率;*Reform15*显著为正,说明2015年电力市场化改革提升了电网的运行效率(Zhang et al., 2022),进而传导到电力系统的环境效率;产业结构的优化(*IS*)对电力系统环境效率起到了提升作用(Wu et al., 2021),而用户密度大(*CD*)的地方更容易获得较高的效率;*ReEn*的系数为正,说明可再生能源越丰富,环境效率越高;天气变量中,相对湿度*Hum*和最大温差*TD*都对电力系统的环境效率产生了显著的负向影响(Yu et al., 2009)。极端天气引起用电量异常波动,同时影响电力的安全输送,极易引致供应危机,如2021年美国暴雪引发的大停电以及2022年我国的“拉闸限电”现象。技术进步优化了电源结构、降低了CO₂的排放,同时提高了电力传输效率并降低了线损电量,提高了电力系统环境效率,因此*PI*的系数显著为正。另外,在Tobit-SDM模型中,*TD*则表现出负的空间溢出效应,说明极端天气不仅降低当地电力系统的效率,而且由于存在跨区输电现象,还会影响到周边

^①Hausman 检验结果为 6.290,P 值为 0.790,因此本文选取随机效应模型。

地区电力系统的效率; *FIT* 的空间滞后项的系数为负,说明可再生能源政策产生了一定的“虹吸效应”。

表 4 空间 Tobit 第二阶段回归结果

变量	Tobit-SAR	标准误	Tobit-SEM	标准误	Tobit-SDM	标准误
<i>FIT</i>	0.205***	0.058	0.219***	0.059	0.301***	0.067
<i>RPS</i>	0.339***	0.119	0.334***	0.129	0.244*	0.134
<i>Reform15</i>	0.047***	0.012	0.056***	0.014	0.026*	0.014
<i>IS</i>	0.308***	0.059	0.331***	0.062	0.392***	0.065
<i>ReEn</i>	0.117***	0.027	0.113***	0.028	0.130***	0.031
<i>CD</i>	1.024***	0.125	1.060***	0.117	1.104***	0.145
<i>Rain</i>	0.037	0.851	0.199	0.952	0.074	1.446
<i>Hum</i>	-0.002***	0.001	-0.002***	0.001	-0.003***	0.001
<i>TD</i>	-0.007***	0.001	-0.007***	0.001	-0.004***	0.001
<i>PI</i>	1.321***	0.329	1.358***	0.334	1.391***	0.342
常数项	0.807***	0.093	0.938***	0.070	0.838***	0.138
<i>W</i> × <i>FIT</i>					-0.152*	0.101
<i>W</i> × <i>RPS</i>					0.264	0.236
<i>W</i> × <i>IS</i>					-0.412	0.133
<i>W</i> × <i>CD</i>					-1.112	0.296
<i>W</i> × <i>Rain</i>					-0.016	1.755
<i>W</i> × <i>Hum</i>					0.002	0.001
<i>W</i> × <i>TD</i>					-0.003**	0.001
<i>W</i> × <i>PI</i>					0.313	0.675
ρ	0.156**	0.061			0.154**	0.077
λ			0.164**	0.082		
σ^2	0.085***	0.003	0.086***	0.003	0.083***	0.003
Moran's I					12.194***	
LM-Error					131.636***	
Robust LM-Error					3.216*	
LM-Lag					153.666***	
Robust LM-Lag					25.246***	
样本量	360		360		360	
R ² 值	0.728		0.731		0.705	

注:为使变量 *CD* 和 *Rain* 的估计系数不至于过小,实证过程中将其缩小 10000 倍。下同。

(四)电力系统环境效率的调整与对比分析

根据第二阶段空间 Tobit 模型的回归结果,可以对第一阶段的环境效率进行调整以便得到排除外部环境因素影响后的管理非效率(Yu et al., 2009)。参考 Ray(1991)的研究,按式

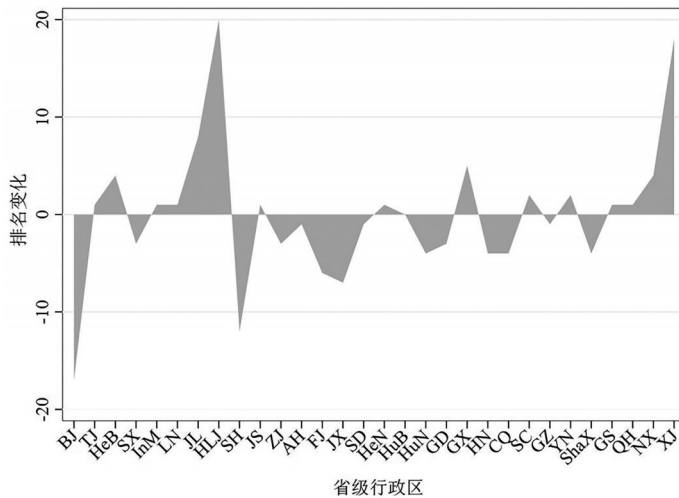
(10)和(11)的方法计算电力系统的管理非效率。

$$\tilde{Y}_{it} = \hat{Y}_{it} + \varepsilon_t^{\max} \quad i = 1, \dots, 30; t = 2011, \dots, 2022 \quad (10)$$

$$\hat{E}_{it} = \tilde{Y}_{it} - Y_{it} \quad i = 1, \dots, 30; t = 2011, \dots, 2022 \quad (11)$$

