

中国省域二氧化碳边际减排成本估计： 基于参数化的方法

吉丹俊

摘 要：中国经济的迅速增长导致了对化石能源的巨大消费，空气中排放的二氧化碳(CO₂)日益增加。为了应对日益恶化的环境问题，中国各级政府都在采取各种措施减少CO₂排放。估算CO₂的边际减排成本可以为政府和厂商制定碳减排政策提供依据。文章基于方向性距离函数构建了一个同时考虑期望产出和非期望产出的效率模型，给出了相应的非期望产出影子价格计算方式，并且证明了影子价格和边际减排成本的表述是一致的。在此基础上以二次型函数参数化方向性距离函数并分别以线性规划方法和线性回归方法对未知参数进行估计。以中国大陆地区30个省级行政区域2006—2014年间的投入和产出数据进行了CO₂边际减排成本的测算，通过对估算结果的讨论提出了相应的政策建议。

关键词：CO₂排放；距离函数；影子价格；边际减排成本

作者简介：吉丹俊，江苏联合职业技术学院扬州分院讲师，南京航空航天大学经济与管理学院博士研究生。

基金项目：2016年江苏省教育厅“青蓝工程”资助(苏教师〔2016〕15号)。

中图分类号：F124.9 **文献标识码：**A **Doi：**10.3969/j.issn.2095-042X.2017.01.007

工业革命后，人类社会的大规模经济和社会活动排放大量二氧化碳(CO₂)，这将导致全球变暖，即产生温室气体效应。全球变暖将带来一系列环境和生态问题，人类的生存将受到威胁。因此，目前世界各主要国家都致力于通过各种手段解决碳排放问题，如在国内通过征收碳税、碳市场交易、推广节能及采用新能源技术等方式，在国际上通过签订双边及多边协议达到共同减排的目的，在这样的背景下产生了一系列的国际性减排协定，包括“京都议定书”“哥本哈根宣言”及“巴黎协定”。

自1978年，中国实施改革开放经济政策后，经济增长迅速，在GDP增长的同时引致了对能源需求的大幅增加，化石能源的大量使用使得CO₂排放量从1980年的14.48亿吨增加到2012年的81.06亿吨^①。近年来，中国政府在积极推进经济稳步增长的同时也在寻求低碳发展路径。通过行政和立法手段强制高能耗企业淘汰落后生产设施和技术；将节能减排目标写进国民经济和社会发展第十一个五年规划、第十二个五年规划和第十三个五年规划(以下分别简称“十一五”规划、“十二五规划”和“十三五规划”)，“十一五”规划要求到2010年能源强度(单位GDP能源消耗量)比2005年水平下降20%，“十二五规划”要求能源强度进一步下降16%，“十三五规划”要求CO₂排放强度(单位GDP的CO₂排放量)下降17%，“十三五”规划要求CO₂排放强度较2015年降低

^① 数据来源：美国能源署EIA。

18%；此外，国家还依赖于市场化手段，已建立深圳、北京、上海、广东、天津、湖北及重庆 7 个试验性碳交易市场，预计在 2017 年形成全国性统一碳交易市场。

碳排放权交易的理论基础来源于科斯定理，科斯定理认为只要财产权界定清晰，满足一定的条件则无论开始将财产权赋予给谁，经济的外部性可以通过当事人的谈判得以消除达到帕累托最优。因此，可以将碳排放这种外部不经济行为进行交易，边际减排成本（Marginal Abatement Cost，以下简称 MAC）^① 高的厂商可以从边际减排成本低的厂商那里购买碳排放权，最终所有厂商的边际减排成本相等并等于市场碳交易价格^②。然而现实市场存在交易成本并且市场环境并非完全竞争，因此，碳排放交易并不能使资源配置达到帕累托最优，但却是一种能减少总体成本的方法^[1]。在没有形成碳交易市场的地区，估计 CO₂ 的 MAC 可以给政府和厂商进行碳减排决策提供有价值的信息，如中央政府可以要求 MAC 低的地区多减排而 MAC 高的地区少减排，在保证减排总量的前提下达到总减排成本最小；而对于已经形成碳交易市场的地区，估计 CO₂ 的 MAC 同样可以为政府和厂商决策提供信息，如政府对初始碳排放份额分配的决策^[2]，企业购买和出售碳排放权的决策。因此，MAC 正成为一种帮助政府和企业进行碳减排决策的有效工具。

一、文献回顾

按照 Du 等^[3]对于 MAC 估计建模方式的总结，估计 MAC 的模型构建形式主要有三种：（1）专家法（Expert-based），这种方法依赖于相关领域专家对不同行业的减排成本的推算；（2）模型导出法（Model-derived），这类方法主要通过自下而上或自上而下的 CGE 模型估算出 MAC；（3）基于生产理论（Supply-side/production-based）的方法，通过定义生产可能集合推导出 MAC 的表示形式，生产可能集合一般通过距离函数的形式表示。通过距离函数（distance function）建模方法估计出的 MAC 也被称作影子价格（shadow price），这种方法只需要历史投入产出数据，不需要对未来的经济发展形式和技术进步水平做太多假设，这些估计出的影子价格能反应近期 MAC 的变化趋势，因此估计结果可以有效地衡量区域减排潜力以及排放权交易能带来多少的成本节约^[4]。

