
中国城市 CO₂ 边际减排成本及其影响因素

魏 楚*

内容提要 本文选择了中国 104 个地级市 2001~2008 年的投入产出数据对城市二氧化碳(CO₂)边际减排成本以及影响因素进行定量分析。基于参数化的方向距离函数模型,本文发现:样本城市的 CO₂ 边际减排成本为 967 元/吨。从地区来看,东部显著高于中部和西部;从省份来看,上海最高,陕西最低;从城市来看,上海最高,张家界最低,两者中位数比值为 48:1;从时间上来看,边际减排成本一直攀升,城市间的差异化日趋明显。城市边际减排成本与单位 GDP 排放的 CO₂ 水平之间呈 U 型曲线关系,与第二产业比重负相关,并与城市化水平正相关。

关键词 城市 CO₂ 减排 边际减排成本

一 前言

二氧化碳(CO₂)减排的核心问题是碳排放权的分配(Metz 等,2007)。一个有效的分配方案必须保障各参与方最后一单位减排的边际成本一致。Baumol 和 Oates (1988)认为,在长期均衡条件下,当碳排放权交易市场中的许可证价格等于企业的边际减排成本,或者是政府征收的碳税等于企业的边际减排成本时,即达到减排总成本最小化。如何揭示出各地区碳减排的真正潜力与成本,从而规避地方政府在减排问题

* 魏楚:中国人民大学经济学院 北京市中关村大街 59 号 100872 电子信箱:xiaochu1979@gmail.com。

本研究受国家自然科学基金(41201582)、中国博士后基金(2013M530083)、中国人民大学明德青年学者计划(13XNJ016)以及北京大学—林肯研究院城市发展与土地政策研究中心研究基金资助。感谢美国内华达大学宋顺锋、美国 Toledo 大学张欣、北京大学贺灿飞对论文初稿提供的批评意见,同时感谢 3 位匿名审稿人提出的大量中肯建议。当然,文责自负。

上的敷衍态度(Kousky 和 Schneider, 2003),是值得深入探讨的现实问题。CO₂ 边际减排成本(Marginal Abatement Cost, MAC)可以直观反映出不同经济体减排的潜在空间和实施成本。政府间气候变化专门委员会(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)、世界银行、联合国等国际性组织广泛运用 CO₂ 边际减排成本信息,针对不同减缓气候变化的政策集进行经济效果评估(Kesicki 和 Strachan, 2011)。这一信息同样适用于国内不同地区的碳减排目标分解,它不仅可以直接地反映出地区碳减排的潜在效率,同时还能够为即将建立起来的碳权交易市场中初始交易价格提供参考基准,并为政府制定碳税等财税手段提供现实依据(Wei 等, 2013)。

城市是生产活动最主要的聚集地,也是化石能源消耗与碳排放的集中源头(Dhakal, 2009; Glaeser 和 Kahn, 2010; 张金萍等, 2010; 蔡博峰, 2011、2012)。根据世界银行的估计,中国城市产生的与能源有关的温室气体占全国温室气体总排放量的 70%,随着城市化和现代化的不断推进,未来 20 年内中国将增加 3.5 亿城市居民(世界银行, 2012)。国际能源署(International Energy Agency, IEA)预测,到 2030 年,中国城市能源消耗占全国能耗比重将高达 83%,并由此产生大量的碳排放(IEA, 2007),城市将成为未来中国控制温室气体的主战场。经济合作与发展组织(OECD)和世界银行等机构对中国的研究均认为:以城市为基本地域单位,不仅能更加有效地执行和实施环境政策,而且有助于实现国家降低单位 GDP 能源强度和碳强度的总体目标(Hallegatte 等, 2011; 世界银行, 2012)。对于城市管理者而言,可以采取许多控制温室气体排放的具体措施:如土地的使用决策、居住商业规则制定、交通管制以及废物处理等;一旦减排措施在城市层面得以有效实施,将会促使上一层级政府学习并实行相似政策,甚至会影响到更小范围内的商业及居民活动(Kousky 和 Schneider, 2003)。因此,以城市为基本地域单位进行碳减排的研究有着重要意义,它不仅有利于识别出中国现有城市碳减排的“高地”与“洼地”,同时还可以帮助理解不同城市边际减排成本差异背后的驱动因素。

在上述背景下,本文旨在回答以下两个问题:一是中国城市 CO₂ 减排的边际成本是多少?二是影响城市 CO₂ 边际减排成本的因素有哪些?具体结构安排为:第二部分针对此前文献进行综述;第三部分构建 CO₂ 边际减排成本模型,并设定相应的函数式;第四部分对城市层面的投入产出数据进行核算和估计;第五部分对城市 CO₂ 边际减排成本进行计算、比较和分析;第六部分对城市 CO₂ 边际减排成本的差异进行定量分析,识别出影响城市碳减排成本的主要影响因素;最后为研究结论及讨论。

二 文献综述

中国的城市 CO₂ 排放问题吸引了大量学者的关注。针对中国在城市建制和城市碳清单方法学方面的不足,众多学者首先对城市 CO₂ 排放进行核算和估计,并致力于发展符合中国国情和数据特征的城市温室气体清单编制方法。谢士晨等(2009)对上海市化石能源燃烧产生的 CO₂ 排放进行了估计,许聪等(2011)对苏州市 2005~2008 年城市 CO₂ 排放量进行了估计。在对城市 CO₂ 排放科学估计的基础上,学者们进一步对中国城市 CO₂ 排放的特征与驱动因素进行了定量分析。张金萍等(2010)利用 BP 神经网络法,对北京、天津、上海和重庆在 1995~2008 年的 CO₂ 历史排放量、排放结构和低碳水平进行了测度和预测分析,结果发现其排放趋势取决于城市的 CO₂ 排放结构,产业结构优化升级对减缓碳排放存在显著作用。蔡博峰(2012)基于对中国 349 个城市的分析,发现经济增长与 CO₂ 排放之间存在倒 U 型环境库兹涅兹曲线关系,即随着人均 GDP 的增加,人均 CO₂ 排放呈现先升后降的趋势。

在基于城市的 CO₂ 边际减排成本研究方面,目前有三种主流方法:

第一类是基于专家型的 CO₂ 减排成本模型。它以当前最先进的可利用的技术方案为参照基准线,对不同国家、不同行业的各种减排措施进行技术评价,加总后计算出其减排潜力和减排成本,之后按照其成本从低到高进行排序来构成二氧化碳边际减排成本曲线。这种思路主要是基于工程方案进行评价并进行加总,因此是一种“自下而上”的研究思路。最典型的案例是麦肯锡发布的全球 CO₂ 边际减排成本曲线(McKinsey Company, 2009)。尽管基于专家型的边际减排成本曲线易于理解,且为政策制定者提供了丰富的工具集以及各自的优先顺序,但理论界对此争论很大,认为其存在诸多不足(Kesicki 和 Strachan, 2011)。譬如,对成本和收益界定的边界和内涵上存在差异,导致其忽略了其他潜在的成本和收益(Kesicki 和 Ekins, 2012);没有考虑到减排措施之间存在相互影响;忽略了可能的回弹效应;没有评价实施减排措施所对应的体制性障碍和交易成本,由此导致出现“负”的减排成本(Bréchet 和 Jouvet, 2009)。此外,专家型的边际减排成本曲线大多基于静态技术特征进行评价,没有考虑到不同减排措施的跨期动态性和惯性特征(Adrien 和 Stéphane, 2011)。

第二类是基于经济-能源模型的 CO₂ 减排成本。这类方法一般是首先构建局部均衡或者一般均衡模型,然后改变约束条件,如增加减排量来得到相对应的影子价格,即可得到不同减排水平的边际减排成本信息(Kesicki 和 Strachan, 2011)。按照模型设

定,又可进一步分为两种:一种是采用“自下而上”的能源系统模型,如 MARKAL、POLES 模型等(Criqui 等, 1999; 高鹏飞等, 2004),该类模型更多关注能源部门,采用非加总数据,通过线性规划和设置一定约束来实现最优技术集,大多数能源系统模型用于分析一国情况,也有部分可用于国际碳排放交易分析;另外一类模型是采用“自上而下”的可计算一般均衡分析(Computable General Equilibrium, CGE),如 EP-PA、GEM-E3 及 GREEN 模型等(Elleman 和 Decaux, 1998),它们采用的是所有部门的加总数据,通过模拟经济系统在受到外部干扰(如碳税)后的新均衡状态来推导出边际减排成本。基于经济-能源模型的边际减排成本可以显示不同部门的减排潜力,但是受限于推导模型本身的特点,该方法存在一些内在缺陷,如采用能源系统模型推导边际减排成本时,能源的需求是外生的,且仅限于能源部门本身,忽略了与其他经济部门的联系;当采用 CGE 模型推导边际减排成本时,能够捕捉到能源政策对其他部门和国际贸易的影响,但 CGE 在计算扰动后的新均衡时,不能精确提供其调整路径,因此可能会低估边际减排成本(Springer, 2003)。此外,不同的经济-能源模型估计的边际减排成本差异很大,这主要源于这类经济-能源模型本身,如设定较高的阿明顿贸易弹性系数,或者假定要素间替代弹性较高使得 CO₂ 边际减排成本偏低,在对地区和部门的划分更宏观时,导致对 CO₂ 边际减排成本的高估(Fischer 和 Morgenstern, 2006)。因此,对于经济-能源模型施加的假设及参数的设定将影响最终推导的 CO₂ 边际减排成本分布(Marklund 和 Samakovlis, 2007)。

