

电能替代与生态环境效率： 来自中国省级层面的经验证据

谢里，梁思美

(湖南大学经济与贸易学院，湖南长沙，410079)

摘要：在采用 Super-SBM-DEA 方法评估和分析了 2009—2014 年中国 30 个省、自治区和直辖市生态环境效率变化趋势的基础上，构建了空间面板数据分析模型，从全国和分地区层面分别检验了用户终端电能替代对生态环境效率的影响，结果表明，从全国来看，提高终端能源消费中总的电能替代，特别是提高工业终端能源消费的电能替代水平能显著改善地区生态环境效率；分地区来看，电能替代对生态环境效率的影响存在较大的空间差异。东部地区提高总的以及工业用户和城镇居民终端能源消费的电能替代水平显著地有利于改善该地区的生态环境效率；而中部和西部地区提高总的和工业用户终端能源消费的电能替代水平显著地有利于改善该地区的生态环境效率。

关键词：电能替代；生态环境效率；Super-SBM-DEA；空间面板数据

中图分类号：TK-9；F062.2

文献标识码：A

文章编号：1672-3104(2017)01-0091-10

一、引言

中共十八大以来，在党中央和国家设立的政治、经济、文化、社会及生态文明建设“五位一体”顶层战略的要求下，中国着重致力于加快能源消费结构转型，推进生态文明建设。特别是 2016 年 9 月中国和美国分别作为世界上最大的发展中国家和发达国家同时在“G20”杭州峰会上向联合国递交了《巴黎协定》，标志着中国将在应对全球气候变化和保护生态环境方面率先做出国际表率。然而，虽然中国在 2010 年一跃成为仅次于美国的全球第二大经济体，但中国长期经济发展模式具有高能耗、低效率特征，是世界上最大的能源消费国^[1]，且中国的能源消费结构依赖于煤炭、石油和天然气较多，仅煤炭的消费量占全球煤炭生产总量超过了 1/2^[2-3]，其燃烧产生的二氧化硫、氮氧化物、烟尘排放占相应全国污染排放量的 86%、56%和 74%^①。Xu et al^[4]和林伯强等^[5]都认为传统化石能源如煤炭、石油和天然气的消费将产生大量生态环境污染物且是造成区域生态环境恶化的首要原因。而电能替

代是在终端能源消费中，电力能源替代煤炭、石油和天然气等传统一次能源的程度。2016 年 5 月，国家发展和改革委员会等七部委联合制定印发了《关于电能替代的指导意见》^②，旨在尝试通过用户终端能源消费结构中电力消费代替高污染、高能耗的常规能源，以实现优化终端能源消费结构、促进生态环境改善的效果。那么，用户终端能源消费的电能替代究竟能在多大程度上改善区域生态环境效率？对于不同用户终端能源消费的电能替代所产生的生态环境效率改善效果有何不同？进一步地，不同用户终端能源消费的电能替代对地区生态环境效率的改善效果是否存在空间差异？

为了回答这一系列问题，本文从自然资源、能源和劳动力投入三个层面建立反映区域生态环境效率的指标体系，采用超越非径向松弛量数据包络分析模型(Super-SBM-DEA)动态评估了中国各地区的生态环境效率，并在控制了产业结构、科技进步、城镇化等因素的基础上，考虑到区域生态环境效率存在空间自相关性，建立了空间滞后模型(spatial lag model, SLM)、空间误差模型(spatial error model, SEM)和空间杜宾模型(spatial durban model, SDM)三类空间面板数据分析

收稿日期：2016-11-16；修回日期：2016-12-11

基金项目：国家自然科学基金面上项目“中国制造业协同集聚的生态环境效应：传导机制、实证检验与政策调控研究”(71573074)；湖南省社会科学委托项目“制度安排引导产业转移微观机理与实证研究”(13JD13)；国家电网公司委托项目“电价交叉补贴对社会福利的影响评估模型”(SGER107JS(2016)97号)

作者简介：谢里(1982-)，男，湖南长沙人，博士，湖南大学经济与贸易学院副教授，英国利兹大学商学院访问研究员，主要研究方向：宏观经济理论与政策；梁思美(1993-)，女，湖南涟源人，湖南大学经济与贸易学院经济学硕士研究生，主要研究方向：电力经济理论与政策

模型,分别从全国和分地区样本层面实证检验用户终端消费总的电能替代及其不同用户终端能源消费的电能替代对区域生态环境效率的影响,进而提出优化电能替代、促进区域生态环境效率改善的政策建议。

二、文献综述

近年来,随着中国生态环境污染现象日益严重,学术界和实务界密切关注中国地区生态环境效率,主要体现在以下两个方面。

(1)中国地区生态环境效率或绿色效率的有效测度。韩晶等^[6]采用中国制造业数据构建了面板门限模型测算了制造业生态环境效率,结果显示中国制造业的生态环境效率在整体上呈现上升趋势且存在行业异质性特征;岳书敬等^[7]设计了方向距离法(SBM)分析2006—2011年中国地级市的绿色效率,发现中国城市绿色效率逐年明显提升;卢丽文等^[8]运用数据包络分析法以长江经济带城市为样本度量各城市绿色效率,得到了长江经济带的投入和能耗较高,具有较低的资源利用效率,因而长江经济带整体绿色效率未达到高水平的结论。