常用的距离函数形式有谢菲尔德型距离函数（Shephard distance function）和方向性距离函数（Directional distance function），谢菲尔德型距离函数试图以同样的比例调整期望产出和非期望产出，而方向性距离函数则允许期望产出增加的同时减少非期望产出，因此，相对于谢菲尔德函数，方向性距离函数更加符合政策决策现实^[5]。

利用距离函数估计 MAC，按照估计方法可以分为参数化方法和非参数化方法。非参数化方法主要是指用 DEA 方法进行估计；参数化方法一般将距离函数用超越对数函数或二次型函数近似表示，然后通过线性规划或随机前沿方法估计出相应的参数^[6-7]。和非参数化方法相比，参数化估计方法估计形式更加灵活，估计出的结果更加丰富，估计出的函数参数可以用于一些后续分析，如计算森岛替代弹性（Morishima elasticity of substitution）。

20 世纪 90 年代以来，国际环境、能源及经济管理学术期刊发表了大量利用距离函数估计污染物边际减排成本的文章^[5]。近年来，随着中国成为 CO₂ 排放大国，国内外学术界涌现出一些估计中国区域 CO₂ 影子价格的文章。Ma 等^[4]认为当前国际学术界估算中国区域 CO₂ 影子价格的文

① 边际减排成本在这里定义为减少一单位 CO₂ 排放厂商所需要承担的成本

② 数学推导详见参考文献 [1]

章主要以 DEA 方法为主,但 DEA 作为一种非参数方法估计影子价格存在估计结果可能不唯一的缺陷。国内学术界使用的估计方法也以非参数化方法为主,并且在理论模型的阐述上不是很清晰。有鉴于此,本文将基于方向性距离函数,构建一个包含非期望产出的投入—产出模型,在决策单元利润最大化假设条件下推导出影子价格的表达式,在理论上证明影子价格和边际减排成本的表述是一致的,使用参数化方法估计中国省域 CO₂ 的边际减排成本,分析各省 MAC 的变化趋势,为各省政府及中央政府制定碳减排政策及发展碳交易市场提供参考。

二、理论模型

建立各省投入—产出模型,生产的最终产品包含一种期望产出 GDP 和一种非期望产出 CO₂。

考虑各省使用的投入向量为 $\mathbf{x} \in R_N^+$, 期望产出为 $y \in R_+^1$, 非期望产出为 $b \in R_+^1$, 则通过生产可能性集可将生产技术定义为: $P(\mathbf{x}) = \{(y, b), \mathbf{x} \text{ 能生产 } (y, b)\}$, 该生产技术满足以下 5 个假设: (1) $P(\mathbf{x})$ 是一个闭集, 也就是 $P(0) = \{0, 0\}$; (2) 投入是自由处置的, 如果 $\mathbf{x}' \geq \mathbf{x}$, 则 $P(\mathbf{x}) \in P(\mathbf{x}')$; (3) 期望产出是自由处置的, $(y, b) \in P(\mathbf{x})$, 如果 $y' \leq y$, 则 $(y', b) \in P(\mathbf{x})$, 该假设确保期望产出有一个正的价格; (4) 非期望产出弱处置, 如果 $(y, b) \in P(\mathbf{x})$, 并且 $0 \leq \theta \leq 1$, 则 $(\theta y, \theta b) \in P(\mathbf{x})$, 该假设意味着如果要减少非期望产出则必须减少期望产出^[8]; (5) 期望产出和非期望产出满足零结合假设 (null-jointness), 如果 $(y, b) \in P(\mathbf{x})$ 并且 $b = 0$, 则 $y = 0$, 该假设表示如果非期望产出为 0 则期望产出必须为 0, 不存在期望产出为正而非期望产出为 0 的情形, 也就是生产必须同时产生期望产出和非期望产出。

我们通过定义一个方向性距离函数来表示生产可能集, 首先需要构造方向向量 $\mathbf{g} = (g_y, g_b)$, $\mathbf{g} \in R^1 \times R^1$, 该向量的作用是用来定义期望产出和非期望产出同时变动的方向及大小, 然后方向性距离函数可以被定义为:

$$\vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b) = \max\{\beta: (y + \beta g_y, b - \beta g_b) \in P(\mathbf{x})\} \quad (1)$$

该距离函数允许期望产出尽可能大的增加而非期望产出尽可能缩减, 如果函数值 $\beta = 0$, 则表示决策单元在生产前沿面上, 而如果 $\beta > 0$ 则表示决策单元的生产是无效率的, β 值越大, 这种无效率程度就越大。由于式 (1) 中的方向性距离函数必须满足生产技术 $P(\mathbf{x})$ 必须满足的 5 个假设, 此外根据方向性距离函数的定义本身, 其满足以下 5 个性质:

