

DOI:10.19361/j.er.2018.06.07

# 我国碳交易政策实现环境红利了吗?

黄向岚 张训常 刘 晔\*

**摘要:**理论上,引入市场手段的碳排放权交易机制是实现二氧化碳减排的有效方法,但现有文献关于中国碳排放权交易机制减排效应的实证研究相对缺乏。本文以中国2011年10月以来在六个省份实施的碳交易试点为准自然实验,利用双重差分模型,对中国碳排放权交易政策的环境红利进行分析。研究发现:在控制了各种可能影响结果变量的因素和消除地区、时间固定效应后,中国在六个省份的碳交易试点对二氧化碳减排产生了显著的政策效应,实现了环境红利。此外,本文利用中介效应分析方法,发现降低能源消费总量和调整能源消费结构是中国碳排放权交易政策实现环境红利的有效途径。

**关键词:** 碳排放权交易;双重差分模型;环境红利;能源消费结构

## 一、引言

气候异常,冰川消融,雾霾肆虐,灾害频发,大气污染问题已然成为世界各国的重要议题。中国作为世界上最大的二氧化碳和二氧化硫排放国,所面临的大气污染治理压力将随着工业化、城镇化进程的日趋深入而与日俱增。回顾中国的大气污染治理历程,排污权交易机制在大气污染治理过程中扮演着十分重要的角色。从20世纪90年代开始,中国的排污权交易机制就已经涉足大气污染治理领域,并于2002年进行大规模的二氧化硫排污权交易试点,至今已有十多年的历程。2011年10月,国家发展和改革委员会印发了《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,正式批准北京、天津和湖北等七个省市开展碳排放权交易试点(简称碳交易试点)的工作,排污权交易机制才正式运用于对碳排放的控制上。

早在20世纪60年代,Coase(1960)就曾提出产权手段在经济管理中的作用,指出采用市场和产权界定的方法可以解决外部性问题。Crocker(1966)也指出了在控制空气污染方面应用产权手段的可能性。之后,Dales(1968)对排污权交易制度的定义进行了概述,他认为在环境资源有限的前提下,排污权交易制度是通过确定污染排放总量控制指标,依靠法律把排污权利合法化,并通过无偿或有偿的形式把排污权分配给排污者,将排污权商品化,并在

\*黄向岚,厦门大学经济学院,邮政编码:361005;张训常(通讯作者),厦门大学经济学院,邮政编码:361005,电子邮箱:xunchangzhang@126.com;刘晔,厦门大学经济学院,邮政编码:361005。

本文感谢国家社科基金项目“不同市场结构下我国环境税效应研究”(项目编号:13BJY149)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“矫正要素配置扭曲与促进经济有效增长”(批准号:16JJD790031)和中央高校基本科研业务费专项资金“经济新常态下金融创新与风险管理”(项目编号:20720171002)的资助。感谢匿名审稿专家对本文提出的宝贵意见。文责自负。

市场上进行交易,从而达到减少排污量的目的。Dales(1968)将产权概念引入污染控制的领域,为排污权交易的研究奠定了坚实的理论基础。在此基础上,现有文献也逐渐开始关注排污权交易制度的实际减排效应。比如,Stavins(1998)的研究表明美国的二氧化硫排污权交易成功完成了“酸雨计划”的阶段性减排目标,实际减排量超过了计划预定的减排目标。世界银行的研究数据显示,碳排放权交易体系使得2005-2007年期间碳排放量降低了2%~5%,平均每年减少4千万吨~1亿吨的碳排放量(Capoor and Ambrosi,2011)。碳排放权交易机制对于能源消费也有着重要的影响,例如Cames和Weidlich(2006)的研究发现,不同碳交易体系设计对于德国电力行业的减排技术创新进程具有重要的影响,使发电使用燃料由高碳排放型燃料向天然气转换,能源消费结构发生改变。可以看出,国外的许多成功经验已经证实排污权交易机制在减排方面确实卓有成效。

然而由于中国存在特殊的市场环境和制度条件,我国实施的排污权交易试点政策是否也有效发挥了它的作用,实现了环境红利?这是一个需要靠实证检验来回答的问题。对于中国的二氧化硫排污权交易,这个问题的研究结论莫衷一是。Wang等(2004)的研究发现,中国的排污权交易机制对二氧化硫排放量几乎没有起到控制作用。涂正革和湛仁俊(2015)的研究结果表明,排污权交易机制虽然不能发挥短期减排效应,但是存在长期的减排效应。闫文娟和郭树龙(2012)的研究得出,中国的二氧化硫排污权交易制度能够显著降低二氧化硫的排放强度。李永友和文云飞(2016)的实证结果也得出中国实施的二氧化硫排污权交易制度对二氧化硫排放强度产生了显著的政策效应,研究结论证实了二氧化硫排污权交易制度的有效性。而对于近几年处于试点阶段的碳排放权交易政策,关于该政策能否实现环境红利的研究大多局限于建立模型来进行模拟分析。例如,万敏(2012)通过建立CGE模型对碳交易政策进行模拟分析,研究结果表明,碳交易政策可以控制电力行业的碳排放总量,但是对能源需求的抑制作用不强,短期内减排效应并不明显。汤铃等(2014)基于Multi-Agent模型,构建了我国碳交易机制仿真模型,研究结果表明碳交易机制能够有效促进我国碳减排。刘宇等(2016)通过设置情景模拟了天津碳交易试点制度对全市的环境影响,结果表明天津市碳交易试点的减排效果较明显。张成等(2017)则模拟分析了在不同约束条件下,中国各省份实施碳排放权交易政策的潜在成效。从现有文献可以发现,大部分研究是通过建立模型来模拟我国实施碳排放权交易政策时的减排效应的。然而这类研究受前提假设的影响较大,并且参数的选择会影响模拟的结果,也由于现实世界的复杂性,采用模拟方法并不能完全反映出中国实施碳排放权交易政策的真实效应,而依靠实证分析能够估计出该政策的实际减排效应,从而对其有效性进行评估。