其中, \hat{Y}_{it} 表示第二阶段空间Tobit模型对 t 时期电力系统 i 环境效率的估计值; ε_t^{\max} 表示 t 时期所有电力系统的最大残差^①; \tilde{Y}_{it} 即调整后的环境效率; Y_{it} 表示第一阶段所得效率; \hat{E}_{it} 即 t 时期电力系统 i 调整后的管理非效率。

由于Tobit-SAR、Tobit-SEM和Tobit-SDM三种模型的估计结果相差无几,因此后续部分基于信息表达更全面的Tobit-SDM模型的估计结果对电力系统环境效率进行调整,并计算各地区平均排名变化,如图5所示。



注:图中各省级行政区简称与全称对照详见附录B表B-1。

图5 电力系统环境效率调整前后的排名变化

剔除外部异质性环境影响后,电力系统环境效率排名下降的省级行政区共有14个,以北京和上海等经济发达且处于优势外部环境的省级行政区为代表;排名上升的省级行政区共有15个,均处于环境相对劣势地区,其中黑龙江和新疆上升最多;湖北的排名未发生变化。对比国网区和南网区发现,在剔除外部因素影响的前提下,南网区电力系统的环境效率均值依然大于国网区,但差异有所减小。这一结果说明南网区在电力系统管理效率方面具有明显的优越性,而国网区面临的更加复杂的外部环境在一定程度上影响了环境效率。综上,外部环境,如天气、资源禀赋和地理特征等超出了电力系统自身的可控程度,如果不排除这些异质性的影响,将低估处于环境劣势地区电力系统的效率(Ray, 1991),从而导致政策失效,影响“标杆

^①Greene(1980)证明,通过将最大正残差添加到截距项并从每个残差中减去该值来重新计算残差的方法,可以获得参数的一致估计量。

管理”。

(五)管理非效率的空间差异分析

为了进一步分析管理造成环境效率损失的空间差异及其来源,按照《关于明确东中西部地区划分的意见》(财办预〔2005〕5号),将30个省级行政区分为东部、中部和西部三个区域(见附录B表B-2),采用Dagum(1997)提出的方法计算电力系统环境非效率的总体基尼系数 G 、区域内基尼系数 G_{jj} 和区域间基尼系数 G_{jh} ,并将总体基尼系数 G 分解为区域内贡献 G_w 、区域间贡献 G_{nb} 和超变密度贡献 G_t ,且满足 $G=G_w+G_{nb}+G_t$ 的关系,如公式(12)–(17)所示。相比于传统基尼系数和泰尔指数,Dagum基尼系数放松了对数据分布的假设,且不要求样本分组无交叉重叠现象(颌茂华、李玲玉,2023)^①。

$$G = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| / 2n^2 \bar{y} \quad (12)$$

$$G_{jj} = \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}| / 2n_j^2 \bar{y}_j \quad (13)$$

$$G_{jh} = \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}| / n_j n_h (\bar{y}_j + \bar{y}_h) \quad (14)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} \frac{n_j n_j \bar{y}_j}{n n \bar{y}} \quad (15)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \left(\frac{n_j n_h \bar{y}_h}{n n \bar{y}} + \frac{n_h n_j \bar{y}_j}{n n \bar{y}} \right) \quad (16)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} \left(1 - \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \right) \left(\frac{n_j n_h \bar{y}_h}{n n \bar{y}} + \frac{n_h n_j \bar{y}_j}{n n \bar{y}} \right) \quad (17)$$

其中, $n=30$ 表示省级行政区总数量, $k=3$ 表示区域数量, n_j/n_h 表示区域 j/h 中包含的省级行政区数量, \bar{y} 表示总体均值, \bar{y}_j/\bar{y}_h 表示区域 j/h 的均值。另外, $d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x)$ 表示区域间电力系统管理非效率的差值,可以理解为区域 j 和 h 中所有 $y_{ji} - y_{hr} > 0$ 样本值的数学期望, $p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x)$ 为超变一阶矩,可以理解为区域 j 和 h 中所有 $y_{ji} - y_{hr} < 0$ 样本值的数学期望。

由表5可见,电力系统管理非效率的基尼系数在0.122~0.212间波动,均值为0.171,说明各地区的管理水平比较平均,差异不大。从时间维度看,总体基尼系数呈现U型趋势,2011—2017年震荡下行,随后逐渐增大,但并未超越前期高点。这说明各地区的管理水平在逐渐提升,地区间差距在逐渐缩小。相较于2014年,2015年的基尼系数出现断崖式下降

^①如果不同组间的数据交叉重叠过多,可能导致传统基尼系数低估实际的不平等程度,因为重叠部分在一定程度上掩盖了组间的极端差异。Dagum基尼系数通过超变密度减弱了数据分布的影响(Dagum,1997)。

