

中国碳市场的碳减排效应研究

——基于市场机制与行政干预的协同作用视角

吴茵茵 齐杰 鲜琴 陈建东

【摘要】建立碳市场是中国通过市场机制实现碳减排目标的重要实践探索。中国碳市场尚处于发展初期,“重履约轻交易”现象较为普遍,市场机制的减排有效性有待检验。本文基于市场机制与行政干预的协同作用视角,从理论和实证两个角度分析与检验北京等8个地区碳市场促进碳减排的理论机理与实际效果。研究发现,碳市场具有显著的碳减排效应,体现为显著降低了当地的碳排放与碳强度且未抑制地区经济增长。然而,以碳价和市场流动性衡量的市场机制均未产生显著的碳减排效应,以相对市场交易规模衡量的市场机制仅部分解释碳市场的碳减排效应,因而市场机制对促进碳减排的作用有限。进一步研究发现,碳市场中的政府行政干预力度越大,则碳市场的碳减排效应越强,因而基于市场机制与行政干预的协同作用实现碳减排是中国当前碳市场的一大特色。为实现既定的碳达峰、碳中和目标,未来地区及全国碳市场均应注重构建完善的碳交易平台,增强市场机制的成本效益激励作用,引导控排主体通过碳市场降低减排成本。

【关键词】碳市场试点;碳减排效应;市场机制;行政干预

【作者简介】吴茵茵,西南财经大学公共管理学院讲师,经济学博士;齐杰,西南财经大学公共管理学院博士研究生;鲜琴(通讯作者),西南财经大学财税学院博士研究生,xianqin15@163.com;陈建东,西南财经大学公共管理学院教授,博士生导师,经济学博士。

【原文出处】《中国工业经济》(京),2021.8.114~132

【基金项目】国家社会科学基金重大项目“全面建立资源高效利用制度研究”(批准号20ZDA084);国家自然科学基金重点项目“自然资源资产与经济增长、经济安全的协调机制与策略研究”(批准号7193400);中央高校基本科研业务费专项资金青年教师成长项目“中国碳市场的减排效应:基于试点准自然实验及夜间灯光数据的分析”(批准号JBK2101037)。

一、引言

全球气候变暖将对人类赖以生存的自然生态环境造成巨大破坏,而人类活动产生的温室气体排放(主要是二氧化碳排放)是自20世纪中期以来全球气候变暖的主要原因。作为全球最大的发展中国家以及最大的二氧化碳排放国,中国高度重视应对气候变化问题,积极采取多种措施推进节能减排、促进低碳经济转型。碳排放权交易市场(简称“碳市场”)由于具有灵活性、节省成本和有效性等优点,被认为是减少全球温室气体排放、应对气候变化的有效手段

(Jiang et al., 2016)。2011年中国政府在“十二五”规划中正式提出逐步建立碳市场,2013-2016年北京、天津、福建等地区先后启动碳市场试点,2021年全国碳市场在发电行业率先启动线上交易。2021年政府工作报告强调扎实做好碳达峰、碳中和各项工作,其工作之一即为加快建设碳市场。未来中国有望建成全球覆盖温室气体排放规模最大的碳市场,这将成为应对全球气候变化行动的重要一步。

自2011年碳市场建设规划提出至2021年全国碳市场线上交易启动,碳市场在中国的发展已近10年。

在此期间,碳市场是否成为中国应对气候变化的有效手段?相较于欧美等西方发达国家,中国碳市场建设起步晚,覆盖主体多为国有企业,且存在立法滞后、市场机制薄弱等问题(Liu et al., 2015; Zhao et al., 2016),但这似乎并不影响北京等地区碳市场的履约率及其碳减排^①效应(Zhou et al., 2019; 王科和刘永艳, 2020)。但是,如果碳市场机制薄弱、市场运行效率低,那么碳市场是通过何种渠道督促控排主体^②履约进而实现碳减排效应呢?对此,已有研究并未给予充分阐释。考虑到中国传统行政干预型环境规制工具(如环境目标责任的逐层分解、对地方政府的环境责任考核等方式)的主导地位,以及当前北京等地区碳市场覆盖主体多为国有企业、碳市场机制薄弱等国情,一个合理的猜测是:控排主体基于碳交易激励机制以及受政府行政管控两大原因,积极实施碳减排,在实现市场收益的同时亦能完成相关责任考核目标^③或免受相应惩罚^④。其中,碳市场中的政府行政管控可能体现为政府通过行政干预方式(如将控排主体的履约行为纳入相关环境责任考核体系或未履行行为制定相应的行政惩罚措施等)直接督促控排主体履约,而当前控排主体多为国有企业的市场特征又为政府有效督促控排主体履约提供了现实基础。为验证此猜测,本文拟在已有研究基础上,基于市场机制与行政干预的协同作用视角,从理论与实证两个角度进一步研究中国碳市场的碳减排效应。

本文余下部分结构安排如下:第二部分为文献梳理,第三部分为理论机理与研究假说,第四部分为特征事实、识别策略及样本说明,第五部分为实证结果与稳健性检验,第六部分为市场机制与行政干预的协同碳减排效应检验,第七部分为进一步讨论,第八部分为主要结论与政策启示。

二、文献梳理

作为一种市场化的碳减排机制,碳市场已成为能源和气候经济学研究领域最具挑战的研究主题之一(Sandoff and Schaad, 2009)。早期相关研究更多关注欧盟碳交易体系,而自2012年起研究中国碳市场的文献显著增多。市场理论表明,碳市场能够确保以最具成本效应的方式实现碳减排,因而基于理论模型进行事前模拟分析的研究大都指出,中国碳市

场具有可观的成本节约与碳减排潜力(Zhang et al., 2013; Liu et al., 2017)。然而,实际情况是否与模型预测相一致?2013-2014年,北京等地区先后启动的碳市场试点为检验中国碳市场的有效性提供了良好的准自然实验基础,近年来已有不少研究利用此次试点契机检验碳市场对碳排放^⑤(Zhang et al., 2017)、碳强度(Zhou et al., 2019)、技术进步(Chen et al., 2021)、生产效率(Yang et al., 2021)、企业投资(Zhang and Wang, 2021)等相关方面的影响效果。在对碳排放的影响方面,不少研究证实了碳市场确实具有抑制碳排放的显著效果。如Zhang et al.(2017)指出,相比2010年,2015年深圳635家工业企业的碳排放总量下降了11%,市场机制促进碳减排的效果已初步显现;Hu et al.(2019)指出,2005-2015年,碳市场使得试点地区受规制行业的能源消费和碳排放分别下降了22.8%和15.5%。然而,在关于碳市场是通过抑制经济增长还是降低碳强度来实现碳排放下降的问题上,相关研究结论莫衷一是。例如,Zhou et al.(2019)指出碳市场显著降低试点地区的碳强度;而Zhang et al.(2019)指出碳市场未有效降低试点地区的碳强度,试点地区碳排放的下降是通过降低经济产出实现的。鉴于有关碳市场是否降低碳强度进而降低碳排放的研究结论仍存在分歧,未来研究还需进一步为碳市场的碳减排效应评估提供更多稳健性实证证据。

虽然基于理论模型的模拟分析和基于试点准自然实验的实证检验都或多或少地说明中国碳市场具有碳减排功能,但另有一部分研究指出:北京等地区碳市场尚处于发展初期,碳市场机制尚未有效建立,碳市场运行效率较低。例如,Liu et al.(2015)指出中国碳市场存在功能性市场缺失、配额分配不准确、交易机制不完善、立法滞后等问题;Yang et al.(2016)基于问卷调查发现,碳价未能刺激企业升级减排技术,大多数公司把参与碳市场视为改善与政府关系以及赢得良好社会声誉的一种手段,而非一种降低温室气体排放的成本效益机制;易兰等(2018)基于调研数据的研究指出,以高耗能国有企业为控排主体的试点地区在保证履约率的同时也加剧了“重履约而不重交易”的现象,总体上市场运行尚未达到“利用市场机制解决环境问题”的根本目的;Zhang et al.(2020a)

的研究发现,多数碳市场在后期的价格波动更小、日交易量更大、市场流动性更高,但大部分区域碳市场在任何时期都未达到弱势有效市场。既然理论上认为碳市场是通过市场机制实现碳减排,那么,当碳交易市场机制尚未有效建立时,试点地区如何通过碳市场实现碳减排?换言之,已有研究所发现的碳市场的碳减排功能在多大程度上真正来自市场机制?对此,已有研究并未给出答案。