第三类是基于微观供给侧的 CO₂ 减排成本曲线。这类模型通过设定详细的生产技术和经济约束限制来定义生产可能集,这类方法推导出来的 CO₂ 边际减排成本可以解释为:给定市场和技术条件下,减排 CO₂ 带来的机会成本(De Cara 和 Jayet, 2011)。该类模型大多借助生产函数来定量刻画 CO₂ 边际减排成本与减排量之间的关系。随着生产理论的扩展以及与环境经济学的交叉,研究者开始将包括 CO₂ 在内的污染物纳入到生产理论框架,通过多投入-多产出生产模型构建出环境生产技术,并进而对 CO₂ 的影子价格进行估计(Färe 等, 1993)。由于其施加的理论假设较少,且符合现实观察,这类模型已被大量应用于不同层面的 CO₂ 影子价格估计中,如 Rezek 和 Campbell (2007) 采用广义最大熵估计了美国火电厂 CO₂、二氧化硫(SO₂)等大气污染物的边际减排成本; Marklund 和 Samakovlis (2007) 采用方向距离函数对欧盟各成员国的 CO₂ 减排成本进行了估计; Park 和 Lim (2009) 基于超越对数形式的距离函数对韩国火电厂的 CO₂ 边际减排成本进行了估计; Choi 等 (2012) 采用非径向基于冗余的数据包络分析法,对中国省际 CO₂ 边际减排成本进行了评价。对中国的具体应用可参见胡鞍钢等

(2008)对包含不同污染物的中国省际全要素生产率的测度、涂正革(2008、2009、2012)及涂正革和刘磊珂(2011)对工业生产率、工业 SO_2 影子价格以及工业 CO_2 减排战略的研究、王兵等(2010)及王兵等(2011)对环境管制下的省际 Malmquist-Luenberger 生产率的测度以及陈诗一(2010a、b, 2011)对中国工业 CO_2 减排成本以及绿色生产率的测度等文献。

上述三种研究方法和视角各有其适用范围和缺陷。基于专家型的边际减排成本曲线简便易读,但其基于静态个体的“自下而上”分析难以对减排措施的综合效应进行动态评价。经济-能源模型估计得到的边际减排成本结果较为稳健,但模型构建复杂,且对模型假设和参数敏感,结论缺乏一致性。本文将主要基于第三种方法,即运用生产函数推导的污染物影子价格模型来估计城市 CO_2 减排的边际成本(Färe, 等, 2005)。这主要出于两点考虑:首先,该模型源于企业层面的生产理论模型,其边际减排成本的含义与解释都十分直观,即:如果企业在生产过程中产生了污染排放,那么在给定某种减排技术的情况下,边际减排成本代表着为避免最后一单位排放所导致的边际利润损失(Klepper 和 Peterson, 2006),它关注企业面临排放约束时所进行的全局性调整,包括产出水平调整,本身契合了机会成本概念(Ross, 1999);其次, CO_2 不同于其他常规性污染物(如 SO_2),目前不存在经济的捕获或者封存技术,因此,采取“自下而上”的思路来考虑通过减排技术(如大气污染物过滤器)实现污染控制并不可行, CO_2 减排只能通过减少化石燃料使用、调整投入结构以及减少产出来实现(Yang 和 Pollitt, 2010)。

三 边际减排成本模型

(一) 基于产出的方向距离函数

本文将采用方向性距离函数(Directional Distance Function, DDF)来推导出污染物的边际减排成本模型。该模型是 Chung 等(1997)提出的,其基本思想是:在考察合意性产出增加的同时,还考察非合意性产出的减少,只有当合意性产出无法继续扩张、非合意性产出无法继续减少时,观测点才处于效率前沿。其模型基本表述为:假定投入 $x \in R_+^N$, 合意性产出 $y \in R_+^M$, 非合意性产出 $b \in R_+^L$, 生产技术定义为 $P(x) = \{(y, b) : x \text{ 能产出 } (y, b)\}$, 它有两个特性:(1) 合意产出是自由处置的,非合意产出弱处置。这意味 $(y, b) \in P(x)$, $y' \leq y$ 时,则 $(y', b) \in P(x)$; $(y, b) \in P(x)$, $0 \leq \theta \leq 1$ 时,则 $(\theta y, \theta b) \in P(x)$ 。(2) 合意与非合意产出是联合生产的。其数学表达式是: $(y, b) \in P$

(x), 如果 $b=0$, 那么 $y=0$ 。它表明: 如果想要零污染, 就只能停产, 否则只要生产, 就会产生非合意产出。

方向性距离函数首先需要构造 $g = (g_y, -g_b)$ 的一个方向向量, 且 $g \in R^M \times R^I$, 该向量用以约束合意性产出与非合意性产出的变动方向与变动大小, 方向向量的具体选择则要根据研究需要或政策取向的偏好等因素。方向性产出距离函数可定义为:

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

β 表示与前沿生产面上最有效的单元相比, 给定单元合意性产出(非合意性产出)可以扩张(缩减)的程度。如果 $\beta=0$, 表示这个决策单元在前沿生产面上, 是最有效率的。 β 值越大, 表明该决策单元合意性产出继续增加的潜力越大, 同时非合意性产出缩小的空间也越大, 因此其效率越低。方向距离函数继承了距离函数的基本属性(Färe 等, 2005), 对合意产出单调递减、对非合意产出单调递增。此外, 还满足转换属性:

$$D(x, y + a, b - a; g_y, -g_b) + a = D(x, y, b; g_y, -g_b) \quad (2)$$

方向性距离函数是 Shephard 产出距离函数的一般形式(Chung 等, 1997)。当方向向量 $g = (1, 0)$ 时, Shephard 产出距离函数即是方向性距离函数的特例。图 1 描绘了两者的关系: $P(x)$ 是生产可能集, 产

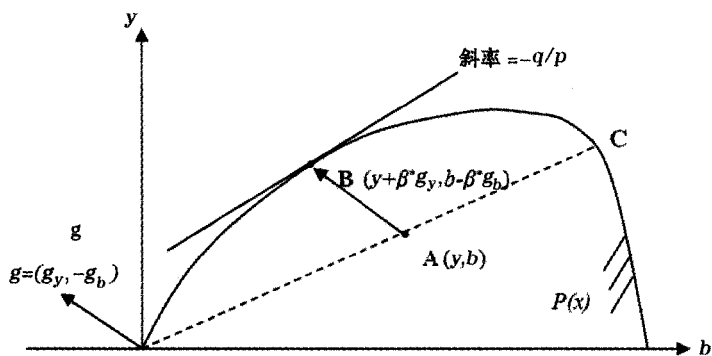


图 1 方向性距离函数与影子价格

出距离函数沿着由原点与观测点 A 所确定的射线, 将合意性产出 y 与非合意性产出 b 同比例扩张到前沿面上的 C 点; 而方向性产出距离函数的思路则是: 给定方向向量 $g = (g_y, -g_b)$ 的路径, 扩张合意性产出 y , 同时缩减非合意性产出 b , 从而到达产出前沿面的 B 点上。显然, 对于距离函数而言, 从无效点 A 移动到前沿上的 C 点, 要么存在“过度”的非合意性产出, 要么存在合意性产出“不足”, 而方向性距离函数则不仅考虑合意性产出的扩张, 而且使得非合意性产出最大缩减。

(二) 污染物影子价格模型

如 Chambers 等(1998)及 Färe 等(2001)所指出的, 在基于产出径向的方向距离函数和收益函数之间存在对偶关系, 因此如果对其对偶式应用谢泼德引理(Shepard's

Lemma), 则可以获得产出物的影子价格。收益函数可以表示为:

$$R(x, p, q) = \max \{ py - qb : D(x, y, b; 1, -1) \geq 0 \} \quad (3)$$

其中, $p = (p_1, \dots, p_M) \in R^M$ 和 $q = (q_1, \dots, q_J) \in R^J$ 分别是合意产出 y 和非合意产出 b 的影子价格, 在给定合意产出价格 p 和非合意产出价格 q 的条件下, 函数 $R(x, p, q)$ 表示生产者所能获取的最大收益。由于方向距离函数是非负的 (Chambers 等, 1998), 因此, 收益函数 (3) 可以用方向距离函数表达为:

$$D(x, y, b; g) \leq \{ R(x, p, q) - (py - qb) \} / (pg_y - qg_b) \quad (4)$$

应用谢泼德引理得到产出物和污染物的影子价格关系式, 最终可以得到非合意产出与合意产出的影子价格比例等于其边际转换率 (Färe 等, 1993)。在参数化方向距离函数形式下, 可以表述为方向距离函数分别对非合意产出与合意产出一阶导数的比例, 在非参数化形式下, 则是对偶线性规划中非合意产出与合意产出约束条件的对偶值:

$$\frac{q}{p} = \frac{\partial D(x, y, b; g) / \partial b}{\partial D(x, y, b; g) / \partial y} = \frac{\partial y}{\partial b} = MRTT_{y,b} \quad (5)$$

在 (5) 式中, 产出物与污染物的价格相对比值等于单位污染物变化所导致的产出物的相对变化量, 也即是放弃 1 单位污染所减少的产出 (或增加 1 单位污染所增加的产出), 这样就可以得到污染物的影子价格模型。如果再进一步假定: 合意产出的影子价格等于其市场价格 (或者标准化为 1), 那么非合意产出的价格 q 可以表述为显性价格 p 与产出物-污染物的边际转换率的乘积, 即:

$$q = p \frac{\partial D / \partial b}{\partial D / \partial y} \quad (6)$$

在图 1 中, (6) 式所表述的影子价格即是任意一点在前沿生产面上投影点的切线斜率, 它反映了在合意产出 y 与非合意产出 b 之间的权衡, 即: 减少污染物时所放弃的产出物的价值, 因此非合意产出的影子价格 q 可以作为它的机会成本或者是边际减排成本 (Färe 等, 1993; Murty 等, 2007)。

