

市场型环境规制交互下减污降碳协同增效的效应分析

孙晶琪, 周奕全*, 王愿, 张卓拉, 周振茜
(华北电力大学经济与管理学院, 北京 102206)

【摘要】 利用中国减污降碳的主要市场型环境规制政策试点——排污权交易政策和碳排放权交易政策作为准自然实验, 本研究基于2003—2018年中国268个地级市的面板数据, 运用三重差分模型、空间杜宾模型及嵌套模型, 探究减污降碳的政策协同与区域协同效应。研究发现: 实施“双权”交易可以对碳排放和PM_{2.5}减排产生政策协同效应, 并促进区域间的协同效应; 实施单一的环境规制会对非排放清单的排放物减排产生负面效果, 且没有形成区域协同效应; 实施“双权”交易可以提高地区绿色全要素生产率, 并促进区域间的协同效应。本研究的发现可以为中国推进减污降碳协同效应提供政策启示。

【关键词】 减污降碳; 协同效应; 三重差分模型; 空间杜宾模型

【中图分类号】 X51; X196

【文献标识码】 A

【文章编号】 1674-6252(2023)02-0048-10

【DOI】 10.16868/j.cnki.1674-6252.2023.02.048

引言

2022年6月, 生态环境部、国家发展和改革委员会等部门印发《减污降碳协同增效实施方案》, 提及“基于环境污染物和碳排放高度同根同源的特征, 充分利用现有生态环境制度体系协同促进低碳发展, 推动减污降碳协同效应, 推进大气污染防治协同控制、开展区域和城市减污降碳协同创新、加强减污降碳协同管理。”

2007年, 国家先后批复了11个省(自治区、直辖市)开展排污权有偿使用和交易试点, 排污权交易将SO₂、CO、氨氮等指标配额列入排放清单。2011年10月, 国家批准7省市开展碳交易试点工作, 碳排放权交易将碳排放配额作为交易产品。基于产权理论的排污权交易与碳排放权交易(以下简称为“双权”交易)已然成为我国减污降碳的关键市场型减排政策工具, 探究它们的政策协同、区域协同效应对于减污降碳工作的完成具有重要的意义。

近年来, 排污权交易制度与碳排放权交易制度的实际效应广受关注。目前国内研究主要将排污权交易试点、碳排放权交易试点政策作为准自然实验, 集中于单一的环境规制的政策效果, 利用双重差分模型及

其拓展倾向得分匹配等方式, 评估试点政策对污染物减排的影响^[1,2], 试点政策对经济、创新效率的影响^[3,4]以及对其余大气污染物的协同减排效应^[5,6]。因为“双权”交易实施时点接近、试点省市重叠, 目前的研究在评估单一政策的效应时采用排除另一政策的涉及样本或者引入另一政策涉及的交易产品作为控制变量的方式^[7,8], 但是忽略了“双权”交易符合减污降碳战略的宏观协同, 在实施过程中可以产生一致性产出的政策协同效果。

国内评估排污权交易与碳排放权交易的区域协同效应的研究中, 多以省级、地级市数据为支撑探究污染物减排的效果^[9], 并结合空间计量模型对政策试点地区的空间溢出效应进行评估^[10,11]。但集中于试点地区的研究容易导致政策效应评估偏误, 目前将试点地区和非试点地区纳入研究, 利用空间计量模型嵌套差分模型评估空间溢出效应的研究较少。

本研究建立了三重差分模型, 评估实施“双权”交易相比于只实施单一交易的政策协同效应; 建立空间杜宾—双重差分嵌套模型分别评估“双权”交易的区域协同效应; 建立空间杜宾—三重差分嵌套模型评估实施“双权”交易下政策协同对区域协同的增效。本研究以“双权”交易的主要排放清单SO₂排放量、

作者简介: 孙晶琪(1974—), 女, 副教授, 博士, 研究方向为复杂系统理论、能源经济、电力市场, E-mail: sjq@ncepu.edu.cn。

***责任作者:** 周奕全(1997—), 男, 硕士研究生, 研究方向为能源经济、电力市场, E-mail: 478747109@qq.com。

碳排放以及作为衡量“双权”交易对大气污染协同减排效应的 $PM_{2.5}$ 浓度作为被解释变量。

本研究主要在以下方面做出贡献：其一，从梳理的文献来看，本研究补充了对于“双权”交易减污降碳的政策协同与区域协同方面的研究，并评估了实施“双权”交易的政策协同与区域协同相对于实施单一交易的效应，可以给国家推进减污降碳提供建议。其二，本研究在探究“双权”交易的减排影响基础上，考虑了大气污染同根同源的特点，选取 $PM_{2.5}$ 作为被解释变量，考虑了“双权”交易对于大气污染物的协同减排效应；本研究从城市层面检验“双权”交易效应时，引入了地区的经济变量和天气数据变量，控制了试点期间地区特征的干扰。其三，本研究构建了地级市绿色全要素生产率，探究“双权”交易对地区生产效率的影响。

1 理论机制与模型设计

1.1 理论基础和研究假设

“双权”交易是将企业的排放权作为产品进行交易的市场型环境规制，给予了企业减排的自主权，通过对企业给予正向环境行为的经济补偿、负向环境行为的经济惩罚，引导企业进行自主减排。在“双权”交易对于试点地区排放物减排的政策评估中，已有的文献已经做了充分的实证研究，证明“双权”交易对于各自试点地区内排放清单的排放物减排具有显著作用。由于“双权”交易具备相同的理论基础、相似的监管机制、一致的交易框架、交叉的交易系统^[12]，二者的协同将会极大地提高环境管理效能、降低实施成本、减少污染物排放^[13]。并且，环境规制和碳排放、污染物排放之间存在较强的空间关联特征^[14,15]，地区环境规制强度和区域污染协同治理表现出空间溢出效应^[16,17]。“双权”交易有减排协同性和管理相似性的特点，可能影响区域污染的协同治理。

