



环境规制对工业企业边际减排成本的影响：来自中国“十一五”规划的证据

张宁^一✉, 徐汇莹^{a 1}✉, 超奇^b✉

展示更多

Outline | 分享 | 引用

<https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106147>
获得权利和内容

< 期

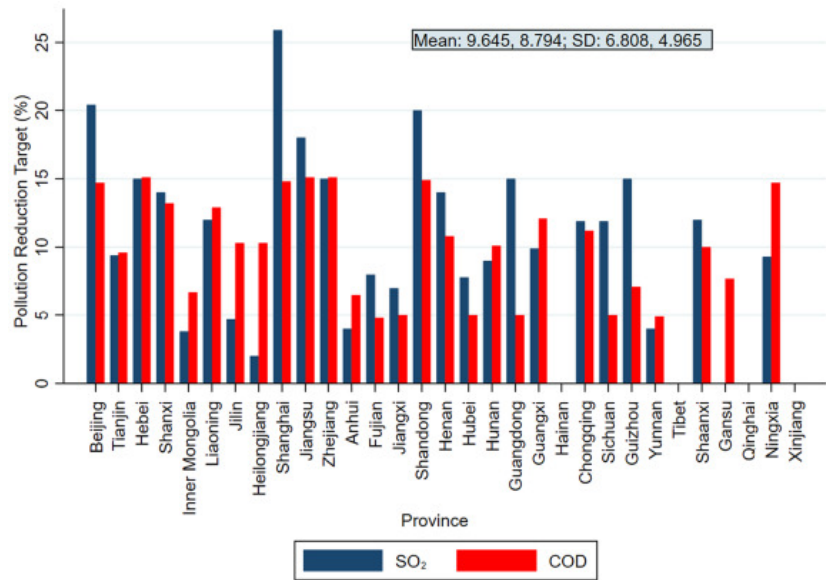
下 >

关键词
环境监管; 影子价格; 中国工业企业; 随机前沿分析

1. 介绍

2017年, 中国政府表示, 中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。然而, 环境污染已成为中国高质量发展的最大障碍之一 (陈和陈, 2018)。二氧化硫 (SO₂) 和化学需氧量 (COD) 是空气和水污染的两个重要指标, 在中国受到了相当大的关注 (Wu et al., 2021)。

为了对抗空气和水污染, 中国实施了多项环境政策。例如, 在“十一五”规划 (2006-2010 年) 中, 政府重点监测两种主要污染物 (即 SO₂ 和 COD) 的排放, 并针对这些污染物实施了排放总量控制计划, 即 SO₂ 和 COD 的总减排量减少 10%。国家目标确定后, 该省与中央政府协商分摊负担 (徐, 2011)。国务院印发《关于十一五期间污染防治规划的批复》2006 年“五一”规划, 将国家污染减排目标下达至省级。SO₂ 和 COD 的省级减排目标 (PRT) 如图 1 所示。如图 1 所示, SO₂ 减排目标的均值为 9.645%, 标准差为 6.808%, COD 减排目标的均值为 8.794%, 标准差为 4.965%。此外, 自 2007 年以来, 中国已成功设立 11 个试点地区探索排污权交易市场, 2018 年环境税也相继开征。但无论是强制减排目标、排污权交易市场, 还是环境税, 都需要准确估算污染物的影子价格, 作为具体决策的依据 (陈, 2010)。污染物的影子价格一般可以理解为在经济产出减少的情况下减少一单位污染物的机会成本 (Zhou et al., 2014), 也称为污染物的边际减排成本 (MAC)。



[下载: 下载高分辨率图像 \(284KB\)](#)
[下载: 下载全尺寸图像](#)

图 1。“十一五”污染物减排目标各省分布。

以往的许多研究报告了污染物的影子价格，包括 SO₂ 和 COD，从而为中国的环境政策制定提供了有价值的参考（Tang et al., 2016a, Tang et al., 2016b; Wang et al., 2015; Wu等, 2021; 谢等, 2016; 曾等, 2018）。然而，这些研究大多集中在省份或行业的宏观层面，尽管少数研究使用了企业层面的数据集，但其研究对象仅限于电力行业等单一特定行业（Wei et al., 2013; 杜等人, 2016）。因此，由于缺乏全国企业层面的数据集，中国全行业企业影子价格的全国估计仍然未知。近日，企业排放数据库（Environmental Survey and Reporting (ESR) database）向公众开放，提供了企业排放的宝贵信息。基于这个数据库，可以估算出全国范围内整个行业的企业层面的影子价格。

此外，影子价格反映了环境规制对企业的影响，因此可以用来检验环境规制的有效性（Färe 等, 1993）。然而，以往关于环境规制对污染物影响的研究大多是从生产力的角度进行的（He et al., 2020; Greenstone et al., 2012），这是环境规制的间接影响。只有少数研究基于公司的影子价格进行了监管效果，这是与监管严格程度相关的更直接的指标。

在这种情况下，本研究提供了以下贡献。首先，通过将工业企业年度调查 (ASIF) 与 ESR 数据库相匹配，构建了一个包含全国企业级数据（200,000 个观测值）的独特大规模数据集。这是首次对全国范围内整个行业的企业层面影子价格进行估算的研究。因此，它为中国制定具有成本效益的污染减排计划提供了重要的基础。其次，这项研究提供了一种新的方法来评估环境政策（即 PTRs 政策）的有效性，以确定监管对 MAC 的影响，而不是全要素生产率 (TFP)，这是大多数先前研究的重点。因此，该研究为环境政策的评估提供了一个重要的新的补充尝试。

在本研究中，首先估算了 1998 年至 2009 年中国工业企业的 SO₂ 和 COD 排放的影子价格。这是通过采用二次输出方向距离函数 (DDF) 和随机前沿分析 (SFA) 方法完成的由 Färe 等人描述。（2012）。引入差异中的差异中的差异 (DDD) 策略来分析 PRT 对工业企业两种污染物的 MAC 的影响。这是考虑到各省减排目标和政策实施前后时间的差异，以及具体企业的排放量。实证结果表明，so₂ 的平均影子价格研究期内工业企业的 COD 和 COD 呈上升趋势，平均值分别为 3454.96 元/吨和 17560.18 元/吨。很明显，与国有企业（SOEs）相比，非国有企业（non-SOEs）、大型企业和位于中国东部地区的企业这两种污染物的影子价格更高）、中小型企业 and 位于中国中西部地区的企业。此外，DDD 回归结果表明，PRTs 的设置显著提高了工业企业 SO₂ 和 COD 排放的影子价格，其中对国有企业、大型企业和中西部企业的影响更大。

本文的其余部分安排如下：第二部分简要介绍了污染物性能的相关文献，分为两部分：第一部分提供了中国的相关实证研究，另一部分是性能测量研究从方法论的角度。第 3 节描述了模型和估计方法。本研究中使用的数据集和变量在第 4 节中介绍。在第 5 节中，介绍和讨论了实证结果。最后，在第 6 节中对结果进行了总结并提出了一些政策建议。

2. 文献综述

本文第 2.1 节首先对中国污染物性能的实证研究进行了总结，第 2.2 节从方法论的角度总结了污染物性能测量的研究。

2.1。中国污染物绩效的实证研究

随着环境问题日益成为关系中国发展和社会福祉的重大问题。越来越多的研究也关注了中国污染物的表现。污染物性能的实证研究可分为两大类。一是分析污染物的环境效率，二是考察污染物的影子价格（即 MAC）。

首先,对有关污染物环境效率的文献进行了系统回顾。值得注意的是,现有的这方面的文献大多集中在碳排放效率的话题上(Cheng et al., 2018; Meng et al., 2016; Yan et al., 2017; Zhang et al., 2014)。总体而言,这些研究得出的结论是中国东部地区的碳排放效率最高,而西部和中部地区的碳排放效率最低。此外,一些研究者也对生态效率的课题进行了研究和报道(Bai et al., 2018; Huang et al., 2014; Yu et al., 2013; 张等人, 2018a)。这些研究分别估算了省、市和行业层面的生态效率。这些研究对生态效率的年度趋势得出了不同的结论,但对区域差异得出了相似的结论。此外,其他一些学者也开始关注与污染物相关的能效问题(Hu and Wang, 2006; Lin and Wang, 2014; Wei et al., 2007; Wang et al., 2012; Zhang et al., 2015)。这些研究表明,中国能源效率有上升趋势,提高能源效率的空间很大,尤其是在能源过剩输入量大的西部地区。

此外,发现多项研究也关注绿色TFP,并使用Malmquist-Luenberger指数对其进行测量(Chen et al., 2018; Li and Wu, 2017; Song et al., 2018; Shi and Li, 2019)。绿色全要素生产率指标主要从技术、结构、效率变化、技术差距比变化等角度分析其决定因素。通常引入环境效率来评估环境政策的效果(Bi et al., 2014; Ren et al., 2018; Wang et al., 2018a; Wu et al., 2020; Zhao et al., 2015)。例如,赵等。(2015)调查了三种不同的环境法规(命令和控制法规、市场法规和政府补贴)对CO₂排放和中国电厂效率的影响。

本文还回顾了以往关于我国污染物分析影子价格的研究。从研究对象来看,大部分综述研究都是在中国的区域层面进行的。例如,一些研究评估了省级污染物的影子价格(Choi et al., 2012; He, 2015; Tang et al., 2016b; Wang et al., 2012),而另一些研究估计污染物的影子价格在城市层面(Aunan 等人, 2004年; Chen 和 Wu, 2018年; Yuan 和 Cheng, 2011年)。此外,也有研究关注产业层面的影子价格评估,包括制造业(李和张, 2012; Zhou et al., 2015)、农业(Tang et al., 2016a; Tang et al., 2020)、建筑业(Wang et al., 2018b)和火电行业(Kaneko et al., 2010)。

最近,由于高质量的企业层面数据的可访问性,相当多的研究人员也开始关注企业层面污染物影子价格的评估,包括燃煤电厂(Du and Mao, 2015; Du et al., 2016年; Wei 等人, 2013年; Wei 和 Zhang, 2020年)、钢铁企业(Dai 等人, 2014年; Wang 等人, 2017a)以及造纸企业(Wang 等人, 2017b)。

综上所述,现有研究大多只报告了污染物在省、市、行业层面的影子价格。尽管一些研究使用某些行业的微观企业数据来评估影子价格,但使用的数据量相对较小(只有几百个观察值)。因此,由于缺乏全国性的企业级数据集,对整个行业企业影子价格的全国性估计仍然未知。此外,环境规制对企业的影响可以反映在影子价格上,因此可以用来评价环境规制的效果(Färe et al., 1993)。然而,目前还没有研究从污染物的影子价格方面分析环境政策的影响。

因此,通过将ASIF与ESR数据库相匹配,当前的研究构建了一个前所未有的大型数据集,其中包含全国范围内的企业级数据(200,000个观测值),弥补了先前研究的局限性。考虑到SO₂和COD的重要性(Tang et al., 2020; Zeng et al., 2018),本研究基于该数据集,从三个维度(公司)对两种污染物的影子价格进行了异质性分析。所有权、规模和位置)。最后,本研究提出了一种通过估计PRT政策对MAC而不是TFP的影响来评估环境政策有效性的新方法。

2.2。污染物性能测量:方法论概念

随着环境生产理论和方法的发展(环境生产技术和DDF的引入),研究人员可以在没有市场价格和成本信息的情况下研究生产过程中的环境效率和污染物的影子价格(即MAC)(Du和Mao, 2015; Färe 等人, 1993年; Färe 等人, 2005年; Zhang 和 Jiang, 2019年; Zhang 等人, 2021年),并在此基础上提出了一些政策建议。通常,在具有多种投入和产出的环境敏感生产过程中,在估算环境效率或影子价格时,污染物被视为不良产出。根据估算方法,现有的污染物性能测量文献可分为三类。这些组包括非参数数据包络分析(DEA)方法、参数线性规划(LP)方法和参数SFA方法(Du 和 Mao, 2015年; Zhou 等人, 2014年)。