关于碳排放权交易机制的实证文章,国外的相关文献较为丰富,不仅涉及到碳排放权交易机制的减排效应,而且对其经济效应也进行了实证分析(Zhang and Wei,2010;Abrell et al.,2011;Borghesi et al.,2015)。而国内关于我国碳交易制度的实证研究相对较少。现有文献中,刘晔和张训常(2017)通过构建三重差分模型,对我国碳排放权交易政策与企业研发创新的关系进行了研究,但他们并没能关注该政策的减排效应。而沈洪涛等(2017)则基于2012-2015年上市公司面板数据,考察了碳排放权交易政策对纳入试点的上市公司碳减排效果的影响,研究得出碳交易政策主要是通过减少产量实现对企业的碳减排。但这篇文章采用企业缴纳的排污费来度量碳排放水平,由于我国政策中并没有对二氧化碳的排放征收排污费,因此采用该指标存在一定的误差。考虑到二氧化碳排放主要来源于化石能源的燃

烧过程和非化石能源如水泥的生产过程,因此本文从二氧化碳排放源的角度在省级层面上对二氧化碳排放量进行了较为准确的测算。

综上所述,由于中国碳交易试点政策出台时间较短,关于这方面的经验研究仍相对缺乏。然而,这对于中国2020年全面推行碳排放权交易市场的政策规划而言,研究上存在明显的滞后。考虑到碳交易政策的最终目标是有效地实现二氧化碳减排,因此有必要对碳交易试点政策的减排效应进行准确评估,从而为中国启动全国碳排放权交易市场提供经验支持。有鉴于此,本文基于2007-2015年中国省级面板数据,利用双重差分法,对碳排放权交易试点政策是否实现了环境红利进行实证检验。相比于研究中国碳交易环境红利的已有文献,本文的贡献主要在于:第一,利用经验数据,以及双重差分模型,实证检验了我国实施的碳排放权交易试点政策的环境效应,从而为该政策的实施效果提供了直接的经验证据,弥补了这一领域实证研究的空缺。第二,本文不仅检验了碳排放权交易政策的政策效应,还进一步分析了碳排放权交易政策实现碳减排的有效机制,即发现该政策能够通过降低能源消费总量和调整能源消费结构来实现碳减排。第三,本文的研究结论可以为我国有针对性地建立和完善碳排放权交易制度、推行全国统一碳排放权交易市场提供经验支持和政策建议。

## 二、制度背景和研究假说

中国的排污权交易制度可以追溯到20世纪80年代在水污染领域开始进行的排污交易实践,并从90年代开始涉足于大气污染治理领域。1991年,原国家环境保护局在中国的16个城市开展了大气污染许可证的试点工作,并从1994年起以其中的6个城市为试点地试行了大气排污权交易制度。2002年3月1日,国家环境保护总局下发了《关于开展“推动中国二氧化硫排放总量控制及排污交易政策实施的研究项目”示范工作的通知》,正式批准山东、河南和柳州等七省市,开展SO<sub>2</sub>排放总量控制及排污权交易制度的试点工作。该试点的实施为之后全面推行二氧化硫排污权交易奠定了扎实的经验基础,也为中国积累了更多的排污权交易案例。

为了减少二氧化碳排放,倡导低碳经济,党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确提出推行碳排放权交易制度。其实,国家发展和改革委员会于2011年10月就印发了《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,并决定以北京、天津、上海、重庆、湖北、广东和深圳这七个省市为试点实施碳交易政策。其中,在全国七个试点省市中,深圳碳排放权交易市场率先于2013年6月18日启动交易;截至2017年底,七个试点省市的碳交易市场配额现货累计成交量突破2亿吨CO<sub>2</sub>,累计成交金额过47亿元。<sup>①</sup>国家“十三五”规划提出2017年将启动全国碳排放权交易市场,到2020年力争建立制度完善、交易活跃、监管严格、公开透明的全国碳排放权交易市场。

碳交易本质上是一项政府主导、市场运行的制度安排。首先,中国政府为实现减排目标,依据社会需要设定严格的碳排放总量,然后把碳排放总量目标层层分解到各个下级主体,从而将碳排放权商品化,相关主体若要进行超过该配额的排放,就需要从政府或市场处购买,否则将受到相应的惩罚。这无疑会增加相关主体的额外成本,从而调动了各主体高效

<sup>①</sup>数据来源:中国碳排放交易网(<http://www.tanpaifang.com/>)。

利用碳排放配额的积极性。其次,通过设计符合中国市场环境条件的制度,碳排放权被允许在一定的规则下进行交易,相关主体可以在自身成本约束下选择买进或者卖出配额。当交易市场碳价高于边际减排成本时,相关主体可以通过减排拥有富余的排放配额,并在碳交易市场上卖出配额;当交易市场碳价低于边际减排成本时,相关主体可以在碳交易市场上买进碳排放配额。碳排放权交易可以形成市场的有效配置,使减排成本较低的企业多减排,减排成本较高的企业少减排,从而使整个社会的减排总成本达到最低,通过市场交易大大减少了整个社会的二氧化碳排放。基于以上分析,对于碳排放权交易政策的减排效果,本文提出以下假说:

假说1:中国的碳排放权交易试点政策有助于降低二氧化碳排放量。

然而,中国的碳排放权交易试点政策如果能够有效降低二氧化碳排放量,又是通过什么方式来实现这种减排效应的呢?我国碳排放主要来自于企业生产过程中的能源消耗,对于碳排放权交易政策的环境红利而言,在减排效应之外,我们也可考虑其在节能方面的效应以及在能源消费结构调整方面的影响。在碳排放权配额约束下,企业可能采取的减排措施主要有两种:一种是减少产量,这与沈洪涛等(2017)的研究结果一致。企业减少产量的措施将促使能源消耗量下降,从而使二氧化碳排放量得到降低。另一种是技术创新,技术创新既可能提高企业的能源利用效率,也可能提高企业对低碳清洁能源如天然气、水电、核电的使用率,降低对煤炭等高碳能源的使用率。研究认为,通过提高能源利用效率,有利于降低能源消费总量;而提高清洁能源使用率,则有利于优化能源消费结构。基于此,对于碳排放权交易政策的减排机制,我们提出以下假说:

