

碳排放交易制度下城市减排的机会成本研究 ——基于中国碳排放试点城市的实证检验

王 钊, 王良虎*, 胡江峰

(西南大学经济管理学院, 重庆 400715)

【摘要】 作为全球气候治理的重要手段, 碳排放交易制度受到了广泛的关注与讨论。基于此, 本文采用我国 2010—2016 年城市面板数据, 运用非参数方法构建方向性环境距离函数测算了 2009—2015 年城市减排的机会成本, 计算结果显示, 试点地区与非试点地区的碳排放的机会成本整体表现为上升的趋势, 且试点地区的碳排放的机会成本总体低于非试点地区。在测算城市减排机会成本的基础上, 运用双重差分法来检验碳排放交易制度的有效性。经检验发现: 碳排放交易制度有利于降低城市减排的机会成本, 然而由于碳排放交易制度还存在碳排放权初始分配制度缺失、碳排放交易制度的定价机制扭曲等问题, 因此其对降低城市减排的机会成本作用较小, 并且进一步通过对政策时间趋势的分析得出政策效应随时间推移而逐渐减弱。

【关键词】 碳排放交易制度; 方向性环境距离函数; 机会成本; 城市减排; 双差分法

【中图分类号】 F292

【文献标识码】 A

【文章编号】 1674-6252 (2019) 06.0057.07

【DOI】 10.16868/j.cnki.1674-6252.2019.06.057

引言

改革开放以来, 我国经济经历了长期的高速发展, 人民的生活水平显著提高, 与此同时, 大量化石能源的消耗带来二氧化碳排放急剧增加。二氧化碳作为一种温室气体, 其排放量不断增加, 导致全球气候变暖、极端天气频发, 严重影响正常的生产经营活动与人的生命安全, 因此如何有效地减少二氧化碳排放已成为世界各国环境政策的重点。目前, 我国已成为最大的二氧化碳排放国, 2015 年二氧化碳排放量达到 91.5 亿 t。在巴黎世界气候大会上中国承诺到 2030 年单位国内生产总值二氧化碳排放比 2005 年降低 60%~65%。为了实现到 2030 年的减排目标, 政府实施了多种节能减排的措施。于 2013—2015 年将北京、上海、天津、广东等 7 个省、自治区、直辖市作为碳排放交易制度的试点。碳排放交易制度虽然在其他国家取得了良好效果, 但是由于我国城市特殊的资源禀赋与经济发展的需要等现实情况的存在, 碳排放交易制度能否有效降低我国试点城市减排的机会成本? 若能, 那么其政策效果是否会随时间变动而表现出差异? 对上述问题的深入研究, 对碳排放交易制度在我国的实施具有较为重要的理论借鉴意义与现实意义。

1 文献回顾与评述

碳排放交易制度是一种运用市场手段使减排成本较小的主体承担较多的减排份额并获得收益、使减排成本较高

的主体通过购买配额的方式完成减排目标的制度, 由此达到减排成本最小化。目前碳排放交易制度在发达国家发展较为成熟, 国外有许多专家学者对其有所研究。美国经济学家 Dales 首次提出碳排放交易制度, 其主要目的是将二氧化碳排放成本内部化^[1]。随后为了有效识别碳排放交易制度的政策效果, Dia 等采用双差分法计算和比较碳交易机制内外的企业碳排放量变化, 以判断碳交易机制是否具有减排的有效性^[2]。Färe 等把碳排放交易制度中的排放权引入 DEA 模型之中, 丰富了交易权的形式, 充分考虑了实施碳排放交易制度对经济与环境的影响^[3]。

随着国外学者对碳排放交易制度研究的深入, 我国部分学者也对碳排放交易制度在我国的实施情况展开了研究, 大部分研究表明碳排放交易制度实施有利于降低我国碳排放。例如, 崔连标等通过构建无碳交易市场、试点地区和全国碳交易市场体系三种省际排放权交易模型, 量化模拟了碳交易制度在实现各省份减排目标的过程中所发挥的成本节约效应^[4]。周晟吕则通过应用上海市能源—环境—经济 (CGE) 模型, 研究表明实施碳排放交易能明显改善环境效益, 有利于推进减排目标的实现^[5]。陆敏等研究了碳排放交易机制建立后上海市工业行业的碳排放强度和竞争力的变化情况, 结果显示, 引入碳排放交易机制后, 上海市工业碳排放强度的实际值比预测值有所下降^[6]。碳排放交易制度作为一项政策措施, 其能够顺利实施受多方面因素的影响。王文军等基于碳排放交易机制的减排机理和倍差法原理构