(2)实证检验中国地区生态环境效率的影响因素。如 Levinson^[9]认为制造业技术进步能有效降低该行业产生的环境污染;袁鹏和程施^[10]以及 Zhang et al^[11]从中国城市层面检验了经济增长、资源消耗与工业环境效率之间的关系,都认为经济增长与环境效率之间不同步;包群等^[12]认为政府的环境规制对区域生态环境效率的改善只有在当地污染严重或地方环保制度严格的省份才能取得较好的成效;李胜兰等^[13]的研究则表明在人口密度高的地区制定松懈的环境制度,造成资源消耗和环境污染,而资源消耗和环境污染又过来促使政府实行严格的环境规制,使得环境管制政策实施不稳定而影响到生态环境效率;孙学敏等^[14]以中国制造业企业为样本,得到了环境规制不仅能提高生态环境效率,而且有利于改善企业规模分布不均衡,实现生态环境与经济增长的和谐互动;张子龙等^[15]从全国整体和分地区层面实证了城市规模、经济水平、财政能力和工业外向度对工业环境效率的影响,结果表明,这些因素对工业环境效率的影响程度存在空间差异。

在此过程中,王兵等^[16]和 Andress et al^[17]等都认为能源消费结构不合理和环保政策缺乏执行力度是影

响各国生态环境效率提高的主要原因,认为采用持续、低碳、成本竞争性的替代能源也许是提高国家或地区环境治理效率的途径之一^[18]。Ma et al^[19]认为电力代替煤炭资源有利于提高能源效率;于立宏等^[20]的研究也表明虽然中国不同能源间的替代效应很弱,但电力替代煤炭的效应较强;Wesseh et al^[21]对石油等石化能源依赖程度较高的西非利比里亚国进行了实证研究,认为引导该国从以石油为主的传统的石化能源消费转向电力为主的二次能源消费,有利于提高国家的生态环境效率。

从生态环境效率的研究进展来看,已有的研究既采用了不同方法测算了地区生态环境效率,也从不同方面研究了地区生态环境效率的影响因素。然而,一方面,已有的区域生态环境效率评估较少将要素投入所产生的经济效率等期望产出与环境污染等非期望产出进行综合测算,且对于环境污染等非期望产出的评价指标体系设计上往往只考虑了废水、废气、固体废弃物等“工业三废”,而未考虑二氧化碳和二氧化硫等重要环境污染排放指标;另一方面,已有的研究虽然曾指出电能替代传统的石化能源有利于改善生态环境,但是没有涉及研究中国及其存在地区差异和用户特征的电能替代对区域生态环境效率的影响。为此,本文拟既在全面考虑二氧化碳等各类非期望产出且综合经济增长等期望产出,以更全面客观地评估地区生态环境效率,又通过计算终端能源消费中电能对煤炭、石油和天然气等的替代水平,构建空间面板数据计量经济模型,实证检验中国及其不同地区的不同用户终端能源消费中电能替代对区域环境效率的影响。

三、地区生态环境效率动态评估

借鉴 Zhou et al^[22]设计的以规模报酬可变为前提的超越非径向松弛量数据包络分析模型(Super-SBM-DEA)测度中国不同地区的生态环境效率。假设每个省、自治区和直辖市作为生产决策单元,且每个地区有 m 种投入元素、 s_1 种期望产出和 s_2 种非期望产出,用向量可表示成 $x \in R^m$, $y^s \in R^{s_1}$ 及 $y^b \in R^{s_2}$ 。定义矩阵 X 、 Y^s 、 Y^b 如下: $X = [x_1, \dots, x_n] \in R^{m \times n}$, $Y^s = [y_1^s, \dots, y_n^s] \in R^{s_1 \times n}$, $Y^b = [y_1^b, \dots, y_n^b] \in R^{s_2 \times n}$, 其中, $x_i > 0$, $y_i^s > 0$, $y_i^b > 0$ 。于是,构造出如下测度生态环境效率的生产可能性集合,即生态环境效率集合 $P = \{(x, y^s, y^b) | x \geq X\lambda, y^s \leq Y^s\lambda, y^b \geq Y^b\lambda, \lambda \geq 0\}$ 。

$$\tau^* = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{\bar{x}_i}{x_{i0}}}{\frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{y_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{y_r^b}{y_{r0}^b} \right)}$$

$$s.t. \begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j x_j, \\ \bar{y}^g \leq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j y_j^g, \\ \bar{y}^b \geq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j y_j^b, \\ \bar{x} \geq x_0, \bar{y}^g \leq y_0^g, \bar{y}^b \geq y_0^b, \lambda \geq 0 \end{cases}$$

式中: λ 是权重向量, 目标函数 τ^* 的值大于或等于 0, 且 τ^* 越大, 表明该省、直辖市或自治区生态环境越有效率。

从自然资源、能源和劳动力三个方面构建要素投入指标以及包含经济增长的期望产出指标和反映环境污染的废水、废气、固体废弃物、二氧化碳以及二氧化硫等非期望产出指标, 如表 1 所示。本文选取 2009—2014 年中国除西藏、香港、澳门和台湾之外的 30 个省、自治区和直辖市作为样本, 相应数据来源于 2010—2015 年的《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》。计算结果(如表 2)表明, 2009—2014 年全国的生态环境效率整体呈现上升趋势, 且表现出“东高西低”的态势, 其中, 东部地区上升速度较快, 而中西部地区上升速度较慢。其中, 东部地区生态环境效率值较高的省市主要包括上海、北京、天津、江苏和福建等东部沿海经济发达地区, 相反, 位处中西部且经济比较落后的地区如贵州、甘肃、云南、陕西和山西等省市的生态环境效率较低。这既表明我国在经济发展的同时也注重了生态环境保护, 也表明我国生态环境效率虽不断改善但也存在较大的改进空间, 特别是中西部地区的省、自治区和直辖市的生态环境效率存在较大的改善空间。