(0.212下降到0.170),说明电力市场化改革拉近了各地区的管理水平,提高了效率,与表4的结论一致。分地区看,地区内各省级电力系统的管理非效率差异较大,呈现西部地区最高、东部地区最小的特征。西部地区的基尼系数均值为0.209,大于全国平均值0.171,可见西部地区电力系统的管理效率失衡问题较为严重,比如重庆的管理非效率均值为0.406,远远大于云南的0.161。对比区域间的差异可以发现,东部地区与西部地区的管理非效率差异最大(0.191),其次为中部与西部地区(0.183)。从时间趋势看,各区域内以及区域间的基尼系数也呈现U型趋势,在2017年达到最小。可能的原因是自2017年开始,国家颁布了一系列诸如《可再生能源发电全额保障性收购管理办法》和《解决弃水弃风弃光问题实施方案》的政策文件,有力地促进了间歇性可再生能源电力的消纳,但同时对各地区电力系统的管理带来一定的难度,所以2017—2022年,各地区电力系统的管理非效率差异略有上升。

表5 电力系统管理非效率的Dagum基尼系数

年份	总体	东部	中部	西部	东-中	东-西	中-西
2011	0.211	0.125	0.174	0.295	0.154	0.229	0.244
2012	0.191	0.181	0.137	0.217	0.179	0.219	0.189
2013	0.202	0.094	0.164	0.265	0.144	0.235	0.235
2014	0.212	0.155	0.170	0.271	0.169	0.235	0.232
2015	0.170	0.122	0.131	0.216	0.137	0.189	0.187
2016	0.150	0.127	0.127	0.171	0.138	0.163	0.153
2017	0.122	0.101	0.099	0.155	0.102	0.132	0.131
2018	0.135	0.112	0.108	0.169	0.115	0.145	0.146
2019	0.153	0.120	0.120	0.201	0.123	0.168	0.169
2020	0.162	0.140	0.103	0.207	0.140	0.194	0.167
2021	0.180	0.145	0.123	0.170	0.230	0.213	0.163
2022	0.168	0.146	0.157	0.167	0.176	0.166	0.175
均值	0.171	0.131	0.134	0.209	0.151	0.191	0.183

图6给出了Dagum基尼系数分解的结果及其贡献率。研究期间,超变密度对管理非效率差异的贡献率最大,其次是地区内贡献,最后是地区间贡献(图6(d))。表明中国电力系统管理非效率在地区间的差异较小,与表5的结论一致,且差异的主要来源是地区间数据的交叉重叠程度较高,管理非效率可能存在异常值,需要重点关注。如图7所示,2022年东部地区电力系统的管理非效率分布在0.143~0.308之间,中部地区分布在0.139~0.424之间,西部地区分布在0.126~0.373之间。由于极端值的存在,比如中部地区的湖南(0.424)、江西(0.402)、黑龙江(0.139)和西部地区的重庆(0.373),使得中部和西部地区的数据方差较大,分布范围较广,造成区域间的数据存在严重的交叉重叠现象,这也说明中部和西部的地区内基尼系数较大,与表5的结论一致。因此,在政策上应重点关注个别省级行政区电力系统管理效率的提升,加强区域内部交流与管理技术扩散,缩小区域内部管理差异。

从时间维度看,图6中的地区间贡献率呈下降趋势(图6(b)),由2014年的6.40%下降到2022年的3.62%,表明地区间的管理差异在逐年缩小;地区内贡献率基本保持不变,在27.49%

