

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2019.06.016

空气污染视角下中国工业能源环境效率 的空间效应及其影响因素研究^①

陶宇¹, 申俊², 杨薇³

1. 重庆科技学院, 重庆 401331; 2. 山西财经大学, 太原 030006;
3. 重庆商务职业学院, 重庆 401331

摘要: 工业能源消耗是温室气体排放的主要来源, 提高工业能源环境效率是缓解当前气候变化问题的重要途径。从空气污染的视角出发, 将工业 CO₂、工业 SO₂ 和工业 PM₁₀3 种污染物排放作为非期望产出, 采用非径向方向距离函数测算了 1998—2014 年中国 30 个省域的工业能源环境效率, 检验了其空间相关性并通过空间计量回归模型分析了中国工业能源环境效率的主要影响因素。研究结果表明: 中国工业能源环境效率整体处于上升趋势, 但区域差异显著, 东部和中部地区的工业能源环境效率显著高于西部地区; 中国工业能源环境效率存在正向空间相关性, 西部多数省域处于低集聚区; 环境规制是影响中国工业能源环境效率的重要因素, 应协同推动经济高质量发展与生态环境高水平保护, 改善能源消费结构和国有企业股份制改革, 有助于提高中国工业行业的能源环境效率。

关键词: 能源环境效率; 非径向方向距离函数; 空间计量; 环境规制

中图分类号: X24 **文献标志码:** A **文章编号:** 1673-9868(2019)06-0107-11

随着工业化的快速发展, 中国的能源消费持续增长, 由此导致的能源环境问题也愈加严峻, 严重的雾霾污染已经影响人民生活和社会经济发展^[1]。党的“十九大”报告指出要解决突出生态环境问题, 打赢蓝天保卫战。同时, 中国“十三五”规划设定了单位 GDP 能耗下降 15% 以上的目标。

工业化石能源燃烧是中国空气污染的主要来源之一^[2]。中国是世界上最大的工业产品供应国, 工业能耗占中国总能耗的 70% 左右。中国工业部门贡献了大约 40% 国内生产总值却排放了全国约 70% 的二氧化碳^[3]。中国《国家应对气候变化规划(2014—2020)》明确指出, 加强能源工业科技创新, 提高能源环境效率, 不断降低工业能源碳排放。通过提高工业能源效率来控制能源消费和减少空气污染成为中国实现可持续发展的重要环节。

按照国际能源委员会在 1995 年的定义, 能源效率是指用最少的能源所能生产的等量服务或有用产品的程度, 最早关于能源效率的研究是单要素能源效率, 通常采用一般要素分解法。Liu F L 等^[4]采用 Fisher 指数分解法将中国工业部分的能源效率进行了分解。Ang B W 等^[5]拓展了传统的双要素 Fisher 指数分解法, 提出一种新测算单要素能源效率的指数分解法, 单要素能源效率指标仅仅考虑能源的利用效率, 忽视了生产活动对环境的影响。因此, 学者开始研究综合考虑经济和污染等多因素的全要素能源效率。能源环境效率是指在全要素能源效率框架下, 包含了期望产出与非期望产出, 不仅考虑了该行业的经济产出, 同时还考虑了该行业在能源利用过程中所导致的各类环境污染, 该效率指标注重在实现行业经济产出最大化

① 收稿日期: 2018-11-21

基金项目: 重庆市教育委员会人文社会科学研究项目(17SKG202); 重庆科技学院校内科研基金项目(ck2017skyb003)。

作者简介: 陶宇(1986-), 男, 讲师, 博士, 主要从事资源与环境经济学的研究。

的同时,将环境污染减少至最少.对于全要素能源环境效率的研究,多数学者采用数据包络分析法(Data Envelopment Analysis, DEA).Jenne C A 等^[6]采用 DEA 方法测算了英国工业部门的能源环境效率.王峰等^[7]采用窗口 DEA 模型评估了中国省际能源环境效率.冯博等^[8]基于 SBM 模型和面板 Tobit 模型研究分析了中国建筑业能源经济效率与能源环境效率.

传统 DEA 方法通常采用 Shephard 距离函数,Chung Y H 等^[9]对其进行了改进,提出方向距离函数(Directional distance function, DDF),期望产出同比增加时,非期望产出等比减少.Zhou P 等^[10]进一步放松了产出比例的限制,提出非径向方向距离函数(NDDF),即允许其按照不同比例进行增减,避免了松弛偏差问题^[11].当前中国经济发展面临日益严峻的环境约束,如何保证经济产出最大化同时环境影响最小化是中国工业实现转型发展的关键,借鉴 Zhou P 等和林伯强等^[12]的研究,本文选用非径向方向距离函数来测算中国工业能源环境效率,影响能源与环境效率的影响因素很多,技术进步是影响能源效率的重要因素,加大科研投入能够直接带动能源效率的提高^[13-14].Herrerias M J 等^[15]认为外商直接投资在降低中国能源强度方面有重要的引导作用.Du H 等^[16]的实证结果表明研发投入是影响中国能源效率的关键因素.Jaffe A B 等^[17]的研究表明环境规制与受管制工业的 R&D 支出之间存在显著正相关.林伯强等认为现阶段的环境规制不利于中国工业能源环境效率的提高.

