

DOI: 10.15918/j.jbitss1009-3370.2015.0503

环境规制、技术效率与水污染减排成本 ——基于中国制糖业的实证分析

茹蕾, 司伟

(中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)

摘要: 为了解中国制糖业的水污染减排成本及环境规制对制糖企业技术效率的影响,运用二次型方向性产出距离函数对2007/2008—2012/2013榨季广西79家制糖企业(糖厂)的环境技术效率进行估计,分析环境规制对糖厂环境技术效率的影响;并进一步计算化学需氧量(COD)、五日生化需氧量(BOD₅)和悬浮物(SS)的影子价格及其影响因素,以检验现有排污权价格的合理性。研究发现:样本期间,制糖企业的技术效率在不断提高;制糖企业节水指数越高,对环境规制的妥协程度越高,企业的技术效率越高。COD、BOD₅和SS的平均影子价格分别为5.326万元/吨、7.229万元/吨和0.516万元/吨,存在较大差异,且明显高于目前的排污权交易价格;而广西不同区域3种污染物的影子价格也存在较大差异,应采取跨区域的排污权交易以降低治污成本。此外,环境规制、企业规模经营和所有制改革对降低污染物减排成本具有显著作用。

关键词: 环境规制; 技术效率; 水污染; 影子价格; 制糖业

中图分类号: F307.5

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2015)05-0015-10

中国作为一个严重缺水的国家,水安全问题日益引起人们的广泛关注。2014年中国水价值指数调查报告显示,水污染、工业废水排放、水过度使用被认为是三大主要水问题。其中,工业废水排放(和废气排放)造成的环境污染问题已经成为中国工业转型发展面临的重要问题。制糖工业属于高能耗、高污染农产品加工业,其高耗水及水污染物的排放是制糖工业的主要环境问题(Alejandra等,2009)^[1]。本文以广西壮族自治区为例,制糖工业作为广西主要支柱产业之一,其产值约占全区工业总产值的7%左右,同时也是广西水污染物的主要排放行业。2007/2008—2012/2013榨季,平均而言,广西制糖业化学需氧量(COD)排放量为67.944吨,五日生化需氧量(BOD₅)排放量为44.681吨,悬浮物(SS)排放量为34.208吨。从3种污染物的浓度来看,COD浓度最高为5625毫克/升,BOD₅浓度最高为3200毫克/升,SS浓度最高达14000毫克/升。根据中国政府2006年出台的《甘蔗制糖业清洁生产标准》的要求,制糖企业废水中COD浓度不得大于100毫克/升,BOD₅浓度不高于20毫克/升,SS浓度不高于70毫克/升;2013年10月1日,广西实施了首个地方环保标准《甘蔗制糖工业水污染排放标准》,该标准要求制糖企业废水中COD浓度不高于80毫克/升,

BOD₅浓度不高于20毫克/升,SS浓度不高于40毫克/升。因此,在严格的制糖工业环境准入条件下,制糖企业需要加快结构调整和产业升级,从源头削减污染排放。在此背景下,了解环境规制政策的实施对制糖企业技术效率的影响,并估算企业水污染的减排成本,对指导中国制糖企业未来合理地安排生产布局具有重要的指导意义。

制糖企业减少污染排放有两种方式:一是采用清洁生产技术工艺和先进的污染治理技术;二是压缩生产以减少污染的产生。两种方式均需要以企业投入经费或减少产出为代价。但是,污染物通常没有市场价格,而影子价格反映的是污染物削减的边际减排成本,解决了污染减排损失的估计困难问题。此外,影子价格能在一定程度上评估环境规制政策的有效性。如果同一地区同一行业的企业的污染物影子价格存在较大差异,则说明环境监管造成了该行业的资源配置存在效率损失。反之,如果所有企业的边际减排成本(影子价格)相同,则实现了成本有效性。理论上,当存在可交易排污权时,所有企业都可以进行排污权交易以使其最后一单位的减排成本等于排污权价格(Coggins等,1996)^{[2]59}。因此,计算影子价格还能对排污权价格的制定起到参考作用。所以,本文对制糖业水污染物影子价格进

收稿日期: 2015-03-25

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71303236);全国博士学位论文作者专项资金资助项目(200983)

作者简介: 茹蕾(1988—),女,博士研究生,E-mail:rulei1017@gmail.com

行估计,既能了解目前制糖业水污染物的减排成本,又能对当前水污染物排污权价格的合理性进行评估。

一、文献回顾

关于环境规制的研究可追溯到 Porter 和 van der Linde (1995)^[3],他们认为严格的环境规制会影响企业环境创新和竞争力,即 Porter 假说。基于企业绩效的 Porter 假说检验的是环境规制政策与企业生产率的关系。早期的研究认为,环境规制会阻碍企业生产率的提高(Gollop 等,1983^[4];Jaffe 等,1995^[5])。但是近期的大量研究表明,环境规制对提高企业生产率有积极作用。如 Berman 等(2001)^[6]发现,与美国其他地区的精炼厂相比,位于严格实施空气污染防治政策的洛杉矶的精炼厂的生产率更高。类似地,Alpay(2002)^[7]研究发现,在环境规制政策的压力下,墨西哥的食品加工业的生产率呈上升趋势。Lanoie 等(2011)^[8]运用 OECD 对 7 个工业化国家的数千家公司的调研数据,分别选取环境创新(Environmental innovation)、环境绩效(Environmental performance)和企业绩效(Business performance)作为因变量构建 3 个方程进行检验。研究发现,环境规制强度和環境创新二者存在显著的正相关性,而第一步估计出的环境创新变量与企业绩效之间显著正相关。但是,他们也发现环境规制对企业绩效有直接的负向影响。以上研究均从静态角度检验 Porter 假说,Lanoie 等(2008)^[9]首次引入滞后 3 年或 4 年的环境规制政策和生产率,以魁北克 17 个制造业部门为例,从动态角度论证了严格的环境规制政策对生产率的长期影响是中性的。陈诗一(2010)^[10]则开创性地将方向性距离函数扩展为一个动态的行为分析模型,对工业部门从新中国成立 60 周年到 100 周年之际节能减排的损失和收益进行模拟分析,验证了环境治理可导致双赢发展机会的 Porter 假说。

影子价格的估计可分为非参数化和参数化估计两种方法。非参数化是基于数据包括分析(DEA)的估计方法,利用方向性距离函数技术估计影子价格(涂正革,2009^[11]259-282;Kaneko 等,2010^[12])。该方法最初主要是估计距离函数,后来被用于计算影子价格。参数化估计经历了早期基于生产函数(Aigner 等,1968)^[13]、成本函数(Pollak 等,1984)^[14]方法到 Pittman(1983)^[15]首次提出采用距离函数估计影子价格。与成本函数相比,距离函数不需要投入和产出的价格信息,因此该方法被学者们广泛应用。部分学者运用 Shephard 投入距离函数估计影子价格