- (1) $\vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b) \geq 0$, 如果 $(y, b) \in P(\mathbf{x})$;
- (2) $\vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b)$ 关于 y 递减, 也就是随着期望产出的增加, 决策单元的无效率程度变小;
- (3) $\vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b)$ 关于 b 递增, 即随着非期望产出的增加, 决策单元的无效率程度变大;
- (4) $\vec{D}_o(\mathbf{x}, y, 0; g_y, -g_b) < 0$, 对于 $y > 0$, 由于生产技术必须满足零结合 (null-jointness) 假设, 因此对于 $b = 0, y > 0$ 组合, 技术上是不现实的, $(y, b) \notin P(\mathbf{x})$;
- (5) 对于任意的常数 α , $\vec{D}_o(\mathbf{x}, y + \alpha g_y, b - \alpha g_b; g_y, -g_b) = \vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b) - \alpha$ 。该性质也被称作平移性质 (translation property), 可以根据方向性距离函数的定义本身证明该等式成立。

假设期望产出价格已知，为了求出非期望产出的影子价格，设 p 为期望产出的价格， q 为非期望产出的影子价格，定义如下形式的利润函数：

$$\begin{aligned} R &= \max_{y, b} py - qb \\ \text{s. t. } \quad \vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b) &= 0 \end{aligned} \quad (2)$$

则可以通过对式 (2) 建立拉格朗日函数求解，建立拉格朗日函数形式如下：

$$L = py - qb + \lambda (\vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b) - 0) \quad (3)$$

求解一阶条件为：

$$p = \lambda \frac{\partial \vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b)}{\partial y} \quad (4)$$

$$-q = \lambda \frac{\partial \vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b)}{\partial b} \quad (5)$$

通过式 (4) 和 (5) 可以消去 λ ，求得 q ：

$$q = -p \frac{\partial \vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b) / \partial b}{\partial \vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; g_y, -g_b) / \partial y} \quad (6)$$

则式 (6) 给出了通过期望产出的价格求解非期望产出影子价格的表达式，据此，可以证明该影子价格表示将决策单元映射到技术前沿面上时，减少一单位非期望产出，所引致的期望产出价值的减少，即该影子价格和边际减排成本的表述是一致的。

根据影子价格的定义，当决策单元在前沿面时，决策单元利润最大化，

则可设 $py - qb = C$ ， C 为常数 (7)

对 (7) 式两边针对 b 求导，得到：

$$q/p = \frac{dy}{db} \quad (8)$$

因此，将决策单元映射到技术前沿面对应的点之后，非期望产出影子价格和期望产出市场价格之比就等于减少一单位非期望产出所引起的期望产出的减少，即该点切线的斜率（如图 3）。

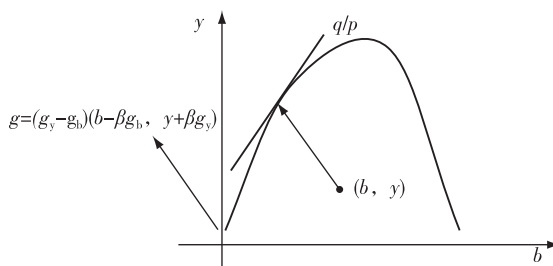


图 1 非期望产出影子价格示意图

三、参数化模型设定与估计方法

方向性距离函数可以表述为参数化模型。在这里，我们选取二次型函数参数化方向性距离函数，因为二次型函数更容易通过参数的限制来满足方向性距离函数的性质 (5)，即平移性质^[6]。

对于方向向量 $\mathbf{g} = (g_y, -g_b)$ 选取 $\mathbf{g} = (1, -1)$ ^①，此外假设各省使用劳动力和资本^②两种投入

① 这里选取 $\mathbf{g} = (1, -1)$ 的优势详见参考文献 [6]，其实这种选取方向向量的方式比较武断，目前尚未有很好的方法解决方向向量值的选取，后续研究可以围绕这一点进行深入探讨。

② 一些研究还将能源消耗纳入到投入中，然而由于各省 CO_2 排放量由各种能源消耗乘以相应的折算系数并加总获得，因此 CO_2 排放量和能源消耗之间的相关性较大，如果将能源消耗作为投入引入到模型中将使得估计结果不太可靠。

生产出一种期望产出 GDP 和一种非期望产出 CO₂, 具体的函数形式如下:

$$\begin{aligned} \vec{D}_o(\mathbf{x}, y, b; 1, -1) = & \alpha_0 + \sum_{n=1}^2 \alpha_n x_n + \beta_1 y + \gamma_1 b + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^2 \sum_{n'=1}^2 \alpha_{n, n'} x_n x_{n'} + \frac{1}{2} \beta_2 y^2 + \\ & \frac{1}{2} \gamma_2 b^2 + \sum_{n=1}^2 v_n x_n b + \mu y b + \sum_{n=1}^2 \delta_n x_n y \end{aligned} \quad (9)$$