总体而言,虽然越来越多研究开始关注中国碳市场,学者们已从多个维度对其展开研究并取得了丰富的研究成果,但一方面,有关碳市场碳减排效应的实证结论尚存在分歧;另一方面,尚未有研究阐明低效的碳交易市场机制与其实现碳减排效应之间的关系。相比已有研究,本文可能的边际贡献如下:①在7个官方试点和1个自愿碳市场^⑥(简称“试点地区”)的准自然实验基础上,采用Chen et al.(2020)提供的基于夜间灯光数据拟合的地区碳排放数据实证检验碳市场的碳减排效应。受数据限制,目前相关研究所采用的碳排放数据大都为省级层面,无法区分广东和深圳碳市场,而少量研究基于地方统计年鉴估算的地级市碳排放数据可能存在较大误差。地区碳排放数据的来源差异可能是相关研究结论存在分歧的原因之一,而寻找更高质量的地区碳排放数据有助于提高相关研究的可信度。Chen et al.(2020)采用粒子群优化—反向传播算法将DMSP/OLS和NPP/VIIRS卫星数据进行匹配和统一,得到了可能是目前为止最好的拟合效果,并利用夜间灯光数据和人类活动高度相关性的特性反演了1997—2017年中国2735个县的碳排放。由于该数据提供了中国大部分县的碳排放,本文在此基础上计算了2006—2017年中国城市碳排放^⑦。②基于市场机制与行政干预的协同作用视角,从理论与实证两个角度阐明与检验碳市场促进碳减排的理论机理与政策效果。在理论方面,本文在Melitz(2003)异质性企业模型假设基础上进行拓展,将试点地区碳市场运行效率较低以及地方政府面临碳减排压力两大基本现实特征纳入理论模型,相关推演结论能够为试点地区存在的“重履约轻交易”的现象提供一种合理解释,并指出碳市场约束通过市场“优胜劣汰”提高生产率进而降低碳强

度。在实证方面,本文将衡量碳交易的相关指标(碳价、市场流动性、相对市场交易规模)纳入政策评估模型,以检验碳交易市场机制在碳减排方面的有效性,同时采用国有企业占比等指标衡量政府对市场的管控能力,以检验行政干预力度对碳市场发挥碳减排效应的影响。③本文的实证结论具有较强稳健性,且能够在一定程度上解释已有相关研究发现的一些看似矛盾之处。已有研究一方面指出试点地区碳市场发育程度低,另一方面指出碳市场显著降低了试点地区的碳排放,而未有研究阐明和验证这两大现实背后的内在关系,本文整合了这两类研究发现,同时关注试点地区碳市场的发育程度及其碳减排效应。另外,本文研究发现,市场机制不完善的碳市场在降低碳强度与抑制控排企业创新投资^⑧两个方面并不矛盾。

三、理论机理与研究假说

在环境规制方面,中国早期主要以行政干预型工具为主,但近年来逐渐注重发展市场激励型工具,如陆续推出排污权交易、碳排放权交易等机制(陈诗一,2011;史丹和李少林,2020)。本文认为,当碳市场机制尚未完全有效建立时,在碳减排压力下,地方政府有动力强化非市场机制如传统行政干预型工具促进碳减排。具体而言,在碳市场约束下,地方政府可能通过两种机制促进碳减排:一是以碳交易为核心的市场机制(以下简称“市场机制”),具体是通过碳交易调节碳排放^⑨;二是行政干预,具体是通过管控的方式促使控排主体履约^⑩。本文将在常替代弹性(CES)效用函数和异质性企业模型的基础上构建包含碳市场约束的理论模型,阐明试点地区如何基于市场机制与行政干预的协同作用促进地区碳减排,并据此提出相关研究假说。本文对Melitz(2003)的异质性企业模型的拓展如下:①引入企业的节能创新行为;②引入碳市场约束;③考虑到试点地区的碳市场尚处于发展初期以及地方政府面临的碳减排压力,同时引入碳市场运行效率与政府对碳排放的管控行为。

1. 市场需求

假定代表性消费者对连续性商品 ω 的偏好为CES效用函数形式: $U = \int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega$,其中, Ω 代表

可消费的所有连续性商品的集合, $q(\omega)$ 代表商品 ω 的需求量, σ 代表商品之间的替代弹性且 $\sigma > 1$ 。给定代表性消费者对所有商品的总支付 R , 则: $R = \int_{\omega \in \Omega} p(\omega)q(\omega)d\omega$, 其中, $p(\omega)$ 为商品 ω 的价格。由此可得单个商品的市场需求曲线为: $q(\omega) = \frac{p(\omega)^{-\sigma}}{\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d(\omega)} R$ 。

令价格总指数 $P = [\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d(\omega)]^{\frac{1}{1-\sigma}}$, 则单个商品的市场需求曲线可表示为:

$$q(\omega) = p(\omega)^{-\sigma} P^{\sigma-1} R \quad (1)$$

2. 异质性企业的生产行为与碳市场约束

有关异质性企业生产行为的假设如下: ①企业的异质性由服从外生 $g(\varphi)$ 分布的初始生产率 $\varphi(\omega)$ 刻画, $\varphi(\omega) > 0$, 且企业进入市场需要支付固定成本 f_c ; ②企业需决定是否进行节能创新投资 $\gamma(\omega)$, $\gamma(\omega) \geq 1$, 节能创新投资使得企业的生产率提升至 $\gamma(\omega)\varphi(\omega)$, 节能创新投资的单位成本为 $\frac{\varepsilon}{\varphi\omega}$ ③; ③产量 $q(\omega)$ 是能源投入 e 及生产率 $\gamma(\omega)\varphi(\omega)$ 的线性函数, 可表示为: $q(\omega) = \gamma(\omega)\varphi(\omega)e$; ④能源投入的价格和能源碳排放系数分别为 p_e 和 1, 因而单位产量的生产成本和碳排放可分别表示为: $\frac{p_e}{\gamma(\omega)\varphi(\omega)}$ 和 $\frac{1}{\gamma(\omega)\varphi(\omega)}$; ⑤市场碳配额总量为 T , 单个企业的碳配额为 $T(\omega)$, 碳价为 p_t , 碳价 p_t 由市场总供给和总需求均衡决定。

有关碳市场约束企业碳排放行为的假设如下: ①引入参数 μ 衡量碳市场的运行效率, $0 \leq \mu \leq 1$, 受碳市场运行效率的影响, 仅 μ 比例的碳排放可进行交易, 因此单个企业的碳排放交易金额为: $p_t = \left(\frac{\mu q(\omega)}{\gamma(\omega)\varphi(\omega)} - T(\omega) \right)$; ②在碳减排压力下, 地方官员有动力管控企业的碳排放, 企业不得存在未交易的超额碳排放。

基于上述假设, 可将单个企业的利润函数表示为:

$$\begin{aligned} \text{Max } \pi(\omega) &= \left[p(\omega) - \frac{p_e}{\gamma(\omega)\varphi(\omega)} \right] q(\omega) - \frac{\varepsilon}{\varphi(\omega)} \gamma(\omega) - f_c - \\ & p_t \left(\frac{\mu q(\omega)}{\gamma(\omega)\varphi(\omega)} - T(\omega) \right) \\ \text{s.t. } & \frac{(1-\mu)q(\omega)}{\gamma(\omega)\varphi(\omega)} - T(\omega) \leq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

其中, 碳价 p_t 代表市场机制, μ 代表市场机制的有效程度, 而约束条件 $\frac{(1-\mu)q(\omega)}{\gamma(\omega)\varphi(\omega)} - T(\omega) \leq 0$ 代表政府的管控行为, 即政府通过管控促使控排主体履约^⑧。

当约束条件为紧约束时, 引入拉格朗日乘子 λ , 则式(2)可改写为:

$$\begin{aligned} \text{Max } L(\omega) &= \left[p(\omega) - \frac{p_e}{\gamma(\omega)\varphi(\omega)} \right] q(\omega) - \frac{\varepsilon}{\varphi(\omega)} \gamma(\omega) - f_c - \\ & p_t \left(\frac{\mu q(\omega)}{\gamma(\omega)\varphi(\omega)} - T(\omega) \right) - \lambda(\omega) \left[\frac{(1-\mu)q(\omega)}{\gamma(\omega)\varphi(\omega)} - \right. \\ & \left. T(\omega) \right] \end{aligned} \quad (3)$$