非参数DEA方法构建的生产边界是一个分段生产边界,它本质上是由所有观察到的输入和输出数据组成的。这种方法的突出优点是不需要预先假定环境生产技术的功能形式(Zhang and Choi, 2014)。根据距离函数的应用,牧羊人距离函数(SDF)和DDF都适用于DEA方法(Chung等, 1997; Shephard, 1970。2相关研究包括Choi等(2012), Chen 和 Xiang(2019), Kaneko 等人(2010), Lee 和 Zhou(2015), Wei 等人。(2012), 王等。(2016)和Wu 等人。(2021)等等。然而,这种方法估计的距离函数不能保证是可微的。这是因为DEA方法没有预先假设生产技术的函数形式。具体来说,构造的生产边界上的拐点没有唯一的斜率。此外,研究人员为这些拐点选择的斜率将极大地影响污染物影子价格的价值(Lee 等人, 2002年)。此外,DEA方法还存在许多其他缺点,例如在处理大数据集时易受异常值的影响以及计算过程复杂(Wei 和 Zhang, 2020)。

参数LP方法构建的生产前沿是通过最小化目标函数获得的,该目标函数是根据观察到的生产集估计的距离函数与其在假设生产前沿上的投影之间的差异之和。因此,SDF和DDF都可以应用于该方法。但是,SDF和DDF在参数化的函数形式上有所不同。SDF通常使用Translog函数的形式,而DDF由于其平移特性通常使用Quadratic函数的形式。相关研究包括Lee 和 Zhang(2012)、Matsushita 和 Yamane(2012)、Molinos-Senante 等人。(2015), 魏等。(2013), 谢等。(2016)和Zhang 和 Jiang(2019)等。LP方法可以确保估计的生产边界处处可微。这是因为它预先设定了环境生产技术的功能形式。此外,该方法还可以在考虑环境生产技术的所有限制的情况下继续估计生产前沿。然而,LP方法的弱点在于在估计过程中没有考虑随机扰动的影响,这可能导致估计结果出现偏差。

另一方面,参数SFA方法构建的生产前沿是以计量经济学估计的形式出现的。这意味着在构建前沿的过程中可以考虑测量误差和随机扰动的影响,也可以检验一些统计假设。这些统计假设包括估计参数的统计显著性、(理想和不良)输入和输出之间的可修复性、不良输出中的可分离性以及距离函数的单调性(Kumar 和 Managi, 2011年)。3^个此外,与DEA方法相比,SFA还需要预先假设生产技术的函数形式。这是为了确保估计的距离函数始终是可微的。与前两种方法不同,SFA方法仅适用于DDF而不适用于SDF。这是因为

SFA 方法的本质是基于平移属性，而 SDF 不满足这一点。相关研究包括 Färe 等人。(2012)，Kumar 和 Managi (2011)，Murty 等人。(2007)，魏等人。(2013)和张等人。(2021)等。此外，SFA 方法采用最大似然估计估计参数的方法，与其他两种方法相比，在庞大数据集的情况下具有更多优势。⁴因此，当前的研究采用 SFA 方法来估算工业企业的SO₂和 COD 排放的影子价格。

3. 方法

本研究估算了1998年至2009年中国工业企业的SO₂和COD排放的影子价格。这是通过采用二次输出DDF和SFA方法完成的。此外，还采用DDD策略分别分析PRTs对两种污染物影子价格的影响。

3.1。输出 DDF

假设一组输入 $x = (x_1, x_2, \dots, x_N) \in R_+^N$ 将用于工业企业的生产过程中以产生两组输出，期望输出 $y = (y_1, y_2, \dots, y_M) \in R_+^M$ 和不良输出 $b = (b_1, b_2, \dots, b_J) \in R_+^J$ 。

输入和输出之间的关系可以用生产可能性集 $P(x)$ 表示，如下：

$$P(x) = \{(y, b) : x \text{ can produce } (y, b)\}. \quad (1)$$

这种环境生产技术满足投入物紧凑和自由处置的假设 (Färe 等人, 2006 年)。此外，环境生产技术还需要增加三个额外的假设。第一个假设是期望输出和非期望输出的零联合性，即如果 $(y, b) \in P(x)$ 且 $b = 0$ ，则 $y = 0$ 。这个假设意味着非期望输出与期望输出联合生成输出，如果不希望的输出量为零，则希望的输出量也为零。第二个假设是合意的和不合意的输出的联合弱可处置性。也就是说如果 $(y, b) \in P(x)$ 且 $0 \leq \alpha \leq 1$ ，则 $(\alpha y, \alpha b) \in P(x)$ 。这意味着不良产出的减少也伴随着理想产出的减少。最后的假设是所需输出的可自由处置性。也就是说，如果 $(y, b) \in P(x)$ ，则对于 $y_0 \leq y$ ， $(y_0, b) \in P(x)$ 。这意味着可以在不减少不希望的输出的情况下减少希望的输出。

为了将这些假设整合到环境生产技术中，需要引入输出 DDF 的概念。输出 DDF 定义为可随特定方向向量 g 调整的最大输出量 (Chung 等人, 1997 年)：

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

其中 $g = (g_y, -g_b)$ 是输出方向向量，这意味着它可以同时扩展期望输出和收缩非期望输出。矢量 g_y 和 g_b 始终为正。 β 是非负的，按比例缩放以达到生产可能性集的边界 $(y + \beta^* g_y, b - \beta^* g_b) \in P(x)$ 其中 $\beta^* = \vec{D}_o(x, y, b; g)$ 。较高的 β 表明工业企业的环境效率较低并且远离生产前沿。特别地，如果 β 等于零，则工业企业的生产是完全有效的并且位于生产前沿。如果 β 的值大于零，那么我们可以得出这个生产点是低效的。

输出的 DDF 继承了生产可能性集 $P(x)$ 的所有属性 (Färe et al., 2005)。具体地，由生产可能性集 $P(x)$ 的定义可知， $\vec{D}_o(x, y, b; g)$ 对于可行的输出向量是凹的和非正的。其次，它满足了输入和理想输出的自由可处置性以及不良输出的弱可处置性的特点。最后，它还满足翻译属性：

$$\vec{D}_o(x, y + \alpha g_y, b - \alpha g_b; g_y, g_b) = \vec{D}_o(x, y, b; g_y, g_b) - \alpha \quad (3)$$

其中 α 是正标量。该性质表明，如果期望输出和非期望输出分别沿方向向量 $g = (g_y, -g_b)$ 扩展 αg_y 和收缩 αg_b ，则输出 DDF 的值将减少 α ，即该生产集的环境效率将增加 α 。

3.2。影子价格的推导

由输出距离函数与收益函数的对偶关系，可以推导出影子价格的表达式 (Färe et al., 1993, Färe et al., 2006)。假设合意和非合意产出的价格为 $p = (p_1, p_2, \dots, p_M) \in R_+^M$ 且 $q = (q_1, q_2, \dots, q_J) \in R_+^J$ ，分别。输出 DDF 的收入函数表示如下：

$$R(x, p, q) = \max_{y, b} \left\{ py - qb : \vec{D}_o(x, y, b; g) \geq 0 \right\}. \quad (4)$$

收入函数由两部分组成，一是生产理想产出带来的正收入，二是生产不良产出带来的负收入。对于制造商来说，他们的目标是最大化这个收益函数。给定一个可行的方向向量 $g = (g_y, -g_b)$ ，Eq. (5) 可表示为：

$$R(x, p, q) \geq (py - qb) + p \vec{D}_o(x, y, b; g) \bullet g_y + q \vec{D}_o(x, y, b; g) \bullet g_b. \quad (5)$$

等式的左侧。(5) 是生产集所能达到的最大收益，而右边是指实际收益加上根据方向向量调整期望和非期望产出以提高环境效率所获得的收益收益。收入收益由两部分组成。第一部分是指出通过扩大理想产出而增加的收入以及方向向量 g_y ，第二部分是指通过收缩不良产出而获得的收入以及方向向量 g_b 。基于等式。(4)，带有收入函数的输出 DDF 的表达式可以表示为：

$$\vec{D}_o(x, y, b; g) \leq \frac{R(x, p, q) - (py - qb)}{p \circ g_y + q \circ g_b} = \min_{p, q} \left\{ \frac{R(x, p, q) - (py - qb)}{p \circ g_y + q \circ g_b} \right\}. \quad (6)$$

根据方程式的形式。(6)，可以注意到它本质上是一个无限制的最小化问题，它允许我们构造拉格朗日函数。此外，假设输出 DDF 和收入函数都是处处可微的，并且方程的一阶条件的导数。(6)关于可取和不可取的输出可以用方程式表示。(7)、(8)如下：

$$\nabla_y \vec{D}_o(x, y, b; g) = \frac{-p}{p \circ g_y + q \circ g_b} \quad (7)$$

$$\nabla_b \vec{D}_o(x, y, b; g) = \frac{q}{p \circ g_y + q \circ g_b} \quad (8)$$

假设第 m 个期望产出的市场价格等于其绝对影子价格 p_m ，我们可以将其作为归一化价格并划分方程。(7)、(8)得到第 j 次不良产出的影子价格表达式，如下：

$$q_j = -p_m \left(\frac{\vec{D}_o(x, y, b; g) / \partial b_j}{\vec{D}_o(x, y, b; g) / \partial y_m} \right) \quad (9)$$

在估计 DDF 的系数时，通过对所有输入和输出变量进行归一化来消除量纲影响。因此，为了得到最终正确的影子价格，我们需要在等式 (1) 中乘以期望输出的均值与非期望输出的均值之比。(9)。

3.3。二次输出 DDF

有两种估计 DDF 的方法，非参数方法和参数方法。与参数方法相比，非参数方法的主要优点是它不需要预先设置 DDF 的函数形式。但由于本文的研究对象是影子价格的计算，根据上一节可知影子价格的推导需要微分，因此采用参数化方法对 DDF 进行建模，因其具有可微性。参数化方法有两种函数形式，Translog 函数和 Quadratic 函数。在本研究中选择二次函数对 DDF 进行建模，因为它满足平移特性并且是二次可微的 (Chambers 等人, 1998 年; Färe 等人, 2005 年)。

在本研究中，选择方向向量 $g = (1, -1)$ 以确保期望输出的扩展与非期望输出的收缩成相同比例。假设有 $k = 1, \dots, K$ 个工业企业，给定三个输入和一个理想输出，以及两个非理想输出， t 中第 k 个企业的二次输出 DDF 如下：

$$\begin{aligned} \vec{D}_o^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1) &= \sum_{n=1}^3 \alpha_n x_{nk}^t + \beta_1 y_{1k}^t + \sum_{j=1}^2 \gamma_j b_{jk}^t \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{n=1}^3 \sum_{n'=1}^3 \alpha_{nn'} x_{nk}^t x_{n'k}^t \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{11} y_{1k}^t y_{1k}^t + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^2 \sum_{j'=1}^2 \gamma_{jj'} b_{jk}^t b_{j'k}^t + \sum_{n=1}^3 \delta_{n1} x_{nk}^t y_{1k}^t + \sum_{n=1}^3 \\ &\sum_{j=1}^2 \eta_{nj} x_{nk}^t b_{jk}^t + \sum_{j=1}^2 \mu_{1j} y_{1k}^t b_{jk}^t \end{aligned} \quad (10)$$

对于方程式中未知参数的估计方法。(10)，可采用确定性前沿法或计量经济学估计法。在本研究中，计量经济学估计方法用于估计参数，因为它可以报告每个参数的统计信息 (Murty 等, 2007)。

参考 Färe 等人的做法。(2012)，随机误差项 v 添加到等式中。(10) 并假设它满足正态分布，即 $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ ，并以下列形式调用平移属性：

$$\vec{D}_o^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1) - \alpha = \vec{D}_o^t(x_k^t, y_k^t + \alpha, b_k^t - \alpha; 1, -1) + v \quad (11)$$

一般情况下，输出的 DDF 具体值是无法观察到的，需要对其进行估计。所以，我们让 $\vec{D}_o^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1) = u$ ，那么我们可以得到

$$-\alpha = \vec{D}_o^t(x_k^t, y_k^t + \alpha, b_k^t - \alpha; 1, -1) + v - u \quad (12)$$