中国地域广袤,不同地区在经济发展水平、资源禀赋、科技水平等方面明显的差异决定了区域能源效率存在差异,已有很多研究表明中国能源利用效率的区域差异显著存在^[18],而且,地理上越临近,这种联系就越紧密.Anselin^[19]和 Lesage J P 等^[20]也指出,一个地区或多或少会受到其相邻地区的影响,而忽略这种影响可能会造成回归估计的偏误.Du H 等的研究均表明中国的能源环境效率存在空间相关性,且这种相关性在研究中是不能忽视的.因此,本文首次从空气污染的视角出发,同时考虑工业 CO₂、工业 SO₂ 和工业 PM₁₀ 3 种污染物排放的影响,运用非径向方向距离函数来测算中国工业能源环境效率.考虑到可能存在的空间效应,本文采用 Moran's I 指数和空间计量模型来探讨中国工业能源环境效率的空间效应及其影响因素,这对于政府空气污染治理和工业提高能源效率具有重要意义.

1 模型与方法

1.1 非径向方向距离函数

基于在 DEA 模型框架下,假设规模报酬不变,本文采用能源-环境非径向方向距离函数(Non-radial directional distance function, NDDF)来测算中国工业部门能源环境效率.以资本(K)、劳动力(L)和能源(E)为投入要素,以工业增加值(Q)为合意产出,工业 CO₂ 排放量(C)、工业 SO₂ 排放量(S)和工业 PM₁₀ 排放量(P)为非合意产出,则一个生产技术可以表示为

$$T = \{(K, L, E, Q, C, S, P) : (K, L, E) \text{ can produce } (C, S, P)\} \quad (1)$$

按照 Färe R 等^[21]的研究,期望与非期望产出联合进行需要同时满足以下 3 个条件:1) 投入要素与期望产出具有强可处置性;2) 期望产出与非期望产出的合集符合弱可处置性;3) 期望产出与非期望产出的交集为零集.进一步定义一个测量各决策单元能源环境效率的非径向方向距离函数,可以表示为

$$\vec{D}(K, L, E, Q, C, S, P; \vec{g}) = \sup\{W^T \beta : ((K, L, E, Q, C, S, P) + g \times \text{diag}(\beta)) \in T\} \quad (2)$$

其中, $\beta = (\beta_k, \beta_l, \beta_e, \beta_q, \beta_c, \beta_s, \beta_p)^T \geq 0$ 为松弛向量,表示各要素可以增加或减小的比例; $W^T = (\omega_k, \omega_l, \omega_e, \omega_q, \omega_c, \omega_s, \omega_p)$ 为权重向量,表示各要素的相对重要性.根据不同的研究需求, W^T 可以选择不同权重向量.本文重点考虑能源环境效率,资本和劳动的缩减不应该被过度考虑.因此,将能源投入、合意产出和非合意产出赋予同等重要比例,资本和劳动不予考虑,赋予权重 0,能源环境权重矩阵设置为 $W^T =$

$\left[0, 0, \frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{9}, \frac{1}{9}, \frac{1}{9}\right]$. 与此对应,方向向量设置为 $\vec{g} = (0, 0, -E, Q, -C, -S, -P)$,由此构建中国工业能源环境 DEA 模型:

$$\begin{aligned}
 \vec{D}(K, L, E, Q, C, S, P; \vec{g}) = & \max\{\omega_k\beta_k + \omega_l\beta_l + \omega_e\beta_e + \omega_q\beta_q + \omega_c\beta_c + \omega_s\beta_s + \omega_p\beta_p\} \\
 \text{s. t. } & \sum_{n=1}^N z_n K_n \leq K + \beta_k g_k \\
 & \sum_{n=1}^N z_n L_n \leq L + \beta_l g_l \\
 & \sum_{n=1}^N z_n E_n \leq E + \beta_e g_e \\
 & \sum_{n=1}^N z_n Q_n \geq Q + \beta_q g_q \\
 & \sum_{n=1}^N z_n C_n = C + \beta_c g_c \\
 & \sum_{n=1}^N z_n S_n = S + \beta_s g_s \\
 & \sum_{n=1}^N z_n P_n = P + \beta_p g_p \\
 & z_n \geq 0, n = 1, \dots, N \\
 & \beta_k, \beta_l, \beta_e, \beta_q, \beta_c, \beta_s, \beta_p \geq 0
 \end{aligned} \tag{3}$$

利用该问题的最优解 $\beta_n^* = (\beta_{nE}^*, \beta_{nQ}^*, \beta_{nC}^*, \beta_{nS}^*, \beta_{nP}^*)$, 可进一步计算得到第 n 个地区的能源环境效率(Energy environmental efficiency index, EEEI)如下:

$$\begin{aligned}
 EEEI_n = & \frac{1}{2} \left[\frac{Q_n/E_n}{(Q_n + \beta_{nq}^* \times Q_n)/(E_n - \beta_{ne}^* \times E_n)} + \frac{1}{3} \sum_{J=C, S, P} \frac{(J_n - \beta_{nJ}^* \times J_n)/(Q_n + \beta_{nq}^* \times Q_n)}{J_n/Q_n} \right] = \\
 & \frac{1 - \frac{1}{2}\beta_{ne}^* - \frac{1}{6}(\beta_{nc}^* + \beta_{ns}^* + \beta_{np}^*)}{1 + \beta_{nq}^*} \quad n = 1, 2, 3, \dots, N
 \end{aligned} \tag{4}$$