假设 1：“双权”交易可以产生政策协同效应，促进地区减排，同时可以产生区域协同效应，对邻近地区产生空间溢出效应。

$PM_{2.5}$ 没有列入“双权”交易的排放清单，但由于大气污染物具有同根同源的特点，从 $PM_{2.5}$ 的化学成分出发考虑，已有文献对于 $PM_{2.5}$ 的化学组分进行了充分的研究，证明了大气中 $PM_{2.5}$ 二次化学组分（ SO_2 、氮氧化物、CO 等污染物）可以占到 $PM_{2.5}$ 的 30% ~ 70%^[18,19]，且从浓度监控和成分分析来看，二次水溶性离子与前体物 SO_2 等污染物浓度变化趋势一

致且具备同源性^[20,21]，这证明“双权”交易降低污染物排放可以影响 $PM_{2.5}$ 的二次转化进而产生协同减排效应。 $PM_{2.5}$ 为“双权”交易对于大气污染的协同效应的研究提供了很好的被解释变量。

假设 2：“双权”交易可以降低 $PM_{2.5}$ 的二次转化对 $PM_{2.5}$ 产生协同减排效应。

在“双权”交易实施过程中，市场型环境规制可能会产生成本效应和创新补偿效应，一方面减污降碳会增加高污染企业运营成本，同时占用企业资金，影响企业生产经营，降低高污染企业的生产效率；另一方面，波特假说指出了环境规制与企业的经济增长本身并不冲突，合理且高效的环境规制手段可以促进企业创新、带来更加先进的生产技术以及更有效率的生产配置。综合来看，环境规制可能会影响地区内企业的污染物排放和生产效率，与地区绿色全要素生产率之间可能存在“U”形曲线关系^[22]。

假设 3：“双权”交易可以提高地区的绿色全要素生产率。

1.2 模型设计

双重差分模型是政策效应评估的常用方法，通过构造交互项来识别事件冲击对实验组的平均处理效应。双重差分模型仅用于单一政策的效应评估，由于排污权交易和碳排放权交易试点时间相近、试点省市有重叠，目前研究中常为检验单一政策评估的稳健性而排除另一政策的影响，因此双重差分模型并不适用于本研究。而三重差分模型可以消除实验组和对照组的地区差异，不仅可应用于平行趋势检验，也可应用于政策的交互评估，来检验实施“双权”交易相比于实施单一交易的政策异质性，更适用于本研究政策协同效应的评估。

空间杜宾模型可以评估核心解释变量对被解释变量的溢出效应，适用于本研究区域协同效应的评估。同时，结合空间杜宾模型和三重差分模型可以规避由单一协同效应可能导致的结果偏误，并且可以结合政策协同与区域协同，研究协同增效效果。本文构建模型如下。

1.2.1 三重差分模型（DDD）

本研究为探究“双权”交易的政策协同效应，借鉴了钱雪松等的研究^[23]，建立 DDD 模型时设立了双政策交互项，分别设立了排污权交易和碳排放权交易两对实验组和对照组，检验实施碳排放权交易的地区在是否实施排污权交易下的政策异质性差异，模型设

定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{time}_2 \times \text{treat}_1 \times \text{treat}_2 + \beta_2 \text{time}_1 \times \text{treat}_1 + \beta_3 \text{time}_2 \times \text{treat}_2 + \beta_4 \text{treat}_1 \times \text{treat}_2 + \lambda X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 为被解释变量, 即城市 i 在时期 t 的 SO_2 排放量、碳排放量与年均 $\text{PM}_{2.5}$ 浓度; treat_2 为碳排放权交易的地区分组虚拟变量, treat_1 为在实施碳排放权交易前是否已经实施排污权交易的地区分组虚拟变量; time_1 和 time_2 分别表示开展排污权交易和碳排放权交易地区实施环境规制政策的时间分组虚拟变量; X_{it} 为其他可能影响被解释变量变化的一系列控制变量, 包括天气数据和经济数据。 φ_i 和 μ_t 分别表示个体和时间固定效应, 分别控制了不随时间变化和地区变化的特征; ε_{it} 是随机误差项。为保证结果的稳健性, 在本文的面板数据回归及检验中均采用了城市层面的一维聚类稳健标准误。

1.2.2 空间杜宾模型 (SDM)

SDM 在空间计量模型中考虑到自变量和因变量对于其他地区的滞后效应。在分析问题时具备了空间滞后模型 (SAR) 和空间误差模型 (SEM) 的优点。本研究为探究“双权”交易试点区域协同效应, 借鉴了 Yang Zhaofu 等的研究^[24], 模型设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \rho W \times Y_{it} + \beta_1 \text{time} \times \text{treat} + \beta_2 W \times \text{time} \times \text{treat} + \lambda_1 X_{it} + \lambda_2 W \times X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, treat 和 time 即实施单一交易的地区和时间分组虚拟变量; W 是根据城市地理位置构建出的标准化的空间反距离矩阵; ρ 为因变量空间自回归系数; β_2 为政策溢出效应; λ_2 为控制变量的溢出效应。

1.2.3 空间杜宾—三重差分模型 (SDM-DDD)