为了确保方向性距离函数满足平移性质, 方向向量 $\mathbf{g} = (1, -1)$, 以及二次型函数的对称性, 参数需要满足以下等式关系:

$$\beta_1 - \gamma_1 = -1, \beta_2 = \gamma_2 = \mu, \delta_n = v_n, \alpha_{nn'} = \alpha_{n'n}, n = 1, 2 \quad (10)$$

为了估计式(7)中的各参数, 将分别采用线性规划的方法(LP)和修正的最小二乘法(Corrected OLS)。

(一) 线性规划方法

基于 Aigner 等^[9]提出的线性规划求解方法, 考虑二次型函数形式的方向性距离函数所需满足的性质, 建立如下的确定性线性规划(LP)模型:

$$\begin{aligned} \text{Min } & \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K (\vec{D}_o(\mathbf{x}_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1) - 0) \\ \text{s. t. } & (i) \vec{D}_o(\mathbf{x}_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1) \geq 0 \quad t=1, \dots, T, k=1, \dots, K \\ & (ii) \frac{\partial \vec{D}_o(\mathbf{x}_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1)}{\partial y} \leq 0 \quad t=1, \dots, T, k=1, \dots, K \\ & (iii) \frac{\partial \vec{D}_o(\mathbf{x}_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1)}{\partial b} \geq 0 \quad t=1, \dots, T, k=1, \dots, K \\ & (iv) \vec{D}_o(\mathbf{x}_k^t, y_k^t, 0; 1, -1) < 0 \quad t=1, \dots, T, k=1, \dots, K \\ & (v) \beta_1 - \gamma_1 = -1, \beta_2 = \gamma_2 = \mu, \delta_n = v_n, \alpha_{nn'} = \alpha_{n'n}, n = 1, 2 \end{aligned} \quad (11)$$

在该线性规划模型中, $t = 1, \dots, T$ 表示不同时间, $k = 1, \dots, K$ 表示不同区域, 目标函数试图使得各决策单元无效率值和前沿面效率值(即 0)偏差的总和最小, 约束条件(i) 确保各决策单元的无效率值非负, 约束(ii) 确保方向性距离函数关于 y 递减, 约束(iii) 确保方向性距离函数关于 b 递增, 约束(iv) 确保零结合假设成立, (v) 确保式(11)成立。

(二) 修正的最小二乘法

和线性规划模型不同, 修正的最小二乘法使用 OLS 方法的原理估计参数。设 $\vec{D}_o(\mathbf{x}_k^t, y_k^t, b_k^t; 1, -1) = \mu$, 按照方向性距离函数的平移性质, 可得:

$$-\alpha = \vec{D}_o(\mathbf{x}_k^t, y_k^t + \alpha, b_k^t - \alpha; 1, -1) - \mu \quad (12)$$

式中, 将 $\vec{D}_o(\mathbf{x}_k^t, y_k^t + \alpha, b_k^t - \alpha; 1, -1)$ 写成二次型函数形式, 则得到:

$$\begin{aligned} -\alpha = & \alpha_0 + \sum_{n=1}^2 \alpha_n x_n + \beta_1 (y + \alpha) + \gamma_1 (b - \alpha) + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^2 \sum_{n'=1}^2 \alpha_{n, n'} x_n x_{n'} + \frac{1}{2} \beta_2 (y + \alpha)^2 + \\ & \frac{1}{2} \gamma_2 (b - \alpha)^2 + \sum_{n=1}^2 v_n x_n (b - \alpha) + \mu (y + \alpha)(b - \alpha) + \sum_{n=1}^2 \delta_n x_n (y + \alpha) - \mu \end{aligned} \quad (13)$$

式中, α 为常数, μ 为各决策单元的无效率值, $\mu \geq 0$, 因此 $-\mu \leq 0$, 可以将 $-\mu$ 看作回归方程中的随机扰动项。

采用修正的最小二乘法进行估计分为两步：第一步先对式（13）做 OLS 回归，由于 $E(-\mu) \neq 0$ ，这里截距项的估计值是有偏的，然而回归系数估计结果却是一致的，在这一阶段我们还能获得 OLS 回归的残差值 \hat{e}_i ，这些值可能大于 0，小于 0 或等于 0，但均值等于 0；第二步将截距项向上调整 $\max\{\hat{e}_i\}$ ，则残差项变为 $\hat{e}_i - \max\{\hat{e}_i\}$ ，因此 $\hat{\mu}_i = -(\hat{e}_i - \max\{\hat{e}_i\}) \geq 0$ ， $\hat{\mu}_i$ 为 μ 的估计值^[10]。