~33.39%间浮动(图6(a));超变密度贡献总体呈上升态势,由2014年的60.71%上升到2021年的68.42%,随后降低到64.70%(图6(c))。

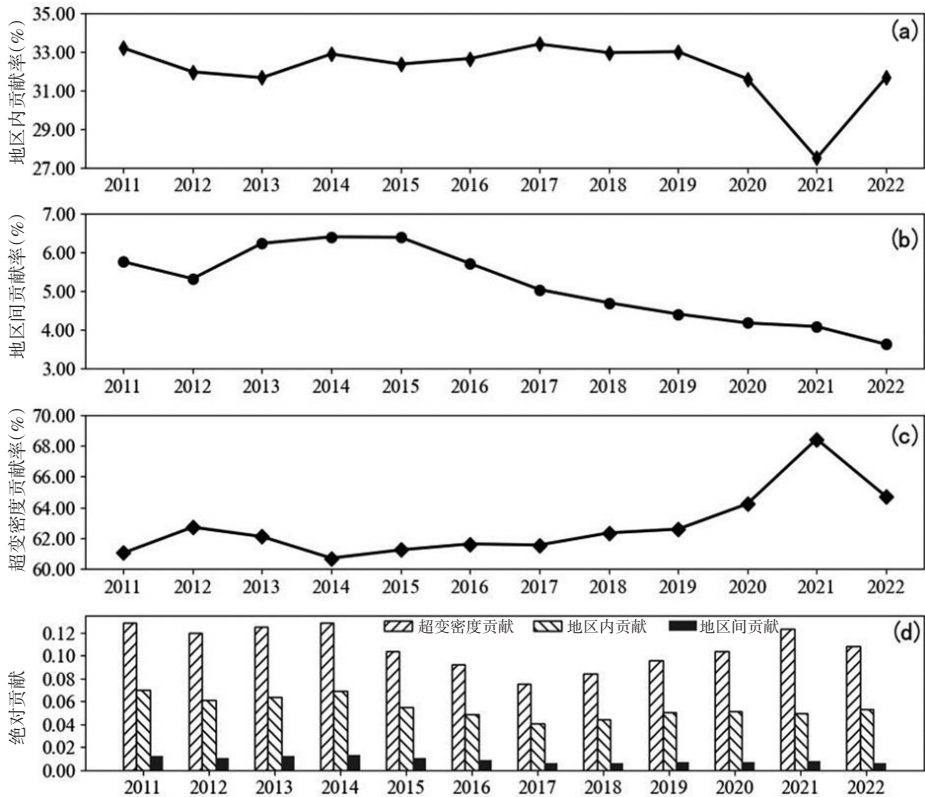


图6 电力系统管理非效率的Dagum基尼系数分解

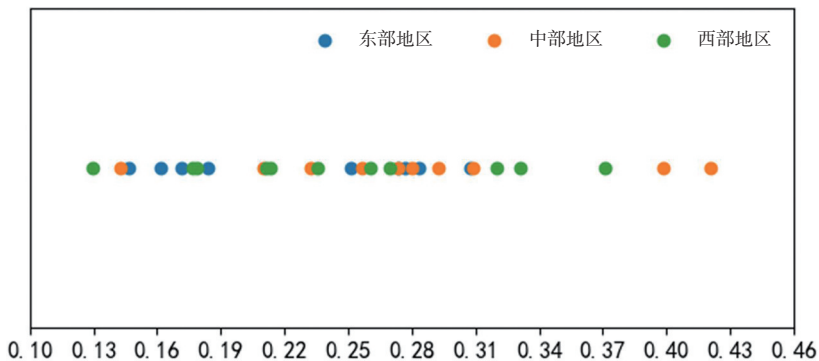


图7 2022年电力系统管理非效率分布图

六、稳健性检验

参考罗能生和余燕团(2018)的研究思路,本文采用两种方法进行稳健性检验。一是将第一阶段测算电力系统环境效率的基于SBM的动态网络DEA模型替换为基于方向距离函数

(DDF)的网络DEA模型,并将其结果作为第二阶段Tobit回归的被解释变量,第二阶段模型保持不变;二是保持第一阶段不变,将第二阶段空间Tobit回归中的空间权重矩阵更换为地理距离矩阵 W_d 重新估计结果。

模型(18)给出了基于DDF的网络DEA模型。其中,方向向量 g 表示投入或产出向生产前沿面投影的最优方向,其余各参数说明与模型(1)相同。

$$D_o^t(x, y, u, z, co; g) = \min \left(1 - \sum_{k=1}^K \frac{\omega_k}{m_k + f_k + co_k} \left(\sum_{i=1}^{m_k} \frac{\beta_k^t g_{ik}^t}{x_{iok}^t} + \sum_{f=1}^{f_k} \frac{\beta_k^t g_{fk}^t}{u_{fok}^t} + \sum_{p=1}^{co_k} \frac{\beta_k^t g_{pk}^t}{co_{pok}^{(t,t+1)}} \right) \right)$$

$$x_{iok}^t \geq \sum_{j=1}^N x_{ijk}^t \lambda_{jk}^t + \beta_k^t g_{ik}^t \quad (i=1, \dots, m_k)$$

$$y_{rok}^t \leq \sum_{j=1}^N y_{rjk}^t \lambda_{jk}^t \quad (r=1, \dots, s_k)$$

$$u_{fok}^t \geq \sum_{j=1}^N u_{fjk}^t \lambda_{jk}^t + \beta_k^t g_{fk}^t \quad (f=1, \dots, f_k)$$

$$z_{eo(k,k+1)}^t = \sum_{j=1}^N z_{ej(k,k+1)}^t \lambda_{jk}^t \quad (e=1, \dots, l_k)$$

$$z_{eo(k,k+1)}^t = \sum_{j=1}^N z_{ej(k,k+1)}^t \lambda_{jk+1}^t \quad (e=1, \dots, l_k)$$

$$\sum_{j=1}^N co_{pj k}^{(t,t+1)} \lambda_{jk}^t = \sum_{j=1}^N co_{pj k}^{(t,t+1)} \lambda_{jk+1}^{t+1} \quad (p=1, \dots, co_k)$$

$$co_{pok}^{(t,t+1)} \leq \sum_{j=1}^N co_{pj k}^{(t,t+1)} \lambda_{jk}^t - \beta_k^t g_{pk}^t \quad (p=1, \dots, co_k) \text{ if } co_{pok}^{(t,t+1)} \leq \sum_{j=1}^N co_{pj k}^{(t,t+1)} \lambda_{jk}^t$$

$$co_{pok}^{(t,t+1)} \geq \sum_{j=1}^N co_{pj k}^{(t,t+1)} \lambda_{jk}^t + \beta_k^t g_{pk}^t \quad (p=1, \dots, co_k) \text{ if } co_{pok}^{(t,t+1)} \geq \sum_{j=1}^N co_{pj k}^{(t,t+1)} \lambda_{jk}^t$$

$$\lambda \geq 0; \quad \omega_k \geq 0; \quad \sum_{k=1}^K \omega_k = 1; \quad \frac{\beta_k^t g_{ik}^t}{x_{iok}^t}, \frac{\beta_k^t g_{fk}^t}{u_{fok}^t}, \frac{\beta_k^t g_{pk}^t}{co_{pok}^{(t,t+1)}} \in [0, 1] \quad (18)$$