资助项目: 国家社科基金青年项目“适度规模经营视角下农业面源污染协同治理路径与金融支持政策研究”(18CGL024)。

作者简介: 王钊 (1957—), 教授、博士、博士生导师, 研究方向为农业经济管理、产业组织理论, E-mail: w2777@163.com。

*** 责任作者:** 王良虎 (1993—), 硕士研究生, 研究方向为产业组织理论、环境经济学, E-mail: wlsongjun@163.com。

建了碳排放交易机制减排有效性评价方法,研究表明影响碳排放交易机制有效性的有四个关键要素:碳排放交易机制管理对象的减排潜力大小、配额总量松紧度、碳价水平和经济波动幅度^[7]。史彩菊等分析了北京热电行业低碳运行的管理模式,提出了燃气热电联产机组高效、低碳运行方式,为全国碳排放交易市场启动后的低碳运行管理提供了经验借鉴^[8]。部分学者从微观角度分析了碳排放交易制度对企业影响,如刘晔等运用三重差分模型检验了碳排放交易制度对企业研发创新的影响,研究得出碳排放交易试点政策显著提高了处理组企业的研发投入强度,但是对不同规模的企业影响有所不同^[9]。碳排放交易的实施,一方面对节能减排有作用,另一方面对经济发展有一定影响。刘宇等通过对广东省和湖北省的实证研究分析得出实施跨区域的碳排放交易较大幅度地降低了CO₂减排成本,并提出要坚持“抓大放小”的原则,把减排的重心放在少数高排放行业^[10]。

上述的文献主要对研究碳排放交易制度设计以及对其设计的影响因素提供了理论借鉴。但还是缺乏系统性的比较分析,运用实证分析方法对碳排放交易制度影响城市减排的机会成本的研究就更为鲜有。基于此,本文在已有研究的基础上运用双重差分法进一步深入研究碳排放交易制度对我国城市减排机会成本的影响,以期通过实证分析量化碳排放交易制度对城市减排机会成本的影响,为我国全面实施碳排放交易制度提供经验支持。

2 城市减排机会成本的测算方法

在经济学中对机会成本的定义是生产者所放弃的使用相同的生产要素在其他生产用途中所能得到的最高收入。而环境污染的机会成本指的是在经济发展过程中,由于会产生环境污染的问题,经济主体采取措施降低污染物排放,在减少污染物排放情况下,经济主体为此付出了一定的经济代价。Huetting指出,环境污染的机会成本是环境公共政策和环境增长核算的基石^[11]。由于没有环境污染的市场,因此无法直接得到污染的市场价格,而其价格则可以作为环境机会成本的真实价值来看待。本文在借鉴已有文献研究的基础上,采用非参数方法构建方向性环境距离函数,测算以城市为研究对象的二氧化碳排放的机会成本。

2.1 环境技术

在工业发展过程中产生的废气、污水等污染物是不被希望在生产过程当中产生的,因此被称为“非期望产出”,而对于那些正常产出称为“期望产出”。Färe等把人们并不期望的产出包含在内的投入产出之间的技术结构关系称为环境技术^[12]。环境技术与传统的投入产出技术有所不同,在保持投入水平不变的情况下,若要减少污染,需要对减排设备进行投资,则会加大经营成本,减少对期望产出的投入,导致期望产出减少。一般用产出集合模拟环境技术:

$$P(x) = \{(y, b) : x \text{ 可以生产 } (y, b), x \in R_+^M\} \quad (1)$$

其中, $P(x)$ 表示在 M 种投入要素 x 能够生产期望产出和非期

望产出的组合。投入向量 $x = (x_1, \dots, x_M) \in R_+^M$; 期望产出向量 $y = (y_1, \dots, y_N) \in R_+^N$; 非期望产出向量 $b = (b_1, \dots, b_W) \in R_+^W$ 。

环境技术产出集合 $P(x)$ 具有四个特点: ①弱可处置性,即在减少污染的情形下,期望产出也同样减少,用数学集合表达为: $(y, b) \in P(x)$, $0 \leq \theta \leq 1$, 则有 $(\theta y, \theta b) \in P(x)$ 。②强可处置性,在投入和污染保持在一定水平上,期望产出可多可少,之间的差距反映了在环境规制下技术效率的不同,也即若 $(y, b) \in P(x)$, 且 $y^i \leq y^i$, 则 $(y^i, b) \in P(x)$ 。③期望产出与非期望产出是相伴存在的,若无非期望产出则期望产出为零,即 $(y, b) \in P(x)$, 如果 $b = 0$, 则 $y = 0$ 。④投入要素 x 具有自由可置性,当 $x'' \leq x'$ 时, $P(x'') \supseteq P(x')$ 。

借鉴 Färe 等的方法^[13], 本文用数学公式表达 DEA 模型。假设有 T 个时期, $t=1, \dots, T$, 有 H 个决策单元, $h=1, \dots, H$, 则其投入产出向量为 $(x_{(H \times M)}^t, y_{(H \times N)}^t, b_{(H \times W)}^t)$ 。由投入产出的数据构造的环境技术为:

$$P^T(x^t) = \left\{ \begin{array}{l} \sum_{h=1}^H Z_h x_{h,m}^t \leq x_{h,p}^t, m=1, \dots, M, Z_h \geq 0, h=1, \dots, H \\ \sum_{h=1}^H Z_h y_{h,n}^t \geq y_{h,n}^t, n=1, \dots, N, \sum_{z=1}^H Z_h b_{h,w}^t, w=1, \dots, W \end{array} \right\} \quad (2)$$

