

环境规制下中国火电行业全要素生产率及其影响因素

朱承亮

(中国社会科学院数量经济与技术经济研究所,北京 100732)

[摘要] 将SO₂排放量作为一项非期望产出纳入火电行业生产率测算框架,采用Malmquist-Luenberger生产率指数对中国30个省份火电行业生产率进行测度分解。结果发现“波特假说”在中国火电行业是存在的,环境规制有助于火电行业全要素生产率增长;国有资产比重、标准煤耗、煤炭价格与生产率显著负相关,电力价格与生产率显著正相关,企业规模与生产率呈现显著“U”型关系。根据上述研究结果,文章给出了提升中国火电行业全要素生产率的政策建议。

[关键词] 环境规制;火电行业;全要素生产率;方向性距离函数
[DOI编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2016.06.008
[中图分类号]F062.9 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2016)06-0060-11

一、问题的提出

资源消耗与环境污染是经济发展的刚性约束,如何处理经济、资源、环境三者之间的关系,破解经济发展面临的资源环境约束,走出一条经济发展、资源节约、环境保护等多元目标协调可持续发展之路,是学术界和政府迫切关注的课题。传统新古典经济学认为,环境规制所产生的社会效益会以增加厂商的私人成本、降低其竞争力为代价,从而会抵消环境规制给社会带来的积极效应,对经济发展产生负面影响。而Porter(1995)^[1]认为环境规制会给企业带来创新激励效应促使其进行更多的创新活动,而这些创新活动将提高企业生产力,从而抵消由环境规制带来的成本并且可以提升企业在市场上的盈利能力,最终刺激经济增长,这就是所谓的“波特假说”。“波特假说”向传统新古典经济学关于环境规制问题的理论框架提出了挑战,为我们重新认识环境规

制与经济发展的关系提供了新视角,不少文献对是否存在“波特假说”进行了实证检验。

2002年国务院《电力体制改革方案》的发布标志着中国电力市场化改革全面推进,如今,电改已经推进了十余年,那么中国电力产业绩效发生了怎样的变化?关于电力产业绩效的研究对建设安全、绿色、经济的现代电力产业体系,提高电力工业发展质量至关重要。国外学者对电力产业绩效问题进行了大量研究(Zhang等,2013^[2];Journal,2013^[3]),但这些文献基本上都是关于发达经济体电力产业绩效的研究。国内关于电力产业绩效的研究按照研究方法可以归为两类,一类是以SFA(随机前沿分析)为代表的参数方法研究(李眺,2009^[4];乔岳和周利华,2010^[5];张各兴和夏大慰,2011^[6];李宏舟和邹涛,2012^[7]),该类方法虽然具有较强的经济含义,但是容易出现模型误设导致估计偏误问题,而以DEA

[基金项目] 本文是国家社会科学基金青年项目“大众创业对中国经济发展的影响研究(项目编号:16CJL017)”、中国社会科学院创新工程项目“创新驱动发展测算研究”、陕西省教育厅人文社会科学研究基地重点项目“陕西自主创新提升与产业结构升级联动发展研究(项目编号:15JZ069)”和西安市社会科学规划基金项目“西安自主创新能力提升与产业结构升级协同发展研究(项目编号:15J15)”的阶段性成果。

[作者简介] 朱承亮(1985-),男,安徽安庆人,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所副研究员,博士。主要研究方向:技术创新与经济发展。

(数据包络分析)为代表的非参数方法能够解决此类问题,近年来不少文献采用此类方法对电力产业绩效进行了研究(腾飞和吴宗鑫,2003^[8];陶锋,2008^[9];白雪洁和宋莹,2008^[10];李永来,2009^[11];徐云鹏,2012^[12])。

综上可知,随着全球电力产业的不断发展,国内外学者对此领域已进行了大量研究。但相比而言,目前国内学者更加侧重于对电力产业效率的评价,对电力产业全要素生产率的分析并不多见。事实上,效率与全要素生产率的差异主要体现在前者属于静态分析,而后者属于动态分析,对电力产业全要素生产率的分析可以实现对电力产业改革绩效的动态跟踪评估。此外,国内文献几乎都忽略了一个问题,即没有考虑电力企业在发电过程中产生的能源消耗和污染排放问题。当前中国电力产业的发电结构仍以消耗大量煤炭的传统火力发电为主,虽然火力发电适合中国以煤炭为主的资源禀赋条件,但是在发电过程中产生的诸如 SO₂ 等污染气体对环境造成了极大破坏。据统计,2001 年以来中国电力行业 SO₂ 排放量一直位于重污染行业之首,电力行业 SO₂ 污染贡献率高达 57.36%,而电力行业大气污染物的 90% 以上来源于火电厂。

国外一些文献在评估电力产业绩效时考虑到了 SO₂ 等非期望产出(Korhonen 和 Luptacik,2004^[13]),且考察了环境规制对电力产业绩效的影响(Frey,2008^[14];Welch 和 Barnum,2009^[15];Recka 和 Scasny,2013^[16])。近年来,随着中国对节能减排问题的日益重视以及国外先进研究方法的引进和改进,国内一些文献也开始考虑到了电力产业面临的资源环境约束问题,个别文献将环境污染变量作为一项非期望产出纳入电力产业效率测算框架,如白雪洁和宋莹(2009)^[17]将 SO₂ 排放作为非期望产出对 2004 年中国 30 个省份火电行业的环境规制进行了分析,但是该文献仅研究了 2004 年的情形,没能全面反映中国火电行业技术效率水平及变动趋势,此后,王兵等(2010)^[18]运用 Chung 等(1995)^[19]提出的方向性环境距离函数,测度了环境约束下 2001-2007 年中国 30 个省火电行业技术效率及影响因素。在电力产业环境规制研究方面,白雪洁和宋莹(2009)^[17]发现环境规制可以提升中国火电行业整体技术效率水

平,而张各兴和夏大慰(2011)^[6]发现环境规制与发电行业技术效率呈现“U 型”关系,但是这些研究都停留在环境规制与技术效率关系研究上,缺乏环境规制与全要素生产率关系的研究。那么,环境规制对中国火电行业全要素生产率产生了怎样影响,“波特假说”在中国火电行业是否成立?本文基于全要素生产率视角对这些问题予以解答。