在哪里 $\vec{D}_o^t(x_k^t, y_k^t + \alpha, b_k^t - \alpha; 1, -1)$ 是方程式给出的二次函数形式。(10) 将 α 添加到 y 并从 b 中减去。 u 是无效率项，我们假设无效率项服从半正态分布⁵，即 $u \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ 。此外，可以为每个观察选择一个特定的 α 值，以获得方程式左侧的变化。(12)。本研究中，设 $\alpha = b_j, j = 1, 2$ 。于是得到：

$$\begin{aligned} -b_{1k}^t &= \sum_{n=1}^3 \alpha_n x_{nk}^t + \beta_1 (y_{1k}^t + b_{1k}^t) + \gamma_2 (b_{2k}^t - b_{1k}^t) + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^3 \sum_{n'=1}^3 \alpha_{nn'} x_{nk}^t x_{n'k}^t \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{11} (y_{1k}^t + b_{1k}^t)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{22} (b_{2k}^t - b_{1k}^t)^2 + \sum_{n=1}^3 \delta_{n1} x_{nk}^t (y_{1k}^t + b_{1k}^t) \\ &+ \sum_{n=1}^3 \eta_{n2} x_{nk}^t (b_{2k}^t - b_{1k}^t) + \mu_{12} (y_{1k}^t + b_{1k}^t) (b_{2k}^t - b_{1k}^t) + v - u \end{aligned} \quad (13)$$

为应对时不变的行业特征和年度经济波动的影响，在等式中加入了行业固定效应和时间固定效应。(13)，如下图：

$$\begin{aligned} -b_{1k}^t &= \alpha_0 + \sum_{n=2}^{38} \theta_n D_n + \sum_{n=1}^3 \alpha_n x_{nk}^t + \beta_1 (y_{1k}^t + b_{1k}^t) + \gamma_2 (b_{2k}^t - b_{1k}^t) \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{n=1}^3 \sum_{n'=1}^3 \alpha_{nn'} x_{nk}^t x_{n'k}^t + \frac{1}{2} \beta_{11} (y_{1k}^t + b_{1k}^t)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{22} (b_{2k}^t - b_{1k}^t)^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_{n=1}^3 \delta_{n1} x_{nk}^t (y_{1k}^t + b_{1k}^t) + \sum_{n=1}^3 \eta_{n2} x_{nk}^t (b_{2k}^t - b_{1k}^t) \\
& + \mu_{12} (y_{1k}^t + b_{1k}^t) (b_{2k}^t - b_{1k}^t) + \varphi_1 t + \frac{1}{2} \varphi_{11} t^2 + \sum_{n=1}^3 \phi_{1n} t x_{nk}^t \\
& + \psi_{11} t (y_{1k}^t + b_{1k}^t) + \xi_{12} t (b_{2k}^t - b_{1k}^t) + v - u
\end{aligned} \quad (14)$$

其中 D_n 是行业虚拟变量。

3.4。DDD策略

考虑各省减排目标和PRTs政策制定前后时间的差异，可构建差分差分（DID）模型考察PRTs对SO₂和COD排放影子价格的影响对于工业企业。但是，DID模型存在一个问题，即有时变化的省份特征变量可能同时与被解释变量和被解释变量相关。这导致估计的政策效果出现偏差。

为了消除这种担忧，考虑到企业的污染强度不同，我们加入了企业之间污染强度的差异来构建DDD模型。在实践中，这三种差异包括省级差异、年度差异和企业层面差异。具体来说，省际差异是指污染减排目标高的省份与污染减排目标低的省份相对应。年差指的是“十一五”开始前后的年份，而企业间的差指的是高污染企业和低污染企业。具体回归模型设置如下：

$$\begin{aligned}
ShadowPrice_{ijpt} = & \beta \bullet Ln(Target_p) \bullet Post_t \bullet Ln(Pollutant_i) + \mu_{pt} + \delta_{jt} + \lambda_i \\
& + \varepsilon_{ijpt}
\end{aligned} \quad (15)$$

其中 $ShadowPrice_{ijpt}$ 是 p 省 t 年行业 j 的工业企业 i 的 SO₂ 或 COD 排放的影子价格向量集。 $Target_p$ 为 p 省的 SO₂ 或 COD 减排目标； $Post_t$ 是虚拟变量，1998-2005 年为 0，2006-2009 年为 1； $Pollutant_i$ 是每个工业企业从 1998 年到 2005 年的平均 SO₂ 或 COD 排放量， ε_{ijpt} 是一个随机误差项并且满足均值等于零的假设。为了解决异方差性和序列相关性，选择聚类稳健标准误差来估计系数标准误差和聚类到省年水平。⁶ 固定效应的选取，纳入了省年固定效应（ μ_{pt} ）、行业年固定效应（ δ_{jt} ）和企业固定效应（ λ_i ），以控制所有时不变和时变的省和DDD模型中的产业特征以及时不变的企业特征。

4. 数据

我们结合了两个企业级数据集，其中包含有关企业经济指标、能源消耗和污染物排放的信息。

4.1。工业企业数据库年度调查

本文所用的企业层面生产信息取自国家统计局编制的ASIF数据库1998年至2009年。该数据库包括所有国有工业企业以及年销售额在500万元以上的民营工业企业。ASIF数据库是最全面的企业数据库，包含两类企业信息：企业基本信息（企业代码、企业名称、企业代表、地址）和企业财务信息（工业总产值、流动性资产、固定资产、累计折旧）。

我们处理ASIF数据库以通过以下方式解决几个问题。首先，ASIF数据库中的每个公司都有一个唯一的数字ID，但ID可能会因公司重组、收购或兼并而发生变化。因此，我们使用Brandt等人提出的方法。（2012）解决这个问题并随着时间的推移逐一匹配公司。其次，ASIF数据库中仍然存在离群点的问题，使用前人研究中描述的方法解决了这个问题（Brandt et al., 2012；Yu, 2015）。雇员少于八人的公司被排除在外，因为小公司的会计可能不可靠。我们还放弃了错过关键财务指标的观察，以及工业增加值和就业的价值为负的观察。我们删除违反会计原则的观察结果，即流动资产和固定资产净值大于总资产，或当期折旧大于累计折旧。最后，我们通过删除值在第0.5到第99.5个百分位数范围之外的关键变量的观察来修剪数据。此外，每个从事不同生产活动的企业都有一个四位数的中国行业分类（CIC）代码，类似于美国的标准行业分类（SIC）代码。然而，在2003年，国家统计局在结合一些现有的工业部门创建新的部门后，采用了新的CIC代码。值得注意的是，在Brandt等人之后，我们在2003年之前对CIC代码进行了重新分类。（2012），使它们与2003年之后使用的新CIC代码一致。同时，根据Chen（2011），将本数据库的产业重新整合，形成一个新的“其他产业”项目，结合其他矿石的开采、废弃物的回收处理、艺术品制造等制造业。因此，最终的估计样本包含38个两位数的扇区。

4.2。环境调查和报告数据库

本文中使用的企业级排放信息取自ESR数据库，该数据库是中国环境保护部（MEP）发布的中国最大的企业级污染排放数据集。值得注意的是，ESR数据库长期保密，直到最近才对学者开放（He et al., 2020；Wang et al., 2018a；Zhang et al., 2018b）。

ESR数据库是中国最全面的环保企业数据集，包含全国每年主要污染物排放量（SO₂、COD、烟尘）的约85%。同样，ESR数据库包含两类企业信息：企业基本信息（企业代码、企业名称、企业代表、地区代码）和企业环境信息（污染排放量、污染物清除量、污染治理设施数量）和处理能力。在本文中，我们使用了ESR数据库中的以下信息：SO₂排放、COD排放和化石能源消耗。此外，ESR数据库为每个公司分配了一个唯一的数字ID，该ID用于将ASIF公司与ESR公司进行一对一匹配。在这项研究中，匹配的数据集包括1998年至2009年的191,161个观测值。⁷

4.3。描述性统计

关于工业企业的生产过程，我们假设有三个输入和三个输出（一个合意输出和两个非合意输出）。输入是资本存量、劳动力就业和能源消耗。理想产出是工业总产值，而两个非理想产出分别是 SO₂ 排放量和 COD 排放量。

我们用固定资产总额作为工业企业资本存量的代理变量。由于我国没有分行业固定资产投资价格指数，我们采用1998-2009年中国分地区固定资产投资价格指数对固定资产总量进行价格调整，并选择1998年为基期。⁸对于劳动力，我们使用年末各企业的员工总数作为劳动力的代理变量。然而，尽管ESR数据库包含了每个工业企业的能源消耗（原煤、燃料油、汽油、柴油和天然气），但能源输入数据不能直接使用。因此，需要将各类能源的消耗量统一折算为标准煤消耗量。⁹此外，我们将工业总产值作为理想产出。为剔除价格因素的影响，我们采用1998-2009年全国分行业工业品出厂价格指数对工业企业工业总产值进行缩减，并选择1998年为基期。¹⁰本研究考虑的两个不良产出分别是 SO₂ 排放和 COD 排放。表 1 显示了本研究中使用的主要变量的描述性统计，而表 2 显示了输入变量和输出变量之间的显著正相关。

表 1。描述性统计。

	单元	观察	意思是	标清	最小值	最大限度
小组 A. 公司层面						
工业总产值	10 ⁴ 元	191,161	23,283.570	147,333.800	0.1	1.55e+07
首都	10 ⁴ 元	191,161	11,885.110	90,448.460	0.075	8,552,006
劳动	人	191,161	729.628	2739.697	8个	194,410
活力	时间	191,161	45,208.590	1,891,311	0.714	4.41e+08
SO ₂ 排放量	吨	191,161	331.319	5626.401	0.001	2,180,000
COD排放量	吨	191,161	122.801	796.012	0.0001	75,334.790
B组. 省级						
SO ₂ 省级减排目标	%	31	9.645	6.808	0	25.9
COD省削减目标	%	31	8.974	4.965	0	15.1

表 2。输入和输出之间的相关性。

	工业总产值（10 ⁴ 元）	二氧化硫（吨）	COD（吨）
资本（10 ⁴ 元）	0.659 ***	0.157 ***	0.126 ***
劳动力(人)	0.489 ***	0.125 ***	0.140 ***
能量（Tce）	0.106 ***	0.052 ***	0.032 ***

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

5. 结果

5.1 。影子价格的估计结果

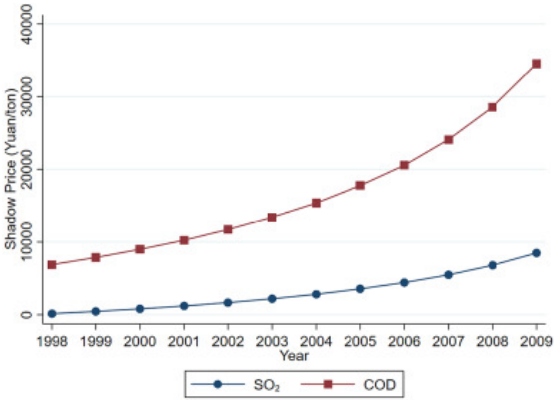
我们按照Färe 等人的方法除以它们的平均值来标准化输入和输出变量。(2005)，其总体目标是解决计算过程中的不收敛问题。然后我们使用 STATA 软件对方程式进行最大似然估计。(14)参数估计结果见附录A1。

值得注意的是，我们可以通过将附录A1中的估算参数与等式1相结合来估算1998年至2009年中国工业企业的SO₂和COD排放的影子价格。(9)在第 3.2 节中描述。表3给出了中国工业企业每年SO₂影子价格和COD排放量的描述性统计。结果表明，SO₂的平均影子价格1998-2009年COD排放量分别为3454.96元/吨和17560.18元/吨。换句话说，这两种污染物对工业企业的 MAC 有显著差异，表明处理一吨 COD 的损失是处理一吨 SO₂ 的损失的五倍。