2.2 方向性环境距离函数

方向性环境距离函数是在方向性距离函数的基础上,衡量环境治理的效率,其基本构造思想是在产出增长的同时减少污染。方向性环境距离函数值表示在给定的方向投入和环境技术,期望产出的数量增加与非期望产出缩小的可能性的大小。

设方向向量为 $g = (g_y, g_b)$ 表示决策单元在 g_y 方向生产的期望产出,同理 g_b 表示在 g_b 方向的非期望产出。本文在构造方向性环境距离函数时,借鉴 Luenberger 的方法^[14],构造如下方向性环境距离函数:

$$\bar{D}_0^t(x^t, y^t, g_y, g_b) = \text{MAX}[\beta : (y^t + \beta g_y, b^t - \beta g_b) \in P^t(x^t)] \quad (3)$$

方向性环境距离函数测算了在投入要素 x 保持一定水平下, β 表示为当期期望产出与非期望产出同比例增长和减少时,非期望产出减少的最大可能比例。因此,方向性环境距离函数值代表了非效率的大小。

2.3 非参数化城市减排机会成本的测算

近年来运用非参数方法测算方向性环境距离函数,进而计算机会成本的研究逐渐增多,本文在介绍方向性环境距离函数的基础上,运用非参数方法计算城市减排的机会成本。借鉴 Lee 等和 Khoshnevis 等的模型^[15,16],因此模型设定为:

$$\begin{aligned} \bar{D}_0^t(x^t, y^t, b^t, 1, -1) &= \text{MAX } \beta \\ \text{s.t. } Y\lambda &\geq (1 + \beta)y^t; \\ B\lambda &\leq (1 - \beta)b^t; \\ X\lambda &\leq x^t; \\ i^t &\leq 1; \lambda \geq 0; \beta \geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

其中,模型中, X 、 Y 和 B 分别代表决策单元的投入矩阵、期望产出和非期望产出矩阵; i 是单位列向量; λ 表示强度列向量。假设非期望产出的价格向量 $p=(p_1, \dots, p_N)$; 期望产出的价格向量 $r=(r_1, \dots, r_M)$; 投入要素价格向量 $u=(u_1, \dots, u_N)$ 。设利润函数为:

$$Z(p, r, u) = \text{MAX}_{x, y, b} (ry - pb - ux) \quad (5)$$

其中, $Z(p, r, u)$ 是指在投入要素给定条件下在某处取得最大利润的点,决策单元沿着向量 (y, b) 移动到利润最大的点 (y^*, b^*) 。因此将式(5)的利润函数改为:

$$Z(p, r, u) = \text{MAX}_{x, y, b} (ry^* - pb^* - ux) \quad (6)$$

$$s.t. \bar{D}_0^*(x, y^*, b^*) = 1$$

构造拉格朗日函数求利润最大化的解:

$$\text{MAX}_{x, y, b} (ry^* - pb^* - ux) + \gamma [\bar{D}_0^*(x, y^*, b^*) - 1] \quad (7)$$

分别对期望产出与非期望产出求一阶偏导数,可得:

$$p + \gamma \times \frac{\partial \bar{D}_0^*(x, y^*, b^*)}{\partial b^*} \times [1 - \bar{D}_0^*(x, y^*, b^*)] = 0 \quad (8)$$

$$r + \gamma \times \frac{\partial \bar{D}_0^*(x, y^*, b^*)}{\partial y^*} \times [1 + \bar{D}_0^*(x, y^*, b^*)] = 0 \quad (9)$$

由式(8)得出非期望产出的城市减排机会成本的计算公式:

$$p = \gamma \times \frac{\partial \bar{D}_0^*(x, y^*, b^*) / \partial b^*}{\partial \bar{D}_0^*(x, y^*, b^*) / \partial y^*} \times \frac{1 + \bar{D}_0^*(x, y^*, b^*)}{1 - \bar{D}_0^*(x, y^*, b^*)} \quad (10)$$

3 数据与城市减排的机会成本的测算结果和分析

3.1 数据来源与处理

本文选取2010—2016年中国城市数据,由于部分城市数据缺失,所以选取剩余274^①城市作为研究对象。数据类型分为投入产出数据,其中投入数据包括劳动和资本,产出包含期望产出与非期望产出。数据主要来自《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》以及《中国能源统计年鉴》,以下对数据中的指标进行说明。

本文的劳动力指标的选取根据历年《中国劳动统计年鉴》中公布的年末单位从业人数,单位为万人。非期望产出为二氧化碳排放,目前对二氧化碳排放量没有统一的计算方法,因此无法从统计年鉴中得之。因此本文采用Lubetskyetc方法所提供的化石能源碳排放因子和氧化因子