四、数据来源与估计结果

（一）数据来源与变量构造

劳动力投入数据（ x_1 ）。劳动力投入数据为各省就业人数（万人），数据来源为各省统计年鉴（分省 2007—2015 年）。

资本投入数据（ x_2 ）。资本投入为各省的资本存量，由于现有统计资料没有资本存量的直接数据，我们依据采用单豪杰^[11]利用永续盘存法估算省际资本存量的方法，计算公式为 $K_{it} = I_{it}/P_{it} + (1-\delta)K_{i,t-1}$ ，其中 P_{it} 为平减指数， I_{it} 为固定资本形成总额， δ 为折旧率，这里取常数 10.96%。其中各省 2006—2012 年固定资本形成总额和固定资产投资价格指数来自国泰安数据库，2013 年固定资本形成总额和固定资产投资价格指数来自《中国统计年鉴 2014》。

GDP 数据（ y ）。通过历年《中国统计年鉴》公布的各省名义 GDP 和以不变价格计算的 GDP 指数，以 2006 年为基期计算出各省每年的实际 GDP。

CO₂ 数据（ b ）。各地区 CO₂ 排放数据也不能直接获得，必须进行估算。根据《中国能源统计年鉴》提供的各省 7 种化石能源消耗数量^①乘以相应的 CO₂ 排放系数^[12]并加总计算，各种化石能源 CO₂ 排放系数见表 1：

表 1 各种化石能源 CO₂ 排放系数

排放源	煤炭	焦炭	汽油	煤油	柴油	燃料油	天然气
CO ₂ 排放系数	1.647	2.848	3.045	3.174	3.15	3.064	2.167

最后形成的数据集包含 2006—2014 年期间 30 个中国大陆地区省级行政区域（除西藏外）的投入—产出变量，时间段覆盖“十一五”期间（2006—2010 年）和“十二五”期间（2011—2015 年）前 4 年，各变量的描述性统计见表 2：

表 2 变量描述性统计表

变量名	变量解释	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
x_1	各省劳动力投入/万人	270	2 584.625	1 712.35	294.19	6 606.5
x_2	各省资本投入/亿元	270	7 736.701	7 313.816	275.91	36 560.5
y	各省实际 GDP/亿元	270	12 679.57	10 882.83	641.58	57 056.6
b	各省 CO ₂ 排放量/万吨	270	28 328.94	19 980.13	1 684.342	91 331.02

（二）估计结果

基于前述理论模型、估计方法和数据，我们分别对式（12）和式（14）进行参数估计。对于

① 西藏历年数据缺失

式 (12)，也就是线性规划模型，为了避免收敛问题，首先将投入—产出数据做标准化处理（除以各自的均值）然后使用 Matlab 的 linprog 函数进行估计；对于式 (14)，也就是修正的 OLS 模型，式中 α 我们选取其等于 b ，为了保持一致性，同样使用经过标准化处理的数据，最终在 Stata 中最小二乘回归。此外，为了控制时间和个体效应，我们还在两个估计模型中引入了时间和个体虚拟变量，为了避免“虚拟变量陷阱”问题，我们分别去掉第一个时间和个体虚拟变量。在表 3 中我们报告了两种估计方法的参数估计，对于 LP 方法，由于在约束条件中已将方向性距离函数应满足的 5 个性质考虑进去，因此估计出的参数可以直接用于后续计算；而对于 COLS 方法，只有第 1 个性质（即所有决策单元的无效率值大于等于 0）和第 5 个性质（平移性）可以确保满足，其他 3 个性质不一定能满足，因此我们将估计出的参数值用来检验各样本是否满足其他 3 个性质，结果发现所有样本都满足性质 2 和性质 3，有 73 个样本违反性质 4 即零结合假设^①，满足零和假设的样本占样本总数为 73%。

表 3 参数估计结果¹⁾

待估参数	变量名	LP 方法	COLS 方法
α_0	常数项	0.1437	0.009 14 (0.109)
修正的 α_0	常数项	—	0.219 1
α_1	x_1	0.301 9	1.316 ²⁾ (0.360)
α_2	x_2	-0.014 6	-0.046 0 (0.061 7)
α_{11}	x_1^2	-0.254 9	-1.448 ²⁾ (0.298)
α_{22}	x_2^2	-0.076 8	0.170 ²⁾ (0.042 3)
α_{12}	$x_1 x_2$	-0.251 1	-0.039 4 (0.042 2)
β_1	y	-0.449 3	-0.724 ²⁾ (0.072 7)
$\gamma_1 = \beta_1 + 1$	b	0.550 7	0.276
$\beta_2 = \gamma_2 = \mu$	y^2, b^2, yb	-0.297	-0.080 8 ³⁾ (0.036 2)
$\delta_1 = \nu_1$	$x_1 y, x_1 b$	0.364 9	0.383 ²⁾ (0.049 3)
$\delta_2 = \nu_2$	$x_2 y, x_2 b$	0.201 7	-0.043 0 (0.034 0)
时间和地区效应估计参数		略	略
R-squared		—	0.994