与现有文献相比,本文做了如下几个方面的工作:(1)从全要素生产率视角动态评估处于电力转型期的中国火电行业绩效;(2)考虑中国火电行业发展过程中节能减排问题,将 SO₂ 排放量作为一项非期望产出纳入火电行业生产率测算框架,采用基于方向性环境距离函数的 Malmquist-Luenberger 生产率指数对电力体制转型期中国火电行业生产率进行测度分解;(3)通过比较考虑和不考虑 SO₂ 排放量两种情形下的火电行业全要素生产率,分析环境规制对中国火电行业绩效的影响;(4)实证检验所有制、企业规模、标准煤耗、电力价格和煤炭价格等因素对火电行业全要素生产率的影响。

二、模型构建与数据处理

为了衡量火电行业环境规制对其全要素生产率的影响,本文分别讨论对污染物的排放不进行规制(即非环境规制)和对污染物的排放进行规制(即环境规制)这两种情形。

(一)非环境规制情形下的模型构建:Malmquist 生产率指数

对火电行业不进行环境规制时,仅仅考虑诸如发电量等期望产出的增加,而对发电量增加过程中产生的诸如 SO₂ 排放等非期望产出则不予考虑,为此,本文选择传统的基于距离函数的 Malmquist 生产率指数来测算火电行业全要素生产率。

基于 DEA 的 Malmquist 生产率指数运用距离函数(Distance Function,DF)来定义,用来描述不需要说明具体行为标准的多输入、多输出生产技术。Malmquist 生产率指数具有四个方面的优点:不需要相关的价格信息;适用于面板数据分析;可以进一步分解为技术效率变化指数和技术进步变化指数;不需要特定的生产函数和生产无效率项的分布假设。从 t 时期到(t+1)时期,基于产出角度的度量全要素生产率增长的 Malmquist 生产率指数可以表示为:

$$M_i(x_{t+1}, y_{t+1}; x_t, y_t) = \left[\frac{D_i^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_i^t(x_t, y_t)} \times \frac{D_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_i^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2} \quad (1)$$

在式(1)中, (x_{t+1}, y_{t+1}) 和 (x_t, y_t) 分别表示 $(t+1)$ 时期和 t 时期的投入和产出向量; D_0^t 和 D_0^{t+1} 分别表示以 t 时期的技术 T^t 为参照, 时期 t 和时期 $(t+1)$ 的距离函数。

Malmquist 生产率指数可以被分解为技术效率变化指数(EC)和技术进步指数(TP):

$$M_i(x_{t+1}, y_{t+1}; x_t, y_t) = EC(x_{t+1}, y_{t+1}; x_t, y_t) \times TP(x_{t+1}, y_{t+1}; x_t, y_t) \quad (2)$$

在式(2)中, 技术效率(EC)测度了从 t 时期到 $(t+1)$ 时期每个观察对象到最佳生产前沿边界的追赶程度。技术进步(TP)测度了技术边界从 t 时期到 $(t+1)$ 时期的移动。

(二)环境规制情形下的模型构建: Malmquist-Luenberger 生产率指数

对火电行业进行环境规制时, 要求在增加诸如发电量等期望产出的同时, 减少诸如 SO_2 排放等非期望产出, 为此, 本文选择基于方向性环境距离函数的 Malmquist-Luenberger 生产率指数来测算火电行业全要素生产率。

1. 考虑非期望产出的生产可能集

为简便起见, 此处考虑存在一种非期望产出与一种期望产出时的情形。如图 1 所示, x 轴表示非期望产出, y 轴表示期望产出。假设有 C、D、E 三个生产单位, 对于第 i 个生产单位, x^i 、 y^i 、 b^i 分别表示投入要素、期望产出和非期望产出, 则第 i 个生产单位的生产技术可以表示为生产可能集: $P = \{ (x^i, y^i, -b^i) : x^i \text{ 能够生产 } (y^i, b^i) \}$ 。其中, E 的期望产出最大, 过 E 点的、与 x 轴平行的直线与 y 轴相交于点 B。

假设企业在生产时不考虑非期望产出, 即非期望产出是“强处置”或者“可自由处置”的, 那么, 非期望产出对企业产出并不形成约束, 企业可以生产无限量的非期望产出, 此时最有效的生产单位即是 E, 生产可能性前沿即是几个生产单位中的最大产出 y^E , 生产可能性集即为 $\{0, y^E\}$, 在图中表示为第一象限中 BF 与 x 轴之间的部分。

假设考虑非期望产出不能随意处置, 即非期望

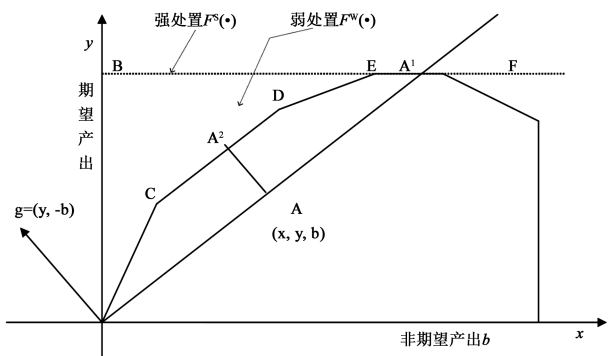


图 1 方向性环境产出距离函数示意图

产出是“弱处置”或“非自由处置”的。与 E 相比, C 与 D 的期望产出较低, 但其非期望产出也更低, 这是因为, C 与 D 需要投入一部分资源处置非期望产出, 从而导致其期望产出的降低, 因此, 综合考虑期望产出与非期望产出时, C 与 D 的生产效率未必低于 E。根据生产可能性集的单调性、凸性以及期望产出与非期望产出的“零联合”处置等假设, 此时的生产可能性集为包络线 OCDEF 与 x 轴之间的部分, 而包络线 OCDEF 即为生产可能性前沿面。