计算二氧化碳的排放量^[17],具体的计算公式如下:

$$b = \sum \text{energy} \times \text{CF} \times \text{CC} \times \text{COF} \times \frac{44}{12} \quad (11)$$

式中,energy为能源消费量; b 表示二氧化碳的排放量; CF为转换因子,即化石燃料的平均发热量; CC指的是含碳水平,表示单位热量的含碳水平; COF是氧化因子,体现了能源的氧化率水平; 44/12表示碳原子转换为二氧化碳分子的转换系数。

期望产出为各城市经济规模,城市规模主要反映了城市经济的总体发展水平,因此本文采用城市经济总量表示,以2011年不变价格计算,单位为万元。地区物质资本可用物质资本存量来衡量^[18],但我国并没有物质存量的直接面板数据,因此本文依据张军的永续盘存法对物质资本存量进行估算^[19],具体公式如下:

$$K^t = \ln k^t + (1 - \rho) \times K^{t-1} \quad (12)$$

其中, K^t 表示 t 时期的资本存量; $\ln k^t$ 为 t 时期的投资额; ρ 指的是固定资本折旧率。折旧率采用张军等假定城市固定资本折旧率为9.7%^[19],对于基期资本存量的计算采用King的方法^[20],其计算公式为:

$$\text{ratio} = i / [\rho + \lambda \gamma + (1 - \lambda) \gamma_\omega] K^0 = \text{ratio} \times y^0 \quad (13)$$

式中, i 为稳态条件下的投资率,用城市平均投资率表示; $\lambda \gamma + (1 - \lambda) \gamma_\omega$ 在稳态情况下的经济增长率, γ 、 γ_ω 分别表示该城市经济平均增长率和全国城市平均经济增长率, λ 是权重,根据Easterly的研究一般取为0.25^[21]; K^0 为初始资本存量; y^0 指的是初始年份真实总产值。城市能源消费主要有城市用电量、煤气供应总量、液化石油气供应总量,文章统一采用能源转换系数,转换为万吨标准煤。变量描述性统计见表1。

表1 变量描述性统计

变量	最大值	最小值	平均值	标准差
劳动力 / 万人	777.34	1.51	91.29	155.55
资本存量 / 亿元	61 156.97	151.31	6 949.06	10 468.98
城市经济规模 / 亿元	32 296.50	39.85	1 832.75	3 344.22
能源投入量 / 万 t 标准煤	154.13	0.49	19.99	31.03
二氧化碳排放量 / 万 t	369 653.30	390.98	30 565.70	46 992.76

3.2 测算结果与分析

本文利用34^②个试点城市与非试点城市面板数据,采用非参数方法测算其城市减排的机会成本。图2反映了2010—2015年试点城市与非试点城市减排的平均机会成本的变动情况。

① 根据中华人民共和国民政部公布的数据显示,截至2017年12月31日中国现有294个地级市、4个直辖市,共有298个地级及以上城市。然而,由于阳泉市、吕梁市、海口市、三沙市、遂宁市、广安市、达州市、雅安市、六盘水市、毕节市、昭通市、马鞍山市、铜陵市、锦州市、平顶山市、濮阳市、宝鸡市、榆林市、嘉峪关市、定西市、海东市、石嘴山市数据存在缺失或数据较小,因此并未纳入本文研究对象当中,最终,本文确定了274个城市作为研究对象。

② 其中上文当中的34个试点城市分别来自7个碳排放交易试点省、区、市,具体是北京、上海、天津、重庆、深圳、广州、东莞、中山、珠海、江门、佛山、肇庆、惠州、汕头、潮州、揭阳、汕尾、湛江、茂名、阳江、韶关、梅州、清远、云浮、武汉、黄石、十堰、宜昌、襄阳、荆门、孝感、荆州、黄冈、咸宁。

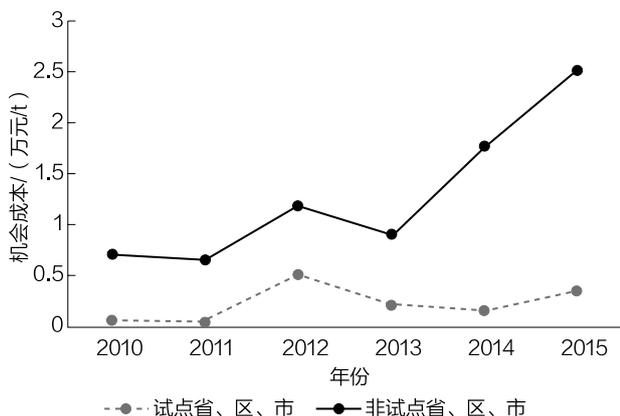


图1 城市减排的平均机会成本

从图1中可看出,试点城市减排的平均机会成本总体上比非试点城市要低,是由于试点省、区、市近几年工业化进程加快使用大量的化石燃料导致二氧化碳排放量急剧增加,同时也说明其生产效率水平总体上有待提高。这与涂正革在研究工业二氧化硫排放的机会成本所得出的结论一致^[22],由此看出试点城市有较大的减排潜力。以下对试点城市与非试点城市减排的机会成本做具体分析。