其中, $EEEI_n$ 表示第 n 个地区的能源环境效率指标, 其值介于 0 和 1 之间, 值越大表示能源效率越高, 当 $EEEI_n = 1$ 时, 说明其位于生产前沿边界上。

1.2 空间自相关分析

目前已有很多指数来表征空间自相关特性, 多数研究常选用 Moran's I 指数表示空间相关性. Moran's I 指数是最早用于空间相关性检验的方法, 它用来检验研究样本临近地区之间是聚集、扩散还是相互独立^[22], 其计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \tag{5}$$

上式中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 代表实际观测值, n 为地区数量, W 为权重矩阵, 本文选取最常用的空间邻接矩阵. Moran's I 指数的绝对值越大, 空间排斥现象越明显。

1.3 空间计量模型

常用的空间回归模型有 3 种, 包括空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM), 空间自回归模型与空间误差模型这两类模型的区别在于空间自相关引入方式差异, 其计算公式如下:

$$\begin{aligned}
 \text{SAR: } Y &= \rho WY + X\beta + \epsilon \\
 \text{SEM: } Y &= X\beta + \mu, \quad \mu = \lambda W\mu + \nu
 \end{aligned} \tag{6}$$

其中, Y 为因变量, X 为自变量, W 为权重矩阵, ρ 和 λ 分别为 SAR 和 SEM 模型的空间回归系数。

Lesage J P 等建议采用空间 Durbin 模型来将 SAR 和 SEM 两个模型的特点整合起来. 具体地, 空间 Durbin 模型的具体形式如下:

$$\text{SDM: } Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (7)$$

式中, ρWY 为空间杜宾模型的滞后项. 空间 Durbin 模型实际上是将模型各个解释变量的空间滞后项引入到了 SLM 模型中. 因而, 若 $\theta=0$, 空间 Durbin 模型可以简化为 SLM 模型; 若 $\theta + \rho\beta=0$, 则空间 Durbin 模型可以简化为 SEM 模型^[23].

空间权重 W 的选择是否恰当直接关系到模型解释的准确性. 空间邻接权重矩阵认为空间元素之间的联系仅仅取决于二者相邻与否, 但这并不完全符合事实^[24]. 参照地理学第一定律以及已有相关研究成果, 本文采用地理距离空间权重矩阵来进行研究, 即空间效应的强弱取决于空间元素间的空间距离, 其权重矩阵表达式如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (8)$$

其中, d_{ij} 为空间元素 i 与 j 之间的空间距离.

2 变量与数据

2.1 投入产出变量选取

DEA 模型将每一个省域作为一个决策单元(DMU), 主要选取劳动力、资本和能源消费作为投入变量, 工业二氧化碳排放作为非期望产出, 工业增加值作为期望产出.

投入变量:

资本存量采用永续盘存法进行估算, 并采用固定资产平价指数折算到 1998 年不变价, 数据来自《中国统计年鉴》(1999—2015), 估算方法参考了张军等人的研究.

劳动力数据采用各省域的年均工业从业人数, 由于《中国统计年鉴》只有 2000 年以后的工业从业人数数据, 因此, 1998 与 1999 年工业年均从业人数采用滑动平均方法估算求得.

关于能源消费的核算, 本文将煤炭、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、天然气和电力^[18]折算为标准煤后加总得到各地区历年的工业能源消费量, 数据来自《中国能源统计年鉴》(1999—2015). 由于年鉴中缺失 2000—2002 年宁夏的能源数据以及 2002 年的海南能源数据, 因此, 采用滑动平均方法估算缺失数据.

产出变量:

工业增加值反映工业企业的生产活动获得的最终价值, 数据采用 1998 年不变价, 数据来自中国国家统计局.

工业 CO_2 排放的核算参考国际通用的 IPCC 计算方法求得. 二氧化碳排放主要考虑煤炭、油品等化石燃料燃烧和电力消费两种来源, 尽管电力消费其本身不产生二氧化碳, 但由于中国 80% 的电力由火力提供, 其生产过程也会间接产生大量二氧化碳排放. 因此, 工业二氧化碳排放(N_{CO_2})的核算公式如下:

$$N_{\text{CO}_2} = \sum_{i=1}^9 N_{\text{CO}_2 i} = \sum_{i=1}^9 E_i \times \text{NCV}_i \times \text{CEF}_i \times \text{COF} \times 44/12 \quad (9)$$

式中, E_i 为第 i 种能源消费量; NCV_i 为第 i 种能源净发热值; CEF_i 为第 i 种能源的碳排放系数, IPCC 没有提供电力的碳排放系数, 电力的碳排放系数根据 Fan J L 等^[25]的方法求得; COF 为碳氧化因子.

工业 SO_2 排放的数据主要来自《中国环境统计年鉴》(2005—2015), 其他年份的数据来自 EPS(Economy Prediction System)全球统计数据/分析平台.