空间杜宾—三重差分模型是将三重差分的政策交互项嵌套入空间杜宾模型的自变量中, 以此评估同时实施“双权”交易的政策协同下的区域协同效应, 模型设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \rho W \times Y_{it} + \beta_1 \text{time}_2 \times \text{treat}_1 \times \text{treat}_2 + \beta_2 W \times \text{time}_2 \times \text{treat}_1 \times \text{treat}_2 + \beta_3 \times \text{DID}_j + \beta_4 W \times \text{DID}_j + \lambda_1 X_{it} + \lambda_2 W \times X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, DID_j 代表着三重差分模型中地区分组变量与时间分组变量的交互项, 分别为 $\text{time}_1 \times \text{treat}_1$ 、 $\text{time}_2 \times \text{treat}_2$ 、 $\text{treat}_1 \times \text{treat}_2$ 。

2 数据来源与变量说明

2.1 核心解释变量

本研究的核心解释变量为试点地区分组虚拟变量与试点时间分组变量的交叉项。试点地区分组虚拟变量即为“双权”交易试点地区取值为 1, 反之为 0。试点时间分组变量即试点地区实施“双权”交易后取值为 1, 反之为 0。实验组即实施“双权”交易试点的试点省份中的地级市和试点的直辖市, 对照组即未实施交易试点的其余地级市和直辖市。

其中财政部、原环保部、国家发展改革委分别于 2007 年批复江苏, 2009 年批复浙江, 2010 年批复湖北省、湖南省、内蒙古自治区、山西省, 2011 年批复河北省、陕西省, 2012 年批复河南省开展排污权交易试点。2014 年,《国务院办公厅关于进一步推进排污权有偿使用和交易试点工作的指导意见》印发, 同年贵州省、广东省等省份自行开展了排污权交易试点。国家发展改革委于 2011 年批复同意北京、上海、天津、重庆、湖北、广东、深圳等 7 省市开展碳排放权交易试点, 2013 年北京市、天津市、上海市、广东省及深圳市相继开展了碳排放权交易试点, 2014 年湖北省、重庆市试点交易启动, 福建省于 2016 年启动碳交易市场。由于四川省继 7 省市碳排放权交易试点地区之后在 2016 年自愿开展减排交易, 并由国家发展改革委授予四川联合环境交易所温室气体自愿减排交易机构资质, 故研究将其也纳入了试点地区。

2.2 被解释变量

本研究被解释变量 SO_2 排放量数据来源于《中国城市统计年鉴》; 碳排放量数据核算方法参照 Shan 等的研究^[25] 涵盖了化石燃料类型的能源相关排放以及电能和热能使用的间接排放, 数据来源于《中国城市统计年鉴》和《中国城市建设统计年鉴》; 年均 $\text{PM}_{2.5}$ 浓度数据来源于达尔豪斯大学大气成分分析组经栅格处理、匹配城市矢量地图后的浓度均值数据。

表 1 为对照组、实验组在交易试点前后的被解释变量均值比较, 以及实施“双权”交易的实验组在试点前后的方差分析。

一阶差分计算同一时期实验组和对照组均值之差, 二阶差分计算试点后差分数据与试点前差分数据的差值。从均值数据得到, 排污权交易对 SO_2 的排放起到减排作用, 但没有形成对大气污染的协同减排; 碳排放权交易对碳排放起到减排作用, 且一定程度上

表1 交易试点被解释变量分析

变量	排污权交易试点前后							
	实验组	控制组	一阶差分	实验组	控制组	一阶差分	二阶差分	“双权”交易组
SO ₂ 排放量	8.048	4.986	3.062	5.797	3.973	1.824	-1.238	0.408 (1.49)
碳排放量	20.890	13.783	7.107	35.727	22.322	13.405	6.298	1.580*** (5.13)
PM _{2.5} 浓度	49.449	39.638	9.811	49.375	39.231	10.144	0.333	8.367*** (10.09)
变量	碳排放权交易试点前后							
	实验组	控制组	一阶差分	实验组	控制组	一阶差分	二阶差分	“双权”交易组
SO ₂ 排放量	4.421	6.345	-1.924	2.435	3.787	-1.352	0.572	-1.422** (-2.44)
碳排放量	19.343	21.267	-1.924	25.503	29.673	-4.17	-2.246	3.058*** (3.24)
PM _{2.5} 浓度	41.726	46.346	-4.62	33.477	41.409	-7.932	-3.312	-7.575*** (-3.70)

注：括号内是 *t* 统计量，其中 * 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$

形成了对大气污染的协同减排。从“双权”交易实验组的方差分析得到，在没有对照组的情况下，“双权”交易对 SO₂ 和 PM_{2.5} 的减排效应显著，而碳排放量显著增加。

2.3 控制变量

为了综合考量市场型环境规制对减污降碳的影响，考虑到城市的气候天气和经济发展对污染物排放的影响，本研究借鉴宋弘等控制变量构建方法^[26]，以天气数据和经济数据作为控制变量，具体指标如下：

天气数据来源于中国气象数据网，包括年降水总量、平均气压、平均两分钟风速、平均气温、平均相对湿度，由此控制城市一年份层面影响被解释变量的天气变量。

经济数据来源于《中国城市统计年鉴》，包括人口密度、城市建成区绿化覆盖率、人均地区生产总值、第二产业增加值占 GDP 比重，由此控制城市一年份层面影响被解释变量的城市发展水平、城市发展定位的社会经济变量。

考虑到数据的连续性和数据的可得性，同时考虑到 2007 年排污权交易试点、2013 年碳排放权交易试点前后时间段的均衡性，本研究以 2003—2018 年中国 268 个地级市和直辖市作为研究样本，表 2 为被解释变量、控制变量的描述性统计。

3 实证分析

3.1 基准回归结果

表 3 展示了 DDD 模型的回归结果，模型使用了固定效应面板数据，加入了地区和时间固定效应。表 3 展示的 1~6 列中，前 3 列为不加入控制变量的回归结果，后 3 列为加入了天气数据和社会经济数据控