2011年以前试点城市与非试点城市减排的机会成本处于较低水平,是由于经济发展在此前主要是依靠能源消耗来维持,导致了污染物的大量排放,此时减少1单位污染物排放带来的机会成本较小;2011—2012年试点城市与非试点城市减排的机会成本均有所上升,在环境污染不断加重的情况下,国家重视对环境的保护,部分企业也进行了发展战略的转移,逐渐转向低排放生产领域,所以此时减少1单位碳排放的机会成本有所提高;试点城市在2012—2014年减排的机会成本持续下降,非试点城市在2012—2013年减排的机会成本下降,而在2013—2014年减排的机会成本则处于上升阶段;试点城市在2012—2014年减排的机会成本下降的原因可能在于其实施了碳排放交易制度。而非试点城市在2012—2013年减排的机会成本下降的原因是随着科学技术的进步,加大了对新能源的开发力度,替代了一部分传统化石燃料的使用。这和范丹等在研究中国碳排放交易机制的政策效果分析中得出的结论相同^[23]。2014年以后,试点城市与非试点城市减排的机会成本均有不同程度的提高,从而可以看出城市减排的机会成本压力依然较大。

基于对城市减排的机会成本的估算,为了进一步揭示试点城市二氧化碳排放的机会成本的降低是否是由于实施了碳排放交易制度所产生的政策效应,下文通过构建DID模型对其进行政策检验。

4 模型设定与实证分析

4.1 模型设定

双重差分法是检验一项政策实施效果的有效方法,因此成为目前国内外学者检验一项政策实施效果的重要方法。双重差分法的优点在于,其通过建立模型有效地控制了研

究对象的事前差异,将政策实施影响的效果有效地分离出来,以此准确地得出政策实施效果。

本文根据碳排放交易试点的省份和政策实施的时间构建DID模型,从地区和时期两个方面区分处理组和对照组来分析目前实施的碳排放交易机制对城市环境规制机会成本的影响效果。在模型构建过程中,引入时期虚拟变量PERIOD和碳排放交易试点省份的虚拟变量PROVINCE,构建在碳排放交易情况下影响环境机会成本的DID模型,根据Ehrlich等的IPAT模型^[24],将城市二氧化碳排放的量、城市经济规模作为控制变量构建城市减排机会成本的DID模型。模型如下:

$$\text{Opportunity}_{it} = a_0 + a_1 \text{PERIOD}_{it} \times \text{PROVINCE}_{it} + a_2 \text{Control}_{it} + u_i + u_t + \xi_{it} \quad (14)$$

模型中:Opportunity_{it}表示为第*i*个城市在第*t*年的环境规制的机会成本;PERIOD_{it}表示碳排放交易实施的时期取1,未实施的时期取0;PROVINCE_{it}表示实施碳排放交易试点地区取1,没有实施该政策的地区取0;Control_{it}为控制变量;u_i表示个体效应;u_t表示时间效应;ξ_{it}表示随机干扰项。

4.2 平行性假设检验

平行性假设是双差分法的重要前提假设,它要求若没有受到政策影响,干预组的个体的变化模式与控制组个体的变化模式是一样的,即未观测因素对两组个体的影响是相同的。因此只有在试点城市与非试点城市减排的机会成本均满足平行性假定,其交互项才是处理效应,因此对平行性假定的检验就十分有必要。表2为平行性假定检验结果。

表2 平行性假定检验结果

变量	Shadowprice	
PERIOD	-0.93**	(-2.46)
PROVINCE	-0.79***	(-6.31)
Before2	-0.02	(-0.38)
Before1	0.45	(0.31)
Current	-0.97**	(-2.51)
After1	-1.04**	(-2.33)
After2	-0.50*	(-1.69)

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内的数值表示*t*值

表2中Before2和Before1为虚拟变量,Before2表示若观测值为受到政策影响前第2年的数据,则该指标取1,否则取0;Before1表示若受到政策冲击前第1年的数据,则该指标取1,否则取0;如果观测值为受到政策冲击的当年数据,则Current取值为1,否则为0;当观测值为政策冲击后第1年、第2年的数据时,After1、After2分别取1,否则取0。从平行性检验的结果来看,Before2和Before1的系数均不显著,而After1与After2的系数均负向显著,表明DID模型满足平行性假定。

4.3 基本回归结果分析

在满足平行性假定的前提下,运用 DID 模型检验碳排放交易制度对城市减排机会成本的政策效应。表 3 列示了以城市减排的机会成本为被解释变量的 DID 模型的政策检验结果。

表 3 双差分模型政策检验结果

变量	(1)	(2)
PERIOD × PROVINCE	-0.95***	-0.94***
	(-3.62)	(-3.49)
控制变量	否	是
个体效应	是	是
时间效应	是	是
_cons	2.31	2.27
	(0.32)	(0.43)
R ²	0.32	0.32
观测值数	1 918	1 918