工业 PM_{10} 排放的数据测算根据《大气可吸入颗粒物一次源排放清单编制技术指南》. PM_{10} 的排放源包括固定燃烧源、工艺过程源、移动源、扬尘源和生物质燃烧源, 其中, 固定燃烧源是主要的 PM_{10} 排放源. 综合考虑 PM_{10} 的污染源排放以及统计数据的可得性, 本文将 PM_{10} 的主要排放源划分为发电、供暖、工

业、建筑业、民用4类, PM_{10} 排放 $N_{PM_{10}}$ 的计算公式如下:

$$N_{PM_{10}}^k = \sum_j N_{PM_{10}}^{kj} = \sum_i \sum_j \sum_l EC_{ijkl}^t * \epsilon_{ijt} \quad (10)$$

2.2 被解释变量选取

本文选取1998—2014年中国30个省市自治区(香港、澳门、台湾和新疆由于缺乏数据未给予考虑)作为研究对象,中国工业能源环境效率作为被解释变量.通过对现有文献的分析,我们发现影响能源效率的因素有很多,包括能源消费结构、环境规制等.考虑到数据的可得性以及工业行业的特殊性,本文选取环境规制、能源消费结构、研发投入、外商直接投资和所有制结构作为被解释变量.

1) 环境规制(ER):环境规制一方面增加企业生产成本,另一方面也可以激励企业创新,提高产品质量,长远来看,环境规制有利于推进企业能效的提升、技术创新和全要素效率的提高.本文采用各地区工业行业“废水和废气治理费占工业产值比重”来作为环境规制的度量指标,数据来自中国环境统计年鉴.

2) 能源消费结构(ECS):一直以来中国的能源消费结构以煤为主.随着环境问题的日益严峻,我国政府开始着力推进能源消费结构调整,最主要的就是降低煤炭能源消费在能源总消费中的比例,工业能源消费结构必然会对工业能源环境效率产生重要影响.本文以“工业能源消费中煤炭消费占比”来作为度量指标,数据来自《中国能源统计年鉴》,宁夏与海南的部分缺失数据采用滑动平均方法估算求得.

3) 研发投入(R&D):技术进步是推动能源效率持续提高的关键,已有研究表明R&D对提高能源效率有重要的促进作用^[26].本文采用“科技活动经费内部支出在其销售产值中的比重”作为研发投入的度量指标,数据来自《中国科技统计年鉴》(1999—2015)和EPS数据库.

4) 外商直接投资(FDI):FDI的增加一方面会促进当地技术水平和生产率的提高,一方面也可能会加剧当地的环境污染.本文采用“规模以上外商投资和港澳台商工业企业总产值占规模以上工业增加值的比重”作为外商直接投资的度量指标,数据来自《中国环境统计年鉴》(2005—2015)和EPS数据库.

5) 所有制结构(OS):所有制结构的不同也会对企业能源环境效率产生一定影响^[27].本文选用“国有资本在行业所有者权益中比重”作为度量指标,数据主要来自EPS数据库.

3 实证结果与分析

3.1 中国工业能源环境效率

基于非径向方向距离函数方法,本文测算了中国已知数据的30个省市自治区1998—2014年的工业能源环境效率.从图1可以看出,在样本期内中国的工业能源环境效率整体呈增长态势.1998—2014年中国工业能源环境效率从0.440增长至0.699,能源环境效率提升了58.86%.其中,2010年中国工业能源环境效率达到最高,指标为0.758,之后由于工业环境污染加剧以及部分工业产业产能过剩,导致我国的工业能源环境效率有所下降.

从区域的角度来看,1998—2012年中国东部地区的工业能源环境效率最高,2012年之后中部地区工业能源环境效率超过东部地区,西部地区的工业能源环境效率最低,东部地区由于其地理位置、科技水平等方面的优势,工业能源环境效率一直相对较高.科技进步以及交通便利等方面的因素使得中部地区的工业能源环境效率快速增长,特别是在2006—2007年,中部地区的工业能源环境效率从0.448增长至0.686,一年间增长了50.05%.随着西部大开发的进一步推进,西部地区的工业能源环境效率也在不断增长.从省域的角度来看,广东和云南的工业能源环境效率EEEI始终为1,即这两个地区的工业能源环境效率一直处于生产前沿边界上,工业科技水平高和环保投入大是广东能维持高工业能源环境效率的主要原因.

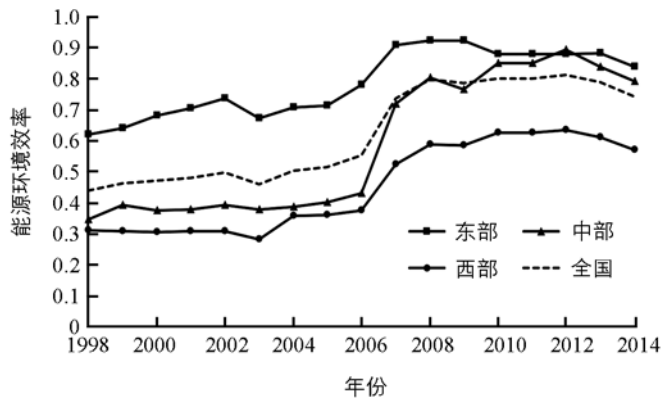


图1 1998—2014年中国工业能源环境效率变动

整体来看,我国各地区的工业能源环境效率近年来都在不断提高(图 2).至 2014 年,我国有 36.67%(11 个省份)的地区工业能源环境效率达到了生产前沿边界,仍有 30.00%(9 个省份)的地区工业能源环境效率低于 0.500.其中,宁夏的工业能源效率最低,2014 年 EEEI 仅为 0.194.从增长速度来看,中部地区能效增长最快,其次为西部地区.1994—2014 年,中部地区能源环境效率从 0.344 增长到 0.795,累计增长了 131.26%,东部地区由于其工业能源环境效率一直相对较高,因此增长速度相对较慢.内蒙古是 30 个省份中工业能源环境效率增长最快的省份.1994—2014 年,内蒙古的工业能源环境效率从 0.220 增长到 0.585,累计增长了 164.84%.此外,还有安徽、陕西、辽宁、湖南和江西 5 个省份的工业能源环境效率累计增长超过 100%.共有 4 个省份的工业能源环境效率有所下降,分别是宁夏、山西、湖北和贵州,其中,贵州的工业能源环境效率下降最大,累计下降达 26.60%.