2. 环境技术

经济活动特别是工业经济活动往往会带来诸如废水、废气、固体废弃物等非期望产出的产生, 而环境技术反映了这样一种同时包括期望产出和非期望产出的特殊投入产出技术结构。它可以表示为以下产出集合的形式 (Fare et al, 2008^[20]):

$$P(x) = \{ (y, b) : x \text{ 能生产出 } (y, b) \}, x \in R_+^N \quad (3)$$

式(3)中, $P(x)$ 为投入 $x \in R_+^N$ 所能生产的期望产出 $y \in R_+^M$ 和非期望产出 $b \in R_+^L$ 的所有可能性集合。

3. 方向性距离函数

在生产可能性边界基础上, 我们就可以通过方向性距离函数 (Directional Distance Functions, DDF) 来计算出每个决策单元 (Decision Making Unit, DMU) 离生产可能性边界的距离即相对效率。DDF 的具体形式为:

$$\vec{D}_0(x, y, b; g) = \sup \{ \beta : (y, b) + \beta g \in p(x) \} \quad (4)$$

式(4)中, $g = (g_y, -g_b)$ 为产出扩张的方向向量。方向向量 g 的选取反映了人们对期望产出和非期望产出进行取舍的不同效用偏好, 本文假定 $g = (y, -b)$, 即期望产出和非期望产出在其原有存量基础上成比例增减。DDF 表示在既定投入向量 x 下, 沿着

方向向量 g , 产出向量 (y, b) 所能扩张的最大倍数 β 。DDF 值越小表明生产越接近生产可能性边界, 生产效率就越高, DDF 值等于 0 时表明 DMU 已处于生产可能性边界之上, 生产是完全有效率的。

4. Malmquist-Luenberger 生产率指数

Malmquist-Luenberger 生产率指数的计算基本思路为: 首先通过 DEA 技术构造出某经济体的生产可能性边界, 再利用方向性距离函数计算出经济体中每个 DMU 与生产可能性边界的距离, 最后基于两个时期的方向性距离函数计算出此期间的 Malmquist-Luenberger 生产率指数。根据 Chung et al. (1995)^[19], 在 DDF 基础上定义的 t 期和 $(t+1)$ 期之间的基于产出的 Malmquist-Luenberger 生产率指数为:

$$ML_t^{t+1} = \left\{ \frac{[1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; g^t)]}{[1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})]} \times \frac{[1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g^t)]}{[1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})]} \right\}^{1/2} \quad (5)$$

Malmquist-Luenberger 生产率指数也可以被分解为技术效率变化指数 (EFFCH) 和技术进步变化指数 (TECH):

$$ML = EFFCH \times TECH \quad (6)$$

$$EFFCH_t^{t+1} = \frac{1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; g^t)}{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})} \quad (7)$$

$$TECH_t^{t+1} = \left\{ \frac{[1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g^t)]}{[1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; g^t)]} \times \frac{[1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})]}{[1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})]} \right\} \quad (8)$$

(三) 数据处理

基于数据的可得性和完整性, 本文样本为 2007-2013 年中国 30 个省份 (西藏除外) 火电行业面板数据, 数据来源于《中国电力年鉴》、《环境统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。投入变量包括劳动投入、资本投入和能源投入, 其中劳动投入以火电行业从业人员表示, 资本投入以火电行业固定资产净值年平均余额表示, 并以 2006 年为基期的固定资产投资价格指数进行平减, 能源投入用燃料标准煤表示, 由发电量乘以发电技术经济指标中的标准煤耗计算得出。产出变量包括期望产出变量和非期望产出变量, 其中期望产出变量采用火电行业发电量表示, 非期望产出变量采用火电行业 SO_2 排放量表示。

数据显示, 各年度各地区投入产出变量差异明显, 因此, 有必要对火电行业全要素生产率进行分地区比较分析。本文将全国划分为华东、华南、华中、华北、西北、西南和东北七大地区, 其中华东地区包括山东、江苏、安徽、浙江、福建、上海; 华南地区包括广东、广西、海南; 华中地区包括湖北、湖南、河南、江西; 华北地区包括北京、天津、河北、山西、内蒙古; 西北地区包括宁夏、新疆、青海、陕西、甘肃; 西南地区包括四川、重庆、云南、贵州; 东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江。

三、实证结果分析

根据上述研究方法和面板数据, 本文采用 MAXDEA 软件对火电行业在非环境规制和环境规制两种情形下的全要素生产率进行测算并分解。表 1 和表 2 分别报告了两种情形下火电行业全要素生产率及分解指标的时间趋势比较和省份差异比较情况。

表 1 两种情形下全要素生产率及分解指标的时间趋势比较

| 时间 | 环境规制 | | | 非环境规制 | | |
|-----------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|
| | 技术效率 | 技术进步 | 全要素生产率 | 技术效率 | 技术进步 | 全要素生产率 |
| 2007-2008 | 1.016 | 1.090 | 1.083 | 1.003 | 1.022 | 1.025 |
| 2008-2009 | 1.057 | 0.993 | 1.047 | 1.026 | 0.974 | 0.999 |
| 2009-2010 | 0.961 | 1.243 | 1.147 | 0.973 | 1.967 | 1.914 |
| 2010-2011 | 1.120 | 0.863 | 0.932 | 1.030 | 0.529 | 0.545 |
| 2011-2012 | 0.989 | 1.119 | 1.105 | 0.922 | 1.096 | 1.011 |
| 2012-2013 | 1.044 | 1.166 | 1.203 | 1.063 | 0.934 | 0.994 |
| 平均 | 1.031 | 1.079 | 1.086 | 1.002 | 1.010 | 1.012 |