表2 变量描述性统计

变量	备注	观测量	均值	标准差
SO ₂ 排放量	万 t	4 288	5.13	4.79
碳排放量	万 t	4 288	2 401	18.88
PM _{2.5} 浓度	μg/m ³	4 288	43.62	18.82
天气数据				
年降水总量	mm	4 288	1004.22	534.50
平均气压	kPa	4 288	97.202	63.36
平均 2 分钟风速	m/s	4 288	2.11	0.80
平均气温	℃	4 288	14.57	5.25
平均相对湿度	—	4 288	69.20%	9.00
社会经济数据				
人口密度	人 / km ²	4 288	427.17	310.74
建成区绿化覆盖率	—	4 288	37.37%	12.52
人均地区生产总值	万元	4 288	3.583	33.40
第二产业占 GDP 比重	—	4 288	48.20%	10.76

制变量的回归结果。回归前分别对 SO₂ 排放量、碳排放量和 PM_{2.5} 进行了考虑稳健标准误的辅助回归 Hausman 检验，结果 *P* 值均小于 0.05，拒绝随机效应，故采用固定效应模型。

表 3 的回归结果表明，大部分的控制变量对被解释变量具备显著影响，其中天气数据变量中年降水量、平均相对湿度，社会经济数据的人口密度、人均 GDP、第二产业 GDP 增加值占比对被解释变量的影响更为显著。从核心解释变量的回归结果看，排污权交易对 SO₂ 排放量具备显著的减排作用，平均意义上下降了 1.035 万 t，与实验组平均 SO₂ 排放相比，下降幅度为 12.86%，对碳排放、PM_{2.5} 排放的减排产生了显著的负面作用，上升幅度分别为 26.74%、3.01%；碳排放权交易对碳排放、PM_{2.5} 排放具备显著的减排作

表3 DDD回归结果

变量	1	2	3	4	5	6
	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5}	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5}
time ₂ ×treat ₁ ×treat ₂	0.731* (1.84)	-6.116*** (-7.56)	0.206 (0.22)	0.389 (0.98)	-5.136*** (-6.53)	-0.465 (0.50)
time ₁ ×treat ₁	-1.193*** (-8.13)	6.028*** (20.11)	1.519*** (4.82)	-1.035*** (-7.02)	5.587*** (19.08)	1.490*** (4.34)
time ₂ ×treat ₂	0.378* (1.69)	-0.877** (0.458)	-2.839*** (-5.42)	0.438* (1.92)	-1.776*** (-3.91)	-2.433*** (0.533)
年降水总量	—	—	—	-0.000 08 (-0.56)	-0.007** (-2.27)	-0.000 7* (-1.81)
平均气压	—	—	—	-0.000 14 (-0.02)	-0.013 (-1.07)	-0.092*** (-6.34)
平均两分钟风速	—	—	—	-0.188* (-1.65)	0.270 (1.19)	0.020 (0.08)
平均气温	—	—	—	-0.001 (-0.02)	0.087 (0.67)	0.721*** (4.76)
平均相对湿度	—	—	—	0.021* (1.56)	0.083*** (3.17)	0.073** (2.37)
人口密度	—	—	—	-0.000 8* (-1.47)	0.004*** (3.44)	-0.002 (-1.20)
建成区绿化 覆盖率	—	—	—	-0.000 02 (-0.00)	-0.000 09 (-0.01)	0.007 (0.86)
人均 GDP	—	—	—	-0.009*** (-4.67)	0.059*** (15.09)	-0.020*** (-4.42)
第二产业 GDP 增加值占比	—	—	—	0.039*** (6.32)	-0.073*** (-5.89)	-0.067*** (-4.64)
cons	5.121*** (36.91)	12.600*** (44.45)	41.073*** (126.73)	2.935 (0.51)	19.605* (1.73)	119.294*** (8.96)
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测量	4 288	4 288	4 288	4 288	4 288	4 288
调整的 R ²	0.359 5	0.636 2	0.506 1	0.371 3	0.662 5	0.517 9

注：括号内是 *t* 统计量，其中 * 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$

用，分别减排 177.6 万 t、2.433 μg/m³，下降幅度分别为 8.50%、4.92%，对 SO₂ 排放产生了显著的负面作用，上升幅度为 5.44%；实施“双权”交易试点对碳排放具备显著减排作用，减排 513.6 万 t，下降幅度为 19.46%，对 SO₂ 排放、PM_{2.5} 排放不具备显著影响。

可以看出，实施排污权交易仅促进了 SO₂ 的减排，但在减排过程中一定程度上牺牲了碳减排以及 PM_{2.5} 的减排；实施碳排放权交易促进了碳减排，并对 PM_{2.5} 产生了协同减排效应，但牺牲了 SO₂ 的减排；实施“双权”交易的政策协同效应可以使地区碳减排效果更加显著，并且相比于实施单一的环境规制，实施

“双权”交易可以规避单一环境规制下减排的负面作用。结果表明在实施排污权交易后，再实施碳排放权交易可以产生政策的协同减排效应，部分验证了假说 1。

表 4 展示了 SDM-DID 模型的回归结果，前三列为排污权交易作为核心解释变量的回归结果，后三列为碳排放权交易作为核心解释变量的回归结果。回归前，已对模型中每年截面数据进行了莫兰检验，被解释变量的莫兰指数为正且显著，证明被解释变量在空间维度上正相关；进行了考虑稳健标准误的辅助回归 Hausman 检验，结果 *P* 值小于 0.05，故运用固定效应模型；在 LM 检验的 SDM 退化检验中，结果 *P* 值均小于 0.05，故运用空间杜宾模型。