由此可以看出,中国工业能源环境效率的区域差异是显著存在的,且中国这种在空间地理位置的能源效率区域差异在研究时是不能忽略的.

3.2 空间自相关检验

考虑到中国工业能源环境效率存在的显著区域差异,本文采用 Moran's I 指数来检验中国工业能源环境效率的空间相关性.检验结果显示 1998—2014 年中国工业能源环境效率平均值的 Moran's I 指数为 0.136,存在正向空间相关性,且均在 5%的水平上显著. Anselin 曾指出, Moran's I 散点图是解释空间相关性的有效工具.图 3 给出了中国工业能源环境效率 1998—2014 年平均值的 Moran's I 散点图.图中横轴为中国工业能源环境效率的平均值,纵轴表示中国工业能源环境效率的空间滞后值.从图 3 中可以看出,中国工业能源环境效率主要集中在第一、三象限,中国工业能源环境效率较高的地区倾向于空间集聚,与此对应,工业能源环境效率较低的地区倾向于空间集聚,即存在正向的空间相关性.此外,我们还可以发现,集中在第三象限的省域相对偏多,这表明中国很多地区为工业能源环境效率的低集聚区,这些地区多为西部地区,如宁夏、青海、甘肃等地.

3.3 空间计量回归分析

根据 Moran's I 空间自相关分析结果,本文有必要引入空间计量模型来分析中国工业能源环境效率的影响因素.按照空间计量经济学的分析步骤,我们首先分析了未考虑空间效应情况下的普通 OLS 回归,然后根据 LM 检验来选择合适的空间计量模型,最后通过合适空间面板计量模型分析中国工业能源环境效率的关键影响因素.

首先,在未考虑空间效应的情况下我们进行了 OLS、空间固定效应、时间固定效应和空间时间双固定效应下的模型回归,结果如表 1 所示.