假说2:中国的碳排放权交易试点政策通过降低能源消费总量降低了二氧化碳排放量。

假说3:中国的碳排放权交易试点政策通过调整能源消费结构降低了二氧化碳排放量。

### 三、研究设计

#### (一) 计量模型构建

本文将采用双重差分模型来评估碳排放权交易政策的减排效应,该模型能够控制研究对象的事前差异,将政策效应与其他的影响因素有效地分离开来,因此在政策评估的实证研究中是经常被采用的。具体地,本文将2011年10月批准实施的碳排放权交易试点政策看作一个准自然实验,以六个试点省份(即北京、上海、天津、重庆、湖北、广东)作为处理组,其他非试点省份作为对照组。虽然我国碳排放权交易试点政策的批准年份为2011年底,然而碳交易试点实际启动交易是在2013年下半年至2014年上半年,因此本文将2014年作为试点地区开始受到政策影响的年份,即2014年以前为非试点期,2014年及以后年份为试点期。计量模型设计如下:

$$ce_{it}(cce_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot ctrade_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中, $ce_{it}(cce_{it})$ 表示省份*i*在*t*时期的二氧化碳排放量<sup>①</sup>; $ctrade_{it}$ 表示省份*i*在*t*时期是否受到碳交易试点政策影响(即如果省份*i*在*t*年进行了碳交易试点改革,则当年及以后年份, $ctrade_{it}$ 的取值为1,否则为0); $\alpha_i$ 表示地区固定效应, $\gamma_t$ 表示年份固定效应; $X_{it}$ 表示随时间变动的,可能影响二氧化碳排放量的控制变量。

<sup>①</sup>其中  $ce$  和  $cce$  分别表示按第一种和第二种方法测算的二氧化碳排放量,详见下文说明。

## (二) 二氧化碳排放量的测度

由于目前国内并没有关于全国地区二氧化碳排放量的直接数据库,许多文献给出了各自不同的地区二氧化碳排放量测算方法,其中,大多数学者都是基于能源消费量及碳排放系数来估算的(陈诗一,2009;潘文卿,2015)。然而这部分研究的缺陷在于没有考虑水泥、石灰、电石、钢铁等非碳燃烧物质在生产过程中所产生的二氧化碳排放。考虑到不仅在化石能源燃烧过程中会释放 CO<sub>2</sub>,而且在水泥和石灰等非碳燃烧物质的生产过程中也同样会释放 CO<sub>2</sub>。因此,本文借鉴杜立民(2010)对各地区二氧化碳排放量的测度方法,不仅考虑化石能源消耗过程中排放的二氧化碳,而且将水泥生产过程中排放的二氧化碳也考虑在内。由于相对水泥来说,石灰、电石、钢铁的碳排放比重相对较小,且分省数据难以获得,故本文没有考虑在内。基于此,本文主要以煤炭、焦炭、汽油、煤油、柴油、燃料油和天然气这七种化石能源的燃烧量,以及水泥的生产量来测算各地区的二氧化碳排放量。之所以未包含原油主要是因为原油大多用来炼制其他油品,大部分被转化成焦炭和汽油、煤油等二次能源,只有当这些二次能源再次被使用时才会产生 CO<sub>2</sub> 排放。而本文不考虑电力能源产生的二氧化碳排放,主要是因为电力能源中只有火电会排放 CO<sub>2</sub>,而这部分排放量与煤炭发电所产生的 CO<sub>2</sub> 排放量重复计算。根据杜立民(2010)的测算方法,我们有:

各地区 CO<sub>2</sub> 排放量 = 各地区化石能源燃烧的 CO<sub>2</sub> 排放量 + 各地区水泥生产过程中的 CO<sub>2</sub> 排放量

本文采用如下计算公式来估算化石能源燃烧的 CO<sub>2</sub> 排放量:

$$EC = \sum_{i=1}^7 EC_i = \sum_{i=1}^7 E_i \times CF_i \times CC_i \times COF_i \times 3.67$$

上式中:EC 表示估算的各类化石能源燃烧排放的二氧化碳总量;i 表示能源类型(包括煤炭、焦炭、汽油、煤油、柴油、燃料油和天然气);E<sub>i</sub> 为地区第 i 种化石能源的消费总量;CF<sub>i</sub> 是发热值;CC<sub>i</sub> 是碳含量;COF<sub>i</sub> 是氧化因子;3.67 为按分子量将碳排放折算为二氧化碳排放的比例系数;CF<sub>i</sub>×CC<sub>i</sub>×COF<sub>i</sub> 被称为碳排放系数;CF<sub>i</sub>×CC<sub>i</sub>×COF<sub>i</sub>×3.67 为二氧化碳排放系数。

各类化石能源的 CO<sub>2</sub> 排放系数如表 1 所示:

表 1 化石能源的二氧化碳排放系数

排放源	单位	化石燃料燃烧						
		煤炭	焦炭	汽油	煤油	柴油	燃料油	天然气
碳含量	吨 C/TJ	27.28	29.41	18.90	19.60	20.17	21.09	15.32
热值数据	TJ/万吨或 TJ/亿立方米	178.24	284.35	448.00	447.50	433.30	401.90	3 983.1
碳氧化率	-	0.923	0.928	0.980	0.986	0.982	0.985	0.990
碳排放系数	万吨 C/万吨或万吨 C/亿立方米	0.449	0.776	0.830	0.865	0.858	0.835	5.905
CO <sub>2</sub> 排放系数	万吨 CO <sub>2</sub> /万吨或万吨 CO <sub>2</sub> /亿立方米	1.647	2.848	3.045	3.174	3.150	3.064	21.670

数据来源:联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC,2006),<http://www.ipcc.ch/>;国家气候变化对策协调小组办公室、国家发展和改革委员会能源研究所,2007:《中国温室气体清单研究》,中国环境科学出版社。

对于水泥生产过程的 CO<sub>2</sub> 排放量,本文采用如下公式进行计算:

$$CC = Q \times EF_{cement}$$

上式中:CC 表示水泥生产过程的 CO<sub>2</sub> 排放量,Q 表示水泥生产总量,该数据来源于国泰安数

据库(CSMAR)。 $EF_{cement}$ 是水泥生产的 $CO_2$ 排放系数,根据IPCC(2006)的结论和中国的实际情况,每生产1吨的水泥熟料,原料分解直接排放约0.5272吨二氧化碳,因此水泥的二氧化碳排放因子为0.5272万吨 $CO_2$ /万吨。