(Hailu 等,2000^[16];Lee,2005^[17];Murty 等,2006^[18]1-9; Lee 等,2012^[19]),部分学者(Coggins 等,1996^[20];Park 等,2009^[20])采用 Shephard 产出距离函数对污染物的影子价格进行估计。Shephard 距离函数的基本假设是期望产出与非期望产出同比例增加;而 Chung 等(1997)^[21]提出的方向性距离函数则允许增加期望产出的同时减少非期望产出,能更好地识别环境污染的负外部性,也与环境规制下企业减少排放需求是一致的,因此被越来越多地用于影子价格的估计。如 Färe 等(2005)^[22]469-492 采用二次型方向性距离函数测算了美国 209 家电厂在实施酸雨计划(1993 年)前后技术效率的变化,并估计了 SO₂ 的影子价格及 SO₂ 与发电量之间的产出替代弹性;Murty 等(2007)^[23]31-50 运用方向性产出距离函数估算印度火力发电厂空气污染物的影子价格及期望产出和非期望产出的替代弹性,研究发现环境规制能提高火力发电厂的效率。Wei 等(2013)^[24]24-31 运用二次型方向性距离函数对 2004 年中国 124 家电厂 CO₂ 的影子价格进行估计,研究发现,企业规模、年龄和煤炭使用比例对影子价格的影响为负,企业技术水平与影子价格正相关。Wang 等(2014)^[25]运用二次型方向性产出距离函数研究 1997—2010 年中国省际碳排放总量的影子价格。陈诗一(2010)^[26]则分别使用参数化和非参数化方法对中国工业 38 个两位数行业在 1980—2008 年 CO₂ 的影子价格进行估计。

针对影子价格的估计,除估计方法的差异外,数据层面的差异也是影响影子价格的重要因素。通过上述总结不难发现,大部分学者采用的是企业层面的数据,较少使用工业总量的数据。这是因为工业总量数据包含了多种污染物的排放,无法精确到特定污染排放的企业数据,因此,采用总量数据可能存在对影子价格的高估(涂正革,2009)^[11]277。数据越微观,影子价格的估计值越接近于真实的边际减排成本。如果采用企业数据,那么得到的影子价格可能会更低一些(袁鹏等,2011)^[27]。此外,已有文献多侧重于对重工业(发电厂)的空气污染物的研究,较少涉及其他行业,尤其是农产品加工业和其他类型污染物(如水污染物或土壤污染)。

二、研究方法

基于方向性距离函数不需要投入和产出的价格信息,且是其他距离函数的一般形式(Chambers 等,1998)^[28],本文将采用二次型方向性距离函数进行研究。参照 Färe 等(2005)^[22]471,对方向性距离函数

进行介绍。

(一)环境生产技术

假设 y 代表期望产出向量； b 代表非期望产出向量； x 为投入向量；则产出集 $P(x)$ 可定义为

$$P(x) = \{(y, b) : x \text{ 能够生产 } (y, b)\} \quad (1)$$

产出集 $P(x)$ 描述的是所有可行的投入-产出向量，当投入为 0 时，产出亦为 0，即 $P(0) = (0, 0)$ 。为了估计非期望产出的影子价格，产出集 $P(x)$ 应满足以下 4 个性质：(I) 投入可自由处置，即如果 $x' \geq x$ ，则 $P(x') \supseteq P(x)$ 。(II) 期望产出可自由处置，即当 $(y, b) \in P(x)$ 且 $y' \leq y$ ，则 $(y', b) \in P(x)$ 。(III) 非期望产出弱自由处置，即当 $(y, b) \in P(x)$ 且 $0 \leq \theta \leq 1$ ，则 $(\theta y, \theta b) \in P(x)$ 。给定投入时，减少非期望产出的同时减少期望产出是可行的，即减少非期望产出是需要成本的。(IV) 非期望产出与期望产出零点关联 (Null-Jointness)，即非期望产出与期望产出是联合生产，若非期望产出为 0 则没有期望产出。

(二)方向性产出距离函数

假设 $g = (g_y, -g_b)$ 为方向向量，且 $g \neq 0$ 。根据上述性质，定义方向性产出距离函数为

$$\vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b) = \max\{\beta : (y + \beta g_y, b - \beta g_b) \in P(x)\} \quad (2)$$

给定技术集 $P(x)$ 时，可实现最优的期望产出的扩张和非期望产出的减少。如图 1 所示，某糖厂 F 的生产点 (y, b) 位于 $P(x)$ 内部，该糖厂将沿着 $(g_y, -g_b)$ 方向到达 $P(x)$ 前沿 $(y + \beta^* g_y, b - \beta^* g_b)$ ，其中， $\beta^* = \vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b)$ 。方向性产出距离函数具有如下转移特性： $\vec{D}_0(x, y + \alpha g_y, b - \alpha g_b; g) = \vec{D}_0(x, y, b; g)$ 。且满足以下条件：

- (I) $\vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b) \geq 0$ 当且仅当 $(y, b) \in P(x)$ ；
- (II) 若 $y' \leq y$ ，则 $\vec{D}_0(x, y', b; g_y, -g_b) \geq \vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b)$ ；
- (III) 若 $b' \geq b$ ，则 $\vec{D}_0(x, y, b'; g_y, -g_b) \geq \vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b)$ ；
- (IV) 若 $(y, b) \in P(x)$ 且 $0 \leq \theta \leq 1$ ，则 $\vec{D}_0(x, \theta y, \theta b; g_y, -g_b) \geq 0$ ；
- (V) $\vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b)$ 是凹函数。

方向性产出距离函数可看作是对糖厂技术效率的衡量 (Färe 等, 2005)^{[22][48]}。当 $\vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b) = 0$ 时，意味着 (b, y) 位于 $P(x)$ 上，糖厂在 $(g_y, -g_b)$ 方向是有效率的；当 $\vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b) > 0$ 时，则 (b, y) 位于 $P(x)$ 内部，糖厂效率有待提高，可沿 $(g_y, -g_b)$ 方向增加期望产出同时减少非期望产出。因此， $\vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b)$ 值代表了糖厂的技术非效率值，该值越大表