表 2 两种情形下全要素生产率及分解指标的省份差异比较

| 省份 | 环境规制 | | | 非环境规制 | | |
|-----|-------|-------|--------|-------|-------|--------|
| | 技术效率 | 技术进步 | 全要素生产率 | 技术效率 | 技术进步 | 全要素生产率 |
| 北京 | 1.125 | 1.156 | 0.982 | 1.000 | 1.031 | 1.031 |
| 天津 | 0.986 | 1.072 | 0.936 | 0.983 | 1.029 | 1.011 |
| 河北 | 1.000 | 1.056 | 1.058 | 0.997 | 1.002 | 0.999 |
| 山西 | 1.003 | 1.014 | 1.016 | 0.999 | 1.022 | 1.020 |
| 内蒙古 | 1.000 | 1.055 | 1.055 | 0.990 | 1.053 | 1.043 |
| 辽宁 | 1.021 | 1.018 | 1.036 | 0.993 | 0.996 | 0.989 |
| 吉林 | 1.126 | 0.957 | 1.095 | 1.010 | 0.996 | 1.006 |
| 黑龙江 | 1.056 | 1.039 | 1.078 | 0.996 | 1.007 | 1.003 |
| 上海 | 1.000 | 1.268 | 1.268 | 1.000 | 1.032 | 1.032 |
| 江苏 | 1.000 | 1.164 | 1.164 | 0.995 | 1.028 | 1.023 |
| 浙江 | 1.012 | 1.268 | 1.265 | 0.993 | 1.032 | 1.024 |
| 安徽 | 1.089 | 1.246 | 1.350 | 1.010 | 1.014 | 1.024 |
| 福建 | 1.003 | 1.176 | 1.168 | 1.000 | 1.049 | 1.049 |
| 江西 | 1.024 | 0.985 | 0.993 | 0.997 | 0.990 | 0.987 |
| 山东 | 1.000 | 1.427 | 1.427 | 0.991 | 0.994 | 0.985 |
| 河南 | 1.039 | 1.004 | 1.043 | 1.008 | 0.992 | 1.000 |
| 湖北 | 1.023 | 1.053 | 1.050 | 1.007 | 1.000 | 1.007 |
| 湖南 | 1.003 | 1.031 | 1.024 | 1.001 | 1.064 | 1.065 |
| 广东 | 1.000 | 0.987 | 0.987 | 0.998 | 1.022 | 1.020 |
| 广西 | 1.000 | 1.005 | 1.005 | 1.000 | 0.978 | 0.978 |
| 海南 | 1.000 | 1.089 | 1.089 | 1.001 | 1.035 | 1.037 |
| 重庆 | 1.000 | 1.007 | 1.007 | 1.000 | 0.926 | 0.926 |
| 四川 | 1.000 | 0.961 | 0.961 | 1.000 | 0.858 | 0.858 |
| 贵州 | 1.000 | 1.088 | 1.088 | 0.994 | 0.959 | 0.953 |
| 云南 | 1.042 | 1.013 | 1.061 | 1.013 | 1.021 | 1.035 |
| 陕西 | 1.018 | 1.024 | 1.034 | 1.005 | 1.013 | 1.018 |
| 甘肃 | 1.053 | 0.994 | 1.005 | 1.007 | 1.004 | 1.011 |
| 青海 | 1.187 | 1.009 | 1.107 | 1.063 | 1.196 | 1.270 |
| 宁夏 | 0.997 | 1.037 | 0.952 | 0.982 | 1.015 | 0.997 |
| 新疆 | 1.127 | 1.166 | 1.281 | 1.030 | 0.981 | 1.010 |
| 华东 | 1.017 | 1.258 | 1.274 | 0.998 | 1.025 | 1.023 |
| 华南 | 1.000 | 1.027 | 1.027 | 1.000 | 1.012 | 1.012 |
| 华中 | 1.022 | 1.018 | 1.028 | 1.003 | 1.012 | 1.015 |
| 华北 | 1.023 | 1.071 | 1.009 | 0.994 | 1.027 | 1.021 |
| 西北 | 1.076 | 1.046 | 1.076 | 1.017 | 1.042 | 1.061 |
| 西南 | 1.011 | 1.017 | 1.029 | 1.002 | 0.941 | 0.943 |
| 东北 | 1.068 | 1.005 | 1.070 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 平均 | 1.031 | 1.079 | 1.086 | 1.002 | 1.010 | 1.012 |

(一)非环境规制情形下全要素生产率测算及分解

总体上来看,在非环境规制情形下火电行业全要素生产率增长缓慢。2007-2013 年火电行业全要素生产率年均增长率为 1.2%,其中技术进步年均增长率为 1%,技术效率年均增长率为 0.2%,可见,火电行业全要素生产率的增长主要来源于技术进步的贡献,贡献率为 83%。

从时间趋势来看,2007-2013 年火电行业全要素生产率增长呈现正负增长互现的演变轨迹。2007

-2008 年全要素生产率增长率为 2.5%,主要得益于技术效率和技术进步的双重驱动,其中技术进步的贡献率高达 88%;2008-2009 年全要素生产率增长率为-0.1%,主要原因在于技术进步负增长,技术进步增长率为-2.6%;2009-2010 年全要素生产率增长率高达 91.4%,主要原因在于高速技术进步,技术进步增长率为 96.7%;2010-2011 年全要素生产率增长率为-45.5%,主要原因在于技术进步负增长,技术进步增长率为-47.1%;2011-2012 年全要素生产率增长率为 1.1%,主要得益于技术进步,技术进

步增长率为 9.6%,而技术效率呈现负增长;2012-2013 年全要素生产率增长率为-0.6%,主要原因在于技术进步负增长,而技术效率改善明显,技术效率增长率为 6.3%。可见,技术进步是决定火电行业全要素生产率增长的关键因素。

分省份来看,各省份火电行业全要素生产率增长差异明显。2007-2013 年 30 个省份中火电行业全要素生产率年均增长率出现负增长的省份有 9 个,占比为 30%。火电行业全要素生产率年均增长率排名前五的省份分别是青海(27%)、湖南(6.5%)、福建(4.9%)、内蒙古(4.3%)和海南(3.7%),全要素生产率年均增长率排名后五位的省份分别是山东(-1.5%)、广西(-2.2%)、贵州(-4.7%)、重庆(-7.4%)和四川(-14.2%)。分地区来看,西北地区独领风骚,2007-2013 年间西北地区全要素生产率增长率为 6.1%,技术效率增长率为 1.7%,技术进步增长率为 4.2%。而西南地区全要素生产率出现负增长,年均增长率为-5.7%,技术进步增长率为-5.9%。从图 2 雷达图的凹陷部分来看,应当着重提高西南地区的全要素生产率和技术进步、华北地区的技术效率(增长率为-0.6%)。