(三) 经验模型设定与求解

方向性距离函数可以表述为参数化模型和非参数化模型两类 (魏楚等, 2011), 两者各有所长。一般而言, 非参数 DEA 不需要对生产函数结构做先验假定, 但是对样本数据较敏感, 异常样本值误差会影响生产前沿的位置。此外, 非参数 DEA 方法由于难以求导, 因此很少用于估计非合意性产出的影子价格 (Färe 和 Grosskopf, 1998)。相比较而言, 参数法需要将生产前沿预设为一定的函数表达式, 其优势在于该参数表达式可以进行微分和代数处理 (Hailu 和 Veeman, 2000), 可计算得到各决策单元的非合意产出影子价格, 因而参数化求解方法被大量运用于经验研究。此外, 在参数化模型

形式的选择上,一般可选择超对数(translog)和二次型(quadratic)函数进行拟合。Färe 等(2010)及 Vardanyan 和 Noh(2006)在利用蒙特卡罗方法比较了这两类函数的性能后发现,无论生产技术类型如何设定,二次型函数均优于超对数函数,而且超对数函数往往会违反方向距离函数所要求的相关假设,其结果往往会远低于二次型函数的结果,存在一定偏差。因此综合相关研究结论,本文最终采用参数化的二次型函数来表述方向距离函数。

本文设置方向向量 $g = (1, -1)$, 此时方向向量的选择满足一般的环境管制要求,即合意性产出的扩张与非合意性产出的减少是对称的。在投入产出变量选择上,投入主要包括:劳动(x_1)、资本(x_2)和能源(x_3)三种要素,合意产出为各地区的经济产出(y),非合意产出为 CO₂ 排放量(b),并考虑了城市的个体差异(k)和时间趋势(t)。具体的方向距离函数设定为:

$$D(x, y, b; g) = \alpha_0 + \sum_{n=1}^3 \alpha_n x_n + \beta_1 y + \gamma_1 b + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^3 \sum_{n'=1}^3 \alpha_{nn'} x_n x_{n'} + \frac{1}{2} \beta_2 y^2 + \frac{1}{2} \gamma_2 b^2 + \sum_{n=1}^3 \delta_n x_n y + \sum_{n=1}^3 \eta_n x_n b + \mu y b + \psi k + \varphi t \tag{7}$$

为了求解(7)式中的未知参数,本文采用线性规划方法来进行估计(Färe 等, 1993; Färe 等, 2005; Hailu 和 Veeman, 2000):^①

$$\begin{aligned} & \min \sum_{k=1}^K [D(x_k, y_k, b_k; 1, -1) - 0] \\ & \text{s. t.} \quad \begin{aligned} & \text{(i)} D(x_k, y_k, b_k; g) \geq 0, \quad k = 1, \dots, K \\ & \text{(ii)} \partial D(x_k, y_k, b_k; g) / \partial b \geq 0, \quad k = 1, \dots, K \\ & \text{(iii)} \partial D(x_k, y_k, b_k; g) / \partial y \leq 0, \quad k = 1, \dots, K \\ & \text{(iv)} \partial D(x_{n,k}, y_k, b_k; g) / \partial x_{n,k} \geq 0, \quad n = 1, \dots, N; k = 1, \dots, K \\ & \text{(v)} \beta_1 - \gamma_1 = -1, \quad \beta_2 = \mu = \gamma_2, \quad \delta_n = \eta_n, \quad n = 1, 2, 3 \\ & \text{(vi)} \alpha_{nn'} = \alpha_{n'n}, \quad n, n' = 1, 2, 3 \end{aligned} \end{aligned} \tag{8}$$

(8)式中,目标函数式要最小化所有样本同前沿的离差和(Aigner 和 Chu, 1968),约束条件(i)确保所有的观测点是可行的,也即满足方向距离函数的非负特征;约束

^① 线性规划是运筹学的一个重要分支,是基于数学模型来实现最优产出的一种方法,线性规划问题是目标函数和约束条件都是线性的最优化问题,因此可以将线性规划看作数学最优化的特例。其目的是在给定的约束条件下,对资源进行合理配置,从而实现最优目标。

(ii)施加了非合意产出 b 单调递增性,即在其他条件不变情况下,如果非合意产出 b 增加,则方向距离函数不会减少;约束(iii)是对合意产出 y 的单调递减性;约束(iv)是对每种投入要素施加的单调性约束(Marklund 和 Samakovlis, 2007);约束(v)和(vi)分别对应的是方向距离函数具有的转换属性和对称性。

式(7)也可以通过计量的方法来进行估计。根据 Kumbhakar 和 Lovell(2003),将其设定为随机前沿函数式:

$$0 = D(x, y, b; g) + \varepsilon \quad (9)$$

利用方向距离函数的转换属性,在 $g = (1, -1)$ 时,可将式(2)变换为:

$$D(x, y + a, b - a; 1, -1) + a = D(x, y, b; 1, -1) \quad (10)$$

将(10)式代入(9)式中,可以得到:

$$\begin{aligned} -a = & \alpha_0 + \sum_{n=1}^3 \alpha_n x_n + \beta_1(y+a) + \gamma_1(b-a) + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^3 \sum_{m=1}^3 \alpha_{nm} x_n x_m + \frac{1}{2} \beta_2(y+a)^2 \\ & + \frac{1}{2} \gamma_2(b-a)^2 + \sum_{n=1}^3 \delta_n x_n (y+a) + \sum_{n=1}^3 \eta_n x_n (b-a) + \mu(y+a)(b-a) + \psi k + \varphi t + \varepsilon \end{aligned} \quad (11)$$

为了获得方程(11)左侧的扰动项,令参数 a 等于非合意产出向量 b ,并控制了个体和时间效应,由于方向距离函数需要确定的是处于前沿面的边界而非样本均值边界,因此利用 Corrected OLS 对模型(11)进行估计,其主要做法是将 OLS 的截距平行上移以获得边界前沿面,具体可参见 Greene(2008)的研究。

四 城市层面的投入产出数据

(一)数据来源与处理

本文取用“三投入-两产出”数据进行分析。其中,资本、劳动和能源作为投入要素,GDP 与 CO₂排放量分别作为合意产出与非合意产出。^①城市样本的选择以《中国城市统计年鉴》中所公布的主要 354 个地级及以上城市为依据,但由于城市能源消费数据来源于其他统计资料,两者覆盖城市不一致,因此最终匹配的城市样本缩减为 113 个地级市。此外,由于海南省三亚市、海口市,西藏自治区拉萨市,青海省西宁市等 9 个城市的历史固定资产投资数据缺失,因此本文最终选取的城市样本数量为 104

^① 将 CO₂ 作为非合意产出主要有两个考虑:一是本文关注的重点是 CO₂ 而非其他大气污染物;二是由于 CO₂ 减排技术的限制,更加符合 Färe 和 Grosskopf(2004)定义的“null-joint”概念,而其他非合意产出,如二氧化硫(SO₂)和化学需氧量(COD),可以通过安装削减减排设备削减大部分排放,且其减排成本较小,并不满足方向距离函数中要求的“null-joint”关系(Yang 和 Pollitt, 2010)。

个,样本期为 2001 ~ 2008 年。具体城市列表因版面原因,略去备案。

(二) 主要变量构造

劳动力数据(x_1)。本文采用历年《中国城市统计年鉴》中公布的年末单位从业人数,单位为万人。GDP 数据(y),各城市经济产出数据均取自历年《中国城市统计年鉴》,以 2001 年不变价格计算,单位为亿元。资本存量(x_2),利用“永续盘存法”来估计每年实际资本存量,具体方法如下:

$$x_2^t = Inv^t + (1 - \rho)x_2^{t-1} \quad (12)$$

其中, x_2^t 是第 t 年的资本存量, Inv^t 是第 t 年的投资, ρ 是固定资本折旧率。当选定基期年份,则可以通过迭代将上式转换为:

$$x_2^t = x_2^0(1 - \rho)^t + \sum_{i=1}^t Inv^i(1 - \rho)^{t-i} \quad (13)$$

要计算各年资本存量,需要确定 3 个重要参数:一是资本折旧率,参照相关文献,可以假定中国城市固定资本折旧率各年均均为 9.7% (张军等,2004)。二是基期初始资本存量 x_2^0 ,根据 King 和 Levine(1994)的方法进行估算,假定在稳态条件下资本-产出比是恒定的,则可表示为: $ratio = i/[\rho + \lambda r + (1 - \lambda)r_w]$,其中, i 是稳态投资率,用该城市的平均投资率来表示; $\lambda r + (1 - \lambda)r_w$ 是在稳态时的经济增长率,通过该城市的增长率与全国城市平均增长率的加权获得,其中 λ 为增长率均值的一个测度,根据文献一般取值为 0.25 (Easterly 等,1993); γ 是该城市平均增长率; γ_w 是全国城市平均增长率,以 1994 年为初始年份,则当年的初始资本存量可以表示为 $x_2^{1994} = ratio \times y^{1994}$,其中, y^{1994} 为 1994 年城市的真实 GDP。三是各年固定资产投资额 Inv^t ,可通过各城市历年固定资产投资和城市固定资产投资价格指数得到,但由于《中国城市统计年鉴》并未公布投资价格指数,以各城市 GDP 平减指数进行代替。通过上述方法即可计算出完整的资本存量序列,所用数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》中所公布的数据,并以 2001 年不变价格计算,单位为亿元。

能源消费数据(x_3)。城市层面的能源核算存在较大的数据可得性问题,如 Glaeser 和 Kahn(2010)在对美国城市的研究中,也仅仅考虑了汽油、燃料油、天然气和电力消费四种主要能源。目前国内尚无专门的部门来对城市的能源消费进行统计和核算,相应的数据分散于不同口径的统计年鉴中,因此我们主要参考以下三种数据源:一是《中国环境年鉴》中各重点城市工业能源消费中的燃料煤、原料煤、燃料油数据;二是《中国城市统计年鉴》中各城市家庭煤气消费量和家庭液化石油气消费量;三是历年《中国能源统计年鉴》中各城市用电量数据。因此,本文核算的城市能源消费量包括