四、经验分析

(一) 计量模型设计

考虑到地区生态环境效率存在空间溢出效应, 借鉴于 Anselin^[23]的方法, 构建空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM), 且采用极

大似然估计方法(maximum likelihood estimate, MLE)深入考察电能替代对区域生态环境效率的影响程度和显著性。

其中, 空间滞后模型(SLM)主要考察各变量在一个地区是否具有溢出效应, 其表达式如下:

$$\ln HJXL = \rho W \ln HJXL + X\beta + \varepsilon$$

式中: $\ln HJXL$ 为生态环境效率变量; $W \ln HJXL$ 是空间滞后因变量, 表示空间距离对地区生态环境效率的作用程度; W 为 $n \times n$ 的空间权重矩阵, 当地区 i 与地区 j 相邻时, W 取值为 1; 当地区 i 和地区 j 不相邻时, W 取值为 0; X 为解释变量矩阵, ρ 代表空间回归系数, 反映样本观测值之间的空间依赖作用, 即临近地区的观测值 $W \ln HJXL$ 对本地区环境效率观测值 $\ln HJXL$ 的影响程度; ε 为服从正态分布的随机误差项。

空间误差模型(SEM)度量临近地区生态环境效率变量的误差冲击对本地区生态环境效率的影响程度, 表达式如下:

$$\ln HJXL = X\beta + \varepsilon'$$

其中: $\varepsilon' = \lambda W \varepsilon + \mu$, μ 为服从正态分布的随机误差项; λ 为空间误差系数, 衡量样本观测值的空间依赖程度, 即临近地区的生态环境效率对本地区生态环境效率的影响程度。

空间杜宾模型(SDM)与空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)的不同在于该模型考虑了自变量空间滞后项与因变量之间的相关性, 其表达式如下, 其中, $\varepsilon'' \sim (0, \delta^2 I_n)$:

$$\ln HJXL = \rho W \ln HJXL + X\beta_1 + WX\beta_2 + \varepsilon''$$

进而, 一方面, 采用了 Matlab 软件计算了 2009—2014 年中国地区生态环境效率的 Moran'I 指数, 在 1% 的显著性水平上显著通过空间自相关检验, 可知中国地区生态环境效率在空间上呈集聚趋势, 生态环境效率高的地区周边地区生态环境效率也较高, 说明中国地区的环境效率并不是相互独立的, 其空间依赖性存在且不能忽略。另一方面, 对于三类空间计量模型的甄别, Anselin 等^[24]认为如果空间依赖性的检验中发现 Lmlag 较之 Lmerr 在统计上更加显著, 且 R-Lmlag 显著而 R-Lmerr 不显著, 则可以断定在空间滞后模型和空间误差模型中更适合的模型是空间滞后模型; 反之, 则更适合的模型是空间误差效应模型。

而 Wald 和 LR 检验则用于判断空间杜宾模型能否适用, 因此, 根据 Elhorst^[25]提供的判定方法, 需对变量开展 Lmerr、R-Lmerr、Lmlag、R-Lmlag、Wald 和 LR 等检验, 并报告 log likelihood(ln L)值和 Adjusted R^2 值。

表1 区域生态环境效率评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	计算方法	
自然资源	水	人均水资源量	立方米/人	水资源总量/ 各地区人口	
	森林	森林覆盖率	%	森林面积/ 土地面积	
	耕地	人均耕地面积	平方米/人	耕地面积/ 各地区人口	
	湿地	湿地面积占辖区比重	%	湿地面积/ 辖区面积	
投入	能源	煤炭	万元 GDP 煤炭消费量	万吨/亿元	煤炭消费量/ 实际 GDP
		焦炭	万元 GDP 焦炭消费量	万吨/亿元	焦炭消费量/ 实际 GDP
		原油	万元 GDP 原油消费量	万吨/亿元	原油消费量/ 实际 GDP
		汽油	万元 GDP 汽油消费量	万吨/亿元	汽油消费量/ 实际 GDP
		煤油	万元 GDP 煤油消费量	万吨/亿元	煤油消费量/ 实际 GDP
		柴油	万元 GDP 柴油消费量	万吨/亿元	柴油消费量/ 实际 GDP
		燃料油	万元 GDP 燃料油消费量	万吨/亿元	燃料消费量/ 实际 GDP
		天然气	万元 GDP 天然气消费量	亿立方米/ 亿元	天然气消费量/ 实际 GDP
劳动力	就业人数	城镇就业率	%	年末城镇单位就业人 数/各地区总人口	
	教育水平	受教育年限	年	平均受教育年限	
产出	期望	国内生产总值	人均实际 GDP	亿元/人	实际 GDP/ 各地区人口
	非期望	二氧化碳	万元 GDP 二氧化碳排放量	万吨/亿元	二氧化碳排放量/ 实际 GDP
		二氧化硫	万元 GDP 二氧化硫排放量	吨/亿元	二氧化硫排放量/ 实际 GDP
		废气	万元 GDP 废气排放量	万吨/亿元	废气排放量/ 实际 GDP
		废水	万元 GDP 废水排放量	万吨/亿元	废水排放量/ 实际 GDP
	固体废弃物	万元 GDP 固体废弃物产生量	万吨/亿元	固体废弃物产生 量/实际 GDP	