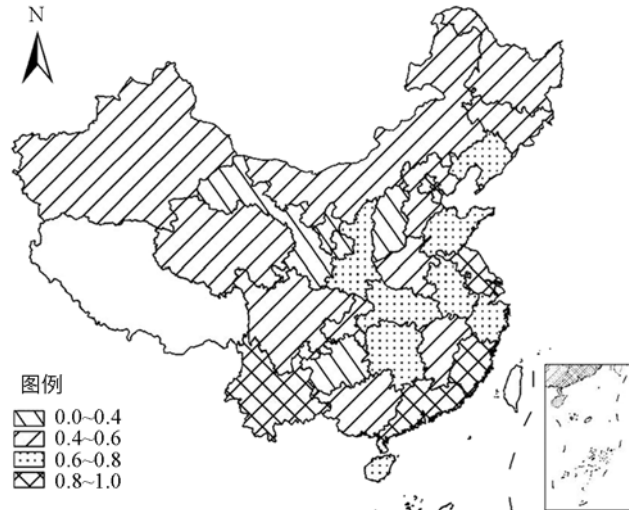


图 2 中国工业能源环境效率区域分布

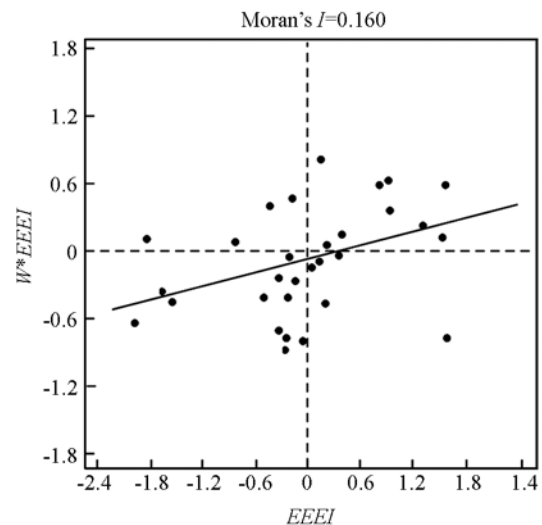


图 3 中国工业能源环境效率的 Moran's I 散点图

表1 未考虑空间效应下的中国工业能源环境效率估计结果

变量	普通 OLS	空间固定	时间固定	空间时间双固定
ER	-24.215*** (-5.581)	-12.013*** (-3.614)	-16.368*** (-3.566)	-10.042*** (-2.896)
ECS	-0.125* (-1.820)	-0.167** (-2.496)	-0.118* (-1.772)	-0.171*** (-2.605)
R&D	-0.311*** (-2.701)	0.360** (-2.354)	-0.311*** (-2.785)	0.275* (-1.775)
FDI	0.391*** (-4.937)	0.135 (-0.953)	0.498*** (-6.199)	0.145 (-0.918)
OS	-0.580*** (-8.592)	-0.920*** (-13.761)	-0.410*** (-5.521)	-0.829*** (-8.646)
C	1.004*** (-14.076)			
	0.054	0.021	0.05	0.019
R ²	0.39	0.468	0.31	0.164
Adj-R ²	0.383	0.464	0.305	0.158
D-W	1.765	2.028	1.941	2.281
Log Like	22.334	267.853	43.82	293.868
LM lag	16.815 (p=0.000)	12.692 (p=0.000)	6.989 (p=0.008)	7.764 (p=0.005)
Robust	19.268 (p=0.000)	1.203 (p=0.273)	2.211 (p=0.137)	1.457 (p=0.227)
LM error	2.605 (p=0.107)	19.316 (p=0.000)	10.05 (p=0.002)	6.818 (p=0.009)
Robust	5.058 (p=0.025)	7.827 (p=0.005)	5.272 (p=0.022)	0.511 (p=0.475)

注: C 表示常数项; 解释变量估计值下方括号里面是其对应的 t 值; *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

根据 LM 检验结果, 我们应该采用空间时间双固定效应。按照 Lesage J P 等的建议, 在选择空间计量模型之前需要考虑空间 Dubin 模型。Wald 和 LR 检验结果拒绝了模型可以简化为空间误差或者空间滞后模型的假设, 因为本文选用空间 Dubin 模型。根据 Lee L 等^[28]的建议我们对空间 Dubin 模型回归系数的和方差的估计值进行了修正, 结果如表 2 中第 2 列所示, 本文按照修改后的估计结果进行分析。

1) 环境规制是影响中国工业能源环境效率的重要影响因素。环境规制反映了政府和企业共同治理污染和保护环境的执行力, 短期内加强环境规制可以有效控制污染物排放。但是, 环境规制一方面可以刺激企业加快技术创新, 提高能源要素利用效率, 一方面也会增加企业成本, 从而挤占研发投入间接阻碍企业的技术创新。

2) 能源消费结构对中国工业能源环境效率的影响为正且显著, 能源消费结构的改善有助于提高中国的工业能源环境效率。实证结果表明, 中国能源消费结构中煤炭的比例每降低 1%, 中国工业能源环境效率提高 0.143%。能源消费结构的改善虽然不能直接影响中国的工业能源环境效率, 但是, 煤炭消费比重的下降将显著降低中国的二氧化碳以及其他污染物的排放, 减少环境污染^[29]。中国第二产业的能源消费强度远高于第三产业, 改善中国工业部门的能源消费结构, 将有利于降低第二产业的能源消费强度, 提高中国工业能源环境效率。

表 2 中国工业能源环境效率的空间 Dubin 模型估计结果

变量	空间时间双固定	空间时间双固定(偏误修正)	空间随机与时间固定
ER	-13.406*** (-3.783)	-12.990*** (-3.467)	-14.294*** (-3.967)
ECS	-0.143** (-2.204)	-0.143** (-2.083)	-0.159** (-2.509)
R&D	0.226 -1.489	0.219 -1.364	0.138 -0.938
FDI	0.082 -0.525	0.093 -0.565	0.08 -0.609
OS	-0.775*** (-8.085)	-0.789*** (-7.786)	-0.737*** (-7.972)
W * ER	-79.504 (-2.807)	-73.924 (-2.470)	-76.76 (-2.656)
W * ECS	-0.173 (-0.417)	-0.119 (-0.270)	-0.207 (-0.496)
W * R&D	0.699 -0.508	0.57 -0.391	0.352 -0.262
W * FDI	1.840* -1.704	1.869 -1.637	2.131** -2.146
W * OS	1.460** -2.222	1.696** -2.453	1.365** -2.223
W * EEI	-0.799*** (-4.404)	-0.471*** (-2.811)	-0.757*** (-4.204)
Phi			0.171*** -5.547
	0.017	0.019	0.018
R ²	0.806	0.802	0.745
Wald test spatial lag	28.097 (p=0.000)	26.383 (p=0.000)	23.471 (p=0.000)
LR test spatial lag	26.693 (p=0.000)	26.693 (p=0.000)	
Wald test spatial error	33.991 (p=0.000)	29.807 (p=0.000)	28.546 (p=0.000)
LR test spatial error	30.363 (p=0.000)	30.363 (p=0.000)	

注：解释变量估计值下方括号里面是其对应的 t 值；*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

3) 研发投入的增加能源直接促进相关能源利用技术的进步,使得能源要素在生产过程中能够更加有效地利用,从而提高能源环境效率. 本文的研究结果表明,研发投入对中国工业能源环境效率的影响为正,研发投入的空间溢出效应也为正但并不显著,这说明研发投入的增加能够促进本地区以及临近地区工业能源环境效率的提高. 此外,企业自身研发投入的成本较高可能是导致研发投入的回归系数不显著的原因之一. 因此,政府加大研发支持可以弥补企业研发的不足,降低企业研发风险,进而提高企业的技术创新和能源利用效率.