3. 均衡求解、比较静态分析以及研究假说
结合式(3)与式(1), 可得均衡时的商品定价、产量、节能创新投资^⑨以及碳排放量分别为:

$$p^*(\omega) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[\frac{\varepsilon [p_e + \mu p_t + (1-\mu)\lambda(\omega)]^{\frac{1}{\sigma}}}{A \varphi(\omega)^2} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (4)$$

$$q^*(\omega) = \left\{ \frac{A^2 \varphi(\omega)^{2\sigma}}{\varepsilon^\sigma [p_e + \mu p_t + (1-\mu)\lambda(\omega)]^\sigma} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (5)$$

$$\gamma^*(\omega) = \left\{ \frac{A \varphi(\omega)^\sigma}{\varepsilon [p_e + \mu p_t + (1-\mu)\lambda(\omega)]^{\sigma-1}} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (6)$$

$$\frac{q^*(\omega)}{\gamma^*(\omega)\varphi(\omega)} = \left\{ \frac{A \varphi(\omega)^2}{\varepsilon^{\sigma-1} [p_e + \mu p_t + (1-\mu)\lambda(\omega)]} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (7)$$

其中, $A = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{-\sigma} R P^{\sigma-1}$ 。

如果 $\frac{q^*(\omega)}{\gamma^*(\omega)\varphi(\omega)} = \left[\frac{A \varphi(\omega)^2}{\varepsilon^{\sigma-1} (p_e + \mu p_t)} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \leq T(\omega)$, 则式(2)中的不等式约束为松约束, 此时 $\lambda(\omega) = 0$; 否则式(2)中的不等式约束为紧约束, 此时 $\lambda(\omega) = \frac{1}{1-\mu} \left[\frac{(1-\mu)^{2-\sigma} A \varphi(\omega)^{2-\sigma-2}}{T(\omega)^{2-\sigma} \varepsilon^{\sigma-1}} - p_e - \mu p_t \right]$ 。

由式(6)可得, $\frac{\partial \gamma^*(\omega)}{\partial p_t} < 0$, $\frac{\partial \gamma^*(\omega)}{\partial \lambda(\omega)} < 0$, 因而加强碳市场约束^⑩将因成本效应降低控排企业的创新投资水平。这一理论推演结果与 Shi et al.(2018)、Chen et al.(2021)基于上市公司绿色技术创新数据的实证研究结论一致。

由于所有企业的碳排放加总即为总碳排放 T^* , 因而由式(7)可得^⑪:

$$T^* = \left(\frac{A}{\varepsilon^{\sigma-1}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \int_{\omega \in \Omega} \left[\frac{\varphi(\omega)^{2(\sigma-1)}}{p_c + \mu p_i + (1-\mu)\lambda(\omega)} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} d\omega \quad (8)$$

如果碳市场对企业碳排放行为具有足够约束力,则所有企业都将100%履约,因而总碳排放不超过总碳配额T,即 $T^* \leq T$ 。

由式(8)可知:当总碳配额T确定后,为了促使控排主体履约, p_i 和 $\lambda(\omega)$ 的权重分别为 u 和 $1-u$ 。式(8)的经济意义为:当碳市场的发育度较低、运行效率较低时,面临碳减排压力的地方政府将通过增强管控以督促控排主体履约(即保证不存在未交易的超额碳排放)。碳市场运行效率越低,为保证控排主体履约所需的管控力度越大,控排主体“重履约轻交易”的现象越普遍。由此可知,碳市场运行效率低与控排主体履约度高^⑧之间并不矛盾,试点地区基于市场机制与行政干预的协同作用实现碳减排。由此,本文提出:

假说1:面临碳减排压力的地方政府有动力通过行政干预弥补碳市场运行效率损失,因而在发育度较低的碳市场中,控排主体也能高效履约,降低碳排放。

进一步,由零利润条件可知,当企业的初始生产率低于 φ^* 时,企业退出市场, φ^* 的表达式为:

$$\varphi^* = \left(\frac{\sigma-1}{2-\sigma} F_c \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \left\{ \frac{\varepsilon}{A^{\frac{1}{\sigma-1}}} [p_c + \mu p_i + (1-\mu)\lambda(\omega)] \right\}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (9)$$

其中, $F_c = f_c - [p_i + \lambda(\omega)]T(\omega)$, F_c 为考虑了免费碳配额后的固定成本。简单假设 F_c 为大于0的固定常数^⑨,则可得: $\frac{\partial \varphi^*}{\partial p_i} > 0$, $\frac{\partial \varphi^*}{\partial \lambda(\omega)} > 0$ 。因而,碳市场约束越强,市场在位企业的初始生产率越高。

基于式(9)可得初始生产率为 φ^* 的企业均衡生产率为:

$$\gamma^*(\varphi^*)\varphi^* = \left[\frac{(\sigma-1)F_c}{A(2-\sigma)} \right]^{\sigma-1} [p_c + \mu p_i + (1-\mu)\lambda(\omega)] \quad (10)$$

进一步可得碳价、拉格朗日乘子对该企业均衡生产率的影响分别为:

$$\frac{\partial \gamma^*(\varphi^*)\varphi^*}{\partial p_i} = \mu \left[\frac{(\sigma-1)F_c}{A(2-\sigma)} \right]^{\sigma-1} > 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial \gamma^*(\varphi^*)\varphi^*}{\partial \lambda(\omega)} = (1-\mu) \left[\frac{(\sigma-1)F_c}{A(2-\sigma)} \right]^{\sigma-1} > 0 \quad (12)$$

因而,从理论上讲,加强碳市场约束虽然会因成

本效应抑制控排主体的节能创新投资,但能够通过“优胜劣汰”机制挤出低生产率企业,进而提高市场在位企业的均衡生产率、降低碳强度。在现实经济中,对低生产率企业的挤出效应可能体现为低生产率企业因经营亏损退出市场,也可能体现为在位企业放弃低生产率的生产线。由此,本文提出:

假说2:在市场机制和行政干预的协同作用下,增强碳市场约束不仅有助于降低碳排放,还能通过市场“优胜劣汰”机制提高生产率进而降低碳强度。

由于行政干预是弥补碳市场运行效率损失的重要工具,因此预计政府对控排主体可行使的管控力度越大,则碳市场的碳减排效应越显著。由此,本文提出:

假说3:在市场机制和行政干预的协同作用下,当碳市场运行效率存在损失时,政府对控排主体可行使的管控力度越大,则碳市场的碳减排效应越显著。

然而,需要指出的是,虽然在督促控排主体履约方面,行政干预能够弥补碳市场运行效率损失,但无论是通过碳交易还是行政干预,碳市场降低碳强度的效应大小均受制于技术禀赋这一客观条件。企业的初始生产率可看成企业的技术禀赋,由式(6)可得 $\frac{\partial \gamma^*(\omega)}{\partial \varphi(\omega)} > 0$,这意味着,由于具有创新成本优势,初始生产率越高的企业更倾向于增加节能创新投资,进而提高生产率、降低碳强度。由此,本文提出:

假说4:无论碳市场运行效率是否存在损失,碳市场的碳减排效应大小均与试点地区的技术禀赋水平正相关。

四、特征事实、识别策略及样本说明

1. 特征事实

通过整理各试点地区自碳市场启动以来至2017年的日收盘价与日交易量^⑩可知:整体而言,各试点地区的日收盘价波动较大且地区差距较大,日交易量呈现显著的“到期日效应”^⑪,即在临近履约日期时交易量显著增加,而在其他时间交易量较小或基本无交易(傅京燕等,2017)。从时间趋势看,各试点地区的日收盘价逐渐稳定,非临近到期日的日交易规模逐渐增多,这体现了试点地区碳市场逐渐发展的良好态势。另外,相比非试点地区(控制组),试点地