表 4 的回归结果表明，核心解释变量排污权交易与碳排放权交易的系数与 DDD 回归结果相近，证明引入空间效应下，“双权”交易的减排作用显著。从 *Wx* 和 ρ 回归系数来看，“双权”交易对 SO₂ 排放和碳排放不具备显著的空间溢出效应，对大气污染物 PM_{2.5} 具备显著的空间溢出效应。从溢出效应分解来看，实施“双权”交易对试点地区 SO₂ 减排和碳排放减排直接效应显著，间接效应不显著，证明实施“双权”

交易可以降低试点地区污染物的排放，但没有形成区域的正向溢出效应，对相邻地区影响不大；实施碳排放权交易不仅可以降低本地区大气污染物 PM_{2.5} 排放，而且可以同时降低其相邻地区大气污染物 PM_{2.5} 的排放。

表 5 展示了空间杜宾—三重差分嵌套模型的回归结果，为引入政策交互下，“双权”交易与单一交易的空间效应分解。表 5 回归结果表明，单一交易的回归结果与表 4 基本一致，验证了结果的稳健性。同时实施“双权”交易下对 SO₂ 排放没有显著效应，对碳排放的直接效应不显著、间接效应显著，对 PM_{2.5} 直

表4 SDM-DID回归结果

变量	1	2	3	4	5	6
	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5}	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5}
time×treat	-0.624* (-1.56)	3.503*** (3.06)	0.118 (0.24)	0.129 (0.26)	-1.749** (-1.83)	-2.069*** (-2.72)
Wx	-1.610 (-0.58)	4.831 (0.93)	6.309** (2.07)	1.524 (0.57)	-3.793 (-0.70)	-17.737*** (-5.50)
ρ	0.715*** (14.97)	0.880*** (33.97)	0.983 (1 248.57)	0.740*** (16.72)	0.906*** (49.49)	0.982*** (1 307.80)
直接效应	-0.647* (-1.48)	3.800*** (3.53)	1.558*** (2.66)	0.156 (0.32)	-1.966** (-2.31)	-1.291** (-2.11)
间接效应	-6.779 (-0.64)	75.708 (1.39)	381.187** (2.09)	6.310 (0.66)	-58.014 (-0.96)	-891.330*** (-5.29)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测量	4 288	4 288	4 288	4 288	4 288	4 288
调整的 R ²	0.213	0.551	0.019	0.274	0.525	0.121

注：括号内是 *t* 统计量，其中 * 表示 *p* < 0.1，** 表示 *p* < 0.05，*** 表示 *p* < 0.01

表5 SDM-DDD回归结果

空间效应分解	变量	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5} 排放量
直接效应	time ₂ ×treat ₁ ×treat ₂	0.667 (0.81)	-1.747 (-0.81)	-4.869*** (-3.01)
	time ₁ ×treat ₁	-0.801** (-2.07)	3.998*** (4.04)	1.793*** (3.25)
	time ₂ ×treat ₂	0.120 (0.23)	-1.577** (-2.09)	-0.674 (-0.87)
间接效应	time ₂ ×treat ₁ ×treat ₂	-8.723 (-0.33)	-415.466* (-1.64)	-1 663.157*** (-3.04)
	time ₁ ×treat ₁	-4.539 (-0.59)	101.530** (2.01)	418.305*** (2.72)
	time ₂ ×treat ₂	2.785 (0.31)	17.433 (0.47)	-651.936*** (-3.15)
总效应	time ₂ ×treat ₁ ×treat ₂	-8.056 (-0.31)	-417.213* (-1.65)	-1 668.027*** (-3.04)
	time ₁ ×treat ₁	-5.340 (-0.71)	105.528** (2.09)	420.097*** (2.72)
	time ₂ ×treat ₂	2.905 (0.33)	15.856 (0.43)	-652.610*** (-3.15)
调整的 R ²		0.207	0.558	0.215

注：括号内是 *t* 统计量，其中 * 表示 *p* < 0.1，** 表示 *p* < 0.05，*** 表示 *p* < 0.01

接效应与间接效应均显著。结果证明，同时实施“双权”交易政策协同可以对相邻地区的碳排放和 PM_{2.5} 减排形成区域的正向溢出效应，对相邻地区影响显著。对比表 4 的回归结果，证明了“双权”交易的政

策协同相比于单一的环境规制可以促进区域协同效应、降低污染物排放，但这种减排效应没有推及至 SO₂ 的减排，部分验证了假设 2。

3.2 稳健性检验

3.2.1 平行趋势检验

本研究参考 Jacobson 等的做法^[27]，将“双权”交易改革前及改革后的虚拟变量引入回归，利用动态效应检验双重差分方法的平行趋势，回归方程如下：

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=-4}^{k=3} \beta_k \times D_{it_0+k} + X_{it} + \varphi_t \quad (4) \\ + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

D_{it_0+k} 为实施“双权”交易的虚拟变量， t_0 表示城市 *i* 实施试点政策的当年，*k* 表示试点政策实施之后的第 *k* 年。取试点政策前 4 年与后 3 年进行回归，以政策时点前一年作为基期，对系数 β_k 进行分析。如果 β_k 在 $k < 0$ 期间的取值在 0 附近，在 $k > 0$ 时产生了差异，则可以证明在政策执行前实验组和对照组发展趋势没有显著差异，在政策执行后产生明显差异。

表 6 展示了 DID 平行趋势检验的结果，前三列为排污权交易的平行趋势检验，后三列为碳排放权交易的平行趋势检验。根据表中结果显示，试点前四年（除基期外）检验变量基本不显著，参数置信区间在 0 附近，试点后参数基本显著，表明通过了 DID 平行趋势检验。