注: ①平均受教育年限为各地区受教育年限存量准备/人口总数, 其中, 各地区受教育年限存量准备=受大学(大专及以上)教育人数×16年+受高中(含中专)教育人数×12年+受初中教育人数×9年+受小学教育人数×6年; ②二氧化碳排放量以《2006年 IPCC 国家温室气体清单指南》提供的方法为计算依据

(二) 解释变量说明

除了生态环境效率作为被解释变量之外, 电能替代(DNTD)是模型中最重要的解释变量。借鉴于牛东晓^[26]的方法, 将煤炭、石油和天然气三大能源用户终端消费量换算成为等效电能值, 即假设1单位[®]某可燃性能源的燃烧值为A千焦, 热效益为k%, 而电能1千瓦时等于3600千焦, 热效益按95%计算, 那么等效电能值为 $\frac{A*k\%}{3600*95\%}$ 千瓦时, 即1单位的该终端能

源提供的热量等效于 $\frac{A*k\%}{3600*95\%}$ 千瓦时电能, 进而,

将煤炭、石油和天然气等传统石化能源终端消费量转换为等效电能值以后, 计算电能终端能源消费中所占比例, 以表示电能替代。如果电能替代比例越高, 则表示电能在终端能源消费中占比越高; 反之, 该电能替代比例越低, 则表示电能在终端能源消费中占比越低。

表 2 2009—2014 年中国各地区生态环境效率评估结果

地区	2009	2010	2011	2012	2013	2014	
东部地区	北京	1.022 7	1.022 9	1.049 3	1.090 5	1.083 1	1.068 7
	天津	1.091 8	1.342 6	0.751 7	0.741 2	1.089 1	1.297 3
	河北	0.193 9	0.199 5	0.177 2	0.183 9	0.191 4	0.199 9
	辽宁	0.256 5	0.252 6	0.263 9	0.261 3	0.272 1	0.305 2
	上海	1.242 4	1.180 8	1.174 8	1.215 2	1.100 1	1.119 4
	江苏	0.334 6	0.390 7	0.357 6	0.402 4	0.423 6	0.425 2
	浙江	0.284 7	0.331 5	0.333 7	0.333 6	0.347 7	0.351 8
	福建	0.276 4	0.341 8	0.336 0	0.372 3	0.405 5	0.391 7
	山东	0.271 6	0.297 8	0.273 4	0.318 2	0.317 3	0.343 3
	广东	0.284 4	0.317 4	0.314 2	0.322 7	0.337 3	0.332 3
	海南	0.112 8	0.147 0	0.143 7	0.142 5	0.147 6	0.147 0
	平均值	0.488 3	0.529 5	0.470 5	0.489 4	0.519 5	0.543 8
中部地区	黑龙江	0.154 5	0.185 9	0.194 4	0.198 2	0.200 5	0.200 0
	吉林	0.135 1	0.151 5	0.162 6	0.173 6	0.175 4	0.186 4
	山西	0.102 0	0.096 8	0.089 8	0.106 0	0.097 4	0.092 2
	安徽	0.101 4	0.125 4	0.127 6	0.134 5	0.138 3	0.138 3
	江西	0.095 4	0.116 9	0.115 9	0.120 5	0.121 2	0.125 7
	河南	0.134 0	0.144 2	0.144 0	0.174 7	0.184 0	0.167 6
	湖北	0.177 6	0.190 7	0.194 4	0.209 8	0.234 6	0.243 7
	湖南	0.116 4	0.140 8	0.143 9	0.154 6	0.163 1	0.167 3
	平均值	0.127 1	0.144 0	0.146 6	0.159 0	0.164 3	0.165 2
西部地区	内蒙古	0.143 0	0.164 3	0.160 9	0.172 6	0.175 6	0.180 7
	广西	0.093 1	0.117 5	0.112 5	0.117 4	0.121 4	0.122 4
	重庆	0.121 2	0.149 5	0.153 7	0.175 7	0.197 1	0.193 5
	四川	0.106 9	0.138 5	0.150 6	0.158 0	0.165 6	0.167 0
	贵州	0.043 4	0.057 2	0.058 1	0.061 9	0.062 5	0.065 3
	云南	0.074 5	0.085 8	0.087 3	0.092 6	0.098 2	0.102 7
	陕西	0.072 5	0.086 6	0.092 3	0.095 6	0.097 5	0.100 8
	甘肃	0.070 9	0.080 4	0.076 1	0.082 4	0.084 8	0.088 5
	青海	0.087 6	0.112 2	0.109 5	0.114 5	0.113 2	0.116 8
	宁夏	0.127 6	0.107 7	0.109 4	0.125 4	0.110 1	0.106 3
	新疆	0.087 2	0.101 8	0.097 1	0.102 2	0.103 7	0.104 9
	平均值	0.093 4	0.109 2	0.109 8	0.118 0	0.120 9	0.122 6
	全国均值	0.247 2	0.272 6	0.251 9	0.265 1	0.278 6	0.288 4

此外, 依据张子龙等^[15]、Wesseh et al^[21]等的研究结论, 还控制其他解释变量: ①用实际 GDP 增长率衡

量经济增长水平(JJZZ); ②用第二产业增加值占国内生产总值的比重来衡量产业结构(CYJG); ③用城镇化

率衡量城镇化水平(CZH); ④用总人口数/行政区面积表示人口密度(RKMD); ⑤用实际外商直接投资与实际GDP的比值来表示对外开放度(DWKF); ⑥用专利申请授权量来表示科技进步(KJJB); ⑦用工业企业销售产值的实际值除以工业企业个数来反映工业企业规模(QYGM); ⑧用各地区治理工业污染的总投资与规模以上工业企业的主营成本的比值作为环境规制(HJGZ)的度量; ⑨用国有资本占规模以上企业资本的比重衡量市场化程度(SCH)。