区(处理组)具有高碳排放但低碳强度的特点,且二者的平均碳排放及碳强度变动在2011年之前基本具有平行趋势^③。

2. 识别策略

由于8个试点地区启动碳市场的时间不一致,本文采用多期双重差分法估计碳市场对地区碳排放及碳强度的影响。在控制其他因素不变的基础上,多期双重差分法可以检验碳市场启动前后,试点地区与非试点地区在碳排放与碳强度方面是否存在显著差异。相应的多期双重差分模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中,下标*i*和*t*分别表示地区和年份; Y_{it} 是因变量,包含地区碳排放或碳强度; DID_{it} 为核心解释变量,即多期双重差分变量: $DID_{it} = treatment_i \times post_{it}$, $treatment_i$ 代表是否为处理组, $post_{it}$ 代表政策实施时间; $control_{it}$ 表示影响碳排放或碳强度且随*i*和*t*变动的控制变量; η_i 表示城市固定效应,控制了影响碳排放或碳强度但不随时间变动的个体因素; γ_t 表示时间效应,控制了随时间变化影响所有地区的时间因素; δ_{it} 表示区域(东、东北、中、西四大区域)与年份的交互效应,控制了随区域且随时间变化的区域时变因素; ε_{it} 表示误差项。

$treatment_i$ 的取值规则为:当*i*代表北京、天津、上海、重庆以及属于广东、湖北、福建的地级市时, $treatment_i = 1$;当*i*代表其他地区时, $treatment_i = 0$ 。由于8个试点地区启动碳市场的时间依次为:2013年6月(深圳)、2013年11月(北京)、2013年12月(天津、上海、广东)、2014年4月(湖北)、2014年6月(重庆)、2016年12月(福建)。因此,有关 $post_{it}$ 的取值规则如下:当*i*代表北京、天津、上海以及属于广东的地级市且 $t \geq 2013$,或*i*代表重庆以及属于湖北的地级市且 $t \geq 2014$,或*i*代表属于福建的地级市且 $t \geq 2016$ 时, $post_{it} = 1$;除此之外, $post_{it} = 0$ 。为解决潜在的序列相关和异方差问题,本文报告的是以省份聚类的稳健标准误。如果碳市场显著降低当地的碳排放或碳强度,则 β_1 显著为负。

3. 样本选择与数据说明

(1)被解释变量与核心解释变量。本文的被解释变量分别为地区碳排放与碳强度,二者均取对数形式($\ln co_2$ 、 $\ln cogdp$),计算碳排放强度所用的地区生产

总值为根据2006年不变价计算的地区生产总值。核心解释变量为是否启动碳市场即DID变量。

(2)控制变量。由于碳排放、碳强度与经济发展紧密相关,因此,为了使得处理组和控制组的碳排放、碳强度具有可比性,有必要对处理组和控制组的经济异质性特征进行控制。本文选取的有关衡量地区经济异质性特征的控制变量包括:①经济发展水平,具体为人均实际生产总值的对数值($\ln pgdp$)及其平方项($\ln pgdpp$),按照2006年不变价计算;②产业结构,具体为第二产业占比($strind$)、第三产业占比($strsev$);③经济结构,具体为社会商品零售额与生产总值的比值($strls$);④对外开放程度,具体为当年实际使用外资金额与生产总值的比值($strwz$);⑤经济集聚程度,具体为人口密度($pooden$)、年末总人口的对数值($\ln pop$);⑥市场发展程度,具体为市场化指数($marketindex$)、工业企业数量的对数值($\ln qys$)、城镇私营和个体从业人员与城镇单位从业人员期末人数的比值($strsq$);⑦财政依存度,具体为地方一般公共预算收入与生产总值的比重($strpub$);⑧清洁能源供给,具体为水利发电量的对数值($\ln slfd$);⑨创新强度,具体为发明专利总量的对数值($\ln zls$);⑩地区节能减排强度目标,具体为“十一五”“十二五”“十三五”时期各省份的节能减排目标与相应年份的交互项($t1$ 、 $t2$ 、 $t3$)。

(3)市场机制与行政干预的代理变量。①市场机制:本文引入碳价、市场流动性、相对市场交易规模共3类指标衡量碳交易状况,并将其作为市场机制的代理变量。其中,碳价为日收盘价的年均值的对数值($\ln orice$),市场流动性为非零交易的年天数的对数值($\ln liqui$),相对市场交易规模为年交易总量占地区全部碳排放比重($strvol$)^④。②行政干预:由于本文将政府管控等同于行政干预,因此,反映政府管控强度的指标也能够衡量行政干预力度的大小。鉴于试点地区的控排主体多为国有企业(Zhao et al., 2016),且相比非国有企业,政府对国有企业具有更强的潜在管控能力(如政府可将控排主体的履约行为与国有企业的绩效考核评价体系挂钩),本文选取国有企业占比($strgygz$)衡量行政干预。国有企业占比具体采用规模以上工业企业中国有企业固定资产占比测算,受数据限制,该指标缺失2017年的数据。另外,

考虑到政府在国民经济初次分配中占比越高,政府与市场主体的关系更密切。对市场主体可管控的力度也可能更强,本文选取财政依存度(strpub)代替国有企业占比进行稳健性检验。试点地区对未履约行为的行政处罚力度(penalty)(简称“惩罚力度”)也能在一定程度上反映行政干预力度。然而该指标的取值具有一定主观性,因此本文也仅将该指标代替国有企业占比进行稳健性检验。参考Liu et al.(2021)的做法,将惩罚力度设置为多分变量,具体取值为:当DID=0时,penalty=0;当DID=1时,北京、上海、深圳碳市场的penalty取值为6,重庆碳市场的penalty取值为5,湖北碳市场的penalty取值为4;广东碳市场的penalty取值为3;福建碳市场的penalty取值为2;天津碳市场的penalty取值为1^②。

(4)其他变量。本文引入如下相关变量辅助实证检验:地区实际生产总值的对数值(lngdp)、能源消费强度的对数值(lnenergdp)、煤炭消费占比(strcoal)、工业二氧化硫排放及强度的对数值(lnso₂、lnsogdp)、大气中PM_{2.5}浓度的对数值(lnpm_{2.5})。

(5)数据说明。本文通过使用2006–2017年中国283个城市的面板数据^③来评估地区碳市场的碳减排效应。碳排放数据来源于中国碳排放核算数据库(Chen et al., 2020),市场化指数来源于历年《中国分省份市场化指数报告》;碳价、交易规模等数据来源于中国碳排放权交易网;其他数据来源于历年《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业统计年鉴》。受限于数据限制,市场化指数、水利发电量、规模以上工业企业中国有企业固定资产占比、能源消费强度、煤炭消费占比均只能获取至省级层面。

五、实证结果与稳健性检验

1. 基准回归结果

表1列示了式(13)的基准回归结果,所有回归结果均控制了年份固定效应、城市固定效应以及区域与年份的交互效应。表1的(1)、(3)列不添加控制变量,(2)、(4)列添加控制变量,所有列均汇报省份层面的聚类标准误。由表1可知,如果仅控制年份固定效应、城市固定效应以及区域与年份的交互效应,则影响碳排放的DID系数为负但未达到10%的显著性水平,影

响碳强度的DID系数在5%水平显著为负;但在加入控制变量^④后,影响碳排放和碳强度的DID系数均在1%水平显著为负,系数值分别为-0.0833和-0.0895。因此,碳市场同时降低试点地区的碳排放与碳强度。假说1与假说2同时得证。

2. 平行趋势检验及政策动态效应分析

本文借鉴张国建等(2019)、McGavock(2020)的研究框架,基于事件分析法检验平行趋势假设并分析政策动态效应。具体而言,以碳市场启动之前7年作为比较基准^⑤,构建碳市场启动之前6年、启动年份、启动之后4年的年份虚拟变量与对应政策虚拟变量的交乘项,具体模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{s=1}^6 \beta_{pre_s} D_{pre_s} + \beta_{current} D_{current} + \sum_{s=1}^4 \beta_{post_s} D_{post_s} + \beta_{control_{it}} + \eta_i + \gamma_t + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

式(14)中,D_{pre_s}、D_{current}、D_{post_s}分别代表碳市场启动之前(仅考虑前6年)、启动之时以及之后的年份虚拟变量分别与对应政策虚拟变量的交乘项,β_{pre_s}、β_{current}、β_{post_s}为对应的系数,其他符号的意义同式(13)^⑥。