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内的数值表示 t 值

表 3 中 (1)、(2) 两列分别报告了未加入控制变量与加入控制变量时,碳排放交易制度对城市减排的机会成本的估计结果。整个回归结果最为关注的是交乘项系数及其显著水平,检验结果显示不管是否加入控制变量其交互项的系数显著为负,均表明政策的实施对城市减排机会成本有显著的负向效应。单从交互项的系数值来看,其数值较小,主要原因是碳排放交易制度在我国的推行尚处于初级阶段,还存在一些不完善的地方。具体原因有以下几个方面:

第一,碳排放权初始分配制度缺失。目前,我国碳排放权初始分配制度存在一定的缺陷。一方面,在碳排放交易制度建立之前,没有企业层面的关于温室气体排放的统计体系,因此在试点地区的初始碳排放的分配大多采用企业历史碳排放量免费发放部分配额。由于许多企业担心减排越多,日后实施总量控制时,发到自己手中的配额就会越少,所以企业很难有自觉实行节能减排的动力。另一方面,排污权名义上是公共资源,其实质上成为政府的一种权利资源。由此,企业受到利益驱动而产生一定的寻租行为,政府的失灵导致了碳排放交易制度易受到管理部门的影响。

第二,碳排放交易制度的定价机制存在扭曲现象。我国碳排放交易制度还存在定价困难的问题,没有形成合理的定价机制,因此未能反映出碳排放权的真实价值。此外,碳排放交易的价格容易受行政体系的干扰,导致交易价格偏离真实价格。

第三,交易体系缺少法律保障。完善的法律制度是碳排放交易制度有序发展的制度保障,而我国目前依然缺少碳排放权交易方面的法律法规。从而造成在制度实施过程中存在法律责任不明、碳减排的法律监督机制缺失,影响碳排放交易制度的政策效果。

第四,碳排放交易市场的流动性较差。2008 年北京

环境交易所、天津碳排放交易所、上海环境能源交易所先后成立,但其交易的规模较小。随后又成立一些环境权益交易机构,但不属于真正意义上的碳排放权交易平台,并且交易也不具有规模。而在新成立七个试点地区中交易量都有不同程度的下跌,特别是重庆碳市场经常处于无交易状态。

4.4 模型结果稳健性检验

对于 DID 模型结果的稳健性检验,多数学者采用反事实检验的方法,如肖浩等、刘瑞明等利用反事实检验交乘项系数的显著性得出原结论是否稳健^[25,26]。其主要的思路是人为地变更政策实施的时间,将变更后的政策变量参与原模型回归分析中,通过回归结果对比验证政策效果。因此本文将政策实施开始的年份提前 2 年、3 年,再将提前的变量参与到原模型的回归当中去,由此判断原回归结果的稳健性。表 4 的回归结果显示其交互项的系数不显著,因此说明城市减排的机会成本的降低不是其他因素引起的,而是由于碳排放交易制度的实施,即模型回归结果具有稳健性。回归结果见表 4。

表 4 反事实检验结果

变量	(1)	(2)	(1)	(2)
PERIOD × PROVINCE(front2)	-0.63	-0.51	—	—
	(-0.77)	(-0.49)	—	—
PERIOD × PROVINCE(front3)	—	—	-0.54	-0.49
	—	—	(-0.13)	(-0.05)
控制变量	否	是	否	是
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
_cons	2.04	1.97	2.16	2.12
	(0.31)	(0.46)	(0.34)	(0.42)
R ²	0.31	0.26	0.32	0.27
观测值数	1 253	1 253	1 253	1 253

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内的数值表示 t 值

除了运用反事实检验模型结果的稳健性,本文还采用“单差法”检验碳排放交易制度对城市减排的机会成本的影响。回归结果显示交乘项系数显著为正,但明显大于双差分回归结果的系数,并且模型统计值 R² 有所减小,表明单差分的方法虽然确定了政策影响的方向,却高估了政策的作用,没有准确地测量出政策的净效应,因此双重差分法检验政策的结果更为精确,回归结果见表 5。

表 5 单差分模型政策检验结果

变量	(1)	(2)
PERIOD × PROVINCE	-1.15***	-1.04***
	(-5.22)	(-4.81)
控制变量	否	是
个体效应	是	是
时间效应	是	是

续表

变量	(1)	(2)
_cons	5.01	4.97
	(0.17)	(0.16)
R ²	0.16	0.12
观测值数	1 918	1 918

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内的数值表示t值

4.5 政策的时滞检验

为了考察碳排放交易制度对试点城市减排的机会成本在时间上的变化趋势，表6给出了在政策实施当年以及政策实施后每一年对试点城市减排的机会成本的影响。由表6的实证结果得出，虽然碳排放交易制度对降低城市减排的机会成本有一定作用，但是政策实施的第二年的效果比政策实施当年和实施第一年的效果有所下降，这说明政策效果随时间推移有所下降。回归结果见表6。