两种稳健性检验的回归结果见表6和表7。与表4的估计结果对比发现,表6中仅CD和Hum等个别变量的估计系数发生较小变化,表7中仅变量RPS在Tobit-SDM模型中发生变化,其余观测变量的系数符号及显著性均变化不大。表明前文的结论具有一定的稳健性。

表6 基于DDF网络DEA测算环境效率的空间Tobit回归结果

变量	Tobit-SAR	标准误	Tobit-SEM	标准误	Tobit-SDM	标准误
FIT	0.254***	0.056	0.248***	0.055	0.237***	0.068
RPS	0.438***	0.122	0.426***	0.117	0.463**	0.214
Reform15	0.041***	0.013	0.039***	0.012	0.057***	0.015
IS	0.311***	0.071	0.314***	0.070	0.307***	0.079
ReEn	0.091***	0.033	0.090***	0.032	0.059	0.036
CD	0.005	0.135	0.020	0.138	0.103	0.170
Rain	1.335	0.905	1.291	0.849	1.452	1.572
Hum	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.001
TD	-0.006***	0.001	-0.005***	0.001	-0.005***	0.001

续表6 基于DDF网络DEA测算环境效率的空间Tobit回归结果

变量	Tobit-SAR	标准误	Tobit-SEM	标准误	Tobit-SDM	标准误
<i>PI</i>	0.125*	0.073	0.133***	0.075	0.708*	0.411
常数项	0.868***	0.110	0.820***	0.094	0.768***	0.159
$W \times FIT$					-0.068*	0.094
$W \times RPS$					-0.135	0.228
$W \times IS$					0.316**	0.138
$W \times CD$					-0.596*	0.325
$W \times Rain$					0.947	1.847
$W \times Hum$					0.001	0.001
$W \times TD$					-0.001	0.002
$W \times PI$					0.337	0.667
ρ	-0.061	0.072			-0.100	0.075
λ			-0.087	0.080		
σ^2	0.089***	0.003	0.089***	0.003	0.088***	0.003
样本量	360		360		360	
R ² 值	0.642		0.642		0.651	

表7 基于地理距离矩阵 W_d 的空间Tobit回归结果

变量	Tobit-SAR	标准误	Tobit-SEM	标准误	Tobit-SDM	标准误
<i>FIT</i>	0.207***	0.057	0.256***	0.071	0.452***	0.060
<i>RPS</i>	0.359***	0.120	0.337**	0.135	0.045	0.184
<i>Reform15</i>	0.049***	0.013	0.059***	0.017	0.022*	0.021
<i>IS</i>	0.306***	0.061	0.326***	0.061	0.313***	0.065
<i>ReEn</i>	0.117***	0.027	0.117***	0.028	0.171***	0.032
<i>CD</i>	1.078***	0.126	1.082***	0.122	1.341***	0.126
<i>Rain</i>	0.171	0.858	0.308	0.978	0.859	1.299
<i>Hum</i>	-0.002***	0.001	-0.002***	0.001	-0.004***	0.001
<i>TD</i>	-0.007***	0.001	-0.007***	0.001	-0.005***	0.001
<i>PI</i>	1.375***	0.337	1.396***	0.336	1.222***	0.337
常数项	0.841***	0.126	0.943***	0.070	0.928***	0.282
$W \times FIT$					-0.644***	0.150
$W \times RPS$					-0.225	0.341
$W \times IS$					-1.073	0.312
$W \times CD$					0.312***	0.702
$W \times Rain$					3.769	2.377
$W \times Hum$					0.007*	0.002
$W \times TD$					-0.002*	0.003
$W \times PI$					-3.633	1.475
ρ	0.137	0.141			0.007	0.151
λ			0.312*	0.178		
σ^2	0.086***	0.003	0.086***	0.003	0.081***	0.003
样本量	360		360		360	
R ² 值	0.691		0.689		0.711	

七、结论与建议

基于2011—2022年的面板数据集,提出空间两阶段DEA模型,研究外部异质性运营环境对电力系统环境效率的影响。研究表明:电力系统的环境效率仍有很大提升空间,东部沿海等经济发达地区的效率较高,而弃风、弃光量较大且经济欠发达的东北地区效率偏低。发电部门的环境效率普遍高于输电和配电部门,但地区间差异较大;由于自然垄断特性,输电部门的环境效率最低,这也是进行电力改革的原因之一。外部异质性因素显著地影响着电力系统的效率,文中讨论的可再生能源政策、市场化改革、资源禀赋以及技术创新均显著促进了效率的提升,但极端天气,特别是最大温差和相对湿度严重制约着电力系统环境效率的提升。此外,环境效率、FIT和最大温差的空间溢出效应也是效率评价中不容忽视的因素。研究结果还表明,处于劣势外部环境的决策单元,其效率未必低于处于优良外部环境的决策单元,而忽视不受自身控制的外部环境差异得出的结论可能存在偏差,影响决策和政策的制定。Dagum基尼系数的分析结果表明,电力系统的管理非效率总体上差异不大,且在时间维度上呈现U型,在空间维度上表现出显著的梯度差异性,西部地区最大,东部地区最小。对Dagum基尼系数分解可以发现,超变密度对管理非效率差异的贡献率最大,其次是区域内贡献,最后是区域间贡献,且区域间贡献率总体下降而区域内贡献率则呈现变化不大。