(三) 数据来源与描述性统计

相应地, 选取了2009—2014年中国除西藏自治区、香港、澳门和台湾之外的30个省、自治区和直辖市作为样本, 其数据来源于2010年和2015年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国区域统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国环境年鉴》和国泰安数据库以及WIND资讯数据库。同时, 将所有变量进行对数化处理。运用Stata 12对各变量进行描述性统计, 结果如表3所示。

表3 变量的描述性统计

变量 (取对数)	原变量 单位	均值	标准差	最小值	最大值
lnHJXL	%	-1.671 3	0.753 6	-3.137 0	0.294 6
lnDNTD	%	5.055 5	2.069 8	2.268 5	12.627 1
lnJJZZ	%	11.208 9	2.514 4	4.900 0	17.400 0
lnCYJG	%	47.917 6	7.821 7	21.306 3	59.045 4
lnCZH	%	53.575 4	13.405 9	29.890 0	89.600 0
lnRKMD	人/ 平方米	453.326 4	668.144 2	7.715 6	3 850.286 0
lnDWKF	万元/人	0.008 7	0.027 9	0.000 6	0.355 4
lnKJJB	件/万人	6.290 7	8.052 2	0.468 9	36.804 3
lnQYGM	亿元/个	2.007 0	0.725 2	0.576 7	3.792 1
lnHJGZ	%	0.143 8	0.133 1	0.008 2	0.903 4
lnSCH	%	50.093 7	17.238 4	13.998 3	82.665 3

(四) 检验结果分析

考虑了地缘异质性, 在控制了经济增长、产业结构、城镇化、对外开放、科技进步、企业规模、环境管制和市场化程度等变量后, 采用SDM、SLM和SEM三类空间计量经济模型从全国和分地区层面分别实证分析电能替代对区域生态环境效率影响。其中, 考虑到

用户差异化特征, 除所有用户终端能源消费中电能替代之外, 还需从工业和城镇居民不同特征用户视角分别检验他们的终端能源消费中电能替代对区域生态环境产生不同影响。为此, SDM(1)、SLM(1)和SEM(1)是估计终端能源消费中总的电能替代对区域生态环境效率的影响; SDM(2)、SLM(2)和SEM(2)是估计工业用户终端能源消费中的电能替代对区域生态环境效率的影响; SDM(3)、SLM(3)和SEM(3)是估计城镇居民用户终端能源消费中的电能替代对区域生态环境效率的影响。

1. 全样本分析

表4是以全国各地区为样本实证分析电能替代对区域生态环境效率影响。从总的电能替代来看, SLM(1)模型和SEM(1)模型都显示总的电能替代对区域生态环境效率影响显著为正, 说明在终端能源消费中电力对煤炭、石油和天然气等能源替代有效促进区域生态环境效率改善。中国以煤炭、石油等化石能源为主的资源禀赋特点, 其用户的能源消费结构对煤炭的依赖严重, 而煤炭从开采到燃烧过程均产生大量的污染物, 对区域生态环境产生不利影响, 电力代替煤炭有利于优化能源消费结构和提高中国生态环境效率^[19, 21]。

从工业用户和城镇居民用户终端能源消费的实证结果来看, 一方面, SLM(2)、SEM(2)和SDM(2)模型表明工业用户终端能源消费的电能替代对区域生态环境效率的影响显著为正。工业企业发展消耗能源资源, 为区域生态环境带来负面压力^[10, 15], 政府为了实现经济转型和产业结构优化采取限制高投入、高能耗和高污染的产业发展以及鼓励开发新技术等一系列配套政策, 能有效地减少能源资源依赖和投入^[27], 减轻工业发展带来的环境压力, 从源头上治理并改善了区域环境效率。另一方面, SLM(3)、SEM(3)和SDM(3)模型均不显著, 这与工业用户终端的电能替代影响区域生态环境效率的估计结果不一致。随着经济社会的发展, 城镇居民电气化程度不断提升, 电力消费是居民家庭开支的重要组成部分, 城镇居民出于舒适性和电力价格等生活成本权衡考虑, 对电力的需求产生较高弹性, 同时, 居民电力消费具有外部性, 其很少受到政府监管制约和承担任何环境成本的约束^[28], 因而, 城镇居民终端能源消费的电能替代对区域生态环境效率影响不显著。进一步地, 正是由于工业用户和城镇居民用户能源消费终端的电能替代存在差别, 致使全国总的电能替代对生态环境效率的影响程度小于工业用户终端的电能替代对地区生态环境效率的影响。