为了在一定程度上排除不同 $CO_2$ 测度方法对实证结果准确性的影响,本文也借鉴潘文卿(2015)测算区域碳排放的做法,选择煤炭、天然气、煤油、燃料油、汽油、原油、柴油和焦炭这8种主要能源消费品种,通过将能源消费量乘以相应的 $CO_2$ 排放系数得到各地区的 $CO_2$ 排放量。

上述测算二氧化碳排放量的两种方法均采用亿吨作为 $CO_2$ 排放量的衡量单位,以第一种方法(杜立民,2010)测算出的 $CO_2$ 排放量用符号 $ce$ 表示,以第二种方法(潘文卿,2015)测算出的 $CO_2$ 排放量用符号 $cce$ 表示。

### (三) 控制变量

参考已有文献,本文的控制变量包括以下一些指标:

经济发展水平( $pgdp$ ):采用人均实际GDP衡量,单位为万元。根据地区GDP指数将GDP换算为2007年不变价格的实际GDP。人口数采用各地区年初年末平均人口数。Grossmann和Krueger(1991)研究了北美自由贸易协定对环境的影响,发现二氧化硫排放量随着人均GDP呈现出“倒U”型的变化,即当人均GDP较低时, $SO_2$ 排放量随着人均GDP的增加而上升,但当人均GDP较高时, $SO_2$ 排放量则随着人均GDP的增加而下降。这就是著名的“环境库兹涅茨”曲线。因此本文也纳入人均实际GDP的二次项( $pgdp^2$ )作为控制变量,以检验“环境库兹涅茨”曲线假说。根据该假说,预期 $pgdp$ 的系数符号为正, $pgdp^2$ 的系数符号为负。

产业结构高级化程度( $industry$ ):采用第三产业增加值与工业增加值的相对比重来衡量。根据王群伟等(2010)的研究,产业结构高级化程度对于二氧化碳减排绩效具有显著的正面影响。因此预期 $industry$ 的系数符号为负。

人口规模( $lnpop$ ):采用各地区年初年末平均人口数衡量人口规模,单位为万人,并取对数值表示。李国志和李宗植(2010)认为人口对环境的影响是双向的。一方面,人口增长给资源带来了压力,增加了能源消费从而导致环境恶化;另一方面,人口增长促进了技术创新,这样就会对环境改善有正面影响。故若人口增长带来的环境压力超过技术创新带来的正面环境影响,则 $lnpop$ 的系数为正,反之 $lnpop$ 的系数为负。

技术水平( $rd$ ):以历年各地区R&D投入强度衡量技术水平,具体为历年R&D投入经费与GDP之比。技术进步对我国的二氧化碳减排具有促进作用(魏巍贤、杨芳,2010),因此预期 $rd$ 的系数为负。

节能环保支出水平( $lnenvirspend$ ):以2007年为基期的实际节能环保支出额的对数值来衡量。节能环保支出额越高的省份,在同样条件下可以更大程度地促进节能环保。因此预期 $lnenvirspend$ 的系数为负。

### (四) 数据来源与变量描述性统计

由于西藏地区的数据存在很大缺失,因此本文所使用的数据为2007-2015年中国30个省份的平衡面板数据。其中,各种化石能源消费量的数据取自历年《中国能源统计年鉴》,水泥生产量数据来源于CSMAR,各地区R&D投入强度数据来源于历年《全国科技经费投入统计公报》,其他相关变量的数据来源于历年《中国统计年鉴》。表2列出了相关变量的描述性

统计结果。从表 2 可以发现,试点省份(处理组)和非试点省份(对照组)在大多数指标上都存在显著差异。具体看,处理组的二氧化碳排放量显著低于对照组,而人均 GDP 水平、产业结构高级化程度、技术水平均显著高于对照组。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	处理组			对照组			差值	T 值
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差		
<i>ce</i>	54	2.203	1.329	216	3.087	1.989	0.884	3.096***
<i>cce</i>	54	2.564	1.456	216	3.616	2.460	1.052	3.013***
<i>pgdp</i>	54	5.424	2.373	216	2.878	1.325	-2.545	-10.537***
<i>pgdp</i> <sup>2</sup>	54	34.942	26.618	216	10.032	9.723	-24.910	-11.141***
<i>industry</i>	54	1.615	1.161	216	1.011	0.446	-0.603	-6.073***
<i>lnpop</i>	54	8.057	0.703	216	8.200	0.756	0.144	1.265
<i>rd</i>	54	2.741	1.523	216	1.109	0.541	-1.632	-12.879***
<i>lnenvirspend</i>	54	4.143	0.844	216	4.105	0.672	-0.038	-0.349

注:差值为对照组均值减处理组均值。\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

#### 四、实证结果分析

##### (一) 基准回归结果

为了检验理论假说 1,我们首先对模型(1)进行回归分析。为了规避地区异质性和时间效应的影响,我们采用了双向固定效应模型,估计结果列于表 3 当中。

表 3 基准回归结果

变量	二氧化碳排放量( <i>ce</i> )			二氧化碳排放量( <i>cce</i> )		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ctradepost</i>	-0.564*** (0.000)	-0.468** (0.011)	-0.470** (0.017)	-0.443*** (0.004)	-0.458** (0.037)	-0.478** (0.048)
<i>pgdp</i>		0.925** (0.038)	0.897** (0.022)		1.271*** (0.006)	1.326*** (0.010)
<i>pgdp</i> <sup>2</sup>		-0.0459** (0.017)	-0.040* (0.067)		-0.053** (0.015)	-0.057* (0.058)
<i>industry</i>			-0.029 (0.909)			0.029 (0.902)
<i>lnpop</i>			-0.467 (0.810)			-0.259 (0.919)
<i>rd</i>			0.384 (0.101)			0.525 (0.180)
<i>lnenvirspend</i>			-0.487** (0.028)			-0.309 (0.135)
常数项	2.247*** (0.000)	0.475 (0.586)	5.480 (0.726)	2.717*** (0.000)	0.208 (0.816)	2.588 (0.900)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值个数	270	270	270	270	270	270
Within-R <sup>2</sup>	0.650	0.683	0.708	0.604	0.684	0.701