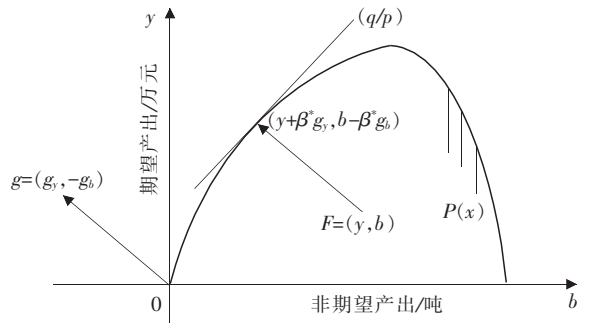


图 1 方向性距离函数

示糖厂的技术效率越低，效率改善空间越大。

由于许多非期望产出 (如污染物) 通常没有市场价格，但可以从方向性产出距离函数与利润函数之间的对偶关系推导出非期望产出的影子价格 (Färe 等, 2001)^[29]。给定第 m 种期望产出的价格 p_m ，可求出第 j 种非期望产出的价格 q_j ，具体形式如下

$$q_j = -p_m \left(\frac{\partial \vec{D}_0(x, y, b; g) / \partial b_j}{\partial \vec{D}_0(x, y, b; g) / \partial y_m} \right), \quad j=1, \dots, J \quad (3)$$

其中， p_m 是糖厂销售值的影子价格。如果要估算非期望产出影子价格的绝对值，最直接的方法就是假定期望产出的影子价格等于它的市场价格，即 p_m 等于 1 (Färe 等, 1993)^[30]。

(三)方向性产出距离函数的参数形式

参数形式的距离函数具有良好的微分性质，便于计算影子价格。其中，超越对数函数和二次函数是常用的函数形式。超越对数形式不满足转移性质，而二次函数形式是对未知的距离函数的二阶近似，因此二次函数能很好地满足方向性距离函数的特性 (Fukuyama 等, 2008)^[31]。

设定方向向量 $g = (1, -1)$ ，有利于节约参数并满足转移特性。采用该向量的方向性产出距离函数表示在给定投入时，可同时实现期望产出的单位扩张和非期望产出的单位减少。假设有 K 个生产单元，则第 k 个生产单元在第 t 期的二次型方向性距离函数为

$$\begin{aligned} \vec{D}_0(x_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1) = & a_0 + \sum_{n=1}^N \beta_{nk}^t x_{nk}^t + \sum_{m=1}^M a_{m0} y_{mk}^t + \\ & \sum_{j=1}^J \gamma_j b_{jk}^t + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{n'=1}^N \beta_{nn'}^t x_{nk}^t x_{n'k}^t + \\ & \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{m'=1}^M a_{mm'}^t y_{mk}^t y_{m'k}^t + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{j'=1}^J \gamma_{jj'}^t b_{jk}^t b_{j'k}^t + \\ & \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M \delta_{nm}^t x_{nk}^t y_{mk}^t + \sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^J \eta_{nj}^t x_{nk}^t b_{jk}^t + \sum_{m=1}^M \sum_{j=1}^J \mu_{mj}^t y_{mk}^t b_{jk}^t \quad (4) \end{aligned}$$

在本研究中，存在 1 种期望产出为销售值，3 种

非期望产出为化学需氧量(COD)、五日生化需氧量(BOD₅)和悬浮物排放量(SS),投入要素包括资本、劳动力、原料和能源投入。因此,式(4)中 $N=4, M=1, J=3$ 。对二次型方向性距离函数的估计可采用如下参数线性规划法

$$\min \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K [\vec{D}_0^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1) - 0]$$

s.t.

$$(I) \vec{D}_0^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1) \geq 0$$

$$(II) \frac{\partial \vec{D}_0^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1)}{\partial y_m} = a_m + \sum_{m'=1}^M a_{mm'} y_{m'k}^t +$$

$$\sum_{n=1}^N \delta_{mn} x_{nk}^t + \sum_{j=1}^J \mu_{mj} b_{jk}^t \leq 0, m=1, \dots, M$$

$$(III) \frac{\partial \vec{D}_0^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1)}{\partial b_j} = \gamma_j + \sum_{j'=1}^J \gamma_{j'j} b_{j'k}^t + \sum_{n=1}^N \eta_{nj} x_{nk}^t +$$

$$\sum_{m=1}^M \mu_{mj} y_{mk}^t \geq 0, j=1, \dots, J$$

$$(IV) \sum_{m=1}^M a_m - \sum_{j=1}^J \gamma_j = -1; \sum_{m=1}^M a_{mm'} = \sum_{j=1}^J \mu_{mj}, m=1, \dots, M;$$

$$\sum_{j'=1}^J \gamma_{j'j} = \sum_{m=1}^M \mu_{mj}, j=1, \dots, J; \sum_{n=1}^N \delta_{mn} = \sum_{j=1}^J \eta_{nj}, n=1, \dots, N$$

$$(V) \beta_{mi} = \beta_{n'n}, n \neq n'; a_{mm'} = a_{m'm}, m \neq m'; \gamma_{j'j} = \gamma_{jj}, j \neq j'$$

(5)

该线性规划的目标是实现所有时期各生产单元偏离其生产前沿(距离函数为0)的值求和的最小化,旨在选择使得各个生产单元尽可能有效的系数估计量。条件(I)要求所有时期各生产单元都落在技术前沿面上或前沿面内;条件(II)和(III)要求期望产出的影子价格为非负,非期望产出的影子价格为非正;条件(IV)是方向性距离函数的转移特性;条件(V)则赋予二次型函数对称性,包括投入变量之间和产出变量之间。

在实际估计中,针对投入产出变量的数量差异较大带来的线性规划模型难以收敛问题,本文对投入产出变量进行标准化,即以投入产出变量除以各变量的平均值。

三、数据来源与处理

本研究主要关心的是在考虑污染排放的情况下,环境规制对中国制糖企业技术效率的影响及污染物的影子价格及其影响因素。考虑到数据的可获

得性及连续性,本研究的制糖企业数据来自《广西糖业年报》,包含2007/2008—2012/2013榨季广西壮族自治区79家糖厂,构建474个包含生产和污染排放的平衡面板数据^①。如上所述,本研究的非期望产出指标分别为化学需氧量COD(b_1)、五日生化需氧量BOD₅(b_2)和悬浮物SS(b_3)排放量,期望产出指标为工业销售值(y_1),投入指标为资本(x_1)、劳动力(x_2)、原料(x_3)和能源投入(x_4)。

工业销售值需要进行价格调整,以2007年工业品出厂价格指数^②作为价格平减基期。受统计资料的限制,研究中对某些投入变量采用替代变量,具体处理如下(茹蕾等,2015)^{[32]19-25}:(1)资本投入:采用日榨蔗能力作为企业资本的替代变量。日榨蔗能力反映的是制糖企业的生产能力,能在一定程度上反映出企业的流量资本投入情况。(2)劳动力投入:采用开工率作为劳动力的替代变量,开工率为实际榨蔗天数与一年(365天)的比值。制糖企业为季节性生产企业,榨蔗期通常为当年的11月到次年5月,榨蔗期结束后企业基本完成制糖生产,进入到其他产品生产或是停产。因此,榨蔗天数的长短能在某种程度上反映出制糖企业劳动力的工时投入。(3)原料投入即为制糖企业的实际榨蔗量。(4)能源投入是指甘蔗制糖企业(包括综合利用)在生产统计期内,处理百吨甘蔗产品在各生产系统内实际消耗的各种能源实物量折算为标准煤的总和,即百吨蔗耗标煤。