表 4 全国样本电能替代影响生态环境效率实证结果

自变量	SDM(1)	SLM(1)	SEM(1)	SDM(2)	SLM(2)	SEM(2)	SDM(3)	SLM(3)	SEM(3)
lnDNTD	0.083 8 (0.074 2)	0.159 8** (0.070 8)	0.168 7** (0.064 7)	0.127 3** (0.049 9)	0.130 7*** (0.050 4)	0.132 2*** (0.048 6)	-0.022 9 (0.036 4)	-0.044 4 (0.037 8)	-0.033 4 (0.039 5)
$\rho \cdot \ln DNTD$	-0.178 3 (0.104 3)			0.069 3 (0.104 3)			-0.106 0 (0.072 1)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ			0.333 2*** (0.092 7)			0.292 4*** (0.092 7)			0.263 5*** (0.094 5)
P	0.190 0** (0.097 8)	0.285 5*** (0.088 9)		0.148 0 (0.097 8)	0.263 8*** (0.088 9)		0.144 0 (0.098 3)	0.275 3*** (0.089 8)	
ln L	253.219 4	244.715 9	245.018 1	254.553 6	245.854 5	245.788 4	253.198 1	242.530 2	241.766 7
δ^2	0.003 5	0.004 7	0.004 7	0.003 4	0.004 6	0.004 6	0.003 5	0.004 8	0.004 9
R ²	0.993 9	0.993 3	0.992 9	0.993 9	0.993 4	0.993 1	0.993 8	0.993 1	0.992 8
Adjust R ²	0.334 3	0.259 5	0.257 3	0.349 3	0.274 4	0.271 9	0.337 7	0.255 7	0.243 8
样本数	180	180	180	180	180	180	180	180	180

注: ①估计结果保留 4 位小数; ②括号内的值为标准误, 且***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ③限于篇幅详细结果供读者备案

2. 分地区样本分析

表 5 是分别以东中西部地区为样本实证分析电能替代对地区生态环境效率影响结果。从东部地区样本来看, 仅 SDM(1)显示该地区总的电能替代对生态环境效率的影响显著为正; SDM(2)模型显示东部地区工业用户终端能源消费的电能替代对生态环境效率的影响显著为正, 表明东部地区提高工业用户终端电能替代比例将有利于提高该地区的生态环境效率, 同时, 三类估计结果还表明该地区提高城镇居民终端能源消费中的电能替代比例将有利于提高该地区的生态环境效率。东部地区具备优越的地理位置、发达的经济状况、完善的基础设施和健全的市场化机制, 工业用户和城镇居民电力消费兼具便捷性和经济性, 其能在较少的能源资源投入下, 实现了经济高速增长和污染排放减少, 因而, 东部地区提高工业和城镇居民电能替代比例, 能显著地提高该地区生态环境效率。

从中部地区样本来看, SDM(1)表明中部地区总的电能替代对地区生态环境效率的影响显著为正; SDM(2)、SLM(2)和 SEM(2)模型的估计结果都表明中部地区工业用户终端能源消费的电能替代对该地区的生态环境效率的影响结果均显著为正, 而中部地区城镇居民终端消费的电能替代对该地区的生态环境效率的影响结果均显著为负, 这表明中部地区提高工业用户终端电能替代将有利于提高地区生态环境效率, 而

提高城镇居民终端电能替代则不利于提高该地区的生态环境效率。由于中部地区石化资源相对较为丰富, 在石化资源禀赋导向的驱使下, 中部城镇居民对煤炭等资源消费的依赖程度较高, 如果中部地区城镇居民的电能是依靠煤炭等石化能源转化, 那么, 中部地区提高城镇居民终端消费的电能替代, 将不利于区域生态环境效率提升。但是, 由于中部地区工业用户电能替代水平高于城镇居民电能替代水平, 因而, 从中部地区整体上来看, 该地区电能替代能显著提高生态环境效率。

从西部地区样本来看, 仅模型 SDM(3)估计结果显示西部地区总的电能替代和工业用户终端电能替代都显著为正, 同时, 三类空间计量经济模型的估计结果都显示西部地区城镇居民终端消费的电能替代对地区生态环境效率影响不显著, 表明西部地区提高用户终端电能替代特别是工业用户终端的电能替代能显著地提高地区生态环境效率。西部地区自然资源和能源丰富, 该地区集聚了大量对自然资源和能源依赖程度高的工业行业^[29], 这些企业仍依靠增加资源消耗增加产出, 因而, 如果西部地区通过集约化利用资源等方式提高工业用户终端电能替代, 将有效地促进该地区生态环境效率改善, 同时, 与东部和中部地区相比, 西部地区人口密度和城镇化水平较低^[15], 因而, 而城镇居民终端消费的电能替代对该地区生态环境效率影响不显著。