注:括号内为 p 值,\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。下表同。

表 3 中,第(1)列为未加入其他控制变量的回归结果,可以发现 *ctradepost* 的系数在 1%的水平下显著为负,表明相对于对照组,进行碳交易试点会使得处理组省份的二氧化碳排放

量降低;碳排放权交易试点政策平均使地区二氧化碳排放量下降 0.564 亿吨,相比于平均值而言,下降幅度为 25.60%。在第(2)列中,我们加入了人均 GDP ( $pgdp$ ) 和人均 GDP 的二次项 ( $pgdp^2$ ),此时  $ctradepost$  系数的绝对值有所下降但是仍然在 5%的水平下显著为负。人均 GDP ( $pgdp$ ) 的系数显著为正,二次项 ( $pgdp^2$ ) 的系数显著为负,说明二氧化碳排放量和经济发展水平之间存在着“倒 U”型的关系,这与现有文献关于中国碳排放的环境库兹涅茨曲线的分析结论一致,“环境库兹涅茨”曲线假说得到了验证。然后,我们在第(3)列中加入了其他的控制变量,此时碳排放权交易试点政策变量的系数大小与显著性并没有发生较大变化,且仍然为负。为了在一定程度上排除二氧化碳排放量的测算方法对实证结果的影响,表 3 的第(4)-(6)列报告了对以另一种方法测度的二氧化碳排放量 ( $cce$ ) 进行回归的结果。可以发现,即使采用不同的二氧化碳排放量测度方法,碳排放权交易试点政策对于二氧化碳排放量的影响是一致的,碳排放权交易政策确实有效发挥了减少二氧化碳排放的作用,实现了环境红利,即假说 1 成立。

## (二) 平行趋势及动态效应检验

双重差分估计量的一致性需要平行趋势假设成立,即处理组和对照组在政策实施前具有相同的变动趋势,如果不满足平行趋势假设,则会导致估计的政策效应有偏。在本文中,平行趋势假设是指,在碳排放权交易试点之前,处理组和对照组省份的二氧化碳排放量有相同的变动趋势。即如果满足平行趋势假设,那么,碳排放权交易对  $CO_2$  排放量的影响只会发生在试点之后,而在试点之前,处理组和对照组省份的  $CO_2$  排放量变动趋势不应具有显著差异。

因此,本文通过建立以下回归模型来验证平行趋势假设是否成立:

$$ce_{it} = \beta_0 + \beta_1 reform_{it} + \sum_{t=2008}^{2013} \beta_t D_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中: $reform_{it}$ 是一个虚拟变量。当  $t$  为 2014-2015 年且  $i$  属于试点省份时变量取值为 1,其他情况变量取值为 0。 $D_{it}$ 也是一个虚拟变量,表示试点省份所属年份的虚拟变量,即当年份为第  $t$  年并且属于试点省份时, $D_{it}=1$ ,否则  $D_{it}=0$ 。因此,假设碳排放权交易政策在 2008-2013 年实行,则  $\beta_{2008}$  到  $\beta_{2013}$  为相应的政策效果。如果  $\beta_{2008}$  到  $\beta_{2013}$  不显著则说明平行趋势假说成立。此外,为了检验碳排放权交易试点随着时间的推移而产生的动态效应,本文在模型(1)的基础上设立回归模型(3):

$$ce_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2008}^{2015} \beta_t reform_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中: $reform_{it}$ 表示碳排放权交易试点地区在年份  $t$  时的虚拟变量,当年份为  $t$  且省份  $i$  为试点地区时, $reform_{it}=1$ ,否则  $reform_{it}=0$ 。系数  $\beta_{2014}$ 、 $\beta_{2015}$  反映了碳排放权交易试点政策两年的动态效应。

模型(2)和模型(3)的回归结果如表 4 所示,第(1)列为模型(2)的回归结果,第(2)列为模型(3)的回归结果。从第(1)列的回归结果可以看出,虽然在 2013 年显示出负的效应,这主要是因为深圳在 2013 年就已启动了碳交易试点政策;不过该结果显示 2008-2012 年的碳排放权交易试点虚拟变量的回归系数均不显著,这说明平行趋势假说是成立的,运用双重差分方法进行估计是合理可行的。而从表 4 第(2)列的回归结果可以看出,2013-2015 年的碳排放权交易试点虚拟变量的回归系数均显著,且系数均为负,这说明碳排放权交易试点政策对二氧化碳排放量存在着持续的负向影响。由于 2013 年有部分省份实施了碳交易试点,因此出

现了政策效应;2014年的政策效应依然存在,平均使处理组省份二氧化碳排放量下降了0.542亿吨;并且在2015年政策效应变得更大更显著,平均使处理组省份二氧化碳排放量下降了1.075亿吨。因此,可以得出碳排放权交易试点政策的减排效果存在一个累积的动态效应。

表 4 平行趋势检验和动态效应

变量	二氧化碳排放量( <i>ce</i> )			
	(1)		(2)	
	估计系数	<i>p</i> 值	估计系数	<i>p</i> 值
<i>reform</i> <sub><i>i</i>,2008</sub>	-0.083	(0.316)	-0.078	(0.334)
<i>reform</i> <sub><i>i</i>,2009</sub>	-0.156	(0.260)	-0.150	(0.274)
<i>reform</i> <sub><i>i</i>,2010</sub>	-0.136	(0.543)	-0.129	(0.558)
<i>reform</i> <sub><i>i</i>,2011</sub>	-0.260	(0.367)	-0.254	(0.374)
<i>reform</i> <sub><i>i</i>,2012</sub>	-0.428	(0.158)	-0.426	(0.160)
<i>reform</i> <sub><i>i</i>,2013</sub>	-0.560*	(0.066)	-0.563*	(0.066)
<i>reform</i> <sub><i>i</i></sub>	-0.796**	(0.021)		
<i>reform</i> <sub><i>i</i>,2014</sub>			-0.542*	(0.073)
<i>reform</i> <sub><i>i</i>,2015</sub>			-1.075***	(0.008)
常数项	-5.263	(0.768)	-3.465	(0.845)
控制变量	Y		Y	
年份固定效应	Y		Y	
地区固定效应	Y		Y	
Within- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.717		0.725	
观测值	270		270	