工业化石能源消费、生活化石能源消费以及(工业与生活)电力消费三部分,对于交通用能信息,由于无法获取各城市层面的汽车数量、耗油标准及出行频率,因此没有进行核算。能源消费的测算公式为:

$$x_3 = \sum energy \times coef \quad (14)$$

在式(14)中,*energy*是城市各种能源的消费实物量,*coef*是不同能源品的折标系数。各种能源折标系数见表1。

CO₂排放数据(*b*),现尚未有研究机构公布关于城市层面的CO₂排放数据。由于CO₂排放主要来源于化石能源的消费以及转换,因此本文根据上述不同化石能源品的消耗量及其碳排放转换因子来估算城市CO₂排放。具体核算公式如下:

$$b = \sum energy \times CF \times CC \times COF \times \frac{44}{12} \quad (15)$$

其中,*b*表示估算的各种化石能源消费产生的CO₂排放总量;*CF*是转换因子,即各种燃料的平均发热量;*CC*是碳含量(carbon content),表示单位热量的含碳水平;*COF*是氧化因子(carbon oxidation factor),反映了能源的氧化率水平,44/12则表示将碳原子质量转换为二氧化碳分子质量的转换系数。本文所包含的城市能源品的折标系数和CO₂排放系数见表1。

表1 各种能源标准煤折算系数与碳排放系数

能源品	标准煤折算系数	碳含量缺省值 (kgC/GJ)	平均低位发热量 (kcal/kg, kcal/m ³)	CO ₂ 排放系数 (kg CO ₂ /kg, kg CO ₂ /m ³)
燃料煤(吨)	0.714	25.800	5000	1.980
原料煤(吨)	0.900	25.800	6300	2.495
燃料油(吨)	1.429	21.100	10 000	3.239
煤气(万立方米)	5.714	12.100	4000	0.743
液化石油气(吨)	1.714	17.200	12 000	3.169
用电量(千瓦时)	0.123	-	860	-

(三)数据特征与代表性

根据上述数据核算,各投入产出变量的描述性统计见表2。

表3同时对比了2008年样本城市同所有354个地级市的特征。可以看出,本文所选择的104个样本城市总体上能够较好的代表中国的城市主体,其国土面积是所有城市的41.8%,集聚了所有城市人口的60.5%,劳动力占有所有城市劳动力的74.4%,创造了所有城市77.9%的生产总值。此外,这104个样本城市也是支撑中国经济高

中国城市 CO₂ 边际减排成本及其影响因素

速增长的动力源,它们所占国土面积不到 3%,却集聚了 17.1% 的人口和 7.1% 的劳动力,创造了 46.2% 的经济价值。当然,这些城市在支撑国民经济高速发展的同时,也消耗了 44% 的能源,并排放了 46.4% 的 CO₂,因此,本文研究所选择的这 104 个城市不仅是中国经济发展的支撑点,同时也是能源密集消耗和污染排放密集地区。

表 2 投入产出变量描述性统计(2001~2008)

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
劳动力(x_1 ,万人)	832	47.46	68.74	2.32	696.25
资本存量(x_2 ,亿元)	832	1148.80	1902.63	44.31	17784.69
能源消费(x_3 ,万吨标准煤)	832	920.66	816.89	16.61	5694.50
GDP(y ,亿元)	832	825.74	1358.56	19.29	13560.44
CO ₂ (b ,万吨)	832	2219.49	1952.49	31.58	12825.78

表 3 本文样本代表性比较(2008 年)

指标	本文样本城市	所有地级市 ^a	全国 ^b
国土面积(平方公里)	261 923	626 361(41.8%)	9 600 000(2.7%)
人口(万人)	22 773.05	37 619.34(60.5%)	132 802(17.1%)
从业人员(万人)	5343.48	7186.3(74.4%)	75 564(7.1%)
GDP(亿元)	145 001.5	186 189.7(77.9%)	314 045.4(46.2%)
能源消费(万吨标准煤)	128 231	-	291 448(44%)
CO ₂ 排放(万吨)	310 092.9	-	668 465.1(46.4%) ^c

说明:括号内报告的是 104 个样本城市所占比重。(a)数据来源于中经网城市年度数据库,包括所有地级市、副省级市和直辖市共 354 个城市;(b)数据来源于中经网数据库,是全国加总数据;(c)数据来源于美国能源署 International Energy Statistics,口径为化石能源导致的 CO₂ 排放量(<http://www.eia.gov>)。

五 经验分析结果

(一)参数估计

基于上述理论模型和数据,利用 General Algebraic Modeling System(GAMS 22.0)软件的 MINOS 5 求解器,首先对模型(7)和(8)中的未知参数进行求解。为了克服线性规划求解中的收敛问题,利用投入产出的均值对所有变量进行了标准化(Färe 等,2005)。标准化处理后的数据意味着投入产出集合 $(x, y, b) = (1, 1, 1)$,即对一个代表

表 4 方向距离函数参数估计值

待估参数	变量	LP 估计参数	COLS 估计	
			参数	t 统计量
α_0	常数项	-0.623	-0.273 ***	-3.430
α_1	x_1	0.095	0.132 ***	9.790
α_2	x_2	0.483	0.007	0.450
α_3	x_3	0.000	-1.068 ***	-37.990
β_1	y	-0.911	-0.024	-1.070
$\gamma_1 = \beta_1 + 1$	b	0.089	0.976	
α_{11}	$x_1 x_1$	-0.082	-0.017 ***	-6.720
α_{12}	$x_1 x_2$	0.005	-0.014 ***	-3.260
α_{13}	$x_1 x_3$	0.086	-0.038 ***	-3.560
α_{22}	$x_2 x_2$	-0.055	-0.007	-0.580
α_{23}	$x_2 x_3$	0.003	0.008	0.730
α_{33}	$x_3 x_3$	-0.089	-0.043 **	-2.270
$\beta_2 = \gamma_2 = \mu$	y^2, b^2, yb	0.020	-0.040 ***	-4.190
$\delta_1 = \eta_1$	$x_1 y, x_1 b$	0.041	0.031 ***	5.540
$\delta_2 = \eta_2$	$x_2 y, x_2 b$	0.012	0.015	1.430
$\delta_3 = \eta_3$	$x_3 y, x_3 b$	0.000	0.039 ***	3.990
ψ	城市		略	
	2001	0.000	0.000	
	2002	-0.002	0.010 **	2.040
	2003	-0.004	0.019 ***	3.780
	2004	-0.002	0.024 ***	4.470
φ	2005	0.000	0.023 ***	3.890
	2006	0.010	0.027 ***	4.260
	2007	0.037	0.028 ***	4.050
	2008	0.087	0.027 ***	3.650
样本量		832		832
R^2				0.999

性城市而言,其使用平均投入来获得平均产出;在利用 COLS 估计时采取了相同策略来处理收敛问题。基于线性规划和计量方法估计的参数结果见表 4,可以看出,两种

方法估计的系数结果存在一定差异,^①COLS 估计提供了系数的统计量,但其内在的缺陷在于,它无法像 LP 方法那样施加方向距离函数所假设的约束条件,只能先在无约束条件下求解,然后对相应的约束条件进行事后验证。城市样本的个体效应参数值因版面原因,略去备索。

根据表 4 估计的参数值即可估计出不同城市在不同年份的无效率值、影子价格等信息。由于方向距离函数还需要满足 null-jointness 假设,即:如果污染物排放 $b=0$ 且 $y>0$,那么方向距离函数应不可行,即 $DDF<0$ 。利用估计出来的参数对该假设进行了验证,在所有 832 个观测值中共有 11 个观测值违背该假设,此外还有 2 个观测值在计算影子价格时,由于分母为 0 而导致无意义,因此最终保留了满足所有假设的 819 个观测值来进行分析。在采用计量方法估计时,有 119 个样本违背方向距离函数的单调性及 null-jointness 假设,因此最终保留了 713 个有效样本。^②

表 5 方向距离函数和影子价格描述性统计

估计方法	变量	单位	样本	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	位于前 沿面样 本数	
LP	方向距离函数	ddf	-	819	0.0767	0.0309	0.1370	0	1.5257	118
	影子价格	q	元/吨	819	967.3	527.1	2992.2	322.2	55 799.2	
COLS	方向距离函数	ddf	-	713	0.2035	0.2043	0.0311	0	0.5263	1
	影子价格	q	元/吨	713	1751.9	1317.9	2336.5	158.6	27 369.0	

表 5 报告了样本城市的方向距离函数、影子价格的描述性统计信息。可以看出,采用 LP 法计算时,在 819 个观测值中,方向距离函数均值为 0.0767,这意味着平均而言,城市的无效率生产为 7.67%。由于代表性城市的平均产出为 825.74 亿元,平均

① 本文的 16 个待估系数中,LP 和 COLS 估计结果有 4 个符号相反。Färe 等(2005)同样采用两种方法对 1993、1997 年美国电厂数据进行估计,结果在被估计的 16 个系数中,两种方法分别有 6 个和 5 个参数的符号相反;在 Marklund 和 Samakovlis(2007)的估计中,LP 与 COLS 估计的 16 参数中有 9 个符号相反,但他们均未对此展开分析。这两种方法的优劣仍有待于进一步的理论研究。

② 实际上采用 COLS 估计的一个潜在逻辑矛盾是,由于没有施加约束,那么估计出来的参数可能是有偏的,利用计算出来的参数来进行假设验证尽管可以排除一部分不满足约束的观测值,但是如果继续利用那些满足约束的观测值来重新计算,其回归出来的参数将有别于此前的结果,而即使如此,利用新回归所得的参数来验证单调性和 null-jointness 假设,仍会发现样本违背。目前已有方向距离函数不同函数形式间的比较以及方向向量之间的对比,但对于方向距离函数估计方法之间仍缺少理论性文章加以讨论。LP 同计量方法之间相比唯一的缺点在于它无法获得被估参数的统计量,但这可以通过 bootstrap 来克服(Du 等,2014)。本文此后主要基于 LP 计算结果来进行分析。限于篇幅,对于 COLS 的估计结果没有报告,备索。