1) 本表括号内为估计值标准差；2) $p < 0.01$ ；3) $p < 0.05$ 。

估计出二次型函数的各参数值后，可以将估计出的参数值代入到式 (10) 中计算各决策单元

① 对于违反零结合假设的处理方法一般有两种：一种是后续分析继续使用这些样本，将是否违反零结合假设作为评判模型拟合度的标准，如 Färe, et al. (2005) 和 Färe, et al. (2006)；另外一种是在后续分析中剔除这些违反零结合假设的样本，如魏楚 (2014)。在此，我们使用前者。

的无效率值。在表 4 中，我们给出了计算出的无效率值的描述性统计，可以发现和 LP 方法相比，COLS 方法估计出的无效率值均值较大，因为 COLS 方法估计出的位于前沿面样本个数只有 1 个，而 LP 方法估计出的位于前沿面样本个数为 44。

将估计出的参数代入到式（7）中可以计算出不同省份不同年份的 CO₂ 影子价格，由于我们的期望产出为 GDP，因此我们假定式（7）中期望产出的价格为 1；此外我们估计参数的时候使用的是标准化的数据，因此我们计算影子价格时需要将利用标准化后数据计算出的式（7）结果乘以 y 的均值/b 的均值。表 5 报告了两种不同估计方法估计出的影子价格结果描述性统计，LP 方法估计出的平均影子价格为 6 843.02 元/吨，也就是为减少额外一吨 CO₂ 的排放，各省需要放弃的 GDP 平均水平为 9 136.84 元，而 COLS 方法估计出的平均值为 5 326.28 元/吨。图 2 中给出了两种估计方法估计出的 kernel 分布图，可以看出和 COLS 方法相比，LP 方法的 kernel 分布图略微向右偏并且分布略微分散，因此，LP 方法估计出的影子价格均值略大，标准差也略大。

表 4 无效率值估计结果描述性统计

变量名	估计方法	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	位于前沿面的样本个数
$\vec{D}_o(x'_k, y'_k, b'_k; 1, -1)$	LP	270	0.066 5	0.085 9	0	0.589 7	44
$\vec{D}_o(D'_k, y'_k, b'_k; 1, -1)$	COLS	270	0.210	0.056	0	0.392 3	1

表 5 影子价格估计结果描述性统计

变量名	估计方法	观测值	均值	标准差	最小值
影子价格	LP	270	6 843.02	6 477.05	0.518 4
影子价格	COLS	270	5 326.28	4 966.46	775.088 7

（三）边际减排成本讨论

图 3 给出了基于两种估计方法估计出的“十一五”期间和“十二五”期间前 4 年各省边际减排成本中位数的折线图。可以发现不管是 LP 方法还是 COLS 方法，在“十一五”和“十二五”期间各省边际减排成本中位数差异均较大；基于 LP 方法，“十一五”期间各省边际减排成本中位数最大值为 25 165 元/吨、最小值为 647 元/吨，在“十二五”期间各省边际减排成本中位数最大值为 27 293 元/吨、最小值为 92 元/吨；基于 COLS 方法，“十一五”期间各省边际减排成本中位数最大值为 26 080 元/吨、最小值为 1 234 元/吨，在“十二五”期间各省边际减排成本中位数最大值为 17 067 元/吨、最小值为 851 元/吨。此外比较“十一五”期间和“十二五”期间折线图的相对位置，可以发现不管是 LP 方法还是 COLS 方法，除少数省份外各省边际减排成本中位数变化不大，这说明各省在碳减排上力度不大。

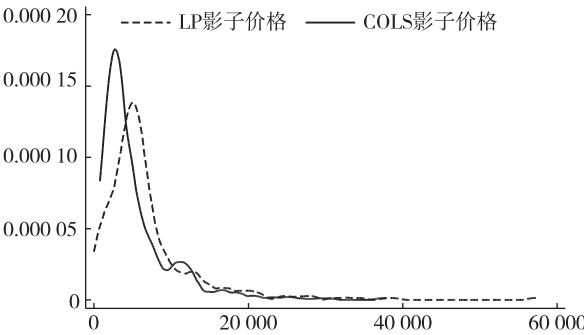


图 2 LP 和 COLS 方法估计出的影子价格 Kernel 分布图

此外，魏楚^[13]认为污染物减排还存在规模效应，即区域污染物排放水平越高（用排放强度表示，排放量和 GDP 的比重），污染物的边际减排成本越小，随着减排力度的加大，进一步减排将会越来越困难，边际减排成本将会增大。其认为边际减排成本和排放强度之间的关系可能是线