表 3。2种污染物按年份估算的影子价格的描述性统计，单位：元/吨。

	SO ₂				化学需氧量			
	意思是	标清	最小值	最大限度	意思是	标清	最小值	最大限度
1998	144.63	142.90	2.26	6340.33	6874.89	966.65	2042.54	34,529.65
1999	453.48	155.82	3.67	8731.25	7858.97	997.93	530.60	38,762.50
2000	803.20	138.40	6.37	9015.57	8981.60	1185.29	664.98	39,944.73
2001年	1203.11	154.19	45.71	7725.16	10,240.29	1108.11	1644.46	39,979.14
2002年	1660.73	140.66	176.30	9381.11	11,699.83	1207.53	3240.38	39,815.57
2003年	2192.22	165.96	170.66	9713.04	13,413.76	1401.93	565.12	38,837.42
2004年	2811.40	191.31	61.41	9499.15	15,370.50	1374.65	3127.24	39,780.85
2005年	3553.99	222.90	480.98	9000.28	17,777.81	1488.29	5804.00	39,945.42
2006年	4417.04	212.97	189.41	9858.66	20,562.38	1142.34	9552.56	39,850.22
2007年	5478.79	230.46	1119.12	9994.84	24,101.68	1073.66	12,308.80	39,874.75
2008年	6792.64	199.66	4002.82	9803.02	28,566.85	896.50	23,048.49	39,800.20
2009	8477.28	183.09	3145.65	9994.13	34,531.43	800.47	24,623.57	39,986.31
1998–2005	1777.67	1130.53	2.26	9713.04	12,069.58	3786.58	530.60	39,979.14
2006–2009	6141.89	1491.01	189.41	9994.13	26,405.41	5169.48	9552.56	39,986.31
1998–2009	3454.96	2479.53	2.26	9994.13	17,560.18	8224.81	530.60	39,986.31

图 2 显示了样本期间SO₂和 COD 排放的平均影子价格结果表明，这两种污染物的平均影子价格逐年上升，从1998年的144.63元/吨上升到2009年的8477.28元/吨（SO₂ 的平均影子价格排放量增加了 57.6 倍）。此外，COD 排放的平均影子价格增长了四倍，从 1998 年的 6874.89 元/吨增加到 2009 年的 34531.43 元/吨。这些发现表明，工业企业生产过程中减排的边际成本随着时间的推移逐渐增加。随着工业企业提高生产效率，其污染物排放强度下降。因此，进一步减排的难度增加，因此减排的边际成本增加。



下载: 下载高分辨率图像 (93KB)

下载: 下载全尺寸图像

图 2。1998-2009年SO₂和COD排放平均影子价格的年度变化趋势。

图2进一步表明，2005年后两种污染物的平均影子价格均快速上升。以“十一五”开局之年（2006年）为转折点，我们将研究期分为1998-2005年和2006-2009年两个时期。接下来，我们利用这两个时期来探讨“十一五”PRTs政策出台后工业企业SO₂影子价格和COD排放量的变化表 3分别显示了 1998 年至 2005 年和 2006 年至 2009 年工业企业SO₂和 COD 排放的平均影子价格结果表明，SO₂的平均影子价格PRTs政策出台后，中国工业企业COD排放量显着增加。SO₂排放的平均影子价格从1998-2005年的1777.67元/吨增加到2006-2009年的6141.89元/吨，增长了2.5倍。同样，COD排放量的平均影子价格从1998-2005年的12069.58元/吨增加到2006-2009年的26405.41元/吨，增长了1.2倍。这些结果表明，当中国在 2006 年进入“十一五”期间，SO₂ 10%减排目标的约束性政策制定了COD，明确了各省的减排目标。这导致工业企业污染物排放强度大幅下降，进一步加大减排难度，最终推高了这两种污染物的影子价格。

除了全国平均影子价格的趋势，我们还从三个维度调查了 SO₂ 和 COD 排放量的影子价格分布差异：企业所有制、规模和位置。关于企业所有权，我们将工业企业分为两类：国有企业和非国有企业。在企业规模方面，我们根据工业总产值的大小将工业企业分为三类：

小型企业、中型企业和大型企业。最后，对于地理位置，我们将工业企业分为三个区域 (Wang et al., 2015 ; Tang et al., 2016a ; Tang et al., 2020 ; Wu et al., 2021)：（一）东部地区（11家）：上海、北京、天津、河北、山东、江苏、浙江、福建、广东、海南、辽宁；（二）中部地区（8个）：山西、河南、湖北、湖南、安徽、江西、吉林、内蒙古；(iii)西部地区(12家)：重庆、四川、贵州、云南、广西、陕西、甘肃、青海、宁夏、西藏、新疆。

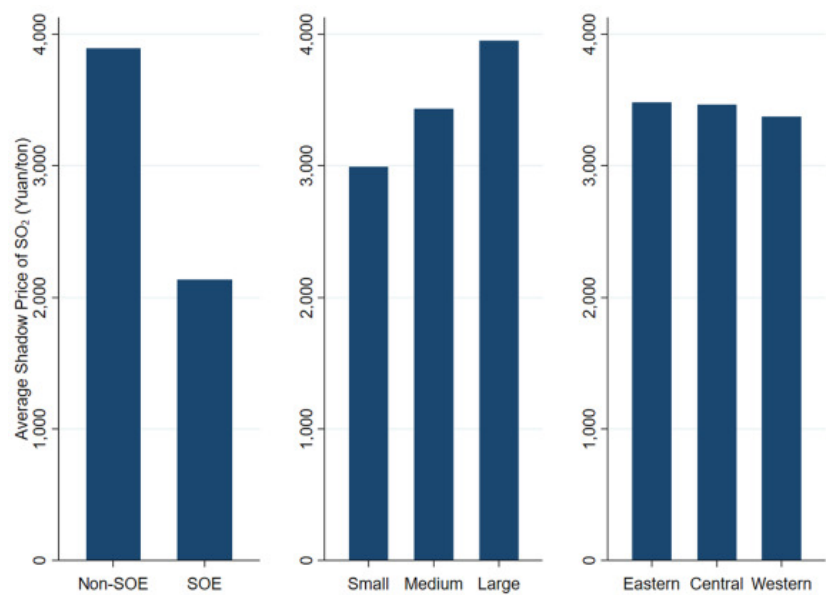
Table 4 shows the distribution of the average shadow prices of SO₂ and COD emissions in different groups. The shadow prices of SO₂ and COD emissions show consistent differences among different groups. There are great differences in the shadow prices of SO₂ and COD emissions across industrial firms with different ownership and scales, but only small differences between industrial firms within different regions. We also employ the non-parametric Mann-Whitney *U* test to compare two groups and the Kruskal-Wallis test to compare three groups (Wang et al., 2017a). The null hypothesis in both tests is that there is no difference in the average shadow prices of SO₂ and COD across the groups of industrial firms. Table 4 shows that there are significant differences in the shadow prices of SO₂ and COD emissions for firms with different ownership, scales, and regions. And the test results reject the null hypothesis at a significance level of 1%.

Table 4. Results of heterogeneity analysis of shadow prices of two pollutants, unit: yuan/ton.

		SO ₂		COD	
		Shadow price	P-value	Shadow price	P-value
Ownership	SOE	2135.86	0.00 ⁺	13,488.96	0.00 ⁺
	Non-SOE	3892.29		18,907.20	
Scale	Small	2989.89	0.00 ⁺⁺	15,873.82	0.00 ⁺⁺
	Medium	3430.11		17,355.71	
	Large	3950.20		19,481.35	
Region	Eastern	3477.79	0.00 ⁺⁺	17,639.20	0.00 ⁺⁺
	Central	3460.62		17,614.97	
	Western	3370.05		17,222.98	

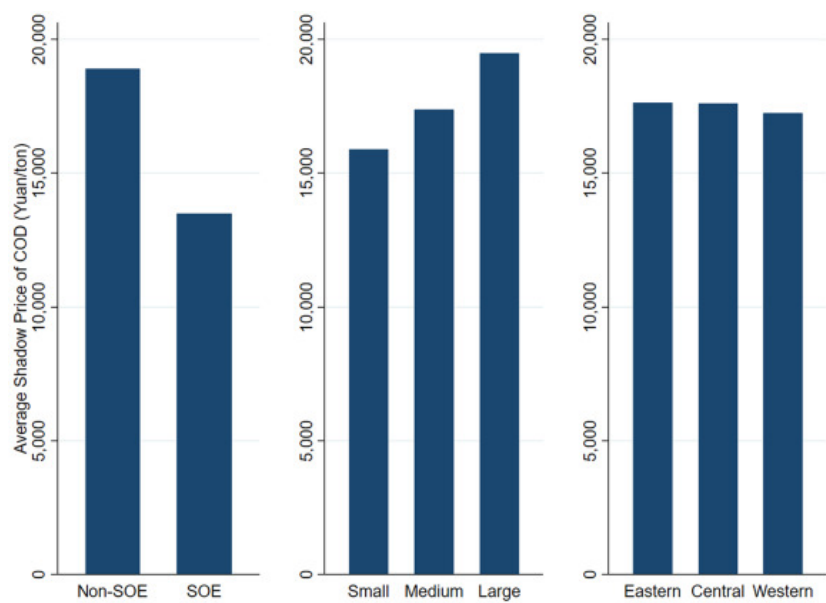
注：⁺指Mann-Whitney U检验，⁺⁺指Kruskal-Wallis检验。

由表4、图3、图4可知，非国有企业、大型企业和东部企业的SO₂和COD排放量的影子价格较高。其中，非国企SO₂和COD排放量影子价格分别为3892.29元/吨和18907.20元/吨，国企影子价格分别为2135.86元/吨和13488.96元/吨。这可能归因于中国政府给予国有企业的优惠待遇。据黄 (2003)，国有企业往往拥有更大的地方权力或“绿色通道”机会，并且不太愿意以较低的污染物 MAC 形式参与生产中的污染减排，因为中国政府在财政和法律上都对国有企业有利。然而，没有这种保护背景的非国有企业通常会受到更频繁的监管检查和更严格的环境控制，这一方面会增加其污染物MAC，另一方面可能会鼓励非国有企业推动进步降低污染物MAC的生产技术。此外，结果表明 SO₂的影子价格规模企业COD排放量分别为3950.20元/吨和19481.35元/吨，远高于中小型企业。一种可能的解释是，大公司的污染物排放量高，并且受到相对严格的环境控制。因此，为了满足环保法规，大企业可能会增加污染物处理设施的投资，因此其成本高于小企业。最后，关于地域划分，结果表明 SO₂的影子价格东部企业COD排放量分别为3477.79元/吨和17639.20元/吨，高于中西部企业。这可能是由于东部地区的环境监管力度比中西部地区要严格。¹¹



[下载: 下载高分辨率图像 \(149KB\)](#)
[下载: 下载全尺寸图像](#)

图 3。SO₂排放影子价格的异质性分析。



[下载: 下载高分辨率图像 \(163KB\)](#)
[下载: 下载全尺寸图像](#)

图 4。COD排放影子价格的异质性分析。

5.2。基线回归结果

我们基于回归模型 Eq. 分别估算了“十一五”PRT 对工业企业 SO₂ 影子价格和 COD 排放的影响。⁽¹⁵⁾ 估算结果见表5、表6。值得注意的是，表5、表6中第(1)列控制企业和年份固定效应，第(2)列控制行业年和省年固定效应，第(3)列控制企业、行业年和省年固定效应固定效果。结果汇总于表5和表6表明考虑不同维度的固定效应，三重交互作用的系数在这六列中均为正，且在1%的水平上显著。结果表明，PRTs 政策显著提高了工业企业SO₂和COD排放的影子价格，即增加了SO₂和COD排放的MAC。本文的优选规范和基线回归结果为表5、表6中的第(3)列，三重交互作用的系数值分别为8.910和44.418。具体而言，结果表明，当污染减排目标比均值高一个标准差时，工业企业SO₂的影子价格COD排放量分别增加26.11元/吨和85.52元/吨，SO₂和COD排放量均高于平均值10%。¹²