CO₂排放是2219.49万吨,这意味着如果通过一定的效率改善,可以增加产出为 $825.74 \times 0.0767 = 63.3$ 亿元,且同时可以减排 $2219.49 \times 0.0767 = 170.2$ 万吨CO₂。如果采用COLS估计结果,城市无效率为20.35%,这意味着样本城市与最优前沿面的城市相比,可以增加1/5产出的同时削减1/5的排放。从最优样本来看,LP方法中有118个样本城市的方向距离函数为0,意味着处于前沿面,而COLS方法确定出唯一的前沿点,其样本为2008年的深圳市。

基于LP估计的影子价格结果可以看出,为削减额外一单位的CO₂,城市的边际减排成本为967元/吨(116.8美元/吨),采用COLS估计的影子价格均值为1752元/吨(211美元/吨)。将这些结果同已有研究结论进行对比(见表6),可以看出存在较大差异,这可能有以下原因:首先,采用Shephard距离函数计算的影子价格会显著低于方向距离函数的值(Vardanyan和Noh,2006),譬如在Rezek和Campbell(2007)、秦少俊等(2011)及Choi等(2012)的研究中,他们采用的距离函数方程来估计,其结果均较低。其次,在数据层面上,采用微观企业(如电厂)估计的影子价格会低于宏观层面

表6 不同文献关于CO₂影子价格测算结果的比较

作者	时间	样本	模型	方法	CO ₂ 影子价格均值
Rezek 和 Campbell (2007)	1998	260个美国煤炭发电厂	DF	OLS, GME	18.3 ~ 20.9(美元/吨)
秦少俊等(2011)	2007	上海19家火电厂	DF	LP	234.2(元/吨)
Wei等(2013)	2004	浙江124家火电厂	DDF	LP, ML	612 ~ 2059(元/吨)
Salnykov 和 Zelenyuk(2005)	2004	50个国家	DDF	LP	331.89(美元/吨)
Marklund 和 Samakovlis(2007)	1990 ~ 2000	15个欧盟国家	DDF	LP, COLS	490 ~ 510(欧元/吨)
陈诗一(2010b)	1980 ~ 2008	中国工业38个两位数行业	DDF	LP	3.27(万元/吨,1990年不变价)
Choi等(2012)	2001 ~ 2010	中国30个省份	DF	DEA	7.2(美元/吨)
刘明磊等(2011)	2005 ~ 2007	中国30个省份	DDF	DEA	1739元/吨
Du等(2014)	2001 ~ 2010	中国30个省份	DDF	LP	(1302元/吨)
本文	2001 ~ 2008	中国104个城市	DDF	LP COLS	967(元/吨)或116.8(美元/吨) 1752(元/吨)或211(美元/吨)

的影子价格,这主要是由于相对于其他服务业部门电厂的减排成本更低,但在对宏观经济中不同部门加总后,其总体减排成本会高于最易于减排的电力部门(Marklund 和 Samakovlis,2007)。

(二) 边际减排成本讨论

图 2 将中国按照东、中、西部来进行划分和比较,为了避免部分城市边际减排成本空缺带来的加总问题,我们以中位数来描述地区的时间趋势。可以看出,东中西部地区的趋势非常一致,均缓慢递增。其中西部城市稍低,从 2001 年的 432 元/吨缓慢增至 2008 年的 492 元/吨,中部城市稍高于西部城市,从 2001 年的 463 元/吨增至 2008 年的 582 元/吨;与中西部相比,东部城市的边际减排成本较高,2001 年为 483 元/吨,到了 2008 年达到 700 元/吨。全国范围来看,所有样本城市的边际减排成本中位数从 2001 年的 472 元/吨增至 2008 年的 616 元/吨。

图 3 按照省级城市边际减排成本中位数进行评价和排序。可以看出,在样本包含的 28 个省份中,陕西的边际减排成本最低,为 419 元/吨,此外较低的有宁夏(423

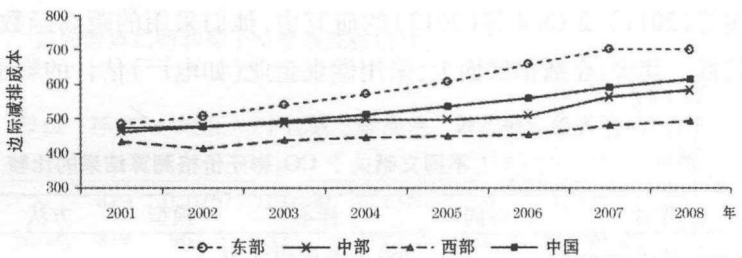


图 2 东中西部地区边际减排成本中位数比较(2001~2008 年)

元/吨)、湖南(429 元/吨)、四川(447 元/吨)和广西(469 元/吨);相比而言,上海的减排成本最高,达到了 15 717 元/吨,是陕西的 37 倍,其他省份依次为北京(11 261 元/吨)、天津(2294 元/吨)、重庆(1431 元/吨)和湖北(906 元/吨)。所有 28 个样本省份逐年的边际减排成本数据限于版面,略去备案。

最后再将视角转移到城市层面上来,受限于篇幅,图 4 仅列出边际减排成本最高和最低的 15 个城市的中位数,具体各个样本城市边际减排成本因版面原因,略去备案。可以看出,上海、北京、深圳、广州、天津、武汉和重庆等城市边际减排成本较高;而延安、张家界等城市的边际减排成本居末。排序最低的张家界市,其边际减排成本中位数为 324 元/吨,与最高的上海市相比,数额仅为其 1/48。由此看来,各城市间的减排成本状况差异巨大。

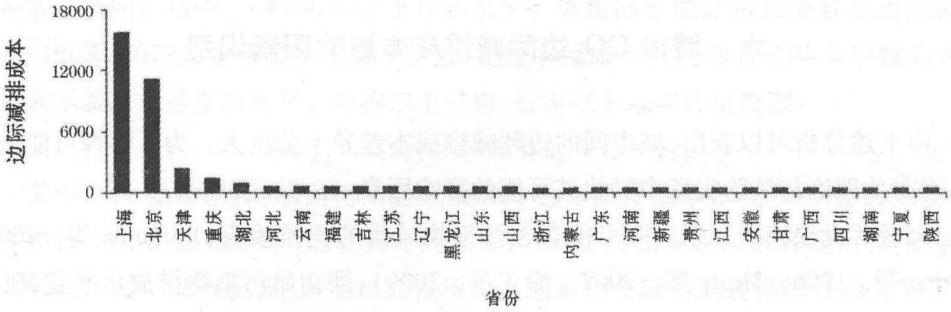


图 3 省级城市边际减排成本中位数排序 (2001 ~ 2008 年)

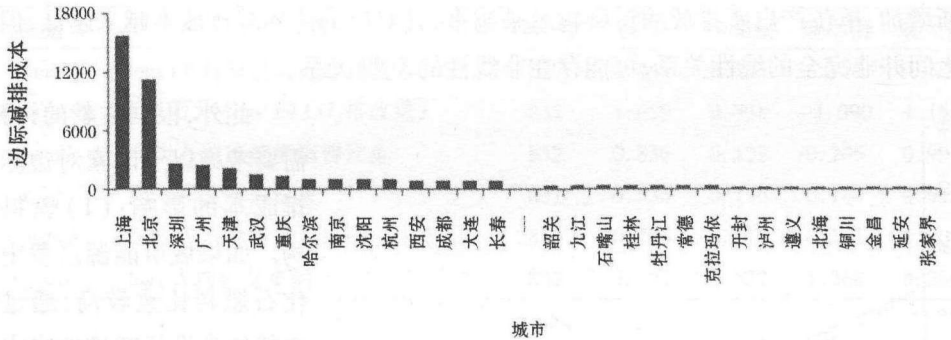


图 4 城市边际减排成本中位数 (最高和最低的 15 个城市, 2001 ~ 2008 年)

此外,为了衡量不同年份城市间差异状况,采用了城市间边际减排成本的变异系数 (coefficient of variation) 来衡量其相对偏差。从图 5 可以看出,城市间的变异

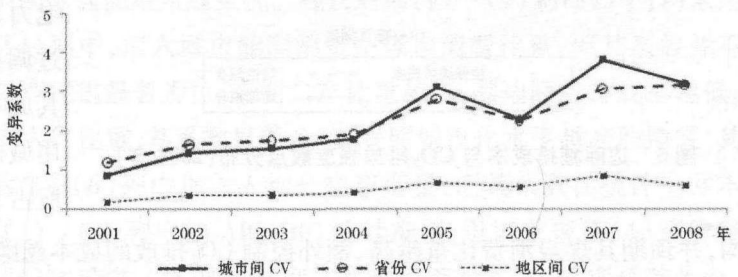


图 5 城市 CO₂ 边际减排成本变异系数 (2001 ~ 2008 年)

系数除了 2006 年有所回落外,其余年份均呈现显著的增加趋势,表明城市的边际减排成本差异化日趋明显。受此影响,各省城市之间的边际减排成本变异系数趋势与之类似,而东、中、西部城市间的相对偏差波动幅度要缓和很多。