系数β_{pre_s}的回归结果显示,无论是碳排放还是碳强度,碳市场启动之前2年到前6年的对应系数均未通过显著性检验,这意味着在碳市场启动之前2年至前6年,处理组和控制组的碳排放与碳强度的变动趋势满足平行趋势假设,上文表1中核心解释变量DID的回归系数能够捕捉试点地区碳市场的碳减排效应。同时,碳市场启动前1年的对应系数在5%水平显著为负,启动前2年的对应系数虽然未通过10%的显著性检验,但已开始显示一定的碳减排趋势,这意味着试点地区存在一定“预期政策效应”。试点地区存在“预期政策效应”的经济逻辑为:虽然在碳市场启动之前,相关工作仅停留在政策设计和讨论阶段,但由于预期到碳市场即将启动,高碳排放企业可能因此提前改变生产方式,从而引致当地碳排放和碳强度的提前下降。

由于处理组中除了福建以外的地区均集中在2013年、2014年启动碳市场,因此碳市场启动前1—2年的时间主要集中为2011–2012年。这表明,可能在2011年10月国家确定碳市场试点地区名单之后,北京等7个试点地区(不包含福建)就开始加快低碳经济转型(降低碳排放与碳强度)以应对即将到来的

碳市场约束。Liu et al.(2021)指出,北京等7个试点地区的高耗能、高碳排放企业最早在2011年10月就已感知到碳市场政策,并因此开始改变其生产模式以应对未来的碳市场约束,从而促使地区碳排放提前降低。事实上,不少研究也发现,自2011年起相关政策效应已开始显现(Cui et al., 2018; Hu et al., 2019; Zhang et al., 2020b)。系数 $\beta_{current}$ 及 β_{post_s} 的回归结果显示,无论是碳排放还是碳强度,相关系数均在1%—5%的水平显著为负,且在政策实施后的第3年、第4年,碳市场的碳减排效应有所加强,这可能与试点地区碳市场建设的日益完善有关。

3. 安慰剂检验

为了增强表1基准回归结果的可信度,本文还需进行安慰剂检验。Bearand et al.(2004)指出,采用多年数据进行双重差分的经验分析时,可能存在由序列相关引起标准误偏差问题,进而导致回归检验过度拒绝零假设。为此,Chetty et al.(2009)和La Ferrara et al.(2012)采用非参置换检验的方法进行安慰剂检验,郭俊杰等(2019)、陆菁等(2021)等研究也采用该方法进行安慰剂检验。对于本文的多期双重差分模型而言,非参置换检验的操作如下:对所有省级地区和政策时间进行不重复随机抽样,每次抽取8个省级地区及各省级地区对应的随机政策时间点^⑥,将所抽中8个省级地区对应的城市作为虚拟处理组,余下城市作为虚拟控制组,将这个过程重复500次,从而获得500个虚拟处理组及虚拟政策时间交互的DID回归估计系数。如果碳市场确实对试点地区具有显著的碳减排效应,那么表1中(2)、(4)列的DID估计系数(分别为-0.0883和-0.0895)应该位于非参置换检

验系数分布的低尾位置。相关回归结果显示基准回归结果通过安慰剂检验^⑦。

4. 其他稳健性检验^⑧

(1)倾向得分匹配双重差分法。本文可使用倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)检验本文基准回归结果的稳健性。考虑到2011年试点政策效应就已出现,且试点政策可能会改变试点地区相关经济变量的变化,本文仅对政策影响前的样本(即2006—2010年的样本)进行逐年倾向得分匹配。具体操作如下:以式(13)中的控制变量作为协变量进行逐年倾向得分匹配,仅保留在各匹配年份均位于共同取值范围内的样本点,最后仅针对这些位于共同取值范围内的样本进行多期双重差分检验,回归模型同式(13)。回归结果显示:无论采用上述何种匹配方法,多期双重差分变量DID的系数均在1%—5%水平显著为负。因此,本文的基准回归结果具有稳健性。

(2)剔除同时期其他相关政策的影响。同时期其他相关政策也可能影响试点地区的碳排放和碳强度,从而对碳市场试点政策效应的识别造成干扰。除了碳市场试点政策以外,2007年开始的排污权交易试点(史丹和李少林,2020)、2010年开始的低碳地区试点(徐佳和崔静波,2020)、2012年印发的《重点区域大气污染防治“十二五”规划》(Miao et al., 2020)均可能影响试点地区的碳排放和碳强度。为剔除这些相关政策的干扰,本文对仅覆盖低碳试点地区^⑨、大气污染重点控制区、排污权交易试点的城市样本分别进行多期双重差分回归检验。回归结果显示:剔除同时期其他相关政策后,多期双重差分变量DID的回归系数均在1%—10%水平显著为负。因此,本

表1 基准回归结果

	碳排放的对数值(lnco ₂)		碳强度的对数值(lncogdp)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	-0.0437(0.0321)	-0.0833*** (0.0279)	-0.0752** (0.0348)	-0.0895*** (0.0229)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
区域与年份交互效应	是	是	是	是
样本数	3396	3115	3396	3115
R ²	0.8652	0.9150	0.8867	0.9472

注:括号内的数值为省份层面的聚类标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。以下各表同。

文的基准回归结果具有稳健性。

(3)剔除部分特殊样本的影响。本文还通过剔除部分特殊样本检验基准回归结果的稳健性。①在2011年确定的7个碳市场试点地区中,北京、上海、深圳属于中国经济实力排名靠前的三大城市,除了碳市场试点政策外,“十二五”时期该三大城市可能还执行了其他严格的节能减排政策,由此可能干扰对碳市场试点政策效应的识别;②重庆是8个试点地区中唯一位于西部的直辖市,西部地区经济发展的特殊性也可能影响基准回归结果;③福建和四川均于2016年底启动碳市场,可将其剔除以进一步检验基准回归结果的稳健性。回归结果显示:在剔除上述部分特殊样本后,多期双重差分变量DID的回归系数依然在1%—5%水平显著为负,这进一步验证了本文基准回归结果的稳健性。

六、市场机制与行政干预的协同碳减排效应检验

上述基准回归与稳健性结果显示,碳市场显著

降低试点地区的碳排放与碳强度,该实证结论具有稳健性。然而,由于当前中国碳市场发展尚不完善,可能存在市场机制的功能性缺失,因而试点地区碳市场的碳减排效应不一定完全来源于碳交易。为了检验试点地区在多大程度上通过市场机制实现碳减排,本文将式(13)调整如下^③:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \theta DID_{it} \times perf_{it} + \beta_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中, $perf_{it}$ 为衡量市场机制的相关指标,具体为碳价、市场流动性、相对市场交易规模, $perf_{it}$ 是对虚拟变量 DID_{it} 更为精细的刻画, θ 为其对应系数;在同时添加 DID_{it} 及其与 $perf_{it}$ 的交互项后,系数 β_1 捕捉的是市场机制完全不存在的情况下(比如碳价为0)的碳市场效应, θ 捕捉的是由碳交易引致的异质性碳减排效应^④, θ 是判断市场机制是否有效的关键系数;其他符号的意义同式(13)。

表2、表3展示了相关回归结果:①当以碳价衡

表2 碳价、市场流动性、相对市场交易规模对碳减排效应(碳排放)的回归结果

	碳排放的对数值(lnco ₂)		
	(1)	(2)	(3)
DID	-0.0545(0.0378)	-0.0627**(0.0242)	-0.0646**(0.0256)
DID×lnprice	-0.0095(0.0112)		
DID×lnliqui		-0.0049(0.0032)	
DID×strvol			-0.8528*** (0.2137)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
区域与年份交互效应	是	是	是
样本数	3115	3115	3115
R ²	0.9151	0.9151	0.9158

表3 碳价、市场流动性、相对市场交易规模对碳减排效应(碳强度)的回归结果

	碳强度的对数值(lncogdp)		
	(1)	(2)	(3)
DID	-0.0624*(0.0340)	-0.0790*** (0.0230)	-0.0760*** (0.0234)
DID×lnprice	-0.0090(0.0109)		
DID×lnliqui		-0.0025(0.0028)	
DID×strvol			-0.6144*** (0.1884)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
区域与年份交互效应	是	是	是
样本数	3115	3115	3115
R ²	0.9472	0.9472	0.9475