表6 政策实施效果的时间趋势

	(1)	(2)
政策实施当年(2013)	-0.83**	-0.79***
	(-2.56)	(-3.21)
政策实施后第一年(2014)	-0.98***	-0.94***
	(-3.49)	(-3.67)
政策实施后第二年(2015)	-0.63*	-0.61*
	(-1.86)	(-1.93)
控制变量	否	是
R ²	0.12	0.13
观测值数	102	102

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号内的数值表示t值

5 研究结论与政策建议

5.1 研究结论

(1) 本文基于中国2010—2016年城市面板数据，运用非参数方法构建方向性环境距离函数测算2009—2015城市减排的机会成本。计算结果表明，试点城市减排的机会成本比非试点城市要低，这也说明了试点城市具有较大的减排潜力，并且发现在2014年以后，试点城市与非试点城市减排的机会成本均有不同程度提高，从而可看出城市减排的机会成本压力依然较大。

(2) 为检验碳排放交易制度对城市减排机会成本的影响，本文运用双重差分法检验碳排放交易制度的有效性。检验结果显示，碳排放交易制度有利于降低城市二氧化碳减排的机会成本，然而由于碳排放交易制度还存在碳排放权初始分配制度缺失、碳排放交易制度的定价机制扭曲等诸多问题，因此其对降低城市减排的机会成本的作用还未凸显。

(3) 为了进一步考察碳排放交易制度是否存在政策的

时滞效应，本文在第四部分对碳排放交易制度进行了政策的时滞检验，检验结果表明，碳排放交易制度的政策效果随时间推移而逐渐减弱，即碳排放交易制度存在一定政策时滞效应。

5.2 政策建议

基于上述研究结论与我国目前实施碳排放交易制度所存在的问题，本文提出以下参考建议：

(1) 建立合理的配额分配制度。从配额分配规则来看，个别试点城市分配规则并未统一，如北京根据企业的历史能源消耗量分配配额，而重庆则以2010年为基准，对现有企业按照行业排放总量控制目标分配碳排放权。实施碳排放交易制度的关键在于合理的配额分配，有偿配额能真实反映实际需要，通过公平的方式获得购买配额的机会。因此要不断完善有偿配额的方式，拍卖形式逐渐成为目前主要的碳排放交易配额的主要方式，其提升了市场价格的透明度。

(2) 建立健全和稳定碳排放交易价格机制。目前，我国碳排放交易市场的发展还不完善，并未形成稳定的碳交易价格体系，碳交易价格易于受到政府或大型企业影响。因此，应逐步建立科学、合理的碳交易定价机制，以保障交易定价的稳定性与真实性。

(3) 完善碳排放交易市场法制建设与监督体系。由于缺乏碳排放交易的专项法规，碳排放权的正当性和合法性并未受到法律的保护。因此完善碳排放交易市场法制建设至关重要，出台相应的法律法规适应碳市场发展的需要，提升碳市场法律规范的效力。碳排放交易机制目前还在试点阶段，完善的监管体系是一项制度落实的必要前提。因此，首先要对排放主体资格进行严格的审核，认真分析排放主体是否具有减排的潜力，对于不符合审核要求的，不给予配额的分配。其次，建立排放主体的报告制度，其内容主要包括减排情况与碳交易情况。最后，对排放主体的减排情况与碳交易情况进行追踪，即建立交易追踪制度，确保制度效果持续有效。

(4) 增强碳排放交易市场的流动性。碳排放交易市场的流动性对整个市场的活跃起到关键作用，就目前来看，我国碳排放交易市场规模较小，交易冷淡的现状来说。一方面，应拓宽市场参与者范围，降低市场进入门槛；另一方面，应加大市场的透明度，规范市场操作，增强参与者的信心，以增强碳排放交易市场的流动性。

参考文献

[1] DALES J H. Pollution property & prices: an essay in policy-making and economics[J]. Canadian Journal of Political Science/Revue Canadienne De Science Politicue, 2(03):386.

[2] DAI H C, MASUI T, MATSUOKA Y, et al. Assessment of China's climate commitment and non-fossil energy plan towards 2020 using hybrid AIM/CGE model[J]. Energy policy, 2011, 39(5): 2875-2887.

[3] FÄRE R, GROSSKOPF S, PASURKA JR C A. Tradable permits and unrealized gains from trade[J]. Energy economics, 2013, 40: 416-424.