(二)环境规制情形下全要素生产率测算及分解

总体上来看,在环境规制情形下火电行业全要素生产率增长迅速。2007-2013 年火电行业全要素生产率年均增长率为 8.6%,主要得益于技术进步和效率改善的双重驱动,其中技术进步年均增长率为 7.9%,技术效率年均增长率为 3.1%,可见,火电行业全要素生产率的增长仍主要来源于技术进步的贡献,贡献率高达 92%。

从时间趋势来看,除 2010-2011 年火电行业全要素生产率增长率出现负增长之外,其余年份均为正增长。2010-2011 年火电行业全要素生产率增长率为-6.8%,主要原因在于技术进步出现了负增长,增长率为-13.7%。2010-2011 年火电行业全要素生产率之所以出现大幅度下降,是因为该期间国家出台了一揽子环境规制政策,一些部门针对电力行业采取了一系列环境规制措施。比如,国务院印发的《“十二五”节能减排综合性工作方案》对“十二五”规划纲要确定的节能减排目标进行了细化,在

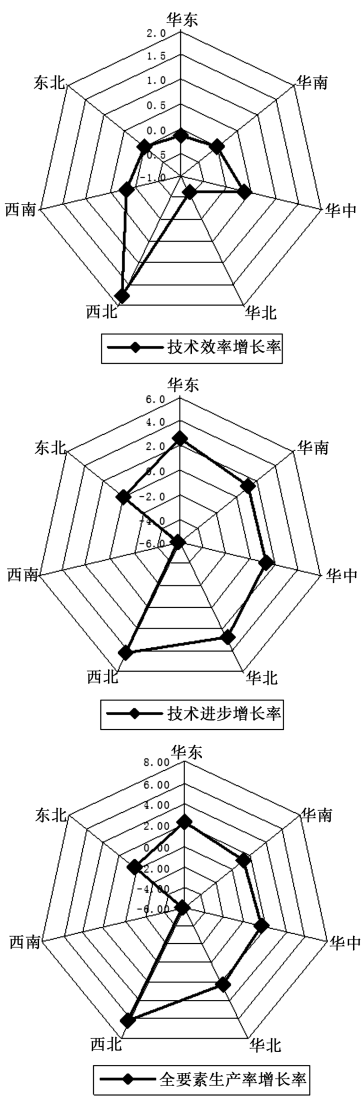


图 2 非环境规制情形下各地区全要素生产率及分解指标雷达图

节能方面,提出到 2015 年,全国万元国内生产总值能耗下降到 0.869 吨标准煤(按 2005 年价格计算),比 2010 年的 1.034 吨标准煤下降 16%,比 2005 年的 1.276 吨标准煤下降 32%;“十二五”期间,实现节约能源 6.7 亿吨标准煤。在减排方面,提出 2015 年,全国化学需氧量和二氧化硫排放总量分别控制在 2347.6 万吨、2086.4 万吨,比 2010 年的 2551.7 万吨、2267.8 万吨分别下降 8%;全国氨氮和氮氧化物排放总量分别控制在 238.0 万吨、2046.2 万吨,比 2010 年的 264.4 万吨、2273.6 万吨分别下降 10%。一系列的环境规制政策和措施要求火电企业必须安装脱硫设施,并使用含硫量较低的燃料,从而增加了发电企业的运行成本,在短时期内影响到了火电企业的绩效,因此,中国火电行业全要素生产率在

2010-2011 年出现了大幅度下降。

分省份来看,各省份火电行业全要素生产率增长差异仍十分明显。2007-2013 年 30 个省份中火电行业全要素生产率年均增长率出现负增长的省份有 6 个,占比为 20%。火电行业全要素生产率年均增长率排名前五的省份分别是山东(42.7%)、安徽(35%)、新疆(28.1%)、上海(26.8%)和浙江(26.5%),全要素生产率年均增长率排名后五位的省份分别是天津(-6.4%)、宁夏(-4.8%)、四川(-3.9%)、北京(-1.8%)和广东(-1.3%)。分地区来看,华东地区独领风骚,2007-2013 年间华东地区全要素生产率增长率为 27.4%,技术效率增长率为 1.7%,技术进步增长率为 25.8%,其他六大地区全要素生产率增长率均低于全国平均水平。从图 3 雷达图的凹陷部分来看,应当着重提高华北地区的全要素生产率(增长率为 0.9%)、东北地区的技术进步(增长率为 0.5%)以及华南地区的技术效率(增长率为 0%)。

(三)环境规制对火电行业全要素生产率的影响

通过上述分析,我们找到了中国火电行业存在“波特假说”的证据,环境规制有助于中国火电行业全要素生产率增长。具体证据如下:

首先,从总体而言,环境规制有助于火电行业效率改善和技术进步,促进全要素生产率增长。从图 4 可见,2007-2013 年间,环境规制情形下的火电行业全要素生产率年均增长率、技术效率年均增长率和技术进步年均增长率分别要比非环境规制情形下的要高出 7.4%、2.9%和 7.8%。

其次,从分地区比较而言,火电行业环境规制使除华北之外(华北地区全要素生产率增长率下降了 1.2%)的其他六大地区的火电行业全要素生产率均得到明显提高,其中华东地区提高了 25.1%,华南地区提高了 1.5%,华中地区提高了 1.3%,西北地区提高了 1.5%,西南地区提高了 8.6%,东北地区提高了 7%。

再次,从分省份比较而言,环境规制对火电行业全要素生产率增长的促进作用主要体现在两个方面:一方面,环境规制显著促进了山东省等 22 个省份火电行业全要素生产率增长(见表 3),提升幅度