研究结论对提升电力系统环境效率有重要的政策启示意义:

第一,优化投入产出,深化政策改革,提升环境效率。电力系统需进一步提升投入产出水平,提高管理运营水平;政府部门应加强对电力系统投资的监管,根据碳中和进程合理安排电力系统低碳转型的投资进程,防止过度投资,抑制提前投资,保持发电与输配的协调;输电部门依然是电力系统环境效率提升的瓶颈,应继续深化电力体制改革,提高不同政策的同期协调和跨期的衔接性,逐步提升环境政策的强度,完善碳排放总量和强度“双控”制度;加大技术创新的支持力度,鼓励可再生能源发电、减污降碳和跨区输电等前沿技术的研发与推广应用,加快电力系统的数智化升级,加强源、网、荷等环节的协调互动。

第二,考虑外部环境异质性,实施差异化策略,重点提升个别电力系统的管理效率。资源禀赋和天气条件等异质性因素影响着电力系统的环境效率。在进行“标杆管理”寻求最佳实践时,应统筹考虑外部环境的差异,避免效率评价偏差。本文的研究结果打破了人们对电力系统环境效率“东高西低”的刻板印象,为不同地区的效率比较提供了客观依据,比如在剔除环境异质性影响后,处于劣势环境的新疆和黑龙江等地电力系统的管理运营效率有了很大提升。因此,在制定效率提升策略和政策时应因地制宜、因势利导、精准施策、顺势调整。分区域看,各区域间电力系统的管理效率差异在逐渐缩小,但相对东部来说,西部地区和中部地区

还有一定的提升空间,且其内部各电力系统的管理效率也存在较大差异。因此,在加强东、中、西部合作的同时,也应促进区域内部的管理交流与技术溢出,重点关注个别落后电力系统管理效率的提升,如湖南、江西和重庆等。

第三,强化空间溢出效应,强调区域协同发展。电力系统的环境效率表现出极强的空间集聚特征,且已经形成“高-高”“低-低”的态势;可再生能源政策和天气条件的空间溢出效应也显著地影响着电力系统环境效率。因此,应鼓励各地立足当地优势资源,扩大开放,强化区域联动。资源富集地区应加大开发力度,提高资源利用效率,保障清洁低碳电力的安全高效供给;电力消纳地区应加强用户侧管理,提高用能效率。同时,进一步完善电力跨区域交易平台、全国统一碳市场和绿证市场,建立健全交易机制、区域合作互助和利益补偿机制以及相关制度准则,构建高质量发展的政策体系,保障资源富集区的收益和成本补偿,保证地区间的相对公平,实现区域间的协同和良性发展。

本文在研究过程中不可避免地存在一些局限性。一是主要聚焦于客观地评价电力系统的环境效率,而对于提升环境效率的具体策略和方法尚未进行深入探讨,这为我们指明了未来研究的方向;二是本文的研究主要基于省级层面数据,这可能在一定程度上影响了研究结果的精确度。未来的研究可以考虑采用更加微观的企业级数据,以期获得更加精确和细致的研究结论,为电力系统的管理和优化提供更为切实可行的建议。

附录 A:

表 A-1 空间两阶段 DEA 模型变量描述性统计

阶段	变量	单位	均值	方差	最小值	最大值
阶段一	燃料	百万吨	42.203	34.682	2.010	146.680
	劳动力	10 ³ 人	95.853	51.107	12.428	253.007
	发电部门资本	亿元	1 111.079	847.206	117.484	4 277.512
	上网电量	亿千瓦时	205.936	135.043	17.594	608.896
	装机容量	吉瓦	57.812	36.977	4.230	189.580
	CO ₂	百万吨	169.593	137.454	10.270	959.597
	SO ₂	10 ³ 吨	127.141	149.907	0.210	773.924
	NO _x	10 ³ 吨	151.487	179.211	1.883	849.170
	输电部门资本	亿元	610.73	4602.6	47.99	2092.35
	输电量	亿千瓦时	205.936	135.043	17.594	608.896
	输电能力	兆伏·千米	9 142.583	7 328.565	389.027	40 898.574
	配电部门资本	亿元	251.939	167.830	35.395	758.641
	配电能力	兆伏·千米	3 613.387	2 579.448	137.937	13 910.787
	线路损失	亿千瓦时	11.499	7.281	1.407	34.159
	售电量	亿千瓦时	193.770	128.913	16.187	585.256
	客户数量	百万户	20.391	13.555	0.996	62.718

续表 A-1 空间两阶段 DEA 模型变量描述性统计

阶段	变量	单位	均值	方差	最小值	最大值
阶段二	<i>Eff</i>	—	0.806	0.122	0.518	1.000
	<i>RPS</i>	%	0.049	0.069	0.000	0.260
	<i>FIT</i>	元/千瓦时	0.174	0.117	0.016	0.766
	<i>IS</i>	%	0.406	0.081	0.159	0.620
	<i>ReEn</i>	%	0.108	0.190	0.000	1.125
	<i>CD</i>	户/千米	874.249	492.920	129.520	2 698.239
	<i>Rain</i>	毫米	1 055.398	620.527	145.500	2 939.700
	<i>Hum</i>	%	66.160	11.253	36.000	85.000
	<i>TD</i>	℃	47.458	9.733	26.800	72.300
	<i>PI</i>	件/亿元	0.017	0.017	0.000	0.102