表 5。SO₂ PRT 对工业企业SO₂排放影子价格的影响。

	(1)	(2)	(3)
	影子价格	影子价格	影子价格
Ln(目标)*后*Ln(SO ₂)	6.393 *** (0.680)	12.747 *** (0.887)	8.910 *** (0.861)
_缺点	2952.674 *** (1.601)	2839.166 *** (1.857)	2947.069 *** (1.925)
企业有限元	是的	不	是的
FE年	是的	不	不
行业年FE	不	是的	是的
省年FE	不	是的	是的
否	149,128	159,435	149,120
调整 R ²	0.996	0.993	0.997
F值	88.404	206.405	107.157

注：(1) 括号内的标准误差集中在省年水平上。(2) ***, **, *分别代表1%, 5%, 10%的显著性水平。

表 6。COD PRT 对工业企业 COD 排放影子价格的影响。

	(1)	(2)	(3)
	影子价格	影子价格	影子价格
Ln(目标)*Post*Ln(COD)	32.276 *** (2.432)	56.028 *** (2.223)	44.418 *** (2.662)
_缺点	1.6e+04 *** (4.093)	1.6e+04 *** (2.937)	1.6e+04 *** (3.762)
企业有限元	是的	不	是的
FE年	是的	不	不
行业年FE	不	是的	是的
省年FE	不	是的	是的
否	148,890	159,203	148,881
调整 R ²	0.993	0.976	0.994
F值	176.159	635.386	278.318

注：(1) 括号内的标准误差集中在省年水平上。(2) ***, **, *分别代表1%, 5%, 10%的显著性水平。

5.3 。异质效应

在本节中，我们将样本分为不同的组，以评估 PRT 对工业企业污染物影子价格的异质性影响。异质性分析在三个维度上进行：公司所有权、规模和地理位置。我们估计 Eq. (15)具有不同的子样本，具有三重相互作用的系数。

首先，我们测试 PRT 对影子价格的影响是否因公司所有权而异。基于企业所有权，我们将样本分为两组，即国有企业和非国有企业。子样本回归结果列于表 7和表 8的第 (1) 和 (2) 列。结果表明，两组企业在设定 PRT 后都经历了这两种污染物的影子价格上涨，而且对国有企业的影响远大于对非国有企业的影响。这可能是因为国有企业排放的 SO₂和 COD的影子价格远低于非国有企业，这在第 5.1 节的调查结果中得到证实。这表明国有企业对这两种污染物的减排空间很大，因此在制定 PRT 后，国有企业比非国有企业受到的影响更大。

表 7。SO₂的异质测试。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	按所有权		按规模			按地区		
	非国有企业	国有企业	小的	中等的	大的	东方	中央	西方
Ln(目标)*后*Ln(SO ₂)	6.230 ***	16.955 ***	0.465 ***	0.493 ***	12.042 ***	8.039 ***	11.795 ***	9.375 ***
	(0.599)	(2.350)	(0.161)	(0.322)	(1.573)	(1.099)	(2.041)	(1.567)
_缺点	3312.253 ***	2051.082 ***	2487.489 ***	2900.621 ***	3414.242 ***	2955.388 ***	2950.939 ***	2913.391 ***
	(1.552)	(3.249)	(0.198)	(0.678)	(5.360)	(2.627)	(3.989)	(3.214)
省年FE	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的
行业年FE	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的
企业有限元	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的
否	106,090	40,554	43,492	45,367	49,153	90,519	32,048	26,490
调整 R ²	0.998	0.991	1.000	0.999	0.993	0.998	0.996	0.994
F值	108.005	52.061	8.366	2.348	58.610	53.550	33.391	35.778

注：(1) 括号内的标准误差集中在省年水平上。(2) ***, **, *分别代表1%, 5%, 10%的显著性水平。

表 8。COD 的异质性测试。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	按所有权		按规模			按地区		
	非国有企业	国有企业	小的	中等的	大的	东方	中央	西方
Ln(目标)*Post*Ln(COD)	28.970 ***	91.919 ***	2.600 ***	5.287 ***	63.767 ***	42.509 ***	45.386 ***	51.977 ***
	(2.087)	(6.137)	(0.434)	(1.062)	(5.232)	(3.630)	(5.063)	(5.824)
_缺点	1.7e+04 ***	1.3e+04 ***	1.4e+04 ***	1.6e+04 ***	1.8e+04 ***	1.6e+04 ***	1.6e+04 ***	1.6e+04 ***
	(3.363)	(5.753)	(0.286)	(1.333)	(12.372)	(5.440)	(6.139)	(7.952)
省年FE	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的
行业年FE	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的
企业有限元	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的	是的
否	105,969	40,436	43,492	45,363	48,913	90,367	32,005	26,452人
调整 R ²	0.997	0.985	1.000	0.999	0.987	0.995	0.992	0.991
F值	192.719	224.349	35.908	24.781	148.522	137.101	80.360	79.642

注：(1) 括号内的标准误差集中在省年水平上。(2) ***, **, *分别代表1%, 5%, 10%的显著性水平。

其次，我们根据工业总产值的大小将样本分为小型、中型和大型企业。然后我们运行方程式的回归。(15)分别使用三个子样本，结果见表7、表8中第(3)至(5)栏。三重交互作用的所有系数均为正且统计显着，表明该政策提高了所有三组污染物的影子价格。特别是，大型企业的系数远大于其他两组，表明 PRT 对大型企业的影响更大。这可能是因为大型企业排放的 SO₂ 多得多和 COD 比中小型企业多，因此受到的监管要多得多。因此，与中小型企业相比，大型企业的污染物影子价格最高，环境政策的影响也最大。

最后，我们从地理位置的角度考察异质性影响。具体来说，我们将样本分为东部地区、中部地区和西部地区。表7、表8第(6)至(8)栏列出结果，这表明该政策提高了所有三个地区污染物的影子价格。此外，东部地区的三重相互作用系数小于其他两个地区。一种可能的解释是，东部地区企业的减排技术水平远高于其他两个地区，从而导致东部地区企业的影子价格最高。因此，在环境政策的监管下，东部地区企业的影子价格涨幅远低于其他两个地区。

5.4 。稳健性测试

在本小节中，我们对上述各种规格的结果进行了一系列稳健性测试，以确保研究结果的可靠性和可信度。

5.4.1 。平行趋势检验

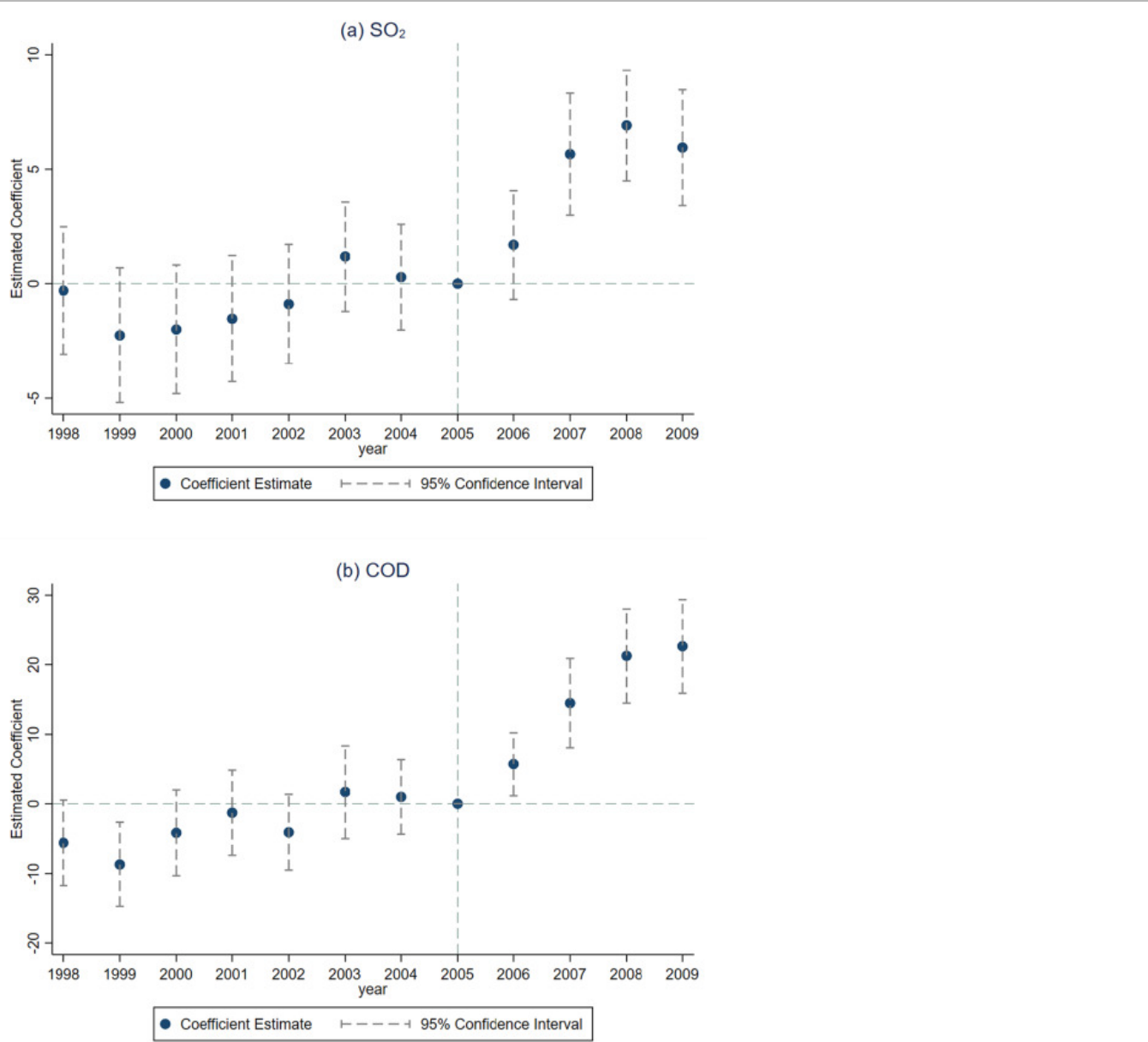
关于 DDD 估计的一个潜在问题是，2006 年之后监管严格程度的变化可能部分总结了地方政府在 2006 年之前所做的努力，而 2006 年之后企业 MAC 的变化是由预先存在的趋势引起的。为了解决这个问题，我们采用事件研究方法检查 DDD 估计的平行趋势假设，这是由Jacobson 等人引入的。(1993)。规范由下式给出：

$$ShadowPrice_{ijpt} = \sum_{\tau=1998}^{2009} \beta_{\tau} \bullet Ln(Target_p) \bullet Year_{\tau} \bullet Ln(Pollutant_i) + \mu_{pt} + \delta_{jt} + \lambda_i + \varepsilon_{ijpt}$$

(16)

在等式中。(16), β_{τ} 是感兴趣的系数，它是从 1998 年到 2009 年的一系列估计。特别地，我们将 2005 年设置为起始年，并将其系数归一化为 0。这个方程可以让我们研究动态PRT 设置前后的趋势。

图 5 (a)绘制了 SO₂影子价格的估计值以及 95% 的置信区间。我们发现，在处理前（2006 年之前）期间的估计值都不显著，这表明在 PRT 设定之前，没有证据表明 SO₂影子价格存在显著差异趋势。同时，估计在 2006 年之后变得非常积极，这意味着政策的积极影响会随着时间的推移而增加。COD 影子价格的估计绘制在图 5 (b) 中。同样，估计值在治疗前阶段均不显著，而在 2006 年之后变得显著为正。这些结果支持共同趋势假设并确保我们估计系数的有效性。



下载 : 下载高分辨率图像 (256KB)
下载 : 下载全尺寸图像

图 5。测试平行趋势。

注：图中绘制了 PRTs 对处理前后工业企业影子价格的估计影响。我们使用方程式的基线规范。[\(16\)](#)进行本节的事件研究分析。特别地，我们将 2005 年设置为起始年，并将其系数归一化为 0。在面板 (a) 中，结果变量是 SO₂影子价格；在图 (b) 中，结果变量是 COD 影子价格。蓝点代表回归系数。灰线表示省年级别的聚类标准误差的 95% 置信区间。