### (三) 稳健性检验

上述结果表明,中国的碳排放权交易试点有效降低了地区二氧化碳排放量。为了说明结果的稳健性,本文进行了以下一系列稳健性检验。首先,添加更多的控制变量。考虑到本文对照组和处理组之间存在较大差异,从而可能产生试点对象选择的内生性问题,为了说明本文试点省份的选择不影响估计结果,本文在回归中加入更多的控制变量,其中包括财政分权度(*FD*)、产业结构(*S*)、外资水平(*lnFDI*)和环境规制强度(*Regul*)<sup>①</sup>。估计结果为表5的第(1)列。其次,进行反事实检验。通过随机选取6个省份作为处理组,构建一个“假”的碳排放权交易试点虚拟变量,并进行相同的回归,如果分析结果表明“假”的碳排放权交易试点变量也能显著影响CO<sub>2</sub>排放量,那么我们所构建的计量模型和所得到的回归结果就值得怀疑,反之本文结论具有一定的可信程度。这里我们进行了三次随机抽样,得到的估计结果分别为表5的第(2)列、第(3)列和第(4)列。从这三列的回归结果可以看出,“假”碳排放权交易试点变量 *ctradepost* 的系数均不显著。最后,排除“十二五”规划的影响。由于“十二五”期间我国对节能减排工作在国家发展和战略层面上的认识和要求进一步加深,因此本文结果可能会由于试点省份本身对“十二五”其他低碳能源相关政策的执行效果更好,从而使结果统计显著。为此,本文只保留“十二五”期间(2011–2015)五年的数据进行回归,结果列于第(5)列,发现政策效应依然存在,并且更加显著。综上所述,本文认为碳排放权交易试点政策实现了环境红利这一结论是较为稳健的。

①财政分权度(*FD*)=各省人均财政支出/(各省人均财政支出+中央人均财政支出);产业结构(*S*)采用第二产业产值占GDP的比重进行衡量;外资水平(*lnFDI*)采用外商直接投资额(*FDI*)的对数值表示;环境规制强度(*Regul*)采用污染治理投资额占GDP的比重表示。

表 5 稳健性检验

变量	二氧化碳排放量(ce)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>ctradepost</i>	-0.379** (0.029)	0.174 (0.557)	0.221 (0.267)	-0.169 (0.545)	-0.387*** (0.006)
<i>pgdp</i>	1.145*** (0.001)	0.974** (0.040)	0.974** (0.031)	1.035** (0.032)	-0.050 (0.959)
<i>pgdp</i> <sup>2</sup>	-0.058*** (0.002)	-0.047* (0.088)	-0.051** (0.045)	-0.054* (0.054)	0.001 (0.977)
<i>industry</i>	-0.395** (0.033)	-0.062 (0.810)	-0.048 (0.845)	0.016 (0.955)	0.028 (0.932)
<i>lnpop</i>	0.045 (0.981)	-0.695 (0.745)	-0.260 (0.897)	-0.426 (0.844)	2.729 (0.508)
<i>rd</i>	0.408* (0.056)	0.326 (0.173)	0.301 (0.157)	0.325 (0.149)	-0.073 (0.849)
<i>lnenvirspend</i>	-0.465** (0.010)	-0.499** (0.031)	-0.465** (0.042)	-0.493** (0.032)	-0.493 (0.168)
<i>FD</i>	0.648 (0.751)				
<i>S</i>	-2.239* (0.068)				
<i>lnFDI</i>	0.054 (0.451)				
<i>Regul</i>	0.227*** (0.001)				
常数项	-1.059 (0.944)	7.349 (0.670)	3.747 (0.817)	4.973 (0.777)	-16.96 (0.633)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
Within-R <sup>2</sup>	0.757	0.696	0.697	0.695	0.410
观测值	270	270	270	270	150

注:括号内为  $p$  值,\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。第(2)列随机抽样的处理组省份为:河北、山西、福建、江西、海南、四川;第(3)列随机抽样的处理组省份为:内蒙古、江苏、浙江、山东、甘肃、宁夏;第(4)列随机抽样的处理组省份为:吉林、黑龙江、湖南、海南、云南、新疆。

### 五、机制分析

由以上分析可知,碳排放权交易试点政策降低了地区二氧化碳排放量,实现了环境红利。那么碳排放权交易试点政策是如何对地区二氧化碳排放量产生影响的呢?为此,本文借鉴 Baron 和 Kenny(1986)的中介效应模型,通过以下四个步骤对碳交易的中介效应进行分析:第一,考察碳交易政策对 CO<sub>2</sub> 排放量的影响,如果回归结果显著,则表明碳交易政策降低了 CO<sub>2</sub> 排放量;第二,用碳交易政策虚拟变量对中介变量进行回归,如果回归系数显著,说明碳排放权交易政策显著影响中介变量;第三,用中介变量对二氧化碳排放量进行回归,如果回归系数显著,说明中介变量对二氧化碳排放量具有显著影响;第四,在上述三个步骤的结果成立的基础上,把碳交易政策虚拟变量和中介变量同时放入模型中对 CO<sub>2</sub> 排放量进行回归,如果回归结果表明碳交易政策虚拟变量的估计系数变小或者显著性水平有所下降,那么就说明碳交易政策通过影响中介变量来影响二氧化碳排放量。

由于本文主要考察碳排放权交易试点政策是通过降低能源消费总量(假说2)还是通过

调整能源消费结构(假说3)来达到减排效果的,因此本文的中介变量包括能源消费总量(*econsump*)和能源消费结构(*struc*)这两个指标。能源消费总量采用各地区实际消耗的能源消费量<sup>①</sup>表示,数据来源于历年《中国能源统计年鉴》中分地区能源平衡表。考虑到煤炭消费作为中国碳排放的主要来源,故本文采用煤炭消费量占能源消费总量的比重来衡量我国各地区的能源消费结构<sup>②</sup>。通过中介效应模型验证假说2和假说3的实证结果分别列于表6和表7当中。两表的第(1)到第(4)列分别为步骤一到步骤四的回归结果。