量市场机制时,无论是对于碳排放还是碳强度,系数 θ 均未达到10%水平的显著负相关,而系数 β_1 分别由-0.0833和-0.0895变动至-0.0545和-0.0624。虽然衡量异质性碳减排效应的系数 θ 未通过显著性检验,但 β_1 的绝对值有所下降,这意味着以碳价衡量的市场机制可能在一定程度上有效。对于碳排放,系数 β_1 可能因共线性而未通过显著性检验,因此尚难以判断碳市场是否通过市场机制以外的渠道降低碳排放;对于碳强度,系数 β_1 在10%水平显著为负,这意味着碳市场通过市场机制以外的渠道显著降低碳强度。②当以市场流动性衡量市场机制时,无论是对于碳排放还是碳强度,系数 θ 为负但依然未通过显著性,系数 β_1 的绝对值下降但在1%—5%水平显著为负,这意味着碳市场通过市场机制以外的渠道显著促进碳减排。③当以相对市场交易规模衡量市场机制时,无论是对于碳排放还是碳强度,系数 θ 为负且在1%水平显著为负,系数 β_1 的绝对值下降但仍在1%—5%水平显著为负。这意味着,相对市场交易规模能够显著增强碳市场的碳减排效应,但碳市场仍通过市场机制以外的渠道显著促进碳减排。

综上,可得如下结论:①试点地区碳市场的碳减排效应部分来源于以碳交易为核心的市场机制,相对市场交易规模越大,则碳市场的碳减排效果越显著;②由于碳价、市场流动性未能显著增强碳市场的

碳减排功能,因此总体而言试点地区碳市场的市场机制作用有限;③试点地区碳市场的碳减排效应还来源于碳交易以外的非市场机制。

既然试点地区碳市场的碳减排效应还来源于碳交易以外的非市场机制,那么这一非市场机制渠道是否与政府对市场的行政干预力度紧密相关呢?为了验证假设3,本文将式(15)调整为:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \theta DID_{it} \times gov_{it} + \beta_g gov_{it} + \beta_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_i + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, gov_{it} 为衡量政府行政干预的指标,具体为国有企业占比、财政依存度、惩罚力度, β_g 为对应系数^⑧; $DID_{it} \times gov_{it}$ 为DID变量与行政干预力度的交互项, θ 为对应系数,属于判断行政干预力度是否影响碳市场碳减排效应的关键系数;其他符号的含义同式(15)。

表4、表5展示了相关回归结果。无论是对于碳排放还是碳强度,DID变量与国有企业占比的交互项均在1%水平显著为负,因此国有企业占比越高的地区,碳市场的碳减排效应越强烈。这意味着,政府对市场可行使的管控能力越强,则试点地区碳市场的碳减排效应越显著,假说3得证。将财政依存度替换国有企业占比后,相关交互项的回归系数依然在5%水平显著为负,研究结论不变。将惩罚力度替换国有企业占比后,相关交互项的回归系数依然在

表4 国有企业占比、财政依存度、惩罚力度对碳市场碳减排效应(碳排放)影响的回归结果

	碳排放的对数值(lnco ₂)		
	(1)	(2)	(3)
DID	0.1751**(0.0688)	0.0163(0.0448)	0.0955(0.0612)
DID×strgygz	-0.5757*** (0.1432)		
DID×strpub		-10.0956** (0.5110)	
DID×penalty			-0.0520*** (0.0154)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
区域与年份交互效应	是	是	是
样本数	2870	2870	3115
R ²	0.9242	0.9231	0.9174

注:由于仅关注DID变量及其相关交互项的系数回归结果,表4、表5均未展示式(16)中strgygz、strpub的系数回归结果;由于 $DID_{it} \times Penalty_{it} = penalty_{it}$,因此表4、表5中无 $penalty_{it}$ 的回归结果。

表5 国有企业占比、财政依存度、惩罚力度对碳市场碳减排效应(碳强度)影响的回归结果

	碳强度的对数值(lnco2dp)		
	(1)	(2)	(3)
DID	0.1368*(0.0758)	0.0278(0.0383)	0.0400(0.0622)
DID×strgygz	-0.5101***(0.1761)		
DID×strpub		-10.3459**(0.5026)	
DID×penalty			-0.0377**(0.0181)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
区域与年份交互效应	是	是	是
样本数	2870	2870	3115
R ²	0.9432	0.9432	0.9480

1%—5%水平显著为负,研究结论依然不变。进一步,还可将DID变量替换为包含更丰富信息的碳交易变量(碳价、市场流动性、相对市场交易规模),回归结果^⑧显示:碳交易变量与国有企业占比交互项的回归系数均在1%水平显著为负,这进一步佐证了本文的假说3^⑧。另外,由假说4可知,无论是基于市场机制还是行政干预,碳市场的碳减排效果均与试点地区的技术禀赋水平相关。以专利数衡量技术禀赋水平并将其与DID变量交互后^⑧的回归结果^⑧显示:无论是对于碳排放还是碳强度,相关交互项的系数均在1%水平显著为负。假说4得证。

总体而言,基于上述实证检验结果可知,碳市场显著降低试点地区的碳排放与碳强度,但当前碳交易对碳减排的作用有限,而政府对市场可行使的管控力度能够有效增强碳市场的碳减排效应。据此,本文的理论推演与实证研究结论均支持:当前中国碳市场试点地区基于市场机制与行政干预的协同作用督促控排主体履约,从而有效降低试点地区的碳排放和碳强度。需要提及的是,碳市场与排污权交易同属于市场类环境规制,但中国排污权交易试点的节能效果与市场化程度显著正相关(史丹和李少林,2020)。由于相比排污权交易(2007年开始试点),8个试点地区的碳市场起步较晚,实施年份较短,相关市场机制建设尚存在诸多不完善之处,因而处于发展初期的碳市场还需依靠行政干预力量实现碳减

排。随着试点地区碳市场制度建设的逐步完善以及全国碳市场的逐步展开,预计未来碳交易的碳减排效应将逐渐增强。

七、进一步讨论

上文已验证了有关碳市场实现碳减排效应的4个假说,以下将从传导途径、地区异质性、减碳降污协同效应三个方面进行补充讨论说明^⑨。

(1)传导途径检验。碳排放与经济发展及碳强度紧密相关,降低碳排放的同时可能会对地区经济发展产生不利影响。由回归结果可知:碳市场未降低地区生产总值。因此,结合上文的基准回归结果可得:碳市场显著降低了试点地区的碳排放与碳强度,但不影响试点地区的经济产出,因而碳市场主要通过降低碳强度抑制试点地区的碳排放。进一步,既然试点地区的碳排放降低主要来源于碳强度的下降,那么碳强度的下降又来源于哪一途径?由于碳强度的下降直接源于化石能源消费强度的下降,因而可从能源消费强度和化石能源消费占比两个途径检验碳强度下降的来源。由于当前中国的煤炭消费占比依然居高,因此降低煤炭消费占比是调节能源消费结构的重点。回归结果显示:碳市场部分通过降低能源消费强度而非煤炭消费占比降低试点地区的碳强度。

(2)地区异质性检验。在表1基准回归的基础上,可通过在式(13)中引入各碳市场所在地区与DID

变量的交互项,以检验碳市场的碳减排效应是否存在地区异质性。依据相关回归结果,总体结论如下:①北京碳市场的碳减排效应最强,上海及深圳碳市场的碳减排效应次之,这可能是由于这三个地区的碳市场发育程度及行政干预强度均相对较高;②虽然天津、重庆碳市场的碳价不稳定、市场流动性也较差,但这两个地区的碳市场对碳强度的抑制效应较强^⑧;③相比北京、上海、深圳,湖北和广东碳市场的碳减排效应整体相对较弱,本文推测其可能原因是这两个地区的碳排放主体众多,而当前碳市场尚未将所有碳排放主体纳入控排范围。

(3)减碳降污协同效应检验。碳排放与空气污染物具有同根同源的关系,二者均与煤炭消费紧密相关,因此碳市场可能存在减碳降污的协同效应。相关回归结果显示,虽然以DID变量衡量的碳市场对二氧化硫排放、二氧化硫强度、PM_{2.5}浓度均无显著抑制作用,但DID变量与相对市场交易规模的交互项至少在10%水平显著降低二氧化硫排放与强度以及PM_{2.5}浓度,这意味着相对市场交易规模有助于增强碳市场的减碳降污协同效应。