5.4.2 。替代集群标准错误

为了处理潜在的组内相关性，我们使用替代的聚类标准误差来进一步检查我们的主要系数的稳健性。具体来说，我们分别将省年和企业级别的标准误差以及省行业级别的标准误差聚类以进行稳健性检验。[在表 9 和表 10 的第 \(1\) 列中](#)，我们将省年级别的集群标准误差替换为更严格的省年和公司级别的集群标准误差聚类。三重交互作用的系数仍然为正且在 1% 的水平上显着。根据[Shi 和 Xu \(2018\)](#)以及[Chen 等人的说法。\(2018\)](#)，我们将稳健性标准误差聚类在省-行业层面，以显示表 9 和表 10 的第 (2) 列的稳健性。三重交互作用的系数仍然为正且在 1% 的水平上显着。

表 9。SO₂的稳健性测试。

	(1)	(2)	(3)
	影子价格	影子价格	影子价格
Ln(目标)*后*Ln(SO ₂)	8.910 *** (0.876)	8.910 *** (0.850)	
Ln(政策强度)*Post*Ln(SO ₂)			8.333 *** (0.858)
_缺点	2947.069 *** (1.974)	2947.069 *** (1.897)	2948.288 *** (1.926)
省年FE	是的	是的	是的
行业年FE	是的	是的	是的
企业有限元	是的	是的	是的
集群 SE 级别	省年和商号	省工业	省年
否	149,120	149,120	149,120
调整 R ²	0.997	0.997	0.997
F值	103.360	109.811	94.335

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显着性水平。

表 10。COD 的稳健性测试。

	(1)	(2)	(3)
	影子价格	影子价格	影子价格
Ln(目标)*Post*Ln(COD)	44.418 *** (2.759)	44.418 *** (2.722)	
Ln(政策强度)*岗位*Ln(COD)			8.184 *** (0.531)
_缺点	1.6e+04 *** (3.962)	1.6e+04 *** (3.823)	1.6e+04 *** (3.279)
省年FE	是的	是的	是的
行业年FE	是的	是的	是的
企业有限元	是的	是的	是的

	(1)	(2)	(3)
	影子价格	影子价格	影子价格
集群 SE 级别	省年和商号	省工业	省年
否	148,881	148,881	148,881
调整 R ²	0.994	0.994	0.994
F值	259.200	266.227	303.304

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显着性水平。

5.4.3 。政策强度的替代衡量标准

在基准回归中，我们使用各省设定的目标污染物减排百分比来衡量各省之间环境政策的差异。但是，这种衡量的可信度可能值得关注，因为各省污染排放的绝对数量不同，这意味着减排目标的百分比与各省的压力不同，尤其是污染最严重的省份。因此，我们将各省的减排目标百分比乘以2005年的污染排放绝对量，得到预期的污染减排量。表9、表10第(3)栏，我们用各省间的预期污染减排量来代替之前设定的政策变量来重新估计方程。(15)。结果仍然稳健，表明三重交互作用的系数在 1% 的水平上仍然是正的和显着的。

5.4.4 。安慰剂试验

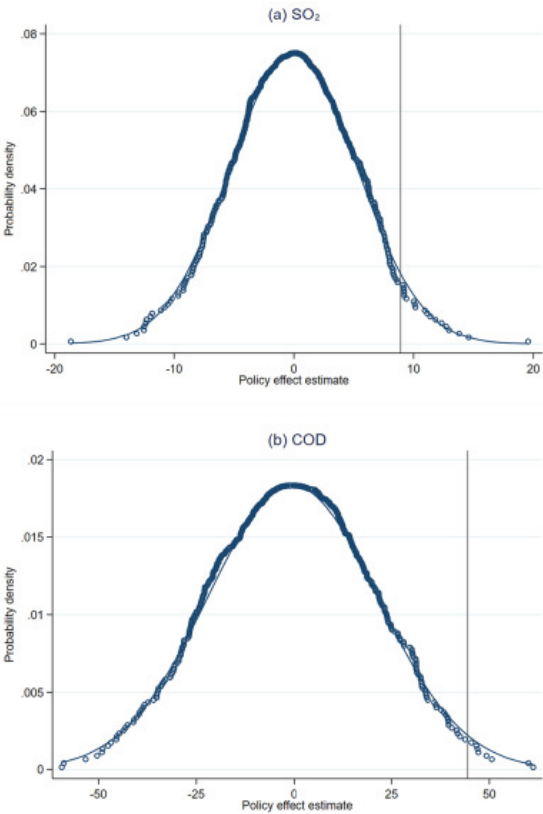
我们进行了两种不同的安慰剂测试来验证我们的回归结果。首先，我们将设置 PRT 的起始年份更改为任何以前的年份，并反事实地设置post 变量。我们预计在错误的开始年份不会产生监管影响。因此，我们反事实地假设2004年是设置PRTs的起始年，生成变量Post 2004，然后代入Eq.(15)重新估计三重相互作用的系数。如表 11所示，三重相互作用的所有系数都不显着，支持我们的预期。

表 11。安慰剂试验。

	(1)	(2)
	SO ₂ 影子价格	COD 影子价格
Ln(目标)* 2004 年后*Ln(SO ₂)	-1.018 (0.814)	
Ln(目标)* 2004 年后*Ln(COD)		-1.302 (4.086)
_缺点	2967.937 *** (0.780)	1.6e+04 *** (174.640)
省年FE	是的	是的
行业年FE	是的	是的
企业有限元	是的	是的
否	149,122	148,884
调整 R ²	0.997	0.844
F值	1.566	0.102

注：(1) 括号内的标准误差集中在省年水平上。(2) *** , ** , *分别代表1%, 5%, 10%的显着性水平。

其次，我们使用模拟方法将减排目标随机分配给各省。在La Ferrara 等人之后。(2012)，我们为每个省份随机分配减排目标以生成假变量 $\ln(\text{Target}_p^{\text{false}})$ 。然后我们使用假变量 $\ln(\text{Target}_p^{\text{false}})$ 与 $\text{Post}_t \cdot \ln(\text{Pollutant}_i)$ 交互来构造一个新的感兴趣回归变量 $\ln(\text{Target}_p^{\text{false}}) \cdot \text{Post}_t \cdot \ln(\text{Pollutant}_i)$ 。鉴于此随机数据生成过程，满足我们识别假设的必要条件是 $\ln(\text{Target}_p^{\text{false}}) \cdot \text{Post}_t \cdot \ln(\text{Pollutant}_i)$ 将对 SO₂ 和 COD 影子价格产生零政策影响。我们重复数据生成过程 500 次。SO₂ 和 COD 影子价格的 500 个估计系数的分布分别绘制在图 6 (a) 和 (b) 中。两种分布都以 0 为中心，并且 <2% 的估计值比我们根据表 5 中第 (3) 列的规范的真实基线估计值更积极,表 6。这些图表为我们的发现提供了进一步的支持。



[下载: 下载高分辨率图像 \(152KB\)](#)
[下载: 下载全尺寸图像](#)

图 6. 安慰剂检验估计系数的分布。

注：图中为各省随机分配减排目标的 500 次模拟估算系数的概率分布。图(a)和(b)中的垂直线分别表示表5和表6中第(3)栏的结果。

6. 结论与政策建议

在此，我们基于 ASIF 和 ESR 数据库提供的企业层面的经济指标和污染指标，使用二次输出 DDF 和 SFA 方法估算中国工业企业两种主要污染物（SO₂ 和 COD）的影子价格从 1998 年到 2009 年。影子价格的异质性特征进一步从三个维度分析：企业所有制、规模和地理位置。此外，还使用DDD策略和多重稳健性检验分析了“十一五”PRT对工业企业SO₂影子价格和COD排放的影响。

结果表明，1998-2009年全国SO₂和COD排放量的平均影子价格显著上升，均值分别为3454.96元/吨和17560.18元/吨。异质性特征结果表明，非国有企业、大型企业和位于东部地区的企业对这两种污染物的影子价格高于国有企业、中小型企业 and 位于中西部地区的企业地区。此外，DDD回归结果表明，PRTs的设置显著提高了工业企业SO₂和COD排放的影子价格。具体而言，当污染减排目标比均值高一个标准差时，工业企业二氧化硫的影子价格COD排放量分别增加26.11元/吨和85.52元/吨，SO₂和COD排放量均高于平均值10%。此外，异质性分析结果表明，PRT 对国有企业、大型企业和位于中西部地区的企业的影响更大。最后，一系列稳健性检验也证实，PRT 的设置显著增加了中国工业企业的 SO₂和 COD 排放的 MAC。

根据这些实证结果，我们可以提供以下政策启示和建议。首先，与CO₂不同，so₂和COD的排放更有可能留在当地或附近地区。基于这两种污染物的特点，我们认为建立全国污染物交易市场并无不妥。如果实行全国污染物交易市场，污染物影子价格高的地区将遭受更多的污染物排放。根据实证研究结果，影子价格高的地区通常是生态脆弱地区。

其次，PRTs 的设置显著提高了工业企业 SO₂ 和 COD 排放的影子价格，这表明设定减排目标是一项可以持续的有效政策。但是，政策制定应以工业企业的MAC为依据，不能太严也不能太松。如果目标定得太高，企业将产生过度支出，从而损害整体经济和社会发展。另一方面，如果目标设定过于宽松，也会阻碍中国向高质量发展转型。

第三，结合污染物影子价格测算和政策效果分析结果，我们认为国有企业在实现省域污染物减排目标中的作用更大。政府应坚持更严格的环境法规，并实施国有企业环境影响评价制度，以监管高污染项目。此外，政府还应鼓励国有企业安装污染控制设施。

在后续研究中，我们将考虑估算中国工业企业其他污染物的影子价格，例如烟尘、NO_x和CO₂。值得注意的是，使用现有技术可以估算中国工业企业不同污染物的影子价格。此外，本研究使用了前所未有的全国性企业级数据，容易出现异常值问题。此外，SFA 方法容易受到异常值的影响，从而导致估计的影子价格结果出现偏差。因此，后续研究可以在基础模型中加入分位数回归技术来应对异常值的影响。

利益申报

没有任何。

CRedit 作者贡献声明

Ning Zhang: 概念化、方法论、资源、监督、项目管理、资金收购。**Xuhui Huang:** 软件、验证、调查、数据管理、写作——原稿。**Chao Qi:** 可视化、形式分析、写作 - 评论和编辑。

致谢

这项工作得到了国家自然科学基金 (NSFC) [grant number: 72033005] 和国家社会科学基金[grant number: 21ZDA065] 的支持。

附录A。补充数据

 下载: 下载 zip 文件 (6MB)

补充材料

附录A。SFA的估计参数

系数。	变种。	SO ₂	化学需氧量
边境			
α_1	x_1	0.336 *** (0.004)	0.127 * (0.072)
$\alpha_{2_}$	x_2	0.055 *** (0.007)	-0.182 ** (0.071)
α_3	x_3	-0.007 *** (0.002)	-0.023 ** (0.010)
α_{11}	$\frac{1}{2}x_1^2$	-0.000 *** (0.000)	0.001 ** (0.000)
$\alpha_{22_}$	$\frac{1}{2}x_2^2$	-0.001 *** (0.000)	0.003 * (0.002)
$\alpha_{33_}$	$\frac{1}{2}x_3^2$	0.000 *** (0.000)	0.000 * (0.000)
α_{12}	$x_1 \times x_2$	0.000 *** (0.000)	-0.001 (0.001)
$\alpha_{13_}$	$x_1 \times x_3$	-0.000 *** (0.000)	-0.000 * (0.000)
$\alpha_{23_}$	$x_2 \times x_3$	0.001 *** (0.000)	0.001 (0.001)
$\beta_{1_}$	$y + b_{j_}$	-0.800 *** (0.003)	-0.670 *** (0.108)
$\beta_{11_}$	$\frac{1}{2}(y + b_j)^2$	0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.001)
γ_1	$b_1 - b_2$		0.123 ** (0.062)