本研究三重差分模型平行趋势检验分别对两组样本进行检验。第一组为排污权交易试点城市中试行碳排放权交易的城市及未试行碳排放权交易的城市、第二组为非排污权交易试点城市中试行碳排放权交易的城市及未试行碳排放权交易城市，检验结果如下：

表 7 展示了 DDD 平行趋势检验的结果，前三列为第一组样本的回归结果，后三列为第二组样本的回

表6 DID平行趋势检验

变量	1			2		
	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5} 排放量	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5} 排放量
pre4	-0.440 (-1.36)	-0.414 (-0.49)	-0.547 (-1.23)	0.420 (1.22)	0.333 (0.76)	-2.803 (-1.12)
pre3	0.155 (0.56)	-0.891 (-1.27)	-0.099 (-0.20)	0.467 (1.45)	0.271 (0.62)	-0.512 (-0.19)
pre2	0.338 (1.38)	-0.734 (-1.54)	-1.112 (-1.26)	0.358 (1.16)	0.740 (1.56)	0.678 (0.33)
current	-0.262* (-1.59)	1.026*** (5.72)	-0.294 (-0.49)	-0.375** (-1.93)	0.008 (0.10)	0.0416 (0.05)
post1	-0.559*** (-2.70)	1.650*** (5.60)	2.585*** (-3.97)	-0.018 (-0.09)	-0.563*** (-3.41)	-0.406 (-0.4)
post2	-0.614* (-1.57)	3.050*** (5.84)	0.895 (1.27)	0.487** (2.55)	-0.510*** (-2.76)	-2.085*** (-2.61)
post3	-0.100 (-0.22)	5.688*** (6.42)	4.798*** (4.40)	1.071*** (2.96)	-0.276 (-1.00)	-3.915*** (-6.36)

注：括号内是 t 统计量，其中 * 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$

表7 DDD平行趋势检验

变量	1			2		
	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5} 排放量	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5} 排放量
pre3	0.586 (0.99)	1.154 (0.79)	-1.792* (-1.59)	0.679 (1.72)	-0.757 (-0.95)	1.209* (1.54)
pre2	0.444 (0.91)	0.585 (0.61)	-1.888 (-1.55)	0.558 (1.65)	-0.654 (-1.04)	-0.989 (-1.23)
pre1	-0.259 (-1.45)	0.444 (0.92)	0.288 (0.35)	-0.269 (-1.09)	-0.634 (-1.47)	-1.087 (-1.44)
current	-0.475* (-1.67)	-1.217*** (-4.43)	-0.394 (-0.30)	0.072 (0.59)	-0.764*** (-3.51)	-2.792*** (-4.14)
post1	0.320** (2.06)	-1.414** (-2.02)	-2.025* (-1.72)	0.114 (0.67)	-0.690*** (-2.69)	-3.201*** (-3.75)
post2	0.528** (2.28)	-2.701** (-2.34)	-2.365** (-1.94)	0.284* (1.56)	-0.603* (1.76)	-2.620** (-2.58)
post3	0.430 (0.62)	-5.518*** (-3.29)	0.490 (0.56)	0.623* (1.76)	-0.450* (-1.26)	-0.084 (-0.11)

注：括号内是 t 统计量，其中 * 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$

归结果。根据表中结果，试点前四年（除基期外）检验变量基本不显著，试点后参数基本显著，表明通过了 DDD 平行趋势检验。

3.2.2 剔除同期政策

区域大气污染协同治理政策与碳排放权交易试点实施时点相近，会对回归结果造成冲击，因此本研究整理试点时期前后的环境治理政策，具体为：① 2012 年 10 月 29 日，国家发展改革委发布《重点区域大气污染防治“十二五”规划》，划定了“三区十群”13

个大气污染防治重点区域。② 2013 年，国务院发布《大气污染防治行动计划》方案，提出优先在长三角、京津冀地区实行大气污染协作治理政策。③ 2014 年，四川省大气污染防治小组决定在成都市及周边、川南等地区建立大气污染联防联控机制。为避免其他政策影响回归结果，删除了大气污染协同治理政策涉及的 47 个试点地级市，删减后样本重新回归结果见表 8，前三列为 DDD 回归结果、后三列为 SDM-DDD 回归的间接效应。回归结果与表 3 与表 5 基本一致，实证结论具有稳健性。

3.3 机制分析

实证分析证实了实施“双权”交易可对各自排放清单的污染物减排起到积极作用。那么，“双权”交易影响污染物减排的途径是什么？

本研究提出假设 3：

“双权”交易可以提高地区绿色全要素生产率，进而影响地区污染物减排。

本研究借鉴了李斌等^[28]的指标和模型构建方法，在全局参比的数据包络分析框架下，综合考虑非期望产出的超效率 SBM 模型和 Malmquist 生产率指数对城市绿色全要素生产率增长进行测度。模型设定投入和产出变量：① 劳动投入，选择当年年末就业人数来衡量；资本投入，选择当年固定资产存量来衡量；能源投入，选择能源消费量（万吨标准煤）来衡量。② 设定产出变量：非期望产出，选择工业

SO₂ 排放量和工业废水排放量来衡量；期望产出，选择地区国民生产总值（GDP）来衡量。表 9 展示了绿色全要素生产率作为被解释变量的回归结果，第一列展示了 DDD 的回归结果，后三列分别为 SDM 模型空间效应分解的直接效应、间接效应和总效应。

表 9 的回归结果表明，实施“双权”交易和只实施碳排放权交易提高了地区绿色全要素生产率，而只实施排污权交易降低了地区的绿色全要素生产率；实施“双权”交易的间接效应显著，形成了正向溢出效