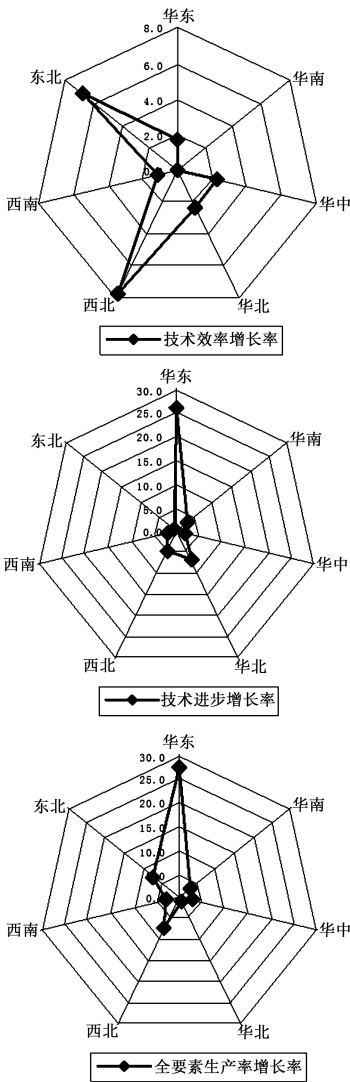


图 3 环境规制情形下各地区全要素生产率及分解指标雷达图

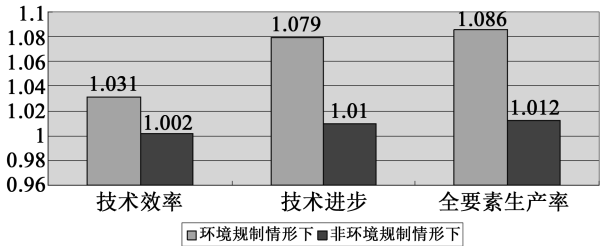


图 4 两种情形下全要素生产率及分解指标的比较

最大的五个省份分别是山东、安徽、新疆、浙江和上海,其火电行业全要素生产率增长率提升幅度分别为 44.2%、32.6%、27.1%、24.1%和 23.6%;另一方面,环境规制减少了火电行业全要素生产率增长率为负增长的省份个数,环境规制使得火电行业全要素生产率增长率为负增长的省份个数从 9 个下降至 6 个,占比从 30%下降至 20%。

表 3 环境规制对各省火电行业全要素生产率提升幅度排名

| 省份 | 提升幅度 (%) | 排名 | 省份 | 提升幅度 (%) | 排名 |
|-----|----------|----|-----|----------|----|
| 山东 | 44.2 | 1 | 湖北 | 4.3 | 16 |
| 安徽 | 32.6 | 2 | 河南 | 4.3 | 17 |
| 新疆 | 27.1 | 3 | 广西 | 2.7 | 18 |
| 浙江 | 24.1 | 4 | 云南 | 2.6 | 19 |
| 上海 | 23.6 | 5 | 陕西 | 1.6 | 20 |
| 江苏 | 14.1 | 6 | 内蒙古 | 1.2 | 21 |
| 贵州 | 13.5 | 7 | 江西 | 0.6 | 22 |
| 福建 | 11.9 | 8 | 山西 | -0.4 | 23 |
| 四川 | 10.3 | 9 | 甘肃 | -0.6 | 24 |
| 吉林 | 8.9 | 10 | 广东 | -3.3 | 25 |
| 重庆 | 8.1 | 11 | 湖南 | -4.1 | 26 |
| 黑龙江 | 7.5 | 12 | 宁夏 | -4.5 | 27 |
| 河北 | 5.9 | 13 | 北京 | -4.9 | 28 |
| 海南 | 5.2 | 14 | 天津 | -7.5 | 29 |
| 辽宁 | 4.7 | 15 | 青海 | -16.3 | 30 |

虽然环境规制在总体上促进了中国火电行业全要素生产率增长,但需要注意的是,在环境规制使得中国绝大部分省份火电行业全要素生产率增长的同时,还有占全国 27%的省份在环境规制情形下火电行业全要素生产率呈现恶化趋势。从表 3 可见,环境规制在促进山东省等 22 个省份火电行业全要素生产率增长的同时,也使得山西、甘肃、广东、湖南、宁夏、北京、天津和青海等 8 个省市的火电行业全要素生产率增长率出现了下滑趋势,其中青海火电行业全要素生产率的下滑幅度最大,下滑幅度高达 16.3%。此外,从地区层面上看,环境规制使得华北地区全要素生产率增长率下降了 1.2%。可见,在对中国火电行业进行环境规制时,不可实行“一刀切”的政策,应当充分考虑地区异质性,采取逐步过渡的方式进行,从而最终实现火电行业整体发展质量的提升。

四、环境规制下火电行业全要素生产率的影响因素分析

哪些因素导致了中国火电行业全要素生产率在地区之间有如此之大的差异?影响火电行业全要素生产率的主要因素是什么?弄清这些基本问题对于完善火电行业环境规制政策、提高火电行业全要素生产率意义重大。为此,在已有文献研究基础上,本部分实证检验所有制结构、企业规模、标准煤耗、电力价格和煤炭价格等因素对环境规制下火电行业全要素生产率的影响。其中,所有制结构变量用国有资产比重表示,用地区年度国有及控股电力生产工

业的总资产除以国有及规模以上电力生产工业的总资产得到;火电行业的平均规模以平减后的固定资产净值年平均余额除以火电行业企业单位数得到,单位为亿元;标准煤耗是指生产每千瓦时电量所耗费的标准煤量,单位为克/千瓦时;电力价格和煤炭价格分别以 2006 为基期的电力出厂价格指数和煤炭出厂价格指数表示。表 4 报告了固定效应模型和随机效应模型的估计结果,回归结果表明两个模型的估计结果相似,主要研究结论如下:

表 4 环境规制情形下全要素生产率影响因素回归结果

| 变量 | 固定效应模型 | | 随机效应模型 | |
|-------------|-----------|--------|-----------|--------|
| | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 |
| 常数项 | 1.887*** | 3.553 | 2.695*** | 4.173 |
| 国有资产比重 | -0.173*** | -4.427 | -0.127*** | -3.504 |
| 平均规模 | -0.034*** | -3.796 | -0.012*** | -3.091 |
| 规模平方 | 0.039*** | 8.809 | 0.018*** | 2.970 |
| 标准煤耗 | -0.081*** | -3.302 | -0.023** | -2.267 |
| 电力价格 | 0.485*** | 4.042 | 0.494* | 1.951 |
| 煤炭价格 | -0.476*** | -4.991 | -0.460*** | -6.696 |
| R-squared | 0.924 | | 0.931 | |
| F-statistic | 19.605 | | 21.613 | |