表5 分地区样本电能替代影响生态环境效率实证结果

东部地区样本									
自变量	SDM(1)	SLM(1)	SEM(1)	SDM(2)	SLM(2)	SEM(2)	SDM(3)	SLM(3)	SEM(3)
$\ln DNTD$	0.425 0** (0.175 3)	0.256 5 (0.184 0)	0.271 0 (0.183 7)	0.350 2*** (0.121 4)	0.145 2 (0.115 6)	0.187 4 (0.119 2)	0.488 1*** (0.127 7)	0.272 5** (0.126 0)	0.287 9** (0.125 0)
$\rho * \ln DNTD$	0.305 1 (0.322 3)		0.563 8*** (0.205 5)			0.082 9 (0.202 0)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ			0.096 7 (0.128 0)		-0.026 2 (0.131 5)		0.159 3 (0.125 1)		
ρ	-0.116 0 (0.128 8)	0.120 7 (0.123 2)	-0.205 0 (0.126 9)		0.096 3 (0.123 8)		-0.087 9 (0.127 9)	0.128 7 (0.121 8)	
$\ln L$	86.832 2	80.476 0	80.480 8	88.276 4	80.131 2	80.365 2	90.607 1	82.263 4	82.345 0
δ^2	0.004 2	0.006 7	0.006 7	0.004 0	0.006 8	0.006 7	0.003 7	0.006 3	0.006 3
Adjust R^2	0.397 6	0.283 3	0.281 9	0.399 8	0.280 5	0.271 0	0.467 6	0.314 9	0.319 6
样本数	66	66	66	66	66	66	66	66	66
中部地区样本									
$\ln DNTD$	0.280 3*** (0.084 6)	0.124 6 (0.110 1)	0.149 8 (0.093 6)	0.215 8*** (0.045 7)	0.147 3** (0.073 9)	0.190 7*** (0.057 6)	-0.151 4** (0.058 9)	-0.163 5*** (0.056 3)	-0.164 7*** (0.052 0)
$\rho * \ln DNTD$	0.322 6** (0.148 0)		0.065 7 (0.077 8)			0.060 2 (0.058 5)			
λ			0.281 2** (0.121 5)		0.444 4*** (0.103 9)		0.338 7*** (0.116 0)		
ρ	-0.236 1** (0.118 9)	-0.150 2 (0.128 4)	-0.236 1** (0.118 4)		-0.153 4 (0.126 5)		-0.236 1* (0.124 4)	-0.157 9 (0.123 9)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\ln L$	-	-	98.019 0	-	-	101.649 9	-	-	102.007 6
δ^2	0.000 6	0.001 6	0.001 3	0.000 5	0.001 5	0.001 0	0.000 6	0.001 3	0.001 1
Adjust R^2	0.785 4	0.614 2	0.6322	0.821 6	0.649 6	0.648 9	0.779 0	0.681 8	0.680 8
样本数	48	48	48	48	48	48	48	48	48
西部地区样本									
$\ln DNTD$	0.541 5*** (0.107 0)	0.100 5 (0.118 1)	0.149 8 (0.094 9)	0.208 6*** (0.057 2)	0.048 9 (0.080 7)	0.070 4 (0.068 0)	-0.080 8 (0.056 1)	-0.084 5 (0.052 8)	-0.069 6 (0.049 4)
$\rho * \ln DNTD$	1.278 8*** (0.3409)		0.484 7*** (0.167 7)			-0.012 2 (0.129 1)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ			0.605 3*** (0.092 6)		0.581 0*** (0.096 8)		0.520 6*** (0.106 5)		
P	-0.236 1 (0.154 6)	-0.099 0 (0.159 3)	-0.236 1 (0.153 6)		-0.099 3 (0.159 1)		-0.236 1 (0.160 8)	-0.103 4 (0.157 6)	
$\ln L$	-	-	108.742 4	-	-	107.921 5	-	-	108.473 5
δ^2	0.001 0	0.003 5	0.002 5	0.001 1	0.003 6	0.002 6	0.001 4	0.003 4	0.002 6
Adjust R^2	0.706 7	0.330 1	0.306 6	0.686 7	0.323 1	0.305 8	0.639 5	0.348 5	0.340 8
样本数	66	66	66	66	66	66	66	66	66

说明: ①估计结果保留4位小数; ②括号内的值为标准误,且***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ③限于篇幅详细结果供读者备索

五、结论与政策启示

本文选取了2009—2014年中国30个省、自治区和直辖市为样本, 实证检验了用户终端能源消费中电力对煤炭、石油和天然气等能源的替代对生态环境效率的影响, 研究表明, 从全国层面来看, 提高总的电能替代比例能显著地提高地区生态环境效率, 特别是对于工业用户和城镇居民用户, 提高前者的终端能源消费中电能替代更显著地有利于生态环境效率改善; 从分地区层面来看, 虽然提高东中西部各地区总的电能替代水平都能显著改善各地区生态环境效率, 但是各地区不同用户终端能源消费中电能替代的生态环境效率存在较大空间差异。东部地区提高工业用户和城镇居民终端能源消费中的电能替代水平都显著地有利于该地区生态环境效率改善; 而中部地区和西部地区仅提高工业用户终端消费的电能替代比水平将显著地有利于这些地区生态环境效率改善。

电能替代政策是决策机构为了落实能源发展战略行动计划及大气污染防治行动计划的一项尝试性举措, 依据研究结论提出如下政策启示: 一方面, 从全国层面来看, 应保持国家电能替代实施方案的连续性和稳定性, 在全国范围通过推行集约化和规模化将一次能源转化为电能的供给改革, 为全国各类用户提高终端能源消费中电能替代水平提供高效供给来源, 同时, 工业用户作为能源消耗和环境污染大户, 应通过电价补贴政策等重点激励各类工业企业用户特别是大规模、高投入、高能耗和高污染类型的工业用户提高其终端能源消费中电能使用水平; 另一方面, 考虑到东中西部地区不同用户终端能源消费中电能替代水平对其生态环境效率影响存在较大空间差异, 因而, 应依据不同地区的区情制定差异化的电能替代激励政策, 充分发挥电能替代在各地区实现生态环境效率改善目标的作用。如东部地区可通过拓宽电能设备的融资渠道和降低融资门槛等方式激励工业企业和城镇居民用户增加电能设备使用和更新, 而中部和西部地区可通过增加电网改造和建设投资等方式提高工业企业终端能源消费中电能水平, 以促进这两个地区生态环境效率的改善。

注释:

- ① 详见中国煤炭资源网(http://paper.people.com.cn/zgnyb/html/2013-06/24/content_1259281.htm)。
② 详见中华人民共和国国家发展和改革委员会网(<http://www>。

sdpc.gov.cn/gzdt/201605/t20160524_804439.html)。

- ③ 1单位天然气特指1立方米天然气, 其他能源的1单位都是指1千克。

参考文献:

- [1] Du Huibin, Guo Jianghong, Mao Guozhou. CO₂ emissions embodied in China-US trade: Input-output analysis based on the emery/dollar ratio [J]. Energy Policy, 2011, 39: 5980-5987.
- [2] Liu Z, Guan D, Crawford-Brown D, et al. Energy policy: A low-carbon road map for China [J]. Nature, 2013, 500: 143-145.
- [3] Wang Y, Wang W, Mao G, et al. Industrial CO₂ emissions in China based on the hypothetical extraction method: Linkage analysis [J]. Energy policy, 2013, 62: 1238-1244.
- [4] Xu P, Chen Y, Ye X. Haze, air pollution, and health in China [J]. Lancet, 2013, 382: 2067-2067.
- [5] 林伯强, 李江龙. 环境治理约束下的中国能源结构转变——基于煤炭和二氧化碳峰值的分析[J]. 中国社会科学, 2015(9): 84-107.
- [6] 韩晶, 陈超凡, 施发启. 中国制造业环境效率、行业异质性与最优规制强度[J]. 统计研究, 2014(3): 61-67.
- [7] 岳书敬, 邹玉琳, 胡姚雨. 产业集聚对中国城市绿色发展效率的影响[J]. 城市问题, 2015(10): 49-54.
- [8] 卢丽文, 宋德勇, 李小帆. 长江经济带城市发展绿色效率研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(6): 35-42.
- [9] Levinson A. Technology, international trade, and pollution from U.S. manufacturing [J]. American Economic Review, 2008, 99(16): 2177-2192.
- [10] 袁鹏, 程施. 中国工业环境效率的库兹尼茨曲线检验[J]. 中国工业经济, 2011(2): 79-88.
- [11] Zhang Xiaoping, Yuanfang L, Wenjia W. Evaluation of urban resource and environmental efficiency in China based on the DEA model [J]. Journal of Resources and Ecology, 2014(5): 11-19.
- [12] 包群, 邵敏, 杨大利. 环境管制抑制了污染排放吗?[J]. 经济研究, 2013(12): 42-54.
- [13] 李胜兰, 初善冰, 申晨. 地方政府竞争、环境规制与区域生态效率[J]. 世界经济, 2014(4): 88-110.
- [14] 孙学敏, 王杰. 环境规制对中国企业规模分布的影响[J]. 中国工业经济, 2014(12): 44-56.
- [15] 张子龙, 薛冰, 陈兴鹏, 等. 中国工业环境效率及其空间差异的收敛性[J]. 中国人口·资源与环境, 2015(2): 30-38.
- [16] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究, 2010(5): 95-109.
- [17] Andress D, Nguyen T D, Das S. Reducing GHG emissions in the United States' transportation sector [J]. Energy for Sustainable Development, 2011, 15(2): 117-136.
- [18] Nejat P, Jomehzadeh F, Taheri M M, et al. A global review of energy consumption, CO₂ emissions and policy in the residential

- sector (with an overview of the top ten CO₂ emitting countries) [J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2015, 43: 843–862.
- [19] Ma H, Oxley L, Gibson J, et al. China's energy economy: Technical change, factor demand and interfactor/interfuel substitution [J]. *Energy Economics*, 2008, 30: 2167–2183.
- [20] 于立宏, 贺媛. 能源替代弹性与中国经济结构调整[J]. *中国工业经济*, 2013(4): 30–42.
- [21] Wesseh P K, Lin B, Appiah M O. Delving into Liberia's energy economy: technical change, inter-factor and inter-fuel substitution [J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2013, 24: 122–130.
- [22] Zhou P, Ang B W, Poh K L. A survey of data envelopment analysis in energy and environmental studies [J]. *European Journal of Operational Research*, 2008, 189: 1–18.
- [23] Anselin L. *Spatial econometrics: Methods and models* [M]. Kluwer Academic Publishers, 1988: 310–330.
- [24] Anselin L, Bera A K, Florax Raymond Florax. Simple diagnostic tests for spatial dependence [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 1995, 26: 77–104.
- [25] Elhorst J P. MATLAB software for spatial panels [J]. *International Regional Science Review*, 2012, 37: 389–405.
- [26] 牛东晓, 张焯, 谷志红. 电能终端能源中的替代研究[J]. *现代物业旬刊*, 2008, 7(S1): 61–62.
- [27] 余长林, 高宏建. 环境管制对中国环境污染的影响——基于隐性经济的视角[J]. *中国工业经济*, 2015(7): 21–35.
- [28] Agarwal S, Satyanarain R, Sing T F. Effects of construction activities on residential electricity consumption: Evidence from Singapore's public housing estates [J]. *Energy Economics*, 2016, 55: 101–111.
- [29] 谢里, 罗能生. 中国制造业集聚水平及其演变趋势[J]. *科学研究*, 2009(12): 1836–1844.

Electric power alternation and ecological efficiency: Evidences at the level of Chinese provinces

XIE Li, LIANG Simei

(School of Trade and Economy, Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: By employing the Super-SBM-DEA method to evaluate and analyze the ecological efficiency and its trends of samples from 30 provinces, municipalities and autonomous regions in China from 2009 to 2014, the present study attempts to build spatial econometric model to test the effect of electric power alternation in user terminal energy consumption on the ecological efficiency at national and regional levels. The results show as follows. Improving the total electric power alternation, especially improving electric power alternation in industrial users' terminal energy consumption can significantly promote the ecological efficiency at the national level. At the regional levels, electric power alternation affects the ecological efficiency in different regional levels respectively. The levels of total electric power alternation in the eastern region and the levels in industrial and urban residential terminal consumption are all beneficial to the improvement of the ecological efficiency of the area.

Key Words: electric power alternation; ecological efficiency; Super-SBM-DEA; spatial panel data

[编辑: 谭晓萍]