六 城市 CO₂ 边际减排成本影响因素识别

由上述分析可以看出,城市间的边际减排成本差异十分巨大。为了解释可能的原因,需要从理论与经验实证中寻找其可能的影响因素。

大量环境领域的文献表明可能存在污染物减排的规模效应(Dasgupta 等, 2001; Hettige 等, 1996; Murty 等, 2007; 涂正革, 2009),即初始污染物排放水平越高(浓度越高),减排的边际成本越小。但随着污染物的不断削减,进一步减排会变得越来越困难。图 6 横轴是城市的 CO₂ 排放强度(单位 GDP 排放的 CO₂)的对数值,纵轴是边际减排成本对数值,其线性、二次和渐进拟合线清楚的揭示出,随着 CO₂ 排放强度的不断增加,单位产出所排放的污染物越来越多,其对应的边际减排成本越来越低,但两者之间并非完全的线性关系,可能存在非线性的 U 型关系。

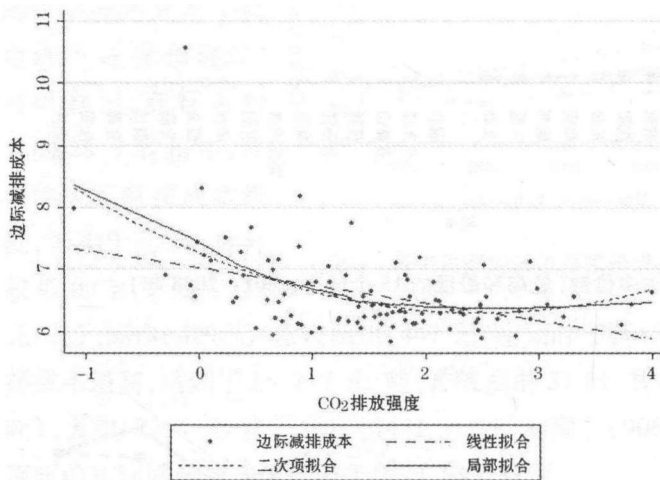


图 6 边际减排成本与 CO₂ 排放强度散点分布(2008 年)

此外,根据文献的讨论,需要考虑以下因素对边际减排成本的影响:(1) 燃料结构。如果城市能源消费中的化石燃料比重较高,通过燃料替代来进行减排的成本则相对较低;反之如果采用的清洁燃料或者二次能源(如电力)比重较高,那么只能通过调整产出等方式来减排,其成本会更为昂贵。此处采用城市能源消费中煤炭消费所占比重来描述其能源结

构,并预期其煤炭消费比重越高,额外控制 CO₂ 排放的成本越廉价(Auffhammer 和 Carson, 2008)。(2) 产业结构。此处用第二产业占城市经济比重来刻画其产业结构特征,相较于第三产业而言,二产的减排成本相对较低,因此预期二产比重较高的城市,其边际减排成本会较低。(3) 城市化水平。文献揭示出城市聚集程度会影响能源消费和 CO₂ 排放,城市化程度越高,其减排所产生的边际成本可能越高(Karathodorou 等, 2010),为此采用城市中非农人口占总人口比重来表示城市化水平,并预期它与边际

减排成本之间正相关。(4)城市交通发展水平。该指标也能影响排放量和边际减排成本(Du等,2012),由于缺少私家车信息,此处采用城市人均拥有公共车辆数的对数值来表示城市交通发展水平。根据以上分析,设定以下基本计量模型:

$$mac_{k,t} = f(x_{k,t}) + eZ + u_k + v_t + \tau_{k,t} \quad (16)$$

其中, mac 是模型(6)求解得到的城市 CO_2 边际减排成本, x 是 CO_2 排放强度,分别考虑其一次项和二次项来捕捉其非线性关系; Z 是其他可能的解释变量, u_k 是城市个体效应, v_t 是时间效应, $\tau_{k,t}$ 是随机误差项。上述解释变量的描述性统计值见表7,具体的回归结果见表8。

表7 边际减排成本影响因素描述性统计

变量	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
mac	log(LP计算的边际减排成本)	819	6.441	0.595	5.775	10.930
x_{CO_2int}	log(万元GDP的 CO_2 排放量)	832	1.639	0.938	-1.090	4.158
x_{coal}	煤炭占城市能源消费比重	832	0.836	0.122	0.205	0.995
x_{2c}	第二产业所占比重	831	0.533	0.116	0.144	0.915
x_{urban}	城市人口中非农人口所占比重	811	0.706	0.178	0.191	1.000
x_{rbus}	log(人均公交车辆)	832	3.402	0.537	1.368	5.286

在表8的第(1)列中,首先控制了个体固定效应,此时Hausman检验统计量 $Chi^2(2) = 10.25$,拒绝了随机效应模型,第(2)列同时控制了时间效应,此时LR检验的统计量为 $Chi^2(7) = 622$,表明双向固定效应更优。在其后第(3)~(6)列回归中,均采用双向固定效应模型。第(3)列中,加入城市能源消费中煤炭消费比重,但其系数并不显著;第(4)列中,城市二产比重显著为负,表明二产比重越高,其边际减排成本越低;第(5)列中加入城市非农人口比重,其系数显著为正,表明城市化水平越高的地区,其边际减排成本越高;最后在第(6)列中加入人均公交车变量,但其系数在统计上并不显著。通过对比表8第(1)~(6)列中的AIC、BIC统计准则,可以发现第(4)列解释力最强。另外,在所有回归结果中, CO_2 排放强度二次项显著为正,一次项显著为负,表明同边际减排成本之间存在显著的U型关系;此外,边际减排成本同二产比重显著负相关,同城市化率显著正相关,这同Auffhammer和Carson(2008)及Du等(2012)对中国省级 CO_2 的研究结论一致。

中国城市 CO₂ 边际减排成本及其影响因素

表 8 回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
x_{CO_2int}	-0.416*** (-8.68)	-0.232*** (-6.90)	-0.248*** (-6.91)	-0.205*** (-6.00)	-0.195*** (-5.64)	-0.195*** (-5.64)
$(x_{CO_2int})^2$	0.0996*** (6.72)	0.0944*** (9.26)	0.0968*** (9.34)	0.0846*** (8.12)	0.0836*** (7.97)	0.0839*** (7.99)
x_{coal}			0.125 (1.27)			
x_{2c}				-0.423*** (-3.82)	-0.434*** (-3.86)	-0.435*** (-3.87)
x_{urban}					0.212*** (3.57)	0.223*** (3.54)
x_{rbus}						-0.0140 (-0.54)
常数项	6.773*** (147.56)	6.354*** (173.63)	6.268*** (81.94)	6.564*** (99.50)	6.412*** (81.06)	6.452*** (59.67)
个体效应	有	有	有	有	有	有
时间效应	无	有	有	有	有	有
样本数	819	819	819	818	797	797
调整后的 R ²	0.169	0.510	0.511	0.519	0.506	0.506
AIC	-924.3	-1532.4	-1532.3	-1544.4	-1507.5	-1505.8
BIC	-910.2	-1485.3	-1480.5	-1492.6	-1451.3	-1445.0

说明:括号中报告的是 t 统计量; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著,下表同。

给定 CO₂ 强度二次项为正,一次项为负,可以计算出处于 U 型曲线最低点的 CO₂ 排放强度,此时对应的边际减排成本最低。以表 8 第 (4) 列对应的模型为例,基于其估计系数,可以绘制出如图 7 所示的 CO₂ 排放强度与边际减排成本之间的 U 型曲线,当横轴数值为 1.21 时 (CO₂ 排放强度为 3.35 吨/万元),此时减排的边际成本最

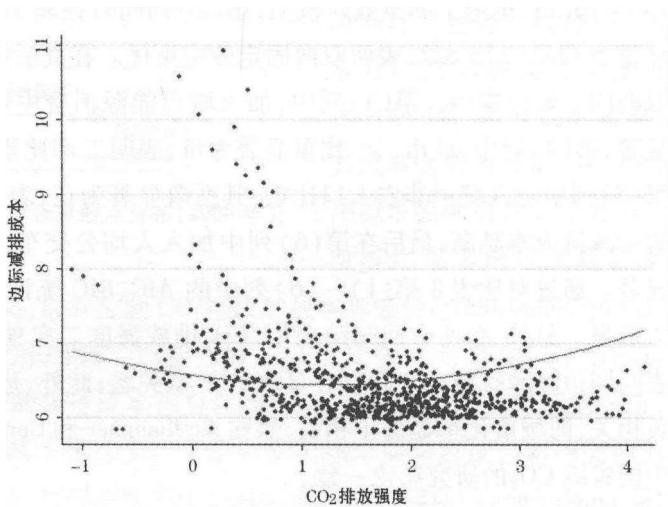


图 7 边际减排成本曲线

低。这意味着:如果某些城市的万元产出所排放的 CO₂水平较高时,此时他们处于 U 型曲线的右侧,如果此时开始实施减排,随着 CO₂排放强度的下降,观测点将沿着拟合的 U 型曲线向左移动,因此在减排初始,这些城市的减排成本是逐渐递减的。而一旦穿过了 U 型曲线最低点,此时进一步减排所需要的成本代价将逐渐增加。对 2008 年各城市的数据统计显示,有 64 个城市位于其最低点右侧,其余 40 个城市则较为“低碳”,处于 U 型曲线的左侧。

图 2 和 5 揭示出了城市间边际减排成本会随时间变化,而图 3 和 4 也表明,城市之间存在很强的异质性。我们对数据进行了相关检验,其中,Wald 检验表明存在显著的异方差,而 Wooldridge 序列自相关统计量为 5.387,在 5%的水平上拒绝了序列无关的零假设。为了克服异方差和时序相关性,基于表 8 第(4)和(5)列所对应的模型分别采用了可行广义最小二乘估计法(FGLS)来进行稳健性检验,其结果见表 9。其中表 9 第(1)、(3)列对异方差进行调整,第(2)、(4)列同时对异方差和序列自相关进行了调整。从回归结果看,与表 8 第(4)、(5)列估计所得的系数和显著程度一致,即边际减排成本与 CO₂排放强度之间呈现 U 型曲线关系。此外,边际减排成本与二产比重负相关,同城市化水平正相关。