表8 剔除同期政策后回归结果

变量	1			2		
	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5} 排放量	SO ₂ 排放量	碳排放量	PM _{2.5} 排放量
time ₂ ×treat ₁ ×treat ₂	0.380 (0.92)	-5.358*** (-7.35)	-0.047 (-0.05)	-7.068 (-0.25)	-268.965* (-1.72)	-1 890.677*** (-4.48)
time ₁ ×treat ₁	-0.914*** (-5.82)	4.950*** (16.58)	1.108*** (2.87)	-2.437* (-1.74)	30.556*** (2.72)	56.382*** (2.70)
time ₂ ×treat ₂	0.672** (2.56)	-1.339*** (-2.90)	-1.844*** (-2.86)	1.526 (1.47)	-8.475* (-1.63)	-43.772* (-1.52)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测量	3 632	3 632	3 632	3 632	3 632	3 632
调整的 R ²	0.340	0.667	0.503	0.232	0.507	0.153

注：括号内是 *t* 统计量，其中 * 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$

表9 机制分析回归结果

变量	1	2	3	4
time ₂ ×treat ₁ ×treat ₂	0.024*** (3.2)	0.012* (1.76)	0.066* (1.53)	0.078** (2.08)
time ₁ ×treat ₁	-0.007** (-2.53)	-0.005* (-1.66)	-0.003 (-0.22)	-0.007 (-0.79)
time ₂ ×treat ₂	0.013*** (2.72)	0.025*** (5.43)	-0.017 (-1.22)	0.008 (0.7)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测量	4 288	4 288	4 288	4 288
调整的 R ²	0.395	0.031 5	0.031 5	0.031 5

注：括号内是 *t* 统计量，其中 * 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$

应，对相邻地区绿色全要素生产率影响显著。对比表3和表5的回归结果，可以得出只实施排污权交易在减排过程产生了成本效应，会相对牺牲地区非排放清单的其余排放物的减排；实施碳排放权交易和“双权”交易的地区能产生创新补偿效应，产生协同减排效应，并且在“双权”交易共同试点地区会产生正向的空间溢出效应，提升相邻地区绿色全要素生产率，验证了假设3。

4 结论

当前中国生态文明建设同时面临实现生态环境根本好转和碳达峰碳中和两大战略任务，协同推进减污降碳已成为中国新发展阶段经济社会发展全面绿色转型的必然选择。本研究利用了2007年开展的排污权

交易试点与2011年开展的碳排放权交易试点作为准自然实验，采用中国2003—2018年的268个地级城市的面板数据，使用DDD、SDM-DID和SDM-DDD方法探究了“双权”交易对SO₂排放、碳排放，以及PM_{2.5}协同减排的政策协同与区域协同效应。研究表明：①实施单一的市场型环境规制会促进政策排放清单的排放物减排，但会相对“牺牲”地区内非排放清单内的其余排放物的减排；②实施碳排放权交易政策可以对其余大气污染物产生协同减排效应；③同时实施“双权”交易，由于二者相近的特点，会对后实施的碳排放权交易产生政策协同效应，而这种市场型环境规制的实施经验并没有反馈到排污权交易；④“双权”交易的实施中，实施单一的市场型环境规制在各自试点地区内没有形成区域的正向溢出效应，对相邻地区影响不大，在共同试点地区由政策协同可以产生区域协同效应，对相邻地区碳排放和PM_{2.5}减排产生显著影响；⑤实施碳排放权交易

和“双权”交易会提高地区的绿色全要素生产率，并且实施“双权”交易会正向溢出效应，显著提高相邻地区的绿色全要素生产率。基于以上结论，本研究的政策启示如下：

第一，推进减污降碳协同效应过程中，要利用好市场型环境规制实施经验。排污权交易试点作为市场型环境规制的试验田，可以为后续其他市场型环境规制推进起到示范作用并产生政策协同效应。而排污权交易后续实施过程中，应借鉴碳排放权交易经验，促进对其他大气污染物的协同减排。

第二，推进减污降碳的区域协同，促进试点地区与相邻地区的经验交流。目前在“双权”交易的各自试点中，试点地区对相邻地区未形成正向的空间溢出效应。只有在同时实施“双权”交易的地区对碳排放

以及大气污染物协同减排产生溢出效应,促进地区的协同环境治理。

第三,推进减污降碳的协同进行,健全减污降碳的协同管理,做好政策间的衔接。仅实施单一的市场型环境规制,会聚焦地区的环保重点,而放松其余污染物减排。在同时实施“双权”交易的过程中,可以提高环境规制强度、利用好政策间的实施经验,“双权”交易间的政策协同可以促进地区工业发展方式转变、促进地区绿色全要素生产率增长。

第四,推动大气污染源排放清单与温室气体排放清单协同编制和协同效应评估。实施“双权”交易过程中,都促进了各自排放清单内排放物减排,同时对于非排放清单内的排放物也产生了协同减排效应。探索大气污染物与碳排放清单协同编制、核查协同管理,有助于打通工作机制和数据基础,发挥协同减排效应。

第五,把握效率提升和环境治理的平衡点,发挥“双权”交易对地区绿色全要素生产率的提升效应。推进绿色全要素生产率低下重点区域试点“双权”交易,同时考虑政策的溢出效应,根据地区情况适当指定符合当地发展的政策,充分发挥“双权”交易的协同效应。