附录 B:

表 B-1 部分省级行政区简称与全称对照表

序号	简写	省级行政区	序号	简写	省级行政区
1	BJ	北京	16	HeN	河南
2	TJ	天津	17	HuB	湖北
3	HeB	河北	18	HuN	湖南
4	SX	山西	19	GD	广东
5	InM	内蒙古	20	GX	广西
6	LN	辽宁	21	HN	海南
7	JL	吉林	22	CQ	重庆
8	HLJ	黑龙江	23	SC	四川
9	SH	上海	24	GZ	贵州
10	JS	江苏	25	YN	云南
11	ZJ	浙江	26	ShaX	陕西
12	AH	安徽	27	GS	甘肃
13	FJ	福建	28	QH	青海
14	JX	江西	29	NX	宁夏
15	SD	山东	30	XJ	新疆

资料来源:作者整理。

表 B-2 中国 30 个省级行政区区域划分

区域	代码	省级行政区
东部	1	北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东
中部	2	河北、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、海南
西部	3	内蒙古、广西、重庆、四川、云南、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆

资料来源:《关于明确东中西部地区划分的意见》(财办预[2005]5号)。

参考文献:

- [1] 陈昌兵. 可变折旧率估计及资本存量测算[J]. 经济研究, 2014, 49: 72-85.
- [2] 陈鹏, 钟肖英, 桂周. 互联网发展对城市生态效率的影响——基于中国 285 个地级市的实证分析[J]. 环境经济研究, 2023, 8(04): 48-73.
- [3] 邓英芝. 中国电力系统环境效率研究: 考虑松弛变量的网络 DEA 视角[J]. 中国软科学, 2015(11): 145-154.
- [4] 丁绪辉, 贺菊花, 王柳元. 考虑非合意产出的省际水资源利用效率及驱动因素研究——基于 SE-SBM 与 Tobit 模型的考察[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(1): 157-164.
- [5] 杜克锐, 鄢哲明, 杨志明. 能源和环境绩效评价方法的最新研究进展[J]. 环境经济研究, 2018, 3(01): 113-138.
- [6] 韩峰, 阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J]. 管理世界, 2020, 36(02): 72-94+219.
- [7] 颀茂华, 李玲玉. 中国八大综合经济区环境治理绩效测度与时空演变[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(9): 86-97.
- [8] 金刚, 沈坤荣, 孙雨亭. 气候变化的经济后果真的“亲贫”吗[J]. 中国工业经济, 2020(09): 42-60.
- [9] 李世冉, 邓宏兵, 张欢, 詹成. 环境协同治理的经济增长效应——以“长三角区域大气污染防治协作机制”政策为例[J]. 环境经济研究, 2023, 8(04): 163-190.
- [10] 刘华军, 刘传明, 孙亚男. 中国能源消费的空间关联网络结构特征及其效应研究[J]. 中国工业经济, 2015(5): 83-95.
- [11] 刘惠敏, 陶君鹏, 王珊珊, 何晖. 基于三阶段 SBM 模型的中国节能服务上市企业效率研究[J]. 运筹与管理, 2022, 31(12): 207-213.
- [12] 罗能生, 余燕团. 创新对中国城市生态效率的影响研究——基于空间溢出分解的视角[J]. 环境经济研究, 2018, 3(02): 27-44.
- [13] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 46-69+44-10.
- [14] 王艳, 苏怡. 绿色发展视角下中国节能减排效率的影响因素——基于超效率 DEA 和 Tobit 模型的实证研究[J]. 管理评论, 2020, 32(10): 59-71.
- [15] 武红. 中国省域碳减排: 时空格局、演变机理及政策建议——基于空间计量经济学的理论与方法[J]. 管理世界, 2015, 11: 3-10.
- [16] 薛凯丽, 贾鹏, 匡海波. 考虑 CO₂ 排放的中国港口动态网络效率研究[J]. 运筹与管理, 2022, 31(7): 152-160.
- [17] 赵领娣, 杨明晔, 张磊. 能源禀赋与就业增长——基于省际面板数据的实证分析[J]. 资源科学, 2013, 35(9): 1801-1811.
- [18] 周伟, 董浩然, 安树伟. 京津冀城市群协同发展机理与空间分异特征研究: 基于 DEA 模型的测算与评价[J]. 中国软科学, 2023(8): 73-85.
- [19] Barros, C. P. Measuring Performance in Defense-Sector Companies in a Small NATO Member Country[J]. Journal of Economic Studies, 2004, 31: 112-128.
- [20] Dagum, C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio[J]. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.
- [21] Greene, W. H. Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions[J]. Journal of Economet-

rics,1980, 13(1): 27–56.

[22] Hao, Y., Y. Liu, J. H. Weng, et al. Does the Environmental Kuznets Curve for Coal Consumption in China Exist? New Evidence from Spatial Econometric Analysis[J]. *Energy*, 2016, 114: 1214–1223.