系数。	变种。	SO ₂	化学需氧量
γ^2_{-}	$b_2 - b_1$	0.217 *** (0.003)	
γ_{11}	$\frac{1}{2}(b_1 - b_2)^2$		-0.000 *** (0.000)
γ_{22}	$\frac{1}{2}(b_2 - b_1)^2$	-0.001 *** (0.000)	
δ_{11}_{-}	$x_1 (y + bj)_{-}$	0.000 *** (0.000)	-0.001 * (0.000)
δ_{21}_{-}	$x_2 (y + bj)_{-}$	-0.000 *** (0.000)	0.001 (0.001)
δ_{31}_{-}	$x_3 (y + bj)_{-}$	0.000 *** (0.000)	0.000 (0.000)
η_{12}_{-}	$x_1 (b_2 - b_1)$	0.002 *** (0.000)	
η_{22}_{-}	$x_2 (b_2 - b_1)$	0.000 *** (0.000)	
η_{32}_{-}	$x_3 (b_2 - b_1)$	0.000 *** (0.000)	
η_{11}_{-}	$x_1 (b_1 - b_2)$		-0.003 *** (0.001)
η_{21}_{-}	$x_2 (b_1 - b_2)$		0.000 (0.001)
η_{31}_{-}	$x_3 (b_1 - b_2)$		-0.000 (0.000)
μ_{11}	$(y + b_2)(b_1 - b_2)$		0.002 *** (0.000)
μ_{12}	$(y + b_1)(b_2 - b_1)$	0.000 *** (0.000)	
φ^1_{-}	吨	0.237 *** (0.060)	-0.962 ** (0.397)
φ^{11}_{-}	$\frac{1}{2}t^2$	-0.064 (0.061)	-0.520 (.)
φ_{11}	发送 ₁	-0.139 *** (0.003)	0.025 (0.077)
φ_{12}	发送 ₂	0.021 *** (0.006)	0.038 (0.053)
φ_{13}	发送 ₃	-0.002 ** (0.001)	0.008 (0.005)
ψ_{11}	$t (y + bj)_{-}$	0.292 ***	0.255 ***


系数。	变种。	SO ₂	化学需氧量
		(0.003)	(0.075)
ξ_{11}	$t(b_1 - b_2)$		0.134** (0.061)
ξ_{12}	$t(b_2 - b_1)$	0.073*** (0.003)	
_cons		1.638*** (0.051)	3.856 (.)
σ_u		3.906*** (0.012)	7.842*** (0.032)
σ_v		1.834*** (0.006)	1.890*** (0.018)
λ		2.130*** (0.014)	4.151*** (0.021)
Log-likelihood		-425,210.3	-421,387.2
N		191,161	191,161


Notes: standard errors in parentheses. ***, **, and * represent the significance levels at 1%, 5%, and 10%, respectively.


[Recommended articles](#)

References

[Aunan et al., 2004](#) K. Aunan, J. Fang, H. Vennemo, *et al.*
Co-benefits of climate policy—lessons learned from a study in Shanxi, China
Energy Policy, 32 (4) (2004), pp. 567-581
 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) ↗ [Google Scholar](#) ↗

[Bai et al., 2018](#) Y. Bai, X. Deng, S. Jiang, *et al.*
Exploring the relationship between urbanization and urban eco-efficiency: evidence from prefecture-level cities in China
J. Clean. Prod., 195 (2018), pp. 1487-1496
 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) ↗ [Google Scholar](#) ↗

[Bi et al., 2014](#) G.B. Bi, W. Song, P. Zhou, *et al.*
Does environmental regulation affect energy efficiency in China’s thermal power generation? Empirical evidence from a slacks-based DEA model
Energy Policy, 66 (2014), pp. 537-546
 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) ↗ [Google Scholar](#) ↗

[Brandt et al., 2012](#) L. Brandt, J. Van Biesebroeck, Y. Zhang
Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing
J. Dev. Econ., 97 (2) (2012), pp. 339-351
 [View PDF](#) [View article](#) [Google Scholar](#) ↗

[Chambers et al., 1998](#) R.G. Chambers, Y. Chung, R. Färe
Profit, directional distance functions, and Nerlovian efficiency
J. Optim. Theory Appl., 98 (2) (1998), pp. 351-364
[View in Scopus](#) ↗ [Google Scholar](#) ↗

Chen, 2010 S.Y. Chen

Shadow price of industrial carbon dioxide: parameterized and nonparameterized methods

World Econ., 33 (08) (2010), pp. 93-111

(In Chinese)

[View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Chen, 2011 S.Y. Chen

Statistical data estimation of China's industrial sectors: 1980-2008

Econ. Q., 10 (3) (2011), pp. 735-776

(In Chinese)

[View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Chen and Chen, 2018 S.Y. Chen, D.K. Chen

Air pollution, government regulations and high-quality economic development

Econ. Res. J., 53 (2018), pp. 20-34

(In Chinese)

[View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Chen and Wu, 2018 S.Y. Chen, Y.T. Wu

Environmental tax reform and haze governance: from the perspective of marginal cost of governance

Academic Monthly, 50 (10) (2018)

39-57+117. (In Chinese)

[Google Scholar](#)

Chen and Xiang, 2019 J. Chen, D. Xiang

Carbon efficiency and carbon abatement costs of coal-fired power enterprises: a case of Shanghai, China

J. Clean. Prod., 206 (2019), pp. 452-459

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Chen et al., 2018 Z. Chen, M.E. Kahn, Y. Liu, et al.

The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China

J. Environ. Econ. Manag., 88 (2018), pp. 468-485

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Cheng et al., 2018 Z. Cheng, L. Li, J. Liu, et al.

Total-factor carbon emission efficiency of China's provincial industrial sector and its dynamic evolution

Renew. Sust. Energ. Rev., 94 (2018), pp. 330-339

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Choi et al., 2012 Y. Choi, N. Zhang, P. Zhou

Efficiency and abatement costs of energy-related CO₂ emissions in China: a slacks-based efficiency measure

Appl. Energy, 98 (2012), pp. 198-208

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Chung et al., 1997 Y.H. Chung, R. Färe, S. Grosskopf

Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach

J. Environ. Manag., 51 (3) (1997), pp. 229-240

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Dai et al., 2014 S.F. Dai, Y.Q. Hao, C. Zhang

Research on shadow price estimation of pollutants in Chinese iron and steel enterprises

Price Theory & Practice, 10 (2014), pp. 48-50

(In Chinese)

[View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Du and Mao, 2015 L. Du, J. Mao

Estimating the environmental efficiency and marginal CO₂ abatement cost of coal-fired power plants in China

Energy Policy, 85 (2015), pp. 347-356

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Du et al., 2016 L. Du , A. Hanley , N. Zhang

中国燃煤电厂的环境技术效率、技术差距和影子价格：参数元前沿分析
资源。能源经济学。 , 43 (2016 年) , 第14 - 32页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

Färe 等人, 1993 年 R. Färe 、 S. Grosskopf 、 CAK Lovell等人。

非期望产出的影子价格推导：距离函数法
经济学牧师。状态。(1993) , 第374 - 380页

[交叉引用](#) [谷歌学术](#)

Färe 等人, 2005 年 R. Färe 、 S. Grosskopf 、 DW Noh等人。

污染技术的特点：理论与实践
J.经济学。 , 126 (2)(2005) , 第469 - 492页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

Färe 等人, 2006 年 R. Färe 、 S. Grosskopf 、 WL Weber

美国农业的影子价格和污染成本
生态学。经济。 , 56 (1)(2006) , 第89 - 103页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

Färe 等人, 2012 年 R. Färe 、 S. Grosskopf 、 CA Pasurka Jr. 、 WL Weber

不良产出之间的可替代性
申请 经济。 , 44 (2012 年) , 第39 - 47页

[交叉引用](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

格林斯通等人, 2012 年 M. Greenstone , JA List , C. Syverson

环境监管对美国制造业竞争力的影响（编号：w18392）
纳特。经济局。水库。(2012)

[谷歌学术](#)

他, 2015 十、何

中国二氧化碳减排成本的地区差异
能源政策, 80 (2015 年) , 第145 - 152页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

他等, 2020 G. He , S. Wang , B. Zhang

淡化中国的环境监管
QJ经济。 , 135 (4)(2020) , 第2135 - 2185 页

[交叉引用](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

胡、王, 2006 JL 胡, SC 王

中国各地区全要素能源效率
能源政策, 34 (17)(2006) , pp. 3206 - 3217

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

黄, 2003 Y. 黄

一国两制：在华外商投资企业与内资企业
中国经济。修订版, 14 (4) (2003 年) , 第404 - 416页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

黄等, 2014 J. Huang , X. Yang , G. Cheng , 等。

中国区域生态效率综合生态效率模型与动态

J. Clean. Prod., 67 (2014), pp. 228-238

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

[Jacobson et al., 1993](#) L.S. Jacobson, R.J. LaLonde, D.G. Sullivan

Earnings losses of displaced workers

Am. Econ. Rev. (1993), pp. 685-709

[Google Scholar](#)

[Kaneko et al., 2010](#) S. Kaneko, H. Fujii, N. Sawazu, *et al.*

Financial allocation strategy for the regional pollution abatement cost of reducing sulfur dioxide emissions in the thermal power sector in China

Energy Policy, 38 (5) (2010), pp. 2131-2141

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

[Kumar and Managi, 2011](#) S. Kumar, S. Managi

Non-separability and substitutability among water pollutants: evidence from India

Environ. Dev. Econ., 16 (6) (2011), pp. 709-733

[View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

[La Ferrara et al., 2012](#) E. La Ferrara, A. Chong, S. Duryea

Soap operas and fertility: evidence from Brazil

Am. Econ. J. Appl. Econ., 4 (4) (2012), pp. 1-31

[View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

[Lee and Zhang, 2012](#) M. Lee, N. Zhang

Technical efficiency, shadow price of carbon dioxide emissions, and substitutability for energy in the Chinese manufacturing industries

Energy Econ., 34 (2012), pp. 1492-1497

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

[Lee and Zhou, 2015](#) C.Y. Lee, P. Zhou

Directional shadow price estimation of CO₂, SO₂ and NO_x in the United States coal power industry 1990–2010

Energy Econ., 51 (2015), pp. 493-502

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

[Lee et al., 2002](#) J.D. Lee, J.B. Park, T.Y. Kim

Estimation of the shadow prices of pollutants with production/environment inefficiency taken into account: a nonparametric directional distance function approach

J. Environ. Manag., 64 (4) (2002), pp. 365-375

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

[Li and Wu, 2017](#) B. Li, S. Wu

地方和民间环境规制对中国绿色全要素生产率的影响：空间杜宾计量经济学分析

J. 清洁. 产品. , 153 (2017 年) , 第342 - 353页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

[林王, 2014](#) B. 林, X. 王

探索中国钢铁行业的能源效率：随机前沿方法

能源政策, 72 (2014) , pp. 87 - 96

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

[松下与山根, 2012](#) K. Matsushita , F. 山根

日本电力部门的污染与高效的污染减排

能源经济学. , 34 (4) (2012) , 第1124 - 1130 页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

孟等, 2016 F. Meng , B. Su , E. Thomson , 等。

用 DEA 模型测度中国区域能源和碳排放效率：一项调查
申请 能源, 183 (2016 年) , 第1 - 21页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [谷歌学术](#) ↗

Molinos-Senante 等人, 2015 年 M. Molinos-Senante , N. Hanley , R. Sala-Garrido

测量废水处理的 CO2 影子价格：定向距离函数方法
申请 能源, 144 (2015 年) , 第241 - 249页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) ↗ [谷歌学术](#) ↗

Murty 等人, 2007 年 MN Murty 、 S. Kumar 、 KK Dhavala

衡量工业环境效率：以印度火力发电为例
环境。资源。经济。 , 38 (2007 年) , 第31 - 50页

[交叉引用](#) ↗ [在 Scopus 中查看](#) ↗ [谷歌学术](#) ↗

任等, 2018 S. Ren , X. Li , B. Yuan , 等。

三种环境规制对生态效率的影响：中国的跨区域分析
J. 清洁。产品。 , 173 (2018 年) , 第245 - 255页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) ↗ [谷歌学术](#) ↗

谢浚德, 1970 年 RW 谢浚德

成本与生产函数理论
普林斯顿大学出版社(1970)

[谷歌学术](#) ↗

施与李, 2019 X. 石, L. 李

基于MML指数的中国制造业绿色全要素生产率及其分解：2003-2015
J. 清洁。产品。 , 222 (2019 年) , 第998 - 1008页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) ↗ [谷歌学术](#) ↗