为了估计环境规制对制糖企业技术效率的影响,本文设定两个规制指标,即规制指数(regulation index, RI)和节水指数(water conservation index, CI)。规制指数RI是指各糖厂COD、BOD₅和SS的实际排放浓度与政策允许排放的最大浓度的比例的几何平均值,具体形式为

$$RI_i = \left(\frac{COD_i}{COD_{max}} \frac{BOD_{5i}}{BOD_{5max}} \frac{SS_i}{SS_{max}} \right)^{1/3} \quad (6)$$

糖厂排放的污染物浓度越高,规制指数越大,意味着环境政策的约束越强。根据中国2006年的排放标准及2013年广西的地方标准,可分别得到两个不同强度的规制指数,即RI_w和RI_s。

节水指数CI定义为废水排放量与重复利用率之比。节水指数越低,说明企业节水能力越强^{[8]4}。所有变量的详细统计描述如表1所示。

^①广西是中国蔗糖的主产区,其蔗糖产量占全国蔗糖总产量的70%以上,占食糖总产量的60%以上。因此,以广西制糖企业为研究对象具有一定的典型性。

^②自2011年1月开始,国家统计局实施新的工业生产者价格统计调查制度方法,将“工业品出厂价格指数”改称为“工业生产者出厂价格指数”。

表1 变量统计描述

| 变量 | 单位 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------------------|------|-----------|-----------|--------|------------|
| 工业销售值 | 万元 | 41 535.23 | 33 323.32 | 376.35 | 199 812.30 |
| 日榨蔗能力 | 吨/日 | 7 465.23 | 4 826.39 | 500.00 | 24 000.00 |
| 实际榨蔗量 | 万吨 | 74.89 | 55.89 | 1.66 | 302.30 |
| 开工率 | % | 30.52 | 7.62 | 8.49 | 58.63 |
| 耗煤量 | 万吨 | 3.56 | 2.68 | 0.12 | 16.05 |
| COD排放量 | 吨 | 67.94 | 151.31 | 0.00 | 1 447.41 |
| BOD ₅ 排放量 | 吨 | 44.68 | 197.39 | 0.00 | 2 706.64 |
| SS排放量 | 吨 | 34.21 | 108.68 | 0.00 | 1 667.00 |
| COD浓度 | 毫克/升 | 135.34 | 436.73 | 0.00 | 5 625.00 |
| BOD ₅ 浓度 | 毫克/升 | 55.26 | 208.69 | 0.00 | 3 200.00 |
| SS浓度 | 毫克/升 | 88.14 | 660.01 | 0.00 | 14 000.00 |
| 废水排放量 | 万吨 | 76.19 | 126.15 | 0.17 | 1 412.99 |
| 重复利用率 | % | 92.83 | 9.28 | 27.90 | 100.00 |
| 弱规制指数(RI _w) | — | 1.03 | 4.61 | 0.00 | 87.59 |
| 强规制指数(RI _s) | — | 1.51 | 6.75 | 0.00 | 128.06 |
| 节水指数(CI) | — | 1.14 | 1.43 | 0.00 | 10.00 |

注：表1中的数据均为标准化处理之前的数值。其中，工业销售值为平减后的销售值。

四、实证结果

对2007/2008—2012/2013榨季共474个糖厂的投入产出数据进行规范化处理后，采用线性规划模型(式(4))对方向性产出距离函数进行参数估计，结果如表2所示。结合参数估计结果，对二次型方向性距离函数的性质进行检验。

首先，检验期望产出与非期望产出的零点关联性条件是否成立。由于 $(y, b) \in P(x)$ 等价于 $\vec{D}_0(x, y,$

$b; 1, -1) \geq 0$ ，因此通过对 $y > 0$ 的情况下 $\vec{D}_0(x, y, 0; 1, -1)$ 的取值进行检验。如果 $\vec{D}_0(x, y, 0; 1, -1) < 0$ ，那么 $(y, 0) \notin P(x)$ ，意味着零点关联性成立，即没有污染产生，就不会有期望产出，二者是联合生产的。经过检验，绝大部分样本满足该条件，在474个样本中，共有317个样本满足零点关联性，占比66.88%。