[23] Hoff, A. Second Stage DEA: Comparison of Approaches for Modelling the DEA Score[J]. *European Journal of Operational Research*, 2007, 181(1): 425–435.

[24] Iqbal, W., Y. M. Tang, L. Ma, et al. Energy Policy Paradox on Environmental Performance: The Moderating Role of Renewable Energy Patents[J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 297: 113230.

[25] Johnstone, N., I. Haščic, D. Popp. Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2010, 45(1): 133–155.

[26] Joshi, J. Do Renewable Portfolio Standards Increase Renewable Energy Capacity? Evidence from the United States[J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 287: 112261.

[27] Li, Y., X. Zhang, T. Yao, et al. The Developing Trends and Driving Factors of Environmental Information Disclosure in China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 288: 112386.

[28] Nakaishi, T., H. Takayabu, S. Eguchi. Environmental Efficiency Analysis of China's Coal-Fired Power Plants Considering Heterogeneity in Power Generation Company Groups[J]. *Energy Economics*, 2021, 102: 105511.

[29] Nguyen, M. A., M. M. Yu, T. C. Lim. Airlines' Eco-Productivity Changes and the European Union Emissions Trading System[J]. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 2022, 102: 103100.

[30] Ray, S. C. Data Envelopment Analysis, Nondiscretionary Inputs and Efficiency: An Alternative Interpretation[J]. *Socio-Economic Planning Sciences*, 1988, 22(4): 167–176.

[31] Ray, S. C. Resource-Use Efficiency in Public Schools: A Study of Connecticut Data[J]. *Management Science*, 1991, 37(12): 1620–1628.

[32] Simar, L., P. W. Wilson. Estimation and Inference in Two-Stage, Semi-Parametric Models of Production Processes[J]. *Journal of Econometrics*, 2007, 136(1): 31–64.

[33] Wang, C., Z. Chu, W. Gu. Assessing the Role of Public Attention in China's Wastewater Treatment: A Spatial Perspective[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 171: 120984.

[34] Wu, L., L. Sun, P. Qi, et al. Energy Endowment, Industrial Structure Upgrading, and CO₂ Emissions in China: Revisiting Resource Curse in the Context of Carbon Emissions[J]. *Resources Policy*, 2021, 74: 102329.

[35] Wu, Y., Y. Hu, X. Xiao, et al. Efficiency Assessment of Wind Farms in China Using Two-Stage Data Envelopment Analysis[J]. *Energy Conversion and Management*, 2016, 123: 46–55.

[36] Xie, B. C., J. Jiang, X. P. Chen. Policy, Technical Change, and Environmental Efficiency: Evidence of China's Power System from Dynamic and Spatial Perspective[J]. *Journal of Environmental Management*, 2022, 323: 116232.

[37] Yu, W., T. Jamasb, M. Pollitt. Does Weather Explain Cost and Quality Performance? An Analysis of UK Electricity Distribution Companies[J]. *Energy Policy*, 2009, 37(11): 4177–4188.

[38] Zhang, T., H. Z. Li, B. C. Xie. Have Renewables and Market-Oriented Reforms Constrained the Technical Efficiency Improvement of China's Electric Grid Utilities? [J]. *Energy Economics*, 2022, 114: 106237.

Environmental Efficiency Evaluation and Spatial Heterogeneity Analysis of China's Power System: An Improved Two-Stage DEA Approach

Jiang Jianli^{a,b}, Xie Baichen^c, She Zhenyu^c

(a: School of Business Administration, China University of Petroleum-Beijing at Karamay;

b: Carbon Neutrality and Energy Economic Consulting Research Platform;

c: College of Management and Economics, Tianjin University)

Abstract: The power system, as a vital component of the national energy framework, plays a pivotal role in propelling green, low-carbon development and achieving carbon neutrality goals. This study evaluates the environmental efficiency of 30 provincial power systems in China from 2011 to 2022, considering the spatial spillover effects of external factors. By integrating three spatial Tobit models into an improved two-stage data envelopment analysis (DEA) model, the research assesses the impact of external heterogeneities such as renewable energy policies, market reforms, resource endowments, and technological innovation on environmental efficiency, while also accounting for the negative influence of extreme weather conditions. The findings reveal that there is considerable room for improvement in the environmental efficiency of power systems, particularly in the transmission sector. The spatial analysis results highlight a positive spatial autocorrelation in environmental efficiency, indicating significant spatial interdependencies among regions. Further analysis using the Dagum Gini coefficient indicates that while regional disparities in managerial inefficiency are not pronounced, there are noticeable spatial gradients. Therefore, in the realm of benchmarking management, it's crucial to factor in the variegated external environment, tailor strategies accordingly, amplify the impact of spatial spillovers, and refine the collaborative and supportive mechanisms among regions. This study not only offers strategic recommendations for enhancing the environmental efficiency of power systems but also provides a scientific foundation for policy formulation and collaborative regional development.

Keywords: Improved Two-Stage DEA; Power System; Environmental Efficiency; Spatial Heterogeneity; Dagum Gini Coefficient

JEL Classification: Q51, Q56

(责任编辑:卢玲)