[4] 崔连标, 范英, 朱磊, 等. 碳排放交易对实现我国“十二五”减排目标的

- 成本节约效应研究[J]. 中国管理科学, 2013, 21(1): 37-46.
- [5] 周晟吕. 基于 CGE 模型的上海市碳排放交易的环境经济影响分析[J]. 气候变化研究进展, 2015, 11(2): 144-152.
- [6] 王文军, 谢鹏程, 李崇梅, 等. 中国碳排放权交易试点机制的减排有效性评估及影响要素分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(4): 26-34.
- [7] 陆敏, 苍玉权, 李岩岩. 碳交易机制对上海市工业碳排放强度和竞争力的影响[J]. 技术经济, 2018, 37(7): 114-120.
- [8] 史彩菊, 金生祥, 安振源, 等. 全国碳市场启动后北京热电行业低碳运行管理方式研究[J]. 中国环境管理, 2018, 10(3): 32-37, 88-88.
- [9] 刘晔, 张训常. 碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究[J]. 经济科学, 2017(3): 102-114.
- [10] 李继峰, 张亚雄, 蔡松峰. 中国碳市场的设计与影响: 理论、模型与政策. 北京: 社会科学文献出版社, 2017: 134-152.
- [11] HUETING R. Correcting national income for environmental losses: a practical solution for a theoretical dilemma[M]//KRABBE J J, HEIJMAN W J M, eds. National Income and Nature: Externalities, Growth and Steady State. Dordrecht: Springer, 1992.
- [12] FÄRE R, GROSSKOPF S, NOH D W, et al. Characteristics of a polluting technology: theory and practice[J]. Journal of econometrics, 2005, 126(2): 469-492.
- [13] FÄRE R, GROSSKOPF S, LOVELL C A K, et al. Derivation of shadow prices for undesirable outputs: a distance function approach[J]. The review of economics and statistics, 1993, 75(2): 374-380.
- [14] LUENBERGER D G. Benefit functions and duality[J]. Journal of mathematical economics, 1992, 21(5): 461-481.
- [15] LEE J D, PARK J B, KIM T Y. Estimation of the shadow prices of pollutants with production/environment inefficiency taken into account: a nonparametric directional distance function approach[J]. Journal of environmental management, 2002, 64(4): 365-375.
- [16] KANEKO S, FUJIIH, SAWAZUN, et al. Financial allocation strategy for the regional pollution abatement cost of reducing sulfur dioxide emissions in the thermal power sector in China[J]. Energy policy, 2010, 38(5): 2131-2141.
- [17] LUBETSKY J, STEINER B A, LANZA R. 2006 IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories[M]. Kanagawa: Institute for Global Environmental Strategies, 2006.
- [18] 刘贵春, 刘媛媛, 张军. 中国省级经济体的异质性增长路径及模式转换——兼论经济增长源泉的传统分解偏差[J]. 管理世界, 2019, 35(6): 39-55.
- [19] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.
- [20] KING R G, LEVINE R. Capital Fundamentalism, Economic Development, and Economic Growth[R]. Washington, DC: The World Bank, Policy Research Department, Finance and Private Sector Development Division, 1994: 259-292.
- [21] EASTERLY W, KREMER M, PRITCHETT L, et al. Good policy or good luck? Country growth performance and temporary shocks[J]. Journal of monetary economics, 1993, 32(3): 459-483.
- [22] 涂正革. 工业二氧化硫排放的影子价格: 一个新的分析框架[J]. 经济学, 2010, 9(1): 259-282.
- [23] 范丹, 王维国, 梁佩凤. 中国碳排放交易权机制的政策效果分析——基于双重差分模型的估计[J]. 中国环境科学, 2017, 37(6): 2383-2392.
- [24] EHRlich P R, HOLDREN J P. Impact of population growth[J]. Science, 1971, 171(3977): 1212-1217.
- [25] 肖浩, 孔爱国. 融资融券对股价特质性波动的影响机理研究: 基于双重差分模型的检验[J]. 管理世界, 2014(8): 30-43.
- [26] 刘瑞明, 赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证[J]. 管理世界, 2015(8): 30-38.

Research on Opportunity Cost of Urban Emission Reduction Under Carbon Emission Trading System: Empirical Test Based on China's Carbon Emission Pilot Cities

WANG Zhao, WANG Lianghu^{*}, HU Jiangfeng

(College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: As an important mean of global climate governance, carbon emissions trading system has been widely concerned and discussed. Based on China's 2010-2016 urban panel data, a non-parametric method is used to construct a directional environmental distance function to measure the opportunity cost of urban emission reduction in 2009-2015. The calculation results show that the opportunity cost of carbon emissions in pilot areas and non-pilot areas is generally increasing, and the opportunity cost of carbon emissions in pilot areas is generally lower than that in non-pilot areas. On the basis of calculating the opportunity cost of urban emission reduction, this paper uses difference-in-difference method to test the effectiveness of carbon emissions trading system. It is found that the carbon emission trading system is conducive to reducing the opportunity cost of urban emission reduction. However, there are still some problems in the carbon emission trading system, such as the lack of the initial allocation system of carbon emission rights, the distortion of the pricing mechanism of the carbon emission trading system and so on. Therefore, it has less effect on reducing the opportunity cost of urban emission reduction, and further through the analysis of policy time trend, the policy effect gradually weakened over time.

Keywords: carbon emissions trading system; directional environmental distance function opportunity cost; urban emission reduction; difference-in-difference method