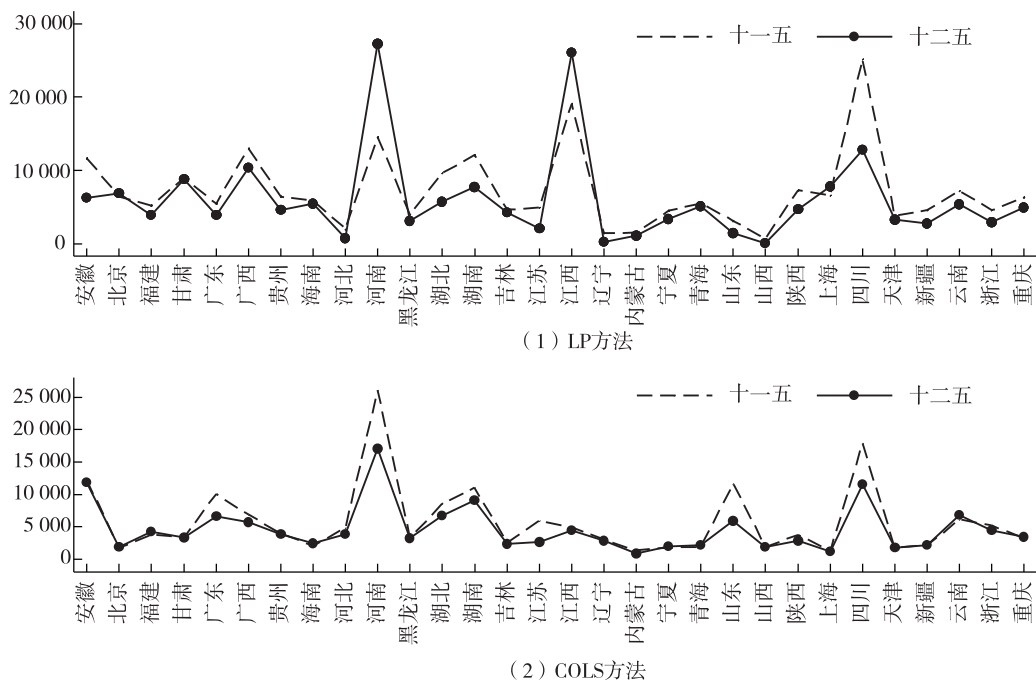


图3 “十一五”和“十二五”期间各省边际减排成本中位数

性的也有可能是非线性的。有鉴于此，我们使用两种估计方法估计出的边际减排成本分别对CO₂排放强度的一次形式和二次形式进行简单的线性回归，为了控制时间趋势对因果关系的影响，我们在回归中加入时间虚拟变量，回归结果如表6所示。

从表6中可以看出，模型（2）和模型（4）假设CO₂边际减排成本和排放强度之间的关系为二次型关系，然而在这两个模型中，一次项和二次项回归系数均不显著。模型（1）和（3）假设为线性关系，回归系数均为负且在99%水平显著。因此，可以认为CO₂边际减排成本和其排放强度之间具有线性的规模效应，即区域碳排放强度越大，边际减排成本越小，随着减排的深入，碳排放强度变小，边际减排成本将增大。

表6 回归结果

自变量	MAC（LP方法）		MAC（COLS方法）	
	（1）	（2）	（3）	（4）
$CO_2INT /$ (吨·万元 ⁻¹)	-775.8 ¹⁾ (272.8) ²⁾	6.521 (75.79)	-523.3 ¹⁾ (177.0)	100.1 (869.9)
$(CO_2INT)^2 /$ (吨·万元 ⁻¹) ²	—	-843.1 (869.2)	—	-60.42 (77.79)
常数项	9 696 ¹⁾ (2 377)	9 796 ¹⁾ (2 644)	5 905 ¹⁾ (937.4)	4 977 ¹⁾ (1 452)
时间效应	有	有	有	有
样本数	270	270	270	270
R-squared	0.09	0.09	0.07	0.08

1) 显著度 p<0.01；2) 括号内的标准误为按省份群集的稳健标准误。

五、结论与政策启示

应的非期望产出影子价格计算方式，并且证明了影子价格和边际减排成本的表述是一致的，在此基础上以二次型函数参数化方向性距离函数并分别以线性规划方法和线性回归方法对未知参数进行估计。以中国大陆地区 30 个省级行政区域 2006—2014 年间的投入和产出数据进行了 CO₂ 边际减排成本的测算，主要结论和政策启示如下：

其一，通过对“十一五”期间各省边际减排成本中位数和“十二五”各省边际减排成本中位数的比较发现：不管是 LP 方法还是 COLS 方法，除少数省份外，各省边际减排成本随着时间的推移变化幅度很小，说明从“十一五”到“十二五”各省在 CO₂ 的减排上所做的努力并不大，边际减排成本应该随着减排力度的不断加大而增大，因此，为了应对日益严重的环境问题，各省应不断加大减排力度。