参考文献

- [1] 路正南, 罗雨森. 中国碳交易政策的减排有效性分析——双重差分法的应用与检验[J]. 干旱区资源与环境, 2020, 34(4): 1-7.
- [2] SHI B B, LI N, GAO Q, et al. Market incentives, carbon quota allocation and carbon emission reduction: Evidence from China's carbon trading pilot policy[J]. Journal of environmental management, 2022, 319: 115650.
- [3] 杨露鑫, 刘玉成. 环境规制与地区创新效率: 基于碳排放权交易试点的准自然实验证据[J]. 商业研究, 2020(9): 11-24.
- [4] WANG Y Q, HE L Y. Can China's carbon emissions trading scheme promote balanced green development? A consideration of efficiency and fairness[J]. Journal of cleaner production, 2022, 367: 132916.
- [5] 任亚运, 傅京燕. 碳交易的减排及绿色发展效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(5): 11-20.
- [6] YAN Y X, ZHANG X L, ZHANG J H, et al. Emissions trading system(ETS) implementation and its collaborative governance effects on air pollution: the China story[J]. Energy policy, 2020, 138: 111282.
- [7] 张亚丽, 项本武. 中国排污权交易机制引起了环境不公平吗?——基于PSM-DID方法的研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2022, 22(3): 67-82.
- [8] 尹应凯, 武祯妮, 马鸿鑫. 中国碳排放权交易试点政策对区域碳脱钩效应的影响研究[J]. 上海金融, 2022(5): 70-79.
- [9] 李治国, 车帅, 王杰. 碳排放权交易试点政策的实施效果考察[J]. 统计与决策, 2022, 38(18): 166-170.
- [10] 孙景兵, 孟玉玲. 异质性环境规制对区域经济高质量发展溢出效应研究[J]. 统计与决策, 2022, 38(13): 122-126.
- [11] 禹久泓, 武传浩. 环境规制、碳减排如何助推经济高质量发展——基于中国省域面板的空间计量分析[J]. 生态经济, 2022, 38(7): 48-55.
- [12] 范丹, 石宝雅, 王刚. 排污权交易与碳排放权交易协同路径研究——以广东省为例[J]. 环境与可持续发展, 2021, 46(4): 78-83.
- [13] 蒋春来, 黄津颖, 王晓婷. 协同推进排污权交易与碳排放权交易思路研究[J]. 环境保护, 2022, 50(13): 38-41.
- [14] 李治国, 王杰. 中国碳排放权交易的空间减排效应: 准自然实验与政策溢出[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 26-36.
- [15] DONG Z Y Z, XIA C Y, FANG K, et al. Effect of the carbon emissions trading policy on the co-benefits of carbon emissions reduction and air pollution control[J]. Energy policy, 2022, 165: 112998.
- [16] LI X Y, XUE W H, WANG K, et al. Environmental regulation and synergistic effects of PM_{2.5} control in China[J]. Journal of cleaner production, 2022, 337: 130438.
- [17] LI J, YE S Y. Regional policy synergy and haze governance—empirical evidence from 281 prefecture-level cities in China[J]. Environmental science and pollution research, 2021, 28(9): 10763-10779.
- [18] ZHENG B, TONG D, LI M, et al. Trends in China's anthropogenic emissions since 2010 as the consequence of clean air actions[J]. Atmospheric chemistry and physics, 2018, 18(19): 14095-14111.
- [19] 王羽琴, 李升苹, 陈庆彩, 等. 西安市大气PM_{2.5}的化学组分及其来源[J]. 环境化学, 2021, 40(5): 1431-1441.
- [20] 马潇瑶, 肖正辉, 何立志, 等. 湘潭市PM_{2.5}中二次水溶性无机离子及其气态前体物的污染特征[J]. 大气与环境光学学报, 2020, 15(4): 296-304.
- [21] 任娇, 尹诗杰, 郭淑芬. 太原市大气PM_{2.5}中水溶性离子的季节污染特征及来源分析[J]. 环境科学学报, 2020, 40(9): 3120-3130.
- [22] 钱雪松, 唐英伦, 方胜. 担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗?——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. 金融研究, 2019(7): 115-134.
- [23] 赖小东, 王程田, 林秀丽. 空间溢出视角下的环境规制与绿色发展——困境还是协调? [J]. 中国环境管理, 2022, 14(4): 80-90.
- [24] YANG Z F, YUAN Y N, ZHANG Q Z. Carbon emission trading scheme, carbon emissions reduction and spatial spillover effects: quasi-experimental evidence from China[J]. Frontiers in environmental science, 2022, 9: 824298.
- [25] SHAN Y L, HUANG Q, GUAN D B, et al. China CO₂ emission accounts 2016-2017[J]. Scientific data, 2020, 7(1): 54.
- [26] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界, 2019, 35(6): 95-108.

- [27] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. The American economic review, 1993, 83(4): 685-709.
- [28] 李斌, 彭星, 欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于 36 个工业行业数据的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2013(4): 56-68.

Research on the Synergistic Effect of Reducing Pollution and Carbon Emissions under the Interaction of Market-Based Environmental Regulations

SUN Jingqi*, ZHOU Yiquan, WANG Yuan, ZHANG Zhuola, ZHOU Zhenxi

(School of Economics and Management, North China Electric Power University, Beijing 102206, China)

Abstract: This paper used the main market-based environmental regulation policies of China's pollution and carbon reduction - emission trading policy and carbon emission trading policy - as a quasi-natural experiment, based on the panel data of 268 prefecture-level cities in China from 2003 to 2018, using triple difference model, spatial Dubin model and nested model, explored the policy synergy and regional synergy effect of reducing pollution and carbon emissions. The study found that the implementation of the "dual rights" transaction could produce policy synergy on carbon emissions and PM_{2.5} emissions reduction, and promote inter-regional synergy. The implementation of a single environmental regulation had a negative effect on the emission reduction of non-emission list emissions, and there was no regional synergy. The implementation of "dual rights" transaction could improve the regional green total factor productivity and promote the synergy between regions. The findings of this study might provide policy implications for China to promote the synergistic effect of reducing pollution and carbon emissions.

Keywords: reduction of pollution and carbon emission; synergistic effect; DDD; SDM-DID