表 9 稳健性检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
x_CO_2int	-0.141 *** (-9.20)	-0.0604 *** (-4.52)	-0.136 *** (-9.19)	-0.0712 *** (-5.24)
$(x_CO_2int)^2$	0.0749 *** (17.17)	0.0520 *** (13.76)	0.0693 *** (15.82)	0.0531 *** (13.80)
x_2c	-0.269 *** (-8.36)	-0.144 *** (-4.44)	-0.231 *** (-7.07)	-0.149 *** (-5.04)
x_urban			0.200 *** (8.65)	0.0756 *** (3.72)
$_cons$	9.400 *** (58.26)	9.383 *** (33.42)	9.245 *** (56.59)	9.324 *** (36.91)
个体效应	有	有	有	有
时间效应	有	有	有	有
样本数	818	818	797	797
Wald Chi ²	180 828	28 744	172 771	39 071

说明:括号中报告的是 Z 统计量。

七 主要结论与启示

本文对城市 CO₂ 边际减排成本的相关理论和方法进行了系统性综述,构建了基于产出的方向距离函数以及参数化二次函数,并分别利用线性规划方法和计量方法对未知参数进行估计。以中国 104 个地级市为样本,对其 2001 ~ 2008 年的劳动力、GDP、资本存量、能源消费和 CO₂ 排放量进行了核算,并进而测度出城市层面的 CO₂ 边际减排成本,通过对比分析,发现城市间的减排成本差异极为巨大。在此基础上,本文进一步考察了影响边际减排成本的可能因素,主要结论和启示包括:

第一是发现中国城市在 CO₂ 减排边际成本上存在巨大差异性。基于线性规划的结果表明,所有样本城市平均存在 7.67% 的无效率生产和排放,平均边际减排成本为 967 元/吨。如果采用计量估计方法,其无效率高达 20%,平均边际减排成本达到了 1752 元/吨。从地区来看,中部和西部较为接近且增幅较缓,而东部地区城市较高,在波动中上升;以省级区域中位数来看,上海最高为 15 717 元/吨,其次为北京、天津和重庆,而最低的陕西仅为 419 元/吨;在所有城市中,上海、北京、深圳、广州等城市边际减排成本较高,最低的为张家界市,仅为 324 元/吨,CO₂ 边际减排成本中位数最高(上海)与最低城市(张家界)的比值高达 48 : 1,存在巨大的异质性;这种城市间的差异除了 2006 年有所回落外,其余年份均呈现显著增加趋势,表明城市的边际减排成本差异化日趋明显,而地区城市间的相对偏差波动幅度要缓和很多。

城市间巨大的 CO₂ 边际减排成本差异性意味着存在很大的市场交易空间(Newell 和 Stavins, 2003),即在静态条件下,城市减排成本异质性越高,意味着通过市场机制减排获得的成本节约越多;反之,如果城市间更具有同质性,那么市场手段的优势会下降。给定中国城市间存在高达 48 : 1 的巨大差异,那么通过市场机制来实施减排可能会更有效率。以国外发达国家的实践为参照,不妨考察两种机制:排放权交易机制和碳税制。前者通过排放权交易市场来降低总体减排成本,譬如边际减排成本较高的经济发达城市可以从交易市场购买其发展所需的配额——只要购买排放许可所需的价格低于其自身减排的边际成本,而经济较为落后的城市由于其边际减排成本较低,可以通过出售排放许可获利。实施排放权交易机制的一个前提是存在着总量约束,也即是对全国排放总量的控制,在此约束下,不同地区和城市之间才存在着减排的压力和交易的动力。在总量约束下,根据科斯定理,初始排放权的分配不会影响效率,但考虑到现实中的交易成本和信息不对称,对于各地区和城市初始排放权的分配变得至关重

要,此时可以遵循公平原则,譬如可以按照人均收入、人均排放量等指标来进行初始权分配。此外,为了使得排放权交易市场有效运作,对于排放的测度、核算等基础计量工作必不可少。

当然,如果在一个没有设定总量减排的环境中,还可以考虑通过税收转移支付的方式来降低减排成本,只不过此时除了交易双方外,还需要一个强有力的中央政府参与。一个简单的单边支付模式是:中央政府首先根据效率原则来进行排放权的分配,譬如根据各城市的边际减排成本分布,对那些经济发达、减排成本高昂的城市减少其减排任务(甚至允许增排),但同时要对其征收碳税——只要其税率低于其自身减排的边际成本。对于那些经济欠发达、减排成本低的城市增加其减排力度,之后通过财政转移支付方式来进行补偿——只要转移支付的水平高于其自身减排的边际成本,那么对全社会而言这就是一个福利改进,而且在不存在效率损失的情况下,这种单边支付方式与碳排放交易市场机制等效。

排放权交易制度可以视为“先公平分配、再有效交易”模式,碳税制度则可以视为“先有效分配,再公平补偿”模式,这两种制度在完全信息条件下,其减排总成本和福利变化是等同的,但现实中其适用环境存在一定区别,譬如排放权交易制度需要设定总量约束,其重点在于交易机制的运转是否良好,因此排放量的核定、供需信息的平衡等至关重要;而碳税制度下,需要能够识别出不同城市的真实减排成本来进行减排任务分配与转移支付补偿,因此如何解决信息不对称问题将成为核心。

第二个结论是识别出了导致城市边际减排成本差异的可能原因。城市边际减排成本与 CO_2 排放强度之间呈现显著的U型曲线关系,也即是当 CO_2 排放强度较高时,控制排放会有成本优势,其边际成本将逐渐降低,但随着减排的进一步实施,在穿过了U型曲线最低点后,进一步降低 CO_2 排放强度将会变得越来越困难。这一U型曲线关系为决策者提供了识别减排机会的政策工具,当市场机制暂时无法起到主导地位,或者需要政府来为不同城市设定减排目标时,可以针对那些位于U型曲线右侧的高排放型城市分配更多的减排任务,或者以U型曲线最低点作为其标杆线来设定其减排的目标值。

城市化水平也影响着减排成本,城市人口中非农比重越高,减排的代价也会越大。考虑到中国在未来一段时期内继续高速推进城镇化,如果强制性要求发达的城市(地区)减排,经济成本较大。因此,可以充分考虑城市间的减排潜力和成本差异因素,尽可能通过市场机制来实现总体减排目标,而非对个体或某一区域强加约束。此外,边际减排成本还与城市二产比重负相关,这可能会成为城市实施减排的可行领域和注

地,也即是遵循“先易后难”原则,首先对拥有较低减排成本的产业和部门实施减排。譬如,可以优先考虑在第二产业占比重较高的城市进行减排。

本文也存在不足:在数据上,城市数据相关变量来源较为分散,且仅包括了 104 个代表性城市,若给定更多的信息源,譬如化石能源消费、城市私人汽车数量、城市平均温度等信息,就可以更为精准的估计能源及碳排放数量,并识别出温度等自然条件对边际减排成本的影响。此外,在研究方法上,本文采用的线性规划方法具有可以自由施加约束的优点,但对求解参数无法获得其统计量,未来可以考虑通过 Bootstrap 等方法来进行统计验证。

参考文献:

- 蔡博峰(2011):《中国城市二氧化碳排放研究》,《中国能源》第 6 期。
- 蔡博峰(2012):《基于 0.1° 网格的中国城市 CO₂ 排放特征分析》,《中国人口·资源与环境》第 10 期。
- 陈诗一(2010a):《中国的绿色工业革命:基于环境全要素生产率视角的解释(1980-2008)》,《经济研究》第 11 期。
- 陈诗一(2010b):《工业二氧化碳的影子价格:参数化和非参数化方法》,《世界经济》第 8 期。
- 陈诗一(2011):《边际减排成本与中国环境税改革》,《中国社会科学》第 3 期。
- 高鹏飞、陈文颖、何建坤(2004):《中国的二氧化碳边际减排成本》,《清华大学学报(自然科学版)》第 9 期。
- 胡鞍钢、郑京海、高宇宁、张宁、许海萍(2008):《考虑环境因素的省级技术效率排名(1999-2005)》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 刘明磊、朱磊、范英(2011):《我国省级碳排放绩效评价及边际减排成本估计:基于非参数距离函数方法》,《中国软科学》第 3 期。
- 秦少俊、张文奎、尹海涛(2011):《上海市火电企业二氧化碳减排成本估算——基于产出距离函数方法》,《工程管理学报》第 6 期。
- 世界银行(2012):《中国可持续性低碳城市发展》,北京。
- 涂正革(2008):《环境、资源与工业增长的协调性》,《经济研究》第 2 期。
- 涂正革(2009):《工业二氧化硫排放的影子价格:一个新的分析框架》,《经济学(季刊)》第 9 期。
- 涂正革(2012):《中国的碳减排路径与战略选择——基于八大行业部门碳排放量的指数分解分析》,《中国社会科学》第 3 期。
- 涂正革、刘磊珂(2011):《考虑能源、环境因素的中国工业效率评价——基于 SBM 模型的省级数据分析》,《经济评论》第 2 期。
- 王兵、吴廷瑞、颜鹏飞(2010):《中国区域环境效率与环境全要素生产率增长》,《经济研究》第 5 期。
- 王兵、张技辉、张华(2011):《环境约束下中国省际全要素能源效率实证研究》,《经济评论》第 4 期。
- 魏楚、黄文若、沈满洪(2011):《环境敏感性生产率研究综述》,《世界经济》第 5 期。
- 谢士晨、陈长虹、李莉、黄成、程真、戴璞、鲁君(2009):《上海市能源消费 CO₂ 排放清单与碳流通图》,《中国环境科学》第 11 期。

许聪、韦保仁、田原聖隆、小林謙介、勾坂正幸(2011):《城市 CO₂ 排放量审核方法初探》,《环境科学导刊》第 2 期。

张金萍、秦耀辰、张艳、张丽君(2010):《城市 CO₂ 排放结构与低碳水平测度——以京津沪渝为例》,《地理科学》第 6 期。

张军、吴桂英、张吉鹏(2004):《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第 10 期。

Adrien, V. S. and Stéphane, H. "When Starting with the Most Expensive Option Makes Sense: Use and Misuse of Marginal Abatement Cost Curves." World Bank, Policy research working paper, 2011.