八、主要结论与政策启示

本文基于市场机制与行政干预的协同作用视角,从理论与实证两个角度分别阐释和检验试点地区碳市场促进碳减排的理论机理与政策效果。本文的研究结果表明:①整体而言,碳市场对试点地区具有显著的碳减排效应,能够同时降低碳排放与碳强度,但碳交易市场机制的碳减排作用有限,而地区行政干预能够显著增强碳市场的碳减排效应,因而当前试点地区的碳市场是通过市场机制与行政干预的协同作用实现碳减排;②地区异质性方面,在市场机制与行政干预的协同作用下,北京碳市场的碳减排效应最强、上海及深圳碳市场次之,天津、重庆碳市场对碳强度的抑制效应较强,而广东、湖北碳市场的碳减排效应整体相对较弱;③传导机制方面,试点地区通过降低碳强度减少碳排放,地区生产总值未受到冲击,碳强度下降又可部分归结为能源消费强度下降而非煤炭消费占比降低;④减碳降污的协同效应方面,碳市场在实现碳减排效应的同时,也在一定程度上抑制了二氧化硫排放(总量与强度)空气污染。

本文的研究结论对于发展完善中国碳市场具有重要的政策启示:①进一步发展和完善地区及全国碳市场的制度建设,增强碳交易对碳减排行为的市场激励作用,逐步建立市场机制在碳市场领域的主导作用。虽然行政干预与碳市场均能通过数量控制实现既定的碳减排目标,但相比行政干预型碳减排工具,碳市场的显著优势在于通过碳交易降低减排成本,进而能够实现既定减排目标下的减排成本最小化。本文研究发现,虽然试点地区的碳市场具有显著的碳减排效应,但碳交易在其中发挥的作用有限。虽然地方政府通过行政干预也能督促控排主体履约,但市场机制的功能性缺失将使得碳市场政策“名不副实”,控排主体也难以通过市场机制降低环境遵从成本,中国的碳减排政策也难以从行政干预型转为更经济有效的市场激励型。因而,已开展碳市场的地区应继续加强碳市场的制度建设,如完善碳排放数据的统计、核查、报送等制度,建设组织良好、功能完善的交易平台和第三方服务机构,鼓励碳金融产品创新等。全国碳市场的开展应注重统一碳交易平台的建设,需把督促控排主体履约以及推动控排主体通过碳交易降低减排成本置于同等重要地位。②碳市场建设应当正确处理政府与市场的角色定位,科学合理界定政府与市场的行为边界,最大程度发挥市场机制与行政干预的协同促进作用。虽然一些研究指出中国对市场的控制和干预、国有企业占据主导地位等使得中国在建设以市场为基础的碳交易平台方面存在困难(Liu et al., 2015),但不可否认,在市场化减排机制尚未有效建立之前,政府加强对碳排放行为的管控是实现既定碳减排目标的有力手段,有效的政府运作也是碳交易平台迅速建立与运转的强有力保障。本文研究发现,政府对市场可行使的管控力度越大,则碳市场试点地区越能在不影响经济发展的前提下降低碳排放。然而,行政干预的有效性并不意味着行政干预越多越好,碳市场的建设与完善应正确处理政府与市场的角色定位。通常而言,政府应当通过完善交易平台建设,强化交易监管、完善相关法律法规等为控排主体创建高效率运行的碳市场,以完善的碳交易制度激励控排主体基于成本效益原则参与碳交易,通过碳交易

节约减排成本进而实现既定碳减排目标。③实现碳达峰、碳中和目标需要在总结试点经验的基础上加快推进全国碳市场建设。为实现2030年前碳达峰、2060年前碳中和的气候行动目标,中国需继续深入挖掘各碳排放主体的碳减排潜力。在全国范围内采用市场机制替代传统的行政干预促进碳减排,能够有效降低整个经济社会的碳减排成本,加快推进全国碳市场建设、建立覆盖更多行业的全国统一碳交易平台是中国实现碳达峰、碳中和目标的重要举措之一。相比地区碳市场,全国碳市场将更大范围内的排放主体纳入控排与市场交易范畴,这不仅避免了地区之间可能存在的“碳泄漏”效应,也能在更大程度上平滑各控排主体的碳减排成本,实现全国范围内的碳减排成本最小化。另外,由于CCER具有促进控排主体履约和实现碳中和的双重作用,建设全国碳市场也不应忽略CCER制度的建设与完善。

感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

注释:

- ①本文的碳减排包括降低碳排放及碳强度。
 ②本文的控排主体是指碳市场中受碳排放配额约束的主体。
 ③Munnings et al.(2016)指出,虽然目前未能找到任何关于如何将碳市场试点地区控排主体的履约行为纳入干部评价体系的正式文件,但基于地方政府官员的采访发现,试点地区国有企业高管的绩效评估确实考虑了该企业(如被纳入控排主体)的履约行为。
 ④从目前各试点地区颁布的碳市场相关文件看,各地区均制定了控排主体不按碳配额履约时的责任惩罚办法,深圳、重庆、湖北还将履约行为与国有企业的绩效考核评价体系挂钩。
 ⑤本文所指的碳排放为碳排放总量,碳强度为碳排放强度,即单位地区生产总值的碳排放。
 ⑥7个官方试点碳市场具体为北京、天津、上海、深圳、广东、湖北、重庆碳市场;1个自愿碳市场为福建碳市场。由于2016年底四川仅开展核证自愿减排量(CCER)交易,无碳配额交易,因此本文不将四川纳入自愿碳市场。
 ⑦Chen et al.(2020)的研究提供了本文所需地级市所有县的碳排放,因此,将县碳排放加总可得对应地级市碳排放。
 ⑧部分基于企业微观数据(上市公司)的研究发现,碳市场

显著抑制了企业创新投资(Shi et al.,2018;Chen et al.,2021)。

⑨通常而言,如果不加以区分,碳市场即代表通过市场机制实现碳减排。但本文对碳市场和市场机制两个概念加以区分:在碳市场中,仅有基于碳价进行碳交易才属于真正的市场机制,而启动碳市场并不意味着控排主体必定基于碳交易实现履约。本文以下的理论分析将阐明控排主体履约并不代表碳交易必定有效。

⑩如无特别说明,本文将政府管控行为等同于行政干预。

⑪Guadalupe et al.(2012)、陆菁等(2021)均采用初始生产率越高,创新成本越低的理论假设。

⑫式(2)代表的经济意义可用图形表示,参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

⑬为保证式(6)能耗创新投资是其成本的减函数,需在 $\sigma > 1$ 的基础上进一步假设 $\sigma < 2$,因此 $1 < \sigma < 2$ 。

⑭本文所指的加强碳市场约束是指提高碳价或提高政府管控力度,下同。

⑮当 $\mu=1$ 时,由式(8)可解得:
$$p_t = \frac{A \int_{\omega \in \Omega} \varphi(\omega)^{2(\sigma-1)} d\omega}{\varepsilon^{\sigma-1} \Gamma^{2-\sigma}} - p_t$$
因而碳价取决于市场总碳配额(总供给)和市场加权平均初始生产率水平(总需求)。

⑯据统计,2013—2017年试点地区已公布的履约度均在97%以上(王科和刘永艳,2020)。

⑰该假设可简单理解为:初始生产率处于退出市场临界值的企业不能获得免费碳配额,此时 $F_t=f_t$ 。

⑱具体图示参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

⑲由于碳市场的履约到期日通常在6月30日之前,因此各地区的碳交易高峰通常出现在每年的6月。

⑳具体图示参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

㉑交易规模能够反映碳市场的活跃程度,但不同地区碳市场的交易规模不能直接比较,因此,本文将各地区碳市场的年度累计交易规模除以地区年度碳排放,即构建相对交易规模衡量碳市场的活跃程度。

㉒相关罚则制度的比较及惩罚力度的赋值依据参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

㉓相关数据的描述性统计结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

㉔相关控制变量的回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

㉕为了连续展示碳市场启动前后试点地区碳减排效应的变化,式(14)将碳市场启动之前7年作为比较基准。张国建等(2019)、史丹和李少林(2020)也采用政策实施前若干年作为比较

基准。

②⑥平行趋势检验和政策动态效应分析的回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

②⑦由于双重差分法至少需要政策冲击前后各有一年数据,因此仅在2007-2016年中挑选随机政策时间点。

②⑧安慰剂检验的图示结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

②⑨稳健性检验的回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③⑩需要指出的是,对于低碳试点地区而言,推行碳市场的地区可能比未推行碳市场的地区执行更为严格的低碳政策,由此导致仅保留低碳试点地区样本可能也无法排除低碳试点地区政策的干扰。鉴于此,本文在仅保留低碳试点地区样本的基础上,引入衡量碳交易的指标(碳价、市场流动性、相对市场交易规模)进行再检验,回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③⑪由于 $DID_{it} \times perf_{it} = perf_{it}$,因此式(15)无需再放入 $perf_{it}$ 。