施与许, 2018 X. 石, Z. 徐

环境规制与企业出口：来自中国“十一五”规划的证据
J. 环境。经济。管理。 , 89 (2018 年) , 第187 - 200页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) ↗ [谷歌学术](#) ↗

宋等, 2018 M. Song , J. Du , KH Tan

财政分权对绿色全要素生产率的影响
诠释。 J. 产品。经济。 , 205 (2018 年) , 第359 - 367页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) ↗ [谷歌学术](#) ↗

唐等人, 2016a K. Tang , C. Gong , D. Wang

中国农业污染物减排潜力、影子价格与污染成本
科学。总环境。 , 541 (2016 年) , 第42 - 50页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) ↗ [谷歌学术](#) ↗

唐等人, 2016b K. Tang , L. Yang , J. Zhang

估算中国区域全要素效率和污染物边际减排成本：一种参数方法
申请 能源, 184 (2016 年) , 第230 - 240页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) ↗ [谷歌学术](#) ↗

唐等人, 2020 K. Tang , A. Hailu , Y. Yang

中国各种政策下的农业化学需氧量减缓：情景分析
J. 清洁。产品。 , 250 (2020 年) , 第119513条

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) ↗ [谷歌学术](#) ↗

王等, 2012 ZH Wang , HL Zeng , YM Wei , 等。

区域全要素能源效率：中国工业部门的实证分析
申请 能源, 97 (2012) , pp. 115 - 123

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

王等, 2015 王艳, 卞艳, 许红

Water use efficiency and related pollutants' abatement costs of regional industrial systems in China: a slacks-based measure approach

J. Clean. Prod., 101 (2015), pp. 301-310

 [View PDF](#) [View article](#) [CrossRef](#) [Google Scholar](#)

Wang et al., 2016 S. Wang, C. Chu, G. Chen, et al.

Efficiency and reduction cost of carbon emissions in China: a non-radial directional distance function method

J. Clean. Prod., 113 (2016), pp. 624-634

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Wang et al., 2017a K. Wang, L. Che, C. Ma, 等。

中国钢铁行业CO₂排放影子价格

科学。总环境。 , 598 (2017 年) , 第272 - 281页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

王等人, 2017b B. Wang, XL Zhu, MZ Du

基于参数化方向距离函数的造纸企业污染物排放影子价格估算
水库。环境。经济。 , 2 (03) (2017) , 第79 - 100页

(用中文 (表达))

[谷歌学术](#)

王等, 2018a C. Wang, JJ Wu, B. Zhang

环境监管、排放和生产力：来自中国 COD 排放制造商的证据

J.环境。经济。管理。 , 92 (2018 年) , 第54 - 73页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

王等人, 2018b K. Wang, K. Yang, YM Wei, 等。

中国建筑业直接碳排放和整体碳排放的影子价格：基于参数方向距离函数的敏感估计
结构。张。经济。动态。 , 47 (2018 年) , 第180 - 193页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [谷歌学术](#)

魏和张, 2020 X. Wei, N. Zhang

中国燃煤电厂 CO₂ 和 SO₂ 的影子价格：部分边界法

能源经济学。 , 85 (2020) , 第104576条

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

魏等, 2007 YM Wei, H. Liao, Y. Fan

中国钢铁行业能效实证分析

能源, 32 (12) (2007) , pp. 2262 - 2270

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

魏等, 2012 C. Wei, J. Ni, L. Du

中国二氧化碳减排区域分布

中国经济。修订版, 23 (3) (2012 年) , 第552 - 565页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

魏等, 2013 C. Wei, A. Löschel, B. Liu

中国火电企业CO₂影子价格的实证分析

能源经济学。 , 40 (2013 年) , 第22 - 31页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

吴等, 2020 H. Wu, Y. Hao, S. Ren

环境规制和环境分权如何影响绿色全要素能源效率：来自中国的证据

能源经济学。 , 91 (2020) , 第104880条

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

吴等, 2021 D. Wu, S. Li, L. Liu, 等。

污染物影子价格动态及其驱动力——基于中国省级两大污染物的分析

J. 清洁. 产品., 283 (2021 年), 第124625条

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

谢等, 2016 H. 谢, M. 沉, C. 魏

中国工业二氧化硫排放的技术效率、影子价格和可替代性：一种参数方法

J. 清洁. 产品., 112 (2016 年), 第1386 - 1394 页

 [查看PDF](#) [查看文章](#) [在 Scopus 中查看](#) [谷歌学术](#)

徐, 2011 Y. 徐

中国“十一五”规划中二氧化硫减排规划和管理目标的应用

J. Environ. Plan. Manag., 54 (6) (2011), pp. 769-783

[CrossRef](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Yan et al., 2017 D. Yan, Y. Lei, L. Li, et al.

Carbon emission efficiency and spatial clustering analyses in China's thermal power industry: evidence from the provincial level

J. Clean. Prod., 156 (2017), pp. 518-527

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Yu, 2015 M. Yu

Processing trade, tariff reductions and firm productivity: evidence from Chinese firms

Econ. J., 125 (585) (2015), pp. 943-988

[CrossRef](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Yu et al., 2013 Y. Yu, D. Chen, B. Zhu, et al.

Eco-efficiency trends in China, 1978–2010: decoupling environmental pressure from economic growth

Ecol. Indic., 24 (2013), pp. 177-184

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Yuan and Cheng, 2011 P. Yuan, S. Cheng

Estimating shadow pricing of industrial pollutions in China

Statistical Research, 28 (9) (2011), pp. 66-73

(In Chinese)

[View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Zeng et al., 2018 S. Zeng, X. Jiang, B. Su, et al.

China's SO₂ shadow prices and environmental technical efficiency at the province level

Int. Rev. Econ. Financ., 57 (2018), pp. 86-102

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Zhang and Choi, 2014 N. Zhang, Y. Choi

A note on the evolution of directional distance function and its development in energy and environmental studies 1997–2013

Renew. Sust. Energ. Rev., 33 (2014), pp. 50-59

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Zhang and Jiang, 2019 N. Zhang, X.F. Jiang

The effect of environmental policy on Chinese firm's green productivity and shadow price: a metafrontier input distance function approach

Technol. Forecast. Soc. Chang., 144 (2019), pp. 129-136

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus](#) [Google Scholar](#)

Zhang et al., 2014 N. Zhang, F. Kong, Y. Choi, et al.

The effect of size-control policy on unified energy and carbon efficiency for Chinese fossil fuel power plants

Energy Policy, 70 (2014), pp. 193-200

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus ↗](#) [Google Scholar ↗](#)

[Zhang et al., 2015](#) N. Zhang, F. Kong, Y. Yu

Measuring ecological total-factor energy efficiency incorporating regional heterogeneities in China
Ecol. Indic., 51 (2015), pp. 165-172

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus ↗](#) [Google Scholar ↗](#)

[Zhang et al., 2018a](#) B. Zhang, J. Bi, Z. Fan, *et al.*

Eco-efficiency analysis of industrial system in China: a data envelopment analysis approach
Ecol. Econ., 68 (1–2) (2018), pp. 306-316

[CrossRef ↗](#) [Google Scholar ↗](#)

[Zhang et al., 2018b](#) B. Zhang, X. Chen, H. Guo

Does central supervision enhance local environmental enforcement? Quasi-experimental evidence from China
J. Public Econ., 164 (2018), pp. 70-90

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus ↗](#) [Google Scholar ↗](#)

[Zhang et al., 2021](#) N. Zhang, X. Huang, Y. Liu

The cost of low-carbon transition for China's coal-fired power plants: a quantile frontier approach
Technol. Forecast. Soc. Chang., 169 (2021), Article 120809

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus ↗](#) [Google Scholar ↗](#)

[Zhao et al., 2015](#) X. Zhao, H. Yin, Y. Zhao

Impact of environmental regulations on the efficiency and CO₂ emissions of power plants in China
Appl. Energy, 149 (2015), pp. 238-247

 [View PDF](#) [View article](#) [Google Scholar ↗](#)

[Zhou et al., 2014](#) P. Zhou, X. Zhou, L.W. Fan

On estimating shadow prices of undesirable outputs with efficiency models: a literature review
Appl. Energy, 130 (2014), pp. 799-806

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus ↗](#) [Google Scholar ↗](#)

[Zhou et al., 2015](#) X. Zhou, L.W. Fan, P. Zhou

Marginal CO₂ abatement costs: findings from alternative shadow price estimates for Shanghai industrial sectors
Energy Policy, 77 (2015), pp. 109-117

 [View PDF](#) [View article](#) [View in Scopus ↗](#) [Google Scholar ↗](#)

Cited by (5)

[Coordination or Contradiction: Evidence from Water and Air Pollution Regulations in China](#)

2022, SSRN

[Can the Energy-Consumption Permit Trading Scheme Curb SO₂ Emissions? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China](#)

2022, Sustainability (Switzerland)

[Stricter Energy Regulations and Water Consumption: Firm-Level Evidence from China](#)

2022, SSRN

[Exact Eco-Efficiency Measurement in the Yellow River Basin: A New Non-Parametric Approach](#)

2022, Sustainability (Switzerland)

Exploring the Role of Heterogeneous Environmental Regulations in Industrial Agglomeration: A Fresh Evidence from China

2022, Sustainability (Switzerland)

- 1
- Authors contributed equally.
- 2
- For example, the output SDF assumes that the desirable and undesirable outputs can only be adjusted proportionally in the same direction, that is, the expansion or contraction of the desirable and undesirable outputs, which does not meet the requirement of realistic economic development. But the output DDF allows the desirable and undesirable outputs to adjust proportionally in different directions, for example, the expansion of the desirable outputs and the contraction of the undesirable outputs simultaneously. In practice, the output SDF is a special case of the output DDF (Chambers et al., 1998).
- 3
- However, the SFA approach also faces some problems, such as the need to assume the distribution of the inefficiency terms in advance, and the difficulty of adding nonlinear monotonicity constraints in the estimation process.
- 4
- The DEA and LP approaches need to set enormous equations when dealing with huge datasets, resulting in the complexity of programming.
- 5
- Besides the semi-normal distribution, the assumption of inefficiency term can also be truncated normal distribution, exponential distribution, and gamma distribution. Considering the large amount of data used in this study, we assume that the inefficiency term follows a semi-normal distribution.
- 6
- Since provinces have determined the overall reduction targets at the beginning of the 11 FYP, and the government will assign corresponding reduction tasks according to the reduction targets, it can be considered that the annual emission reduction of the province in this period is irrelevant. Therefore, we cluster the standard error at the province-year level. Moreover, in the robustness test, we also use the alternative clustered standard errors, and the results are still robust.
- 7
- In the paper, we need to use the energy consumption index provided by the ESR database to calculate the shadow prices. However, during the data processing, we found that the energy consumption index in the ESR database was missing significantly from 2010 to 2014, so we excluded the samples in these years.
- 8
- The price index is collected from the China Statistical Yearbook.
- 9
- The reference coefficients of various types of energy converted into standard coal are obtained from the China Energy Statistical Yearbook.
- 10
- The price index is collected from the China Industrial Statistical Yearbook.
- 11
- The average SO₂ and COD reduction targets are 14.4% and 11.1% in the eastern provinces, 7.8% and 8.9% in the central provinces, and 6.5% and 6.6% in the western provinces, respectively.
- 12
- According to Shi and Xu (2018), the formula is $\Delta = \hat{\beta} \bullet \ln(Target_{mean} + Target_{sd}) \bullet \ln(Pollutant_{mean} \bullet (1 + 10\%)) - \hat{\beta} \bullet \ln(Target_{mean}) \bullet \ln(Pollutant_{mean})$. Here, Δ represents the change in shadow prices of SO₂ and COD emissions of industrial firms, $\hat{\beta}$ is the estimated coefficient in the equation. (15). $Target_{mean}$ 为污染减排目标的平均值, $Target_{sd}$ 为污染减排目标的标准差, $Pollutant_{mean}$ 为平均企业污染水平.

© 2022 Elsevier B.V. All rights reserved.