4) 外商直接投资对中国工业能源环境效率的影响为正,但回归系数均不显著。这说明外商投资的引入推进了当地工业能源环境效率的提高。同时,增加外商直接投资促进了临近地区工业能源环境效率的提高,即外商直接投资存在正向空间溢出效应。外商直接投资对国内企业的影响取决于企业之间的竞争与学习关系,随着我国工业化的快速推进,国内企业学习带来的正向效应大于竞争带来的负向效应,因此外商直接投资对国内企业的净溢出效应为正。

5) 所有制结构对中国工业能源环境效率回归系数为负。所有制结构中,国有成分每降低1%,中国工业能源环境效率提高0.789%,国有成分过高抑制了企业技术进步和能源环境效率的提高,其主要原因是国有企业往往存在产权不明、制度僵化等弊端,当企业规模扩大时会导致研发效率受到损害。

4 结论与建议

传统的能源效率测算方法可能存在松弛偏差等问题,本文从空气污染的视角出发,将工业CO₂、工业SO₂和工业PM₁₀3种污染物排放作为非期望产出,采用非径向方向距离函数来测算1998—2014年中国已知数据的30个省域的工业能源环境效率,克服了传统能源效率测算方法的局限性。同时,考虑到工业能源效率的空间相关性,在进行Moran's I指数检验之后,本文选取环境规制、能源消费结构、研发投入、外商直接投资和所有制结构5个指标,建立空间计量模型来研究中国工业能源效率的关键影响因素,主要的研究结果与建议如下:

1) 中国工业能源环境效率整体呈不断上升的趋势。但是,近年来环境污染物排放的加剧以及环境污染治理的缺失使得部分地区的工业能源环境效率有所下降。此外,中国工业能源环境效率区域差异显著,中部地区的工业能源环境效率在2006年以后增长非常明显,并在2013年超过东部地区。因此,加强污染物排放控制和污染治理是保证中国工业能源环境效率不断提高的关键。同时,在经济发展过程中工业能源环境效率的区域差异也不容忽视。

2) 工业能源环境效率存在正向空间相关性,且西部多数省域处于低集聚区。这表明,我国应该从区域或者全国的角度来考虑中国的工业发展问题。在进行工业发展战略规划时,不仅要考虑空间区域分布,还要综合考虑各地区的经济发展水平、科技文化、资源环境承载力等因素,工业环境政策要加强对西部地区倾斜。但是,西部地区在发展本地区工业产业的同时,也要注意保护环境,减少污染物排放。此外,西部地区要加强同东部和中部地区的科技交流,东部和中部地区也要充分发挥对西部地区的技术溢出效应,不断推进西部地区的工业能源环境效率提高。

3) 环境规制是影响中国工业能源环境效率的重要因素,短期内加大环境规制的力度不利于中国工业能源环境效率的提高,但是,这并不意味着要减少或者取消环境规制。中国目前是世界上最大的二氧化碳排放国,适度的环境规制是中国实现碳减排目标的主要途径。因此,在实施环境规制时,应把握好分寸力度,避免盲目的环保导向影响企业的生产经营,进而导致能源环境效率的降低。此外,改变以往强制性的环境规制方式,促进经济激励型环境规制方式的完善与应用。

4) 改善能源消费结构和企业所有制结构有助于提高我国的工业能源环境效率。改善能源消费结构,就是要降低煤炭能源消费比重,提高工业部门的非化石能源消费比重,从而一定程度上降低二氧化碳排放水平,提高工业能源环境效率。企业所有制中的国有成分过高不利于工业能源环境效率的提高,这也为当前中国国有企业改革提供有力证据,逐步推进国有企业改革,鼓励和引导民营企业参与投资,促进市场的多元化竞争。

5) 加大研发投入是我国加快技术进步和提高能源效率的重要途径。研发投入决定了企业的技术水平,而技术进步则是保证能源环境效率持续提高的关键。加大研发投入,不断提高与能源利用相关的先进设备和管理模式,最终使得各能源要素在生产过程中实现充分利用。引入外商投资也是提高中国工业能源效率的重要手段,在我国工业化快速发展阶段,引入外商直接投资可以加快国内企业对国外先进技术的学习,有助于推动中国能源环境效率的提高和碳减排目标的实现。

参考文献:

- [1] 穆 泉, 张世秋. 2013 年 1 月中国大面积雾霾事件直接社会经济损失评估 [J]. 中国环境科学, 2013, 33(11): 2087-2094.
- [2] ZHOU N, LEVINE M D, PRICE L. Overview of Current Energy-Efficiency Policies in China [J]. Energy Policy, 2010, 38(11): 6439-6452.
- [3] WANG K, WEI Y M. China's Regional Industrial Energy Efficiency and Carbon Emissions Abatement Costs [J]. Applied Energy, 2014, 130: 617-631.
- [4] LIU F L, ANG B W. Eight Methods for Decomposing the Aggregate Energy-Intensity of Industry [J]. Applied Energy, 2003, 76(1-3): 15-23.
- [5] ANG B W, LIU F L, CHUNG H S. A Generalized Fisher Index Approach to Energy Decomposition Analysis [J]. Energy Economics, 2004, 26(5): 757-763.
- [6] JENNE C A, CATTELL R K. Structural Change and Energy Efficiency in Industry [J]. Energy Economics, 1983, 5(2): 114-123.
- [7] 王 锋, 冯根福. 基于 DEA 窗口模型的中国省际能源与环境效率评估 [J]. 中国工业经济, 2013(7): 56-68.
- [8] 冯 博, 王雪青. 中国建筑业能源经济效率与能源环境效率研究——基于 SBM 模型和面板 Tobit 模型的两阶段分析 [J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2015, 17(1): 14-22.
- [9] CHUNG Y H, FÄRE R, GROSSKOPF S. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. Journal of Environmental Management, 1997, 51(3): 229-240.
- [10] ZHOU P, ANG B W, WANG H. Energy and CO₂ Emission Performance in Electricity Generation: A Non-Radial Directional Distance Function Approach [J]. European Journal of Operational Research, 2012, 221(3): 625-635.
- [11] FUKUYAMA H, WEBER W L. A Slacks-Based Inefficiency Measure for a Two-Stage System with Bad Outputs [J]. Omega, 2010, 38(5): 398-409.
- [12] 林伯强, 刘泓汛. 对外贸易是否有利于提高能源环境效率——以中国工业行业为例 [J]. 经济研究, 2015, 50(9): 127-141.
- [13] 张 伟, 吴文元. 基于环境绩效的长三角都市圈全要素能源效率研究 [J]. 经济研究, 2011, 46(10): 95-109.
- [14] 李 敏, 何红弟. 上海市大气环境中 PM_{2.5} 与其他污染物相关性研究 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2018, 40(10): 127-134.
- [15] HERRERIAS M J, CUADROS A, ORTS V. Energy Intensity and Investment Ownership Across Chinese Provinces [J]. Energy Economics, 2013, 36(3): 286-298.
- [16] DU H, MATISOFF D C, WANG Y Y, et al. Understanding Drivers of Energy Efficiency Changes in China [J]. Applied Energy, 2016, 184: 1196-1206.
- [17] JAFFE A B, PALMER K. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics & Statistics, 1997, 79(4): 610-619.
- [18] WANG K, LU B, WEI Y M. China's Regional Energy and Environmental Efficiency: A Range-Adjusted Measure Based Analysis [J]. Applied Energy, 2013, 112: 1403-1415.
- [19] ANSELIN L. Spatial Econometrics: Methods and Models [J]. Studies in Operational Regional Science, 1988, 85(411): 310-330.
- [20] LESAGE J P, PACE R K. Introduction to Spatial Econometrics. Crc Press, Boca Raton, Fl [J]. Spatial Demography, 2009, 1(1): 143-145.
- [21] FÄRE R, GROSSKOPF S, PASURKA C A. Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions [J]. SSRN Electronic Journal, 2007, 32(7): 1055-1066.
- [22] 申 俊, 孙 涵, 成金华. 中国城镇居民完全能源消费的空间计量分析 [J]. 资源科学, 2016, 38(3): 439-449.
- [23] ELHORST J P. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models [J]. International Regional Science Review, 2003, 26(3): 244-268.
- [24] 李 婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产能空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究 [J]. 管理

世界, 2010(7): 43-55.

- [25] FAN J L, YU H, WEI Y M. Residential Energy-Related Carbon Emissions in Urban and Rural China During 1996 - 2012: From the Perspective of Five End-Use Activities [J]. *Energy & Buildings*, 2015, 96: 201-209.
- [26] GELLER H, HARRINGTON P, ROSENFELD A H, et al. Policies for Increasing Energy Efficiency: Thirty Years of Experience in OECD Countries [J]. *Energy Policy*, 2006, 34(5): 556-573.
- [27] FAN Y, LIAO H, WEI Y M. Can Market Oriented Economic Reforms Contribute to Energy Efficiency Improvement? Evidence From China [J]. *Energy Policy*, 2007, 35(4): 2287-2295.
- [28] LEE L, YU J H. Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects [J]. *Journal of Econometrics*, 2010, 154(2): 165-185.
- [29] 宋健, 赵怡芳. 京津冀能源消费碳排放分解比较研究 [J]. *重庆理工大学学报(自然科学版)*, 2018, 32(2): 141-148.

On the Spatial Effects of China's Industrial Energy Environment Efficiency and Their Influencing Factors: A Perspective of Air Pollution

TAO Yu¹, SHEN Jun², YANG Wei³

1. Chongqing University of Science and Technology, Chongqing 401331, China;

2. Shanxi University of Finance & Economics, Taiyuan 030006, China;

3. Chongqing Business Vocational College, Chongqing 401331, China

Abstract: Industrial energy consumption is the main source of greenhouse gas emission, and it is an important way for mitigating the current climate change to improve the industrial energy environment efficiency. Focusing on air emissions and taking industrial CO₂, SO₂ and PM₁₀ emissions as undesired outputs, this paper uses the non-radial directional distance function to measure China's industrial energy environmental efficiency in 30 provinces from 1998 to 2014 and employs a spatial econometric regression model to analyze its spatial autocorrelation and influencing factors. The research results show that China's industrial energy environment efficiency presents an upward trend as a whole, however, significant differences exist in different regions, with the industrial energy environment efficiency of the eastern and central regions significantly higher than that of the western regions; that China's industrial energy environment efficiency has a significant positive spatial correlation, and most provinces of the western region exhibit a low-low assemble; that environmental regulations are an important influencing factor for China's industrial energy environment efficiency, and China should promote a high-quality economic development and a high-level protection of the ecological environment coordinately; and that the improvement of energy consumption structure and the shareholding system reform of state-owned enterprises can help to increase China's industrial energy environment efficiency.

Key words: energy environment efficiency; non-radial directional distance function; spatial econometrics; environmental regulation