Aigner, D. J. and Chu, S. F. "On Estimating the Industry Production Function." *The American Economic Review*, 1968, pp. 826-839.

Auffhammer, M. and Carson, R. T. "Forecasting the Path of China's CO₂ Emissions Using Province-Level Information." *Journal of Environmental Economics and Management*, 2008, pp. 229-247.

Baumol, W. J. and Oates, W. E. *The Theory of Environmental Policy*. Cambridge University Press, 1988.

Bréchet, T. and Jouvet, P. A. "Why Environmental Management May Yield No-Regret Pollution Abatement Options." *Ecological Economics*, 2009, pp. 1770-1777.

Chambers, R.; Chung, Y. and Färe, R. "Profit, Directional Distance Functions, and Nerlovian Efficiency." *Journal of Optimization Theory and Applications*, 1998, pp. 351-364.

Choi, Y.; Zhang, N. and Zhou, P. "Efficiency and Abatement Costs of Energy-related CO₂ Emissions in China: A Slacks-Based Efficiency Measure." *Applied Energy*, 2012, pp. 198-208.

Chung, Y. H.; Färe, R. and Grosskopf, S. "Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach." *Journal of Environmental Management*, 1997, pp. 229-240.

Criqui, P.; Mima, S. and Viguier, L. "Marginal Abatement Costs of CO₂ Emission Reductions, Geographical Flexibility and Concrete Ceilings: An Assessment Using the POLES Model." *Energy Policy*, 1999, pp. 585-601.

Dasgupta, S.; Huq, M.; Wheeler, D. and Zhang, C. "Water Pollution Abatement by Chinese Industry: Cost Estimates and Policy Implications." *Applied Economics*, 2001, pp. 547-557.

De Cara, S. and Jayet, P. A. "Marginal Abatement Costs of Greenhouse Gas Emissions From European Agriculture, Cost Effectiveness, and the EU non-ETS Burden Sharing Agreement." *Ecological Economics*, 2011, pp. 1680-1690.

Dhawal, S. "Urban Energy Use and Carbon Emissions from Cities in China and Policy Implications." *Energy Policy*, 2009, pp. 4208-4219.

Du, L. M.; Hanley, A. and Wei, C. "Estimating the Marginal Abatement Costs of Carbon Dioxide Emissions in China: A Parametric Analysis." *Environmental and Resource Economics*, 2014, DOI:10.1007/s10640-014-9789-5.

Du, L. M.; Wei, C. and Cai, S. H. "Economic Development and Carbon Dioxide Emissions in China: Provincial Panel Data Analysis." *China Economic Review*, 2012, pp. 371-384.

Easterly, W.; Kremer, M.; Pritchett, L. and Summers, L. H. "Good Policy or Good Luck?" *Journal of Monetary Economics*, 1993, pp. 459-483.

Ellerman, A. D. and Decaux, A. "Analysis of post-Kyoto CO₂ Emissions Trading Using Marginal Abatement

Curves.” MIT, Joint program on the science and policy of global change, <http://hdl.handle.net/1721.1/3608>, 1998.

Färe, R. and Grosskopf, S. “Modeling Undesirable Factors in Efficiency Evaluation: Comment.” *European Journal of Operational Research*, 2004, pp.242–245.

Färe, R. and Grosskopf, S. “Shadow Pricing of Good and Bad Commodities.” *American Journal of Agricultural Economics*, 1998, pp.584–590.

Färe, R.; Grosskopf, S. and Weber, W.L. “Shadow Prices of Missouri Public Conservation Land.” *Public Finance Review*, 2001, pp.444–460.

Färe, R.; Grosskopf, S.; Lovell, C. A. K. and Yaisawarng, S. “Derivation of Shadow Prices for Undesirable Outputs: A Distance Function Approach.” *The Review of Economics and Statistics*, 1993, pp.374–380.

Färe, R.; Grosskopf, S.; Noh, D. W. and Weber, W. “Characteristics of a Polluting Technology: Theory and Practice.” *Journal of Econometrics*, 2005, pp.469–492.

Färe, R.; Martins-Filho, C. and Vardanyan, M. “On Functional Form Representation of Multi-Output Production Technologies.” *Journal of Productivity Analysis*, 2010, pp.81–96.

Fischer, C. and Morgenstern, R. D. “Carbon Abatement Costs: Why the Wide Range of Estimates?” *The Energy Journal*, 2006, pp.73–86.

Glaeser, E. L. and Kahn, M. E. “The Greenness of Cities: Carbon Dioxide Emissions and Urban Development.” *Journal of Urban Economics*, 2010, pp.404–418.

Greene, W. H. “The Econometric Approach To Efficiency Analysis,” in H. O. Fried, C. A. K. Lovell and S. S. Schmidt, eds., *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change*. Oxford University Press, 2008.

Hailu, A. and Veeman, T. S. “Environmentally Sensitive Productivity Analysis of the Canadian Pulp and Paper Industry, 1959–1994: An Input Distance Function Approach.” *Journal of Environmental Economics and Management*, 2000, pp.251–274.

Hallegette, S.; Henriet, F. and Corfee-Morlot, J. “The Economics of Climate Change Impacts and Policy Benefits at City Scale: A Conceptual Framework.” *Climatic Change*, 2011, pp.51–87.

Hettige, H.; Huq, M.; Pargal, S. and Wheeler, D. “Determinants of Pollution Abatement in Developing Countries: Evidence from South and Southeast Asia.” *World Development*, 1996, pp.1891–1904.

IEA. *World Energy Outlook 2007—China and India Insights*. Paris: OECD/IEA, 2007.

IPCC. 2006 *IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories*. Intergovernmental Panel on Climate Change, 2006

Karathodorou, N.; Graham, D. J. and Noland, R. B. “Estimating the Effect of Urban Density on Fuel Demand.” *Energy Economics*, 2010, pp.86–92.

Kesicki, F. and Ekins, P. “Marginal Abatement Cost Curves: A Call For Caution.” *Climate Policy*, 2012, pp.219–236.

Kesicki, F. and Strachan, N. “Marginal Abatement Cost (MAC) Curves: Confronting Theory and Practice.” *Environmental Science & Policy*, 2011, pp.1195–1204.

- King, R. G. and Levine, R. "Capital Fundamentalism, Economic Development, and Economic Growth." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1994, pp.259-292.
- Klepper, G. and Peterson, S. "Marginal Abatement Cost Curves in General Equilibrium: The Influence of World Energy Prices." *Resource and Energy Economics*, 2006, pp.1-23.
- Kousky, C. and Schneider, S. "Global Climate Policy: Will Cities Lead the Way?" *Climate Policy*, 2003, pp.359-372.
- Kumbhakar, S. C. and Lovell, C. A. K. *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press, 2003.
- Marklund, P. O. and Samakovlis, E. "What Is Driving the EU Burden-Sharing Agreement: Efficiency or Equity?" *Journal of Environmental Management*, 2007, pp.317-329.
- McKinsey Company. *Pathways to a Low-Carbon Economy: version 2 of the Global Greenhouse Gas Abatement Cost Curve*, <https://solutions.mckinsey.com/climatedesk/default.aspx>, 2009.
- Metz, B.; Davidson, O. R.; Bosch, P. R.; Dave, R. and Meyer, L. A. *Contribution of Working Group III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press: Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 2007.
- Murty, M.; Kumar, S. and Dhavala, K. "Measuring Environmental Efficiency of Industry: A Case Study of Thermal Power Generation in India." *Environmental and Resource Economics*, 2007, pp.31-50.
- Newell, R. G. and Stavins, R. N. "Cost Heterogeneity and the Potential Savings from Market-Based Policies." *Journal of Regulatory Economics*, 2003, pp.43-59.
- Park, H. and Lim, J. "Valuation of Marginal CO₂ Abatement Options for Electric Power Plants in Korea." *Energy Policy*, 2009, pp.1834-1841.
- Rezek, J. P. and Campbell, R. C. "Cost Estimates for Multiple Pollutants: A Maximum Entropy Approach." *Energy Economics*, 2007, pp.503-519.
- Ross, M. "A Derivation of the Marginal Abatement Cost Curve." *Journal of Environmental Economics and Management*, 1999, pp.306-314.
- Salnykov, M. and Zelenyuk, V. "Estimation of Environmental Efficiencies of Economies and Shadow Prices of Pollutants in Countries in Transition." Research Network, Russia and CIS, EERC working paper No 05/06, 2005.
- Springer, U. "The Market for Tradable GHG Permits Under the Kyoto Protocol: A Survey of Model Studies." *Energy Economics* 2003, pp.527-551.
- Vardanyan, M. and Noh, D. W. "Approximating Pollution Abatement Costs via Alternative Specifications of a Multi-Output Production Technology: A Case of the US Electric Utility Industry." *Journal of Environmental Management*, 2006, pp.177-190.
- Wei, C.; Andreas, L. and Liu, B. "An Empirical Analysis of the CO₂ Shadow Price in Chinese Thermal Power Enterprises." *Energy Economics*, 2013, pp.22-31.
- Yang, H. and Pollitt, M. "The Necessity of Distinguishing Weak and Strong Disposability Among Undesirable Outputs in DEA: Environmental Performance of Chinese Coal-Fired Power Plants." *Energy Policy*, 2010, pp.4440-4444.

(截稿:2014年4月 责任编辑:宋志刚)