注:*表示在 10%的水平下显著;**表示在 5%的水平下显著;***表示在 1%的水平下显著。

国有资产比重与火电行业全要素生产率显著负相关。2002 年推进的电力市场化改革的主要目标是打破垄断,引入竞争,经过十余年的改革,中国完成了“厂网分离”的第一步,初步形成了发电侧的竞争。但另一方面,关于所有权结构的调整 and 改革却相对滞后,发电侧的国有资产比重仍然偏高,这在一定程度上影响了电力行业绩效的进一步提升。虽然中国发电行业已定位为竞争性领域,对民营资本和外资放开,但是国有资本一股独大的现象仍然十分严重。考察期内中国火电行业国有资产比重虽呈现下降趋势,但中国火电行业的产权改革还很不充分,国有资本在电源投资领域仍然占据主导地位。因此,产权改革仍是中国电力体制深化改革的关键。

企业规模与火电行业全要素生产率呈现显著“U”型关系。回归结果表明,企业平均规模与全要素生产率显著负相关,当加入企业规模平方项之后,发现企业规模与全要素生产率显著正相关,这表明企业规模与全要素生产率呈现显著“U”型关系,也就是说在过低的产出水平时火电企业不存在规模经济性,只有当企业规模超过一个临界点之后,火电企业全要素生产率才会随着企业规模的扩大而逐渐提

高。这意味着中国火电企业大部分都处于规模不经济状态,而随着企业规模的进一步扩大并超过临界点后,火电行业全要素生产率会进一步提高,这种“U”型关系主要是由中国电煤供求性质和电煤价格机制决定的(陶锋等,2008)^[9]。

标准煤耗与火电行业全要素生产率显著负相关。这表明火电行业每生产一度电所消耗的标准煤越少越有利于火电行业全要素生产率的提高。21世纪以来随着中国煤炭市场的逐渐放开,电煤价格也逐年飙升,促使火力发电企业加强管理,节能降耗,这对火力发电企业标准煤耗的降低起了很大推进作用。考察期内中国火电行业标准煤耗不断下降,但是中国发电标准煤耗与世界先进水平国家相比还存在较大差距,中国标准煤耗仍处于高位,其主要原因在于煤耗高的小火电机组比例较高和火力发电装机容量的比重较高。因此,中国需要优化火电机组的单机容量与机组类型,加大关停小机组政策的执行力度,进一步加大科技投入力度,降低火电行业标准煤耗,提高火电行业全要素生产率。

电力价格与火电行业全要素生产率显著正相关,而煤炭价格与火电行业全要素生产率显著负相关。燃料成本是火电行业重要的成本项目,目前燃料成本约占中国火电厂总生产成本的一半左右,煤价上涨对火电厂发电成本上升具有持续性影响,不利于火电行业全要素生产率提高。考察期内电力出厂价格指数和煤炭出厂价格指数均处于上升趋势,电力价格的上涨有助于火电行业全要素生产率的改善,而煤炭价格的上涨,增加了发电企业发电成本,抑制了火电行业全要素生产率的提高。

五、结论与建议

(一)主要结论

随着“两型”社会建设的不断推进,中国火电行业发展面临的节能减排压力巨大。本文将SO₂排放量作为一项非期望产出纳入火电行业生产率测算框架,采用基于方向性距离函数的Malmquist-Luenberger生产率指数对2007-2013年中国30个省份火电行业生产率进行测度分解,通过比较考虑和不考虑SO₂排放量两种情形下的火电行业生产率,分析环境规制对中国火电行业全要素生产率增长的影响,结果发现“波特假说”在中国火电行业是存在

的,环境规制有助于火电行业全要素生产率增长。进一步对环境规制情形下火电行业全要素生产率的影响因素分析发现,国有资产比重、标准煤耗、煤炭价格与生产率显著负相关,电力价格与生产率显著正相关,企业规模与生产率呈现显著“U”型关系。

(二)政策建议

1.稳步加强环境规制,充分考虑地区差异,避免“一刀切”做法

由于加强环境规制会迫使发电企业增加在节能减排设施方面的投入,从短期来看,加强环境规制与提高发电企业生产率似乎是相矛盾的,本文研究发现受一系列环境规制政策措施影响,2010-2011年火电行业全要素生产率出现大幅度下降。尽管如此,根据本文研究结果,我们找到了中国火电行业存在“波特假说”的证据,环境规制有助于中国火电行业全要素生产率增长。因此,从长期来看,中国应当稳步加强对火电行业SO₂排放量的规制,因为在持续严格管制下,会使火电企业产生采用新生产技术和工艺、调整资源配置、加强内部科学规范管理的内在动力。地方政府或者行业协会应当制定与火电行业环境保护有关的政策、标准等引导火电行业经营活动,促使其合理利用资源实现清洁生产,并对排放污染物的数量、标准和范围以及废弃物的处理技术和标准等进行设定,对超标的地区进行环境污染税、排放废弃物费等行政规制,并逐渐采用界定产权、排污许可证交易等激励型经济手段进行环境规制的引导,最终达到经济与环境的和谐可持续发展。但是,在稳步加强中国火电行业环境规制的同时,应当充分考虑地区异质性,不可实行“一刀切”的政策,我们在实证研究中发现,在环境规制使得中国绝大部分省份火电行业全要素生产率增长的同时,还有占全国27%的省份在环境规制下火电行业全要素生产率呈现恶化趋势。因此,应当对这些占全国27%的省份实行“适度放松——再规制”的政策(白雪洁和宋莹,2009)^[17],首先,对这些省份进行适度放松的环境规制,使其在规定污染物保持不变的情况下达到生产率相对最优,其次,从长远来看应当逐步加强对这些省份的环境规制程度,在保证发电量增长的同时,降低其污染物的排放。