首先,本文通过表6来分析碳排放权交易试点政策是否能通过减少能源消费总量从而实现减排效应。表6的第(1)列显示了前文的基准结果,反映碳排放权交易试点政策对二氧化碳排放量有显著的负向影响。在第(2)列中,*ctradepost*的回归系数显著为负,说明碳排放权交易试点政策对能源消费总量有显著的负向影响,即碳排放权交易试点政策能够有效降低能源消费总量。在第(3)列中,*econsump*的回归系数显著为正,表明能源消费总量和二氧化碳排放量存在着正相关关系。在第(4)列同时包含了*ctradepost*和*econsump*的回归结果中,相比于第(1)列未纳入*econsump*的回归结果,*ctradepost*系数的绝对值变小。说明存在减少能源消费总量这一中介效应,即碳排放权交易试点政策能够通过降低能源消费总量从而减少二氧化碳排放量,理论假说2得到验证。

表6 中介效应检验——能源消费总量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ce</i>	<i>econsump</i>	<i>ce</i>	<i>ce</i>
<i>ctradepost</i>	-0.470** (0.017)	-0.098** (0.026)		-0.319** (0.015)
<i>econsump</i>			2.378*** (0.000)	2.306*** (0.000)
<i>pgdp</i>	0.897** (0.022)	0.0790 (0.105)	0.225 (0.468)	0.178 (0.512)
<i>pgdp</i> <sup>2</sup>	-0.040* (0.067)		-0.007 (0.586)	-0.001 (0.889)
<i>industry</i>	-0.029 (0.909)	-0.078 (0.141)	0.083 (0.592)	0.082 (0.603)
<i>lnpop</i>	-0.467 (0.810)	-0.716 (0.257)	-0.710 (0.415)	-0.641 (0.394)
<i>rd</i>	0.384 (0.101)	0.177* (0.061)	-0.195 (0.337)	-0.148 (0.427)
<i>lnenvirspend</i>	-0.487** (0.028)	-0.029 (0.611)	-0.388** (0.020)	-0.388** (0.018)
常数项	5.480 (0.726)	6.674 (0.178)	6.467 (0.356)	5.990 (0.315)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y
Within-R <sup>2</sup>	0.708	0.794	0.806	0.813
观测值	270	270	270	270

①各地区的能源消费量=终端能源消费量+发电能源消费量+供热能源消费量。

②本文通过将平衡表中能源消费的实物量利用折标准煤系数折算为标准量,再进行能源消费结构的计算。

其次,通过表7来分析能源消费结构这一作用途径。表7的第(2)列中, *ctradepost* 的回归系数在10%的水平下显著为负,说明碳排放权交易试点政策对能源消费结构有显著负向影响,根据本文之前对能源消费结构指标的定义,即意味着碳排放权交易试点政策能够有效促使煤炭消费比重降低,从而能有效调整和优化能源消费结构,促使其向低碳方向发展。在第(3)列中, *struc* 的回归系数显著为正,说明能源消费结构和二氧化碳排放量之间存在着正相关关系。在第(4)列同时包含了 *ctradepost* 和 *struc* 的回归结果中,相比于第(1)列未纳入 *struc* 的回归结果, *ctradepost* 系数的绝对值变小。说明存在中介效应,即碳排放权交易试点政策通过调整能源消费结构从而减少二氧化碳排放量,理论假说3得到了验证。

表7 中介效应检验——能源消费结构

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ce</i>	<i>struc</i>	<i>ce</i>	<i>ce</i>
<i>ctradepost</i>	-0.417** (0.022)	-0.035* (0.066)		-0.314** (0.028)
<i>struc</i>			3.582*** (0.002)	3.333*** (0.002)
<i>pgdp</i>	0.825** (0.025)	0.003 (0.895)	0.785** (0.032)	0.722** (0.018)
<i>pgdp</i> <sup>2</sup>	-0.032 (0.116)		-0.033 (0.119)	-0.026 (0.140)
<i>industry</i>	-0.060 (0.817)	0.031* (0.084)	-0.181 (0.501)	-0.173 (0.526)
<i>lnpop</i>	-0.234 (0.907)	0.023 (0.889)	-0.991 (0.588)	-0.629 (0.700)
<i>lnenwirspend</i>	-0.427* (0.073)	-0.046* (0.095)	-0.268* (0.097)	-0.270 (0.105)
常数项	3.977 (0.805)	0.462 (0.722)	7.918 (0.596)	5.198 (0.696)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y
Within-R <sup>2</sup>	0.702	0.299	0.729	0.737
观测值	270	270	270	270

## 六、结论与政策建议

理论上,引入市场手段的碳排放权交易机制是实现二氧化碳减排的有效方法,但现有文献关于中国碳排放权交易机制减排效应的实证研究相对缺乏。然而,中国的碳排放权交易试点政策是否实现了环境红利?对于这一问题的回答具有较为重要的实践意义。为此,本文利用中国2011年10月以来在六个省份批准碳排放权交易试点这次政策冲击,运用双重差分方法实证分析了中国碳交易试点政策对地区二氧化碳排放量的影响。研究表明,碳排放权交易试点政策对于降低地区二氧化碳排放量具有显著作用,中国碳排放权交易试点政策实现了环境红利。此外,本文利用中介效应分析方法对碳排放权交易试点政策的减排途径进行检验,根据实证结果我们可以看出:碳排放权交易试点通过降低地区能源消费总量,调整能源消费结构实现了二氧化碳的减排。因此本文认为在当前中国,碳排放权交易机制的引入影响了企业的污染物排放决策,倒逼企业通过减少能源消费总量,调整能源消费结

构来减少污染物的排放。

本文的研究可以为我国碳排放权交易政策提供一些经验证据,并且也能引申出几点政策建议。在过去几十年的环境政策中,针对二氧化碳减排的政策少之又少,主要是以行政命令式的手段实现减排,然而采用这类手段实现减排不仅减排效果不大,而且容易成为地方政府吸引资本流入的工具。碳排放权交易制度作为一种市场型的减排政策,本文发现该制度能够有效降低二氧化碳排放,实现了环境红利,因此将会是中国降低二氧化碳排放,实现低碳发展的重要措施。所以,我们认为我国必须加快完善碳排放权交易市场制度,建立全国碳排放权交易平台,发展多种形式的碳排放权交易,降低碳排放权交易成本,提升碳排放权交易效率,提高市场活跃性。此外,碳排放权交易政策对于调整能源消费结构也具有重要的影响,这对于改变我国过去粗放型的发展方式具有重要意义。即便如此,各地区也必须着力提高技术创新水平,改善能源利用效率和清洁能源使用率,使能源消费结构向低碳化发展;同时,适度增加对环境污染治理的节能环保支出,尽可能减少碳排放量。综上分析,为了实现在2030年碳排放强度比2005年下降60%~65%的减排目标,以及加快转变经济发展方式,我国需要加大力度推进市场型环境政策的出台与实施,即加快排放权交易与环境税在我国的推广。