其次，检验式(4)中的条件(I)~条件(III)。仅有6个样本不满足条件(I)，所有样本均满足条件

表2 二次型方向性距离函数的参数估计值

| 系数 | 变量 | 估计值 | 系数 | 变量 | 估计值 |
|---------------|-------------------|--------|---------------|-------------------|-----------|
| α_0 | 常数项 | 0.957 | γ_{12} | $1/2 * b_1 * b_2$ | -0.006 |
| β_1 | x_1 | -0.204 | γ_{13} | $1/2 * b_1 * b_3$ | -0.001 |
| β_2 | x_2 | -0.222 | γ_{21} | $1/2 * b_2 * b_1$ | -0.006 |
| β_3 | x_3 | -0.100 | γ_{22} | $1/2 * b_2 * b_2$ | -0.005 |
| β_4 | x_4 | -0.446 | γ_{23} | $1/2 * b_2 * b_3$ | 0.001 |
| α_1 | y_1 | -0.054 | γ_{31} | $1/2 * b_3 * b_1$ | -0.001 |
| γ_1 | b_1 | 0.607 | γ_{32} | $1/2 * b_3 * b_2$ | 0.001 |
| γ_2 | b_2 | 0.268 | γ_{33} | $1/2 * b_3 * b_3$ | -0.003 |
| γ_3 | b_3 | 0.071 | δ_1 | $x_1 * y_1$ | -3.88E-03 |
| β_{11} | $1/2 * x_1 * x_1$ | -0.222 | δ_2 | $x_2 * y_1$ | -1.61E-09 |
| β_{12} | $1/2 * x_1 * x_2$ | 0.453 | δ_3 | $x_3 * y_1$ | -1.35E-09 |
| β_{13} | $1/2 * x_1 * x_3$ | -0.052 | δ_4 | $x_4 * y_1$ | -7.01E-10 |
| β_{14} | $1/2 * x_1 * x_4$ | 0.117 | η_{11} | $x_1 * b_1$ | -1.93E-03 |
| β_{21} | $1/2 * x_2 * x_1$ | 0.453 | η_{12} | $x_1 * b_2$ | 1.92E-03 |
| β_{22} | $1/2 * x_2 * x_2$ | -0.503 | η_{13} | $x_1 * b_2$ | -3.87E-03 |
| β_{23} | $1/2 * x_2 * x_3$ | 0.323 | η_{21} | $x_2 * b_1$ | -1.18E-09 |
| β_{24} | $1/2 * x_2 * x_4$ | -0.051 | η_{22} | $x_2 * b_2$ | -4.87E-11 |
| β_{31} | $1/2 * x_3 * x_1$ | -0.052 | η_{23} | $x_2 * b_3$ | -3.81E-10 |
| β_{32} | $1/2 * x_3 * x_2$ | 0.323 | η_{31} | $x_3 * b_1$ | -1.28E-09 |
| β_{33} | $1/2 * x_3 * x_3$ | 0.377 | η_{32} | $x_3 * b_2$ | -1.80E-10 |
| β_{34} | $1/2 * x_3 * x_4$ | 0.352 | η_{33} | $x_3 * b_3$ | 1.11E-10 |
| β_{41} | $1/2 * x_4 * x_1$ | 0.117 | η_{41} | $x_4 * b_1$ | -5.96E-10 |
| β_{42} | $1/2 * x_4 * x_2$ | -0.051 | η_{42} | $x_4 * b_2$ | -2.42E-11 |
| β_{43} | $1/2 * x_4 * x_3$ | 0.352 | η_{43} | $x_4 * b_3$ | -8.13E-11 |
| β_{44} | $1/2 * x_4 * x_4$ | 0.029 | μ_1 | $y_1 * b_1$ | -0.029 |
| α_{11} | $1/2 * y_1 * y_1$ | -0.041 | μ_2 | $y_1 * b_2$ | -0.009 |
| γ_{11} | $1/2 * b_1 * b_1$ | -0.022 | μ_3 | $y_1 * b_3$ | -0.003 |

(II), 不满足条件(III)的样本分别有0个(化学需氧量COD)、9个(五日生化需氧量BOD₅)和0个(悬浮物SS)。剔除不满足条件的样本后, 满足所有条件的样本共计459个, 超过总样本的96.84%, 表明参数估计结果具有良好的适应性。

(一) 技术非效率

表3为各榨季制糖企业的技术非效率均值及其分布情况。2007/2008—2012/2013榨季, 制糖企业的技术非效率均值为0.695, 且总体呈下降趋势。这意味着制糖企业的总体技术效率在沿着(1, -1)方向不断提高^①。值得注意的是, 2007/2008榨季的技术非效率值为2.117, 明显高于其他阶段。究其原因

可归为两点: 一是2007年国家环保政策刚开始实施, 但政策效果并不明显, 对企业的约束力不强; 二是广西糖业局从2007年开始统计各糖厂的污染排放情况, 糖厂的节能减排意识薄弱, 污染物排放量大, 导致其技术效率偏低。从各榨季制糖企业的技术非效率的分布情况看, 自2008/2009榨季以来, 大部分制糖企业的技术非效率值处于0~0.5之间, 且该区间的比例从2008/2009榨季的65.82%增加至2011/2012榨季的93.42%, 2012/2013榨季略有下降, 为81.01%; 技术非效率值大于1的企业数量占比总体呈下降趋势, 从2007/2008榨季的54.05%降至2012/2013榨季的3.80%。

表3 技术非效率均值及分布

| 榨季 | $D(x, y, b; 1, -1)$ 均值 | [0,0.5) | [0.5,1) | [1,+∞) |
|-----------------|------------------------|---------|---------|--------|
| 2007/08 | 2.117 | 29.73 | 16.22 | 54.05 |
| 2008/09 | 0.716 | 65.82 | 13.92 | 20.25 |
| 2009/10 | 0.428 | 76.62 | 12.99 | 10.39 |
| 2010/11 | 0.327 | 89.19 | 5.41 | 5.41 |
| 2011/12 | 0.261 | 93.42 | 1.32 | 5.26 |
| 2012/13 | 0.318 | 81.01 | 15.19 | 3.80 |
| 2007/08—2012/13 | 0.695 | 72.77 | 10.89 | 16.34 |

注: 表3中的技术效率均值已剔除不满足条件的决策单元, 下述计算均采用剔除后的数据; 后3列的单位为%。

通过上述分析发现, 制糖企业的技术效率是不断提高的, 在此可以进一步检验企业技术效率提高过程中对环境规制的妥协程度, 即环境规制强度对制糖企业技术非效率的影响。式(7)为不同规制强度(弱规制指数 RI_w 、强规制指数 RI_s)、节水指数(CI)、企业成立时间(Vintage)和时间趋势(t)对企业技术非效率(Te)的影响结果。

$$Te = -0.96 + 0.03RI_w(RI_s) + 0.39CI + 0.001Vintage - 0.17t, \\ \chi^2 = 264.61(-0.11)(3.44^{***})(11.01^{***})(0.21)(-6.30^{***}) \\ R^2 = 0.40 \quad (7)$$

式(7)中, 括号内为 z 值; *, **, *** 分别表示在10%, 5%和1%水平上显著。

规制指数和节水指数的系数均显著为正, 表明企业对环境规制的妥协程度越高(RI值越小)、节水能力越强(CI值越大), 企业的技术效率越高(Te值越小)。通过式(7)的结果不难发现, 强、弱规制指数对企业技术效率的影响无差异。这意味着, 虽然2013年广西地方环保标准比2006年国家环保标准对制糖业污染排放的要求更为严格, 但二者对制糖业的技术效率影响是一样的。究其原因, 可以发现, 2007/2008—2012/2013榨季, 一直存在一些污染物排放量大的糖厂, 其污染物排放浓度超过了国家的

排污上限, 也就超过了广西的排污标准。而对那些污染物排放量较小的糖厂而言, 其排放浓度大部分都低于地方标准。所以, 国家和地方环保政策的约束对象基本相同, 故其带来的效果差别不大。

节水指数对技术非效率的影响非常显著, 且系数为正值(0.39)。即, 节水指数越低, 企业节水能力越强, 企业的技术非效率值越低, 企业越有效率。这在一定程度上验证了环境波特假说, 即严格的环境规制能够提高企业效率, 从而提高其竞争力。这是因为, 较强的节水能力能够降低企业的生产成本, 从而提高生产效率。这与Murty等(2006)^[18]的研究结果一致, 即企业在生产期望产出和减少污染排放之间可能存在互补性。随着企业减排技术的应用, 企业生产期望产出和清洁排放的联合生产成本可能低于分别生产两种产出的成本, 成本节约主要体现在污染物的再循环和开发或废水的重新利用。此外, 企业成立时间对技术非效率的影响为正, 但不显著。这说明, 新旧制糖企业对提高技术效率的影响基本无差异。时间趋势对技术非效率的影响显著为负, 说明企业技术效率随时间的推移而不断提高, 具有一定的时间效应。