2.进一步加大火电行业产权改革力度,加强关

停小火电力度,提高火电企业规模,降低标准煤耗

研究表明,国有资产比重与火电行业生产率显著负相关,当前中国火电行业国有资本一股独大现象仍然十分严重,国有企业的高度集中是电力行业许多基本问题的根源(林伯强,2005)^[21],应当在保持国有产权控制地位前提下,加大火电行业产权改革力度,提高火电行业所有权结构的多元化程度。此外,研究表明企业规模与火电行业生产率呈现显著“U”型关系,当前中国火电企业大部分仍处于规模不经济状态,应当进一步加强关停小火电的力度,提高火力发电企业规模。研究表明标准煤耗与火电行业全要素生产率显著负相关,中国需要优化火电机组的单机容量与机组类型,加大关停小机组政策的执行力度,进一步加大科技投入力度,降低火电行业标准煤耗。

3.探索多种形式的激励性价格规制改革,理顺电力价格形成机制

中国长期实行的规制定价使得国有垄断发电企业往往倾向于通过不断要求提价来维持和增加垄断利润,而缺乏降低成本、改善管理的内在动力。一直以来,火电企业都把生产效率低下的主要原因归结于“市场煤”与“计划电”,要求实行“煤电联动”。虽然本文的实证研究结果发现,电力价格与生产率显著正相关,煤炭价格与生产率显著负相关,然而实践证明,“煤电联动”治标不治本,“煤电联动”政策的实施并未能促进电力企业降低成本、改善管理,反而成为电力企业不断要求涨价的借口。也就是说这一政策短期内可以减轻发电企业的经营压力,但长期来看,还是要进一步深化电价形成机制改革,促进科学定价,比如完善价格上限规制、收入上限规制以及标尺竞争规制等激励性价格规制体系,促使发电行业提高自身经营效率,进而促进发电企业整体绩效的提高。

参考文献:

[1] Porter M.E., Towards a New Conception of the Environmental Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(04): 97-118.

[2] Zhang N., Zhou P., Choi Y., Energy Efficiency, CO₂ Emission Performance and Technology Gaps in Fossil Fuel Elec-

tricity Generation in Korea: A Meta-frontier Non-radial Directional Distance Function Analysis [J]. Energy Policy, 2013, 56(02): 653-662.

[3] Journal T.E., Market Restructuring, Competition and the Efficiency of Electricity Generation: Plant-level Evidence from the United States 1996 to 2006 [J]. Energy Journal, 2013, 34(01): 1-31.

[4] 李眺.生产要素投入、电价规制改革与火电企业的效率[J].财经研究, 2009, (04): 107-118.

[5] 乔岳,周利华.中国电力产业的绩效研究[J].山西财经大学学报, 2010, (12): 67-73.

[6] 张各兴,夏大慰.所有权结构、环境规制与中国发电行业的效率[J].中国工业经济, 2011, (06): 130-140.

[7] 李宏舟,邹涛.中国电力行业发电技术效率及影响因素: 2000-2009年[J].改革, 2012, (10): 44-50.

[8] 腾飞,吴宗鑫.中国电力企业的绩效分析[J].数量经济技术经济研究, 2003, (06): 127-130.

[9] 陶锋,郭建万,杨舜贤.电力体制转型期发电行业的技术效率及其影响因素[J].中国工业经济, 2008, (01): 68-76.

[10] 白雪洁,宋莹.中国各省火电行业的技术效率及其提升方向[J].财经研究, 2008, (10): 15-25.

[11] 李永来.市场化改革与电力行业效率[J].当代经济科学, 2009, (01): 59-65.

[12] 徐文鹏.中国电力生产业的效率[J].数理统计与管理, 2012, (01): 85-95.

[13] Korhonen P.J., Luptacik M., Eco-efficiency Analysis of Power Plants: An Extension of Data Envelopment Analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2004, 154(02): 437-446.

[14] Frey E.F., Technology Diffusion and Environmental Regulation: The Adoption of Scrubbers by Coal-Fired Power Plants [J]. Energy Journal, 2008, 34(01): 177-205.

[15] Welch E., Barnum D., Joint Environmental and Cost Efficiency Analysis of Electricity Generation [J]. Ecological Economics, 2009, 68(08): 2336-2343.

[16] Recka L., Scasny M., Environmental Regulation Impacts on the Czech Power System by the Dynamic Linear Optimisation Model Message [J]. Environmental Microbiology, 2013, 61(02): 248-273.

[17] 白雪洁,宋莹.环境规制、技术创新与中国火电行业的效率提升[J].中国工业经济, 2009, (08): 68-77.

[18] 王兵,卢金勇,陈茹.环境约束下的中国火电行业技

术效率及其影响因素实证研究[J].经济评论,2010,(04):90-98.

[19] Chung Y.H., Fare R., Grosskopf S., Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J].Journal of Environmental Management, 1995, 51(03):229-240.

[20] Fare R., Grosskopf S., Pasurka C.A, Environmental

Production Functions and Environmental Directional Distance Functions[J].Ssrn Electronic Journal, 2008, 32(07):1055-1066.

[21] 林伯强.中国电力工业发展:改革进程与配套改革[J].管理世界,2005,(08):65-79.

(责任编辑:杨 磊)

Total Factor Productivity and Influence Factors of China’s Thermal Power Industry under Environmental Regulations

ZHU Chengliang

(Institute of Quantitative and Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100732, China)

Abstract: SO₂ emissions as an undesirable output are put into the productivity measurement framework, and the Malmquist-Luenberger productivity index is used to estimate and decompose the productivity growth of the thermal power industry in China’s 30 provinces. The results find that "Porter Hypothesis" exists in China’s thermal power industry and the environmental regulation helps the productivity growth. The proportion of state-owned assets, the standard coal consumption, coal prices and productivity show a significant negative correlation, but electricity prices and productivity show a significant positive correlation, and firm size and productivity show a significant "U"-shaped correlation. Based on above findings, the paper gives the corresponding policy recommendations to enhance the productivity of China’s thermal power industry.

Key Words: Environmental Regulations; Thermal Power Industry; Total Factor Productivity; Directional Distance Functions