#### 参考文献:

- 1.陈诗一,2009:《能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展》,《经济研究》第4期。
- 2.杜立民,2010:《我国二氧化碳排放的影响因素:基于省级面板数据的研究》,《南方经济》第11期。
- 3.李国志、李宗植,2010:《人口、经济和技术对二氧化碳排放的影响分析——基于动态面板模型》,《人口研究》第3期。
- 4.李永友、文云飞,2016:《中国排污权交易政策有效性研究——基于自然实验的实证分析》,《经济学家》第5期。
- 5.刘晔、张训常,2017:《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》,《经济科学》第3期。
- 6.刘宇、温丹辉、王毅,2016:《天津碳交易试点的经济环境影响评估研究——基于中国多区域一般均衡模型TermCO<sub>2</sub>》,《气候变化研究进展》第6期。
- 7.潘文卿,2015:《碳税对中国产业与地区竞争力的影响:基于CO<sub>2</sub>排放责任的视角》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 8.沈洪涛、黄楠、刘浪,2017:《碳排放权交易的微观效果及机制研究》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》第1期。
- 9.汤铃、武佳倩、戴伟,2014:《碳交易机制对中国经济与环境的影响》,《系统工程学报》第5期。
- 10.涂正革、谌仁俊,2015:《排污权交易机制在中国能否实现波特效应?》,《经济研究》第7期。
- 11.万敏,2012:《碳税与碳交易政策对电力行业影响的实证分析》,江西财经大学硕士学位论文。
- 12.王群伟、周鹏、周德群,2010:《我国二氧化碳排放绩效的动态变化、区域差异及影响因素》,《中国工业经济》第1期。
- 13.魏巍贤、杨芳,2010:《技术进步对中国二氧化碳排放的影响》,《统计研究》第7期。
- 14.闫文娟、郭树龙,2012:《中国二氧化硫排污权交易会减弱污染排放强度吗?——基于双倍差分法的经验研究》,《上海经济研究》第6期。
- 15.张成、史丹、李鹏飞,2017:《中国实施省际碳排放权交易的潜在成效》,《财贸经济》第2期。
- 16.Abrell, J., A. N. Faye, and G. Zachmann. 2011. "Assessing the Impact of the EU ETS Using Firm Level Data." Bruegel Working Paper No.579.
17. Baron, R. M., and D. A. Kenny. 1986. "The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological

- Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Consideration.” *Journal of Personality & Social Psychology* 51(6):1173–1182.
18. Borghesi, S., G. Cainelli, and M. Mazzanti. 2015. “Linking Emission Trading to Environmental Innovation: Evidence from the Italian Manufacturing Industry.” *Research Policy* 44(3):669–683.
19. Cames, M., and A. Weidlich. 2006. “Emissions Trading and Innovation in the German Electricity Industry: Impact of Possible Design Options for an Emissions Trading Scheme on Innovation Strategies in the German Electricity Industry.” *Emissions Trading and Business*: 39–51.
20. Capoor, K., and P. Ambrosi. 2011. “State and Trends of the Carbon Market 2008.” *World Bank Other Operational Studies* 1(1):3–16.
21. Coase, R.H. 1960. “The Problem of Social Cost.” *Journal of Law & Economics* 3(4):1–14.
22. Crocker, T.D. 1966. “The Structuring of Atmospheric Pollution Control Systems.” *Economics of Air Pollution* 29(2):288.
23. Dales, J.H. 1968. *Pollution, Property & Prices: An Essay in Policy-Making and Economics*. Toronto: University of Toronto Press.
24. Grossman, G.M., and A.B. Krueger. 1991. “Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement.” *Social Science Electronic Publishing* 8(2):223–250.
25. Stavins, R.N. 1998. “What Can We Learn from the Grand Policy Experiment? Lessons from SO<sub>2</sub> Allowance Trading.” *Journal of Economic Perspectives* 12(3):69–88.
26. Wang, J.N., J.T. Yang, C.Z. Ge, D. Cao, and S. Jeremy. 2004. “Controlling Sulfur dioxide in China: Will Emission Trading Work?” *Environment: Science and Policy for Sustainable Development* 46(5):28–39.
27. Zhang, Y.J., and Y.M. Wei. 2010. “An Overview of Current Research on EU ETS: Evidence from Its Operating Mechanism and Economic Effect.” *Applied Energy* 87(6):1804–1814.

## Does China’s Carbon Emissions Trading Policy Fulfill the Environmental Dividend?

Huang Xianglan, Zhang Xunchang and Liu Ye  
(School of Economics, Xiamen University)

**Abstract:** In theory, the carbon emissions trading mechanism is an effective way to achieve carbon dioxide emissions reduction, but in the existing literatures, there are few empirical researches about the carbon dioxide emissions reduction effect of China’s carbon emissions trading pilot. Based on the quasi-natural experiment conducted in China from October 2011, this paper analyzes the environmental dividend of China’s carbon emissions trading policy by using the difference-in-difference model. We find that the carbon trading in China has a significant policy effect on the carbon dioxide emissions reduction in six regions after eliminating the regional and time fixed effects and controlling various factors that may affect the outcome variables, which means that the carbon trading policy has fulfilled the environmental dividend. In addition, this paper uses the mediating effect analysis method, and it turns out that China’s carbon emission trading policy takes into effect by two effective ways including reducing energy consumption and adjusting the energy consumption structure.

**Keywords:** Carbon Emissions Trading, DID Model, Environmental Dividend, Energy Consumption Structure

**JEL Classification:** Q56, Q58

(责任编辑:赵锐、彭爽)