其二，各省 CO₂ 边际减排成本差异很大，这意味着全国性碳排放交易市场的实施将带来巨大的成本节约，因此，各地应加快碳排放交易市场的建设，为形成全国性的碳排放交易市场而做准备，而我们估计出的 CO₂ 边际减排成本可以为各地设定碳交易市场初始交易价格或设定碳税税率提供参考。此外，碳交易市场的一个重要问题是碳排放配额（emission allowance）的初始分配，在总量约束下，中央政府如何对各省进行碳排放配额的初始分配涉及到公平和效率问题，而传统的“祖父法”（“grandfathering”）即按照过去的排放量进行分配并不能保证公平和效率，而按照边际减排成本的大小进行分配将更有效，因此在进行碳排放配额时可以参照各地边际减排成本的大小^[2]。

其三，CO₂ 的减排存在着规模效应，碳排放强度高的地区，边际减排成本相对较低，随着减排的深入，碳排放强度逐渐降低，减排难度将增大，需要付出的经济代价也变大，因此边际减排成本将增加。一般而言，欠发达地区的碳排放强度相对较高，我国目前将降低 CO₂ 排放强度作为全国性的碳减排目标，为了逐步地降低碳排放强度，中央政府在制定减排政策时可以适当增加欠发达地区的减排任务，但这些地区面临较大的经济发展压力，因此中央政府在政策和财政补贴上应向这些地区倾斜。各省在制定碳减排政策时应考虑不同产业的碳排放强度，对于碳排放强度高的产业可以要求多减排并适当对其进行补贴，对碳排放强度低的产业可以相对少分配些减排任务并对其适当征收碳排放税，这样既能兼顾公平又能兼顾效率。

边际减排成本的大小除了受碳排放强度影响外，还受制于经济发展水平、产业发展阶段、技术等因素的影响，本文受制于篇幅未对边际减排成本的影响因素做深入探讨，未来研究可以继续挖掘。

参考文献：

- [1] GRAFTON Q, ADAMOWICZ W, DUPONT D, et al. The economics of the environment and natural resources [M]. Oxford: John Wiley & Sons, 2008: 63-65.
- [2] ZHOU X, FAN L W, ZHOU P. Marginal CO₂ abatement costs: findings from alternative shadow price estimates for Shanghai industrial sectors [J]. Energy Policy, 2015 (77): 109-117.
- [3] DU L, HANLEY A, WEI C. Estimating the marginal abatement cost curve of CO₂ emissions in China: Provincial Panel data analysis [J]. Energy Economics, 2015 (48): 217-229.
- [4] MA C, HAILU A. The marginal abatement cost of carbon emissions in China [J]. The Energy Journal, 2016, 37 (SI1): 111-127.
- [5] Zhou P, Zhou X, Fan L W. On estimating shadow prices of undesirable outputs with efficiency models: a literature review [J]. Applied Energy, 2014, 130 (5): 799-806.
- [6] Färe R, GROSSKOPF S, NOH D, et al. Characteristics of a polluting technology: theory and practice [J]. Journal of E-

- conometrics, 2005, 126 (2): 469-492.
- [7] Färe R, GROSSKOPF S, PASURKA JR C A, et al. Substitutability among undesirable outputs [J]. Applied Economics, 2012, 44 (1): 39-47.
- [8] Färe R, GROSSKOPF S, WEBER W L. Shadow prices and pollution costs in US agriculture [J]. Ecological economics, 2006, 56 (1): 89-103.
- [9] AIGNER D J, CHU S. On estimating the industry production function [J]. The American Economic Review, 1968, 58 (4): 826-839.
- [10] KUMBHAKAR S C, WANG H, HORNCastle A P. A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using stata [M]. New York: Cambridge University Press, 2015: 50-53.
- [11] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952~2006 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008 (10): 17-31.
- [12] DU L, WEI C, CAI S. Economic development and carbon dioxide emissions in China: Provincial Panel data analysis [J]. China Economic Review, 2012, 23 (2): 371-384.
- [13] 魏楚. 中国城市 CO₂ 边际减排成本及其影响因素 [J]. 世界经济, 2014 (7): 115-141.

CO₂ Marginal Abatement Cost Estimations of Chinese Provinces: A Parametric Approach

Ji Danjun

Abstract: The rapid economic growth of China results in a huge demand for fossil fuels, which causes a lot of CO₂ emission. To solve the worsening environmental problem, Chinese governments of all levels are trying every means to reduce CO₂ emission. Cost estimations of marginal abatement can help policy makers and firms devise CO₂ abatement policies. In this paper, an efficiency model is built including desirable and undesirable outputs based on directional distance function. The shadow price calculation formula for the undesirable outputs is presented. It also mathematically proves that the shadow price and marginal abatement costs are consistent by definition. In the empirical section, a quadratic function is used to parameterize the directional distance function and the linear programming is employed as well as the corrected OLS method to estimate the parameters. The data set is the provincial level input-output data for 30 Chinese provinces from 2006 to 2014. With the estimated parameters, the shadow prices of each observation can be calculated. Policy suggestions are made from the empirical results.

Key words: CO₂ emission; distance function; shadow price; marginal abatement cost

(收稿日期: 2016-09-07; 责任编辑: 沈秀)