(二) 影子价格

在获得方向性产出距离函数的参数后, 根据式

^①技术非效率值为方向距离函数 $D(x, y, b; 1, -1)$ 的值, 当 $D=0$ 时, 企业是有效率的; 当 $D>0$ 时, 企业的效率有待提高。因此, 技术非效率值越大, 说明企业技术效率越低, 需要提高的空间越大。

(5)可计算出3种污染物的平均影子价格。本文选择了价格型的工业销售值作为期望产出,因此可以假定期望产出的价格为1。表4给出了3种污染物的平均影子价格信息。污染物的影子价格反映的是减少一单位污染物的排放量所带来的期望产出(工业销售值)的损失。2007/2008—2012/2013榨季,化学需氧量(COD)、五日生化需氧量(BOD₅)和悬浮物(SS)的平均影子价格分别为5.326万元/吨、7.229万元/吨和0.516万元/吨。即,减少1吨COD、BOD₅和SS带来的工业销售值的损失分别为53260元、72290元和5160元;COD的减排成本是SS的10倍左右,而BOD₅的减排成本更高。

3种污染物的边际减排成本相差甚大,反映出处理不同污染物面临的成本压力不同。平均而言,BOD₅的处理难度最大,代价最高;SS的处理代价最小。而进一步考虑到废水排放规模的巨大,对BOD₅和COD的处理难度则远远大于SS。从样本期来看,BOD₅的边际减排成本呈波动性下降趋势,而COD和SS的边际减排成本呈上升趋势。这说明,化学需氧量和悬浮物的减排压力在逐年增加,而五日生化

需氧量的减排压力略有降低。本文采用微观的糖厂层面的数据计算污染物的影子价格,因此影子价格更接近于真实边际减排成本。

目前,中国制糖业污水排污收费标准采用的是3类污染物的加权综合指标^①,但是通过本文的研究发现,3种污染物的减排成本存在显著差异,因此,采用统一的收费标准并不合理,无法体现3种污染物不同的成本代价。此外,3种污染物当前的收费价格明显低于本文的研究结果^②,说明排污价格与企业污染减排成本之间不匹配。基于本研究的微观数据支撑,在存在排污权交易市场的情况下,污染排放交易的价格制定应参考影子价格。

分区域来看,北部地区3种污染物的影子价格最高,其次是南部地区和中部地区(表5)。北部和南部3种污染物的影子价格差异较少,而中部地区的影子价格明显低于北部和南部地区。进一步的方差分析结果表明,3种污染物的影子价格均存在显著的区域差异,且影子价格的差异主要体现在区域内部,而区域间的差异微乎其微(表6)。

(三)影子价格的影响因素

表4 广西糖厂污染物平均影子价格

万元/吨

| 榨季 | COD(q_1) | BOD ₅ (q_2) | SS(q_2) |
|-----------------|--------------|----------------------------|-------------|
| 2007/08 | 3.614 | 8.927 | 0.389 |
| 2008/09 | 5.856 | 7.917 | 0.398 |
| 2009/10 | 5.592 | 6.582 | 0.406 |
| 2010/11 | 5.505 | 6.264 | 0.624 |
| 2011/12 | 5.624 | 6.767 | 0.632 |
| 2012/13 | 5.764 | 6.919 | 0.645 |
| 2007/08—2012/13 | 5.326 | 7.229 | 0.516 |

表5 分区域污染物的平均影子价格

万元/吨

| 区域 | 样本数 | COD | BOD ₅ | SS |
|----|-----|-------|------------------|-------|
| 北部 | 135 | 5.991 | 7.817 | 0.679 |
| 中部 | 242 | 4.815 | 6.744 | 0.539 |
| 南部 | 82 | 5.816 | 7.682 | 0.658 |

注:北部包括百色市、河池市、柳州市和桂林市;中部包括崇左市、南宁市、来宾市、贵港市、贺州市和梧州市;南部包括防城港市、钦州市、玉林市和北海市。

表6 污染物分区域的方差分析

| 污染物 | 异差源 | 离差平方和 | 自由度 | 均方 | F | P值 |
|------------------|-----|--------|-----|------|-------|--------|
| COD | 组间 | 142.5 | 2 | 71.3 | 15.45 | 0 |
| | 组内 | 2103.7 | 456 | 4.6 | | |
| | 总计 | 2246.3 | 458 | 4.9 | | |
| BOD ₅ | 组间 | 120.5 | 2 | 60.3 | 7.83 | 0.0005 |
| | 组内 | 3507.3 | 456 | 7.7 | | |
| | 总计 | 3627.8 | 458 | 7.9 | | |
| SS | 组间 | 2 | 2 | 1 | 15.83 | 0 |
| | 组内 | 28.8 | 456 | 0.06 | | |
| | 总计 | 30.8 | 458 | 0.07 | | |

①污水排污费收费额=0.7元×3种污染物的污染当量数之和。对超过国家或者地方规定排放标准的污染物,在该种污染物排污费收费额基础上加1倍征收超标排污费。

②通过走访制糖企业,作者了解到,目前对糖厂COD、BOD₅和SS的收费标准是0.6元/千克(600元/吨),超出排放标准的价格为1.2元/千克(1200元/吨)。

为了进一步解释3种污染物影子价格差异的影响因素,对式(8)进行回归分析

$$\ln q_{itk} = f(\text{vintage}, \text{coal}, \text{SOE}, \text{size}, \text{location}, \text{reg}) + \varepsilon \quad k=1, 2, 3 \quad (8)$$

其中, k 是污染物的种类, $k=1, 2, 3$ 分别代表 COD, BOD₅ 和 SS; $\ln q_{itk}$ 是第 t 年糖厂 i 的第 k 个污染物的影子价格的对数。污染物的影子价格受糖厂层面的因素和环境规制的影响。基于已有的研究(Wei 等, 2013)^[24]及本研究的数据可获得性,影响影子价格的因素有企业成立时间(vintage)、能源消耗量(coal)、所有制结构(SOE)、企业规模(size)、地理位置(location)和污染物环境规制指标(reg)。