③⑫关于式(15)中 $perf_{it}$ 的处理,Cui et al.(2018)将 $perf_{it}$ 替换 DID_{it} 进行模型检验,Zhu et al.(2019)、Liu et al.(2021)在 DID_{it} 的基础上继续添加 $Perf_{it}$ 与 DID_{it} 的交互项进行模型检验。为了捕捉由碳交易引致的异质性碳减排效应,本文参考Zhu et al.(2019)、Liu et al.(2021)的做法,在 DID_{it} 的基础上同时添加 $perf_{it}$ 与 DID_{it} 的交互项进行模型检验。

③⑬当 gov_{it} 由惩罚力度指代时, β_9 因多重共线问题而无估计结果。

③⑭相关回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③⑮将包含碳交易信息的变量替换了虚拟变量DID有助于剔除此路径(即行政干预通过与碳市场平行的方式而非协同作用方式促进碳减排)。

③⑯相当于把式(16)中的变量替换为地区专利数量。

③⑰相关回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③⑱相关回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③⑲考虑到天津、重庆碳市场的“到期日效应”显著,碳交易整体表现较差,本文推测这两个碳市场存在的显著碳强度下降效应可能与地区经济特征有关。

参考文献:

[1]陈诗一. 边际减排成本与中国环境税改革[J]. 中国社会科学, 2011, (3): 85-100.

[2]傅京燕, 章扬帆, 谢子雄. 制度设计影响了碳市场流动

性吗——基于中国试点地区的研究[J]. 财贸经济, 2017, (8): 129-143.

[3]郭俊杰, 方颖, 杨阳. 排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排[J]. 世界经济, 2019, (1): 121-144.

[4]陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, 2021, (1): 174-192.

[5]史丹, 李少林. 排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证[J]. 中国工业经济, 2020, (9): 5-23.

[6]王科, 刘永艳. 2020年中国碳市场回顾与展望[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2020, (2): 10-19.

[7]徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020, (12): 178-196.

[8]易兰, 李朝鹏, 杨历, 刘杰. 中国7大碳交易试点发育度对比研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, (2): 134-140.

[9]张国建, 佟孟华, 李慧, 陈飞. 扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J]. 中国工业经济, 2019, (8): 136-154.

[10]Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates[J]. Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(1): 249-275.

[11]Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft. Saliency and Taxation: Theory and Evidence[J]. American Economic Review, 2009, 99(4): 1145-1177.

[12]Chen, J., M. Gao, S. Cheng, W. Hou, M. Song, X. Liu, Y. Liu, and Y. Shan. County-Level CO₂ Emissions and Sequestration in China during 1997-2017[J]. Scientific Data, 2020, 7(1): 1-12.

[13]Chen, Z., X. Zhang, and F. Chen. Do Carbon Emission Trading Schemes Stimulate Green Innovation in Enterprises? Evidence from China[J]. Technological Forecasting & Social Change, <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.120744>.

[14]Cui, J., J. Zhang, and Y. Zheng. Carbon Pricing Induces Innovation: Evidence from China's Regional Carbon Market Pilots [J]. AEA Papers and Proceedings, 2018, (108): 453-457.

[15]Guadalupe, M., O. Kuzmina, and C. Thomas. Innovation and Foreign Ownership[J]. American Economic Review, 2012, 102(7): 3594-3627.

[16]Hu, Y., S. Ren, Y. Wang, and X. Chen. Can Carbon Emission Trading Scheme Achieve Energy Conservation and Emission Reduction? Evidence from the Industrial Sector in China[J]. Energy Economics, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104590>.

[17]Jiang, J., D. Xie, B. Ye, B. Shen, and Z. Chen. Research on China's Cap-and-Trade Carbon Emission Trading Scheme: Overview and Outlook[J]. Applied Energy, 2016, (178): 902-917.

- [18]La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4): 1–31.
- [19]Liu, L., C. Chen, Y. Zhao, and E. Zhao. China's Carbon-Emissions Trading: Overview, Challenges and Future[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2015,(49): 254–266.
- [20]Liu, Y., X. Tan, Y. Yu, and S. Qi. Assessment of Impacts of Hubei Pilot Emission Trading Schemes in China: A CGE Analysis Using Term CO₂ Model[J]. *Applied Energy*, 2017,(189): 762–769.
- [21]Liu, J., R. T. Woodward, and Y. Zhang. Has Carbon Emissions Trading Reduced PM_{2.5} in China[J]. *Environmental Science & Technology*, 2021, 55(10): 6631–6643.
- [22]McGavock, T.. Here Waits the Bride? The Effect of Ethiopia's Child Marriage Law[J]. *Journal of Development Economics*, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102580>.
- [23]Melitz, M. J.. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695–1725.
- [24]Miao, Z., X. Chen, and T. Baležentis. Improving Energy Use and Mitigating Pollutant Emissions Across "Three Regions and Ten Urban Agglomerations": A City-Level Productivity Growth Decomposition[J]. *Applied Energy*, <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2020.116296>.
- [25]Munnings, C., R. D. Morgenstern, Z. Wang, and X. Liu. Assessing the Design of Three Carbon Trading Pilot Programs in China[J]. *Energy Policy*, 2016,(96): 688–699.
- [26]Sandoff, A., and G. Schaad. Does EU ETS Lead to Emission Reductions through Trade? The Case of the Swedish Emissions Trading Sector Participants[J]. *Energy Policy*, 2009, 37(10): 3967–3977.
- [27]Shi B., C. Feng, M. Qiu, and A. Ekeland. Innovation Suppression and Migration Effect: The Unintentional Consequences of Environmental Regulation[J]. *China Economic Review*, 2018, (49): 1–23.
- [28]Yang, L., F. Li, and X. Zhang. Chinese Companies' Awareness and Perceptions of the Emissions Trading Scheme (ETS): Evidence from a National Survey in China[J]. *Energy Policy*, 2016,(98): 254–265.
- [29]Yang, L., Y. Li, and H. Liu. Did Carbon Trade Improve Green Production Performance? Evidence from China[J]. *Energy Economics*, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105185>.
- [30]Zhang, D., S. Rausch, V. J. Karplus, and X. Zhang. Quantifying Regional Economic Impacts of CO₂ Intensity Targets in China[J]. *Energy Economics*, 2013,(40): 687–701.
- [31]Zhang, Y., Y. Peng, C. Ma, and B. Shen. Can Environmental Innovation Facilitate Carbon Emissions Reduction? Evidence from China[J]. *Energy Policy*, 2017,(100): 18–28.
- [32]Zhang, H., M. Duan, and Z. Deng. Have China's Pilot Emissions Trading Schemes Promoted Carbon Emission Reductions? The Evidence from Industrial Sub-Sectors at the Provincial Level[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019,(234): 912–924.
- [33]Zhang, S., K. Jiang, L. Wang, G. Bongers, G. Hu, and J. Li. Do the Performance and Efficiency of China's Carbon Emission Trading Market Change over Time[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2020a, 27(26): 33140–33160.
- [34]Zhang, Y., W. Shi, and L. Jiang. Does China's Carbon Emissions Trading Policy Improve the Technology Innovation of Relevant Enterprises[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020b, 29(3): 872–885.
- [35]Zhang, Y., and W. Wang. How Does China's Carbon Emissions Trading(CET)Policy Affect the Investment of CET-Covered Enterprises[J]. *Energy Economics*, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105224>.
- [36]Zhao, X., G. Jiang, D. Nie, and H. Chen. How to Improve the Market Efficiency of Carbon Trading: A Perspective of China [J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2016,(59): 1229–1245.
- [37]Zhou, B., C. Zhang, H. Song, and Q. Wang. How Does Emission Trading Reduce China's Carbon Intensity? An Exploration Using a Decomposition and Difference-in-Differences Approach[J]. *Science of the Total Environment*, 2019,(676): 514–523.
- [38]Zhu, J., Y. Fan, X. Deng, and X. Lan. Low-Carbon Innovation Induced by Emissions Trading in China[J]. *Nature Communications*, 2019, 10(1): 1–8.