企业成立时间与式(7)中的含义相同,即企业从成立至今的年数。新企业倾向于采用最新的环境友好型技术和工艺,因此与旧企业相比,新企业进一步减少污染排放的难度更大,预期企业成立时间的影响为负(Gray 等, 2003)^[33]。在估计中,采用企业成立时间的对数形式。能源消耗量为糖厂在制糖过程中的标准煤投入总量,即将实际消耗的各种能源实物量折算为标准煤的总和,引入能源消耗量的对数形式进行分析。所有制结构与企业的效率有着紧密联系,已有研究表明,与民营企业、外资企业相比,国有企业的技术效率(或能源效率)相对低下,污染更为严重(茹蕾等, 2015)^[32]; Dasgupta 等, 2001^[34]。虚拟变量 SOE 为 1 表示国有企业, SOE 为 0 代表其他所有制类型,预期影响为正。企业规模与减排活动的关系体现为,企业规模越大,其资源利用率和污染减排的规模经济越明显(Murty 等, 2007)^[23]^[44-45],预期影响为负。引入规模虚拟变量 size=1 为大规模企业, size=0 为中小规模企业。划分标准为:如果企业

的经营收入大于 40 000 万元,则为大型企业;反之则为中小型企业。通过表 5、表 6 的分析,可以发现不同地理位置的糖厂的影子价格存在较大差异,那么地理位置是否是影响影子价格的因素呢?在此引入地区虚拟变量(北部地区、中部地区)进行进一步估计。针对 3 种不同污染物的环境规制指标与前文的略有不同,前文采用 3 种污染物排放浓度的几何平均的综合指标。此处采用各污染物排放浓度的单一指标进行分析,即 $\text{reg}_{\text{cod}} = \text{COD}/\text{COD}_{\text{max}}$, $\text{reg}_{\text{bod}} = \text{BOD}_5/\text{BOD}_{5\text{max}}$, $\text{reg}_{\text{ss}} = \text{SS}/\text{SS}_{\text{max}}$ 。糖厂排放的污染物浓度越高,规制指数越大,意味着环境政策的约束越强,污染物的治理成本越高。因此预期规制指数的影响为负。具体估计结果如表 7 所示。

通过分别估计 3 种污染物影子价格的影响因素,可以发现所有制、企业规模和规制指数的符号均与预期相符。而企业成立时间和能源消耗量对污染物边际减排成本的影响不显著。

所有制对 3 种污染物的影子价格的影响均显著为正,意味着与民营、外资企业相比,国有企业的污染物边际减排成本更高,难度更大。这与已有的研究结果不同, Dasgupta 等 (2001)^[34]^[547], Pargal 等 (1995)^[35]认为所有制对水污染减排成本的影响不显著;而 Wei 等 (2013)^[24]^[29]发现对于电力企业而言,国有企业比非国有企业在减少 CO₂ 排放方面更有优势,即边际减排成本更低。

企业规模对影子价格的影响显著为负,说明企业规模越大,污染物的影子价格越低,边际减排成本越小,即存在污染物减排的规模效应。从系数的绝对值来看,所有制和规模对 SS 影子价格的影响最大,其次是 COD 和 BOD₅。规制指数对 COD 和

表 7 污染物影子价格的影响因素估计

| 变量 | COD | BOD ₅ | SS |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 成立时间(vintage) | -0.035 (0.113) | 0.001 (0.035) | 0.020 (0.146) |
| 能源消耗(coal) | -0.018 (0.073) | -0.031 (0.022) | 0.007 (0.094) |
| 所有制(SOE) | 0.261* (0.147) | 0.090** (0.045) | 0.309* (0.190) |
| 规模(size) | -0.716*** (0.123) | -0.178*** (0.038) | -0.801*** (0.158) |
| 北部地区(north) | 0.217 (0.172) | 0.056 (0.053) | 0.191 (0.220) |
| 中部地区(central) | -0.041 (0.164) | -0.091* (0.051) | -0.121 (0.212) |
| 规制指数(reg) | -0.029** (0.013) | -0.004** (0.002) | -0.006 (0.008) |
| 常数项(intercept) | 2.041*** (0.355) | 2.136*** (0.109) | -0.367 (0.454) |
| 观测值 | | 465 | |

注: *、**、*** 分别代表显著性水平为 10%、5%和 1%。括号内数值为标准误差。

BOD₅影子价格的影响显著为负,对SS影子价格的影响不显著,说明当前环保标准的实施会降低COD和BOD₅的边际减排成本,有助于污染减排。此外,与其他地区的糖厂相比,位于中部地区的糖厂在降低污染减排的边际成本方面更有优势,尤其是BOD₅的污染减排。

五、结论

本文采用二次型方向性距离函数,对广西壮族自治区2007/2008—2012/2013榨季79家糖厂的环境技术效率、环境规制及化学需氧量(COD)、五日生化需氧量(BOD₅)和悬浮物排放量(SS)的影子价格及其影响因素进行了分析。主要结论包括以下几点:

1.在考虑非期望产出的情况下,2007/2008—2012/2013榨季,制糖企业的技术效率不断提高。制糖企业节水能力越强,对环境规制的妥协程度越高,企业的技术效率越高,在一定程度上验证了环境波特假说。值得注意的是,2006年和2013年的弱、强规制指数对企业技术效率的影响无差异,说明2013年地方环保标准政策的实施并不会对广西制糖企业技术效率的提高带来明显的改善。

2.2007/2008—2012/2013榨季,COD、BOD₅和SS的平均影子价格分别为5.326万元/吨、7.229万元/吨和0.516万元/吨。即,减少1吨COD、BOD₅、SS带来的产出损失分别为53260元、72290元和5160元。3种污染物的减排边际成本相差甚大,反映出处理不同污染物面临的成本压力不同。

3.从排污权交易价格与影子价格的关系来看,3种污染物的影子价格明显高于目前的排污权交易价格,排污权交易价格与企业污染减排成本之间不匹配。较低的排污权交易价格影响了排污权交易市场的有效运作。

4.广西不同区域的3种污染物影子价格存在较大差异,反映出各区域具有显著的边际减排成本。因此,采取跨区域的排污权交易等措施能更有效地减少污染治理成本并控制污染排放。

5.对污染物影子价格的影响因素的分析表明,企业规模越大,污染物边际减排成本越低;而相对来说,国有企业的污染物边际减排成本更高;环境监管越严厉,污染减排成本越低。因此,实施环境监管、制糖业所有制改革和规模经营对降低减排成本具有显著作用。

参考文献:

- [1] Alejandra I, Humberto H, Mauricio C, et al. Water and wastewater eco-efficiency indicators for the sugar cane industry[J]. Journal of Cleaner Production, 2009(17):487-495.
- [2] Coggins J S, Swinton J R. The price of pollution: a dual approach to valuing SO₂ allowance[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1996, 30(1):58-72.
- [3] Porter M, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspective, 1995, 9(4):97-118.
- [4] Gollop F M, Roberts M J. Environmental regulations and productivity growth: the case of fossil-fuelled electric power generation[J]. Journal of Political Economy, 1983, 91(4):654-674.
- [5] Jaffe A B, Peterson S R, Portney P R, et al. Environmental regulation and competitiveness of U.S. manufacturing: what does the evidence tell us? [J]. Journal of Economic Literature, 1995, 93:132-163.
- [6] Berman E, Bui L T. Environmental regulation and productivity: evidence from oil refineries[J]. Review of Economics and Statistics, 2001, 83(3):498-510.
- [7] Alpay E, Buccola S, Kerkvliet J. Productivity growth and environmental regulation in Mexican and U.S. food manufacturing[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2002, 84(4):887-901.
- [8] Lanoie P, Laurent-Lucchetti J, Johnstone N, et al. Environmental policy, innovation and performance: new insights on the porter hypothesis[J]. Journal of Economics and Management Strategy, 2011, 20:803-842.
- [9] Lanoie P, Patry M, Lajeunesse R. Environmental regulation and productivity: testing the porter hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2008, 30:121-128.
- [10] 陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展:2009—2049[J]. 经济研究, 2010(3):120-143.
- [11] 涂正革. 工业二氧化硫排放的影子价格:一个新的分析框架[J]. 经济学, 2009(4):259-282.
- [12] Kaneko S, Fujii H, Sawazu N, et al. Financial allocation strategy for the regional pollution abatement cost of reducing sulfur dioxide emissions in the thermal power sector in China[J]. Energy Policy, 2010, 38(5):2131-2141.
- [13] Aigner D J, Chu S F. On estimating the industry production function[J]. The American Economic Review, 1968:826-839.
- [14] Pollak R A, Sickles R C, Wales T J. The CES-Translog: specification and estimation of a new cost function[J]. The Review of Economics and Statistics, 1984:602-607.
- [15] Pittman R W. Multilateral productivity comparisons with undesirable outputs[J]. The Economic Journal, 1983:883-891.

- [16] Hailu A, Veeman T S. Environmentally sensitive productivity analysis of the Canadian pulp and paper industry, 1959—1994: an input distance function approach[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2000, 40(3): 251–274.
- [17] Lee M. The shadow price of substitutable sulfur in the US electric power plant: a distance function approach[J]. *Journal of Environmental Management*, 2005(77): 104–110.
- [18] Murty M N, Kumar S, Paul M. Environmental regulation, productive efficiency and cost of pollution abatement: a case study of the sugar industry in India[J]. *Journal of Environmental Management*, 2006(79): 1–9.
- [19] Lee M, Zhang N. Technical efficiency, shadow price of carbon dioxide emissions, and substitutability for energy in the Chinese manufacturing industries[J]. *Energy Economics*, 2012(34): 1492–1497.
- [20] Park H, Lim J. Valuation of marginal CO₂ abatement options for electric power plants in Korea[J]. *Energy Policy*, 2009(37): 1834–1841.
- [21] Chung Y H, Färe R, Grosskopf S. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach[J]. *Journal of Environmental Management*, 1997 (51): 229–240.
- [22] Färe R, Grosskopf S, Noh D, et al. Characteristics of a polluting technology: theory and practice[J]. *Journal of Econometrics*, 2005 (126): 469–492.
- [23] Murty M N, Kumar S, Dhavala K K. Measuring environmental efficiency of industry: a case study of thermal power generation in India [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2007, 38(1): 31–50.
- [24] Wei C, Loschel A, Liu B. An empirical analysis of the CO₂ shadow price in Chinese thermal power enterprises[J]. *Energy Economics*, 2013 (40): 22–31.
- [25] Wang J J, Li L, Zhang F, et al. Carbon emissions abatement cost in China: provincial panel data analysis[J]. *Sustainability*, 2014 (6): 2584–2600.
- [26] 陈诗一. 工业二氧化碳的影子价格: 参数化和非参数化方法[J]. *世界经济*, 2010(8): 93–111.
- [27] 袁鹏, 程施. 中国工业污染物的影子价格估计[J]. *统计研究*, 2011(9): 66–73.
- [28] Chambers R C, Chung Y, Färe R. Profit, directional distance functions, and nerlovian efficiency[J]. *Journal of Optimization Theory and Applications*, 1998, 98(2): 351–364.
- [29] Färe R, Grosskopf S, Weber W L. Shadow prices of Missouri public conservation land[J]. *Public Finance Review*, 2001, 29(6): 444–460.
- [30] Färe R, Grosskopf S, Knox Lovell C A, et al. Derivation of shadow prices for undesirable outputs[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1993, 75(2): 374–380.
- [31] Fukuyama H, Weber W L. Japanese banking inefficiency and shadow pricing[J]. *Mathematical and Computer Modelling*, 2008, 48 (11–12): 1854–1867.
- [32] 茹蕾, 司伟. 所有制结构与企业能源效率——基于制糖业的实证分析[J]. *大连理工大学学报*, 2015(1): 19–25.
- [33] Gray W B, Shadbegian R J. Plant vintage, technology, and environmental regulation[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 46(3): 384–402.
- [34] Dasgupta S, Huq M, Wheeler D, et al. Water pollution abatement by Chinese industry: cost estimates and policy implications[J]. *Applied Economics*, 2001, 33(4): 547–557.
- [35] Pargal S, Wheeler D. Informal regulation of industrial pollution in developing countries: evidence from Indonesia[M]. *World Bank Publications*, 1995.

Environmental Regulation, Technical Efficiency and Water Pollutants Abatement Cost

—Evidence from China's Sugar Industry

RU Lei, SI Wei

(College of Economics & Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: China's sugar industry is suffering from stringent environmental regulations in a decade. This paper seeks to examine the impact of environmental regulation on technical efficiency, and the abatement cost of water pollutants of China's sugar industry, by using parametric directional distance function as well as 79 sugar firms (plant level) from 2007/2008 to 2012/2013 crushing seasons. The evidence shows that the technical efficiency of sugar industry has increased significantly considering the discharge of water pollutants during the crushing seasons. Both weak and strong regulation indices influence technical efficiency positively and significantly. The higher the water conservation index of sugar mills, the larger the technical efficiency. The average abatement costs (shadow price) of COD, BOD and SS are 53 260 Yuan/ton, 72 290 Yuan/ton and 5 160 Yuan/ton respectively, which are distinctly higher than the price of existing transferable permits. In addition, there are quite different abatement costs of three pollutants of sugar industry in the northern, southern and central area of Guangxi Zhuang Autonomous Region. Therefore, the government should implement inter-regional emission permits to reduce pollution control cost. Moreover, environmental regulation, scale operation and ownership reform will also help reduce abatement cost of pollutants.

Key words: environmental regulation; technical efficiency; water pollutants; shadow price; sugar industry

[责任编辑:孟青]