

# 碳市场建立对非控排企业绿色创新的影响研究

江新峰, 马 榕

(华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070)

**[摘 要]**以尚未纳入碳交易体系的上市公司为样本,基于溢出效应框架分析碳市场建立对非控排企业环保决策的影响。研究发现,客户被纳入碳市场交易促进了非控排供应商企业的绿色创新。其作用机制在于,碳交易下的控排企业绿色创新具有基于生产网络的压力效应和动力效应,能够激发关联非控排企业的绿色创新意愿,并助推其绿色创新能力提升。这一溢出效应有助于实现非控排企业绿色创新增量提质,且该过程具有方向性,碳市场建立并不存在基于生产网络“自上而下”的治理效果外溢,相关影响在非控排企业客户集中度较高、绿色创新基础较好及环境不确定性较高时更加明显。此外,碳市场建立的绿色创新溢出效应对于推动非控排企业可持续发展具有积极作用。研究结论为高效发挥碳市场绿色治理效果、深化环保改革以促进经济高质量发展提供了管理启示。

**[关键词]**碳市场;非控排企业;绿色创新;生产网络;绿色发展;绿色治理

**[中图分类号]**F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2024)04-0116-12

## 一、引言

绿色创新是实现经济结构转型升级的内在动力,亦是推进中国式现代化建设的必然要求。当前我国环境污染问题对高质量发展战略形成制约,如何引导绿色创新以突破经济发展瓶颈成为亟须解决的重要议题。相关统计数据显示,目前我国整体绿色创新水平较低,绿色专利申请以高校为主<sup>[1]</sup>。企业作为环境污染主体,其绿色创新在生态文明建设中的作用有待于进一步激发。但鉴于绿色创新的特殊性,企业通常因能力与意愿约束而导致绿色创新不足:绿色创新需要大量资金投入,且其结果存在知识溢出和环境保护双重外部性,企业权衡成本收益而不愿开展相关活动;同时,绿色创新涉及研发设计、生产管理与成果转化等多个复杂环节,周期长且风险高,较强的不确定性易使企业陷入不敢实施绿色创新的困境。破解企业“不愿”以及“不敢”进行绿色创新的难题,引导其积极承担环境社会责任,对于加快推动经济可持续发展具有重要意义。

近年来,以市场为导向的碳排放权交易制度成为生态文明建设的重要抓手,通过内化排污成本与减排收益促进了企业低碳发展。现有文献多以控排企业这一监管部门确定的碳市场参与主体作为研究对象,探讨碳市场设立对企业绿色创新的积极作用<sup>[2-3]</sup>。事实上,环境规制作为典型的公共产品,其实施效果通常具有外溢性,企业间基于网络联结进行的互动能够导致政策冲击进行传染与放大<sup>[4]</sup>。绿色创新是企业通过技术变革减少能源耗费,进而实现清洁生产的过程。鉴于企业间经营关联的普遍存在,以供需为基础构建的生产网络在企业绿色创新实践中扮演重要角色<sup>[5]</sup>。一方面,客户在借助绿色创新促进自身低碳发展的同时,对其供应商企业产生协同需求,迫使供应商为维持生产网络稳定而形成更强的绿色创新意愿。另一方面,企业绿色创新涉及多个领域的知识需求,客户绿色创新战略实施拓宽了供应商企业的知识获取途径,能够通过提供管理借鉴增强供应商的绿色创新能力,为其相关活动开展注入动力。那么,碳市场建立能否通过生产网络改变关联非控排企业对绿色创新“不愿”以及“不敢”的态度,从而实现其绿色治理效果在企业层面的扩大?对这一问题的探讨有助于进一步厘清碳交易制度的微观作用机理,进而发掘其治理效果提升路径,实现经济发展与环境保护共赢。

本文选取中国 A 股上市公司中的非控排企业作为初始研究样本,通过匹配与控排企业间的生产联结数据,考察碳市场建立对非控排企业绿色创新的潜在影响。研究表明,在客户被纳入碳市场交易名单后,非控排企业

**[收稿日期]**2023-12-29

**[基金项目]**国家社会科学基金项目(22FJYB054,21BJY124);湖北省教育厅哲学社会科学研究项目(23G059)

**[作者简介]**江新峰(1989—),男,山东泰安人,华中农业大学经济管理学院副教授,博士,从事环境政策与企业社会责任行为研究,E-mail:jxf@mail.hzau.edu.cn;马榕(2000—),女,山东潍坊人,华中农业大学经济管理学院硕士研究生,从事环境政策与企业社会责任行为研究。

的绿色创新水平显著提升,即碳市场建立对非控排企业存在基于生产网络的绿色创新溢出效应。机制分析发现,控排企业绿色创新对其生产网络关联非控排企业兼具压力与动力效应,能够加剧非控排企业经营压力,迫使其产生更强的绿色创新意愿,并通过提供经验借鉴助力其绿色创新能力提升。上述现象具有基于生产网络的方向性,但尚未有证据表明碳市场建立存在“自上而下”的绿色创新溢出效应。同时,碳市场治理效果在非控排企业层面的扩大实现了关联企业绿色创新数量与质量的同步提升,其作用能够进一步转化为较高的财务与环境绩效,对于关联非控排企业可持续发展具有积极意义。异质性分析结果表明,在客户集中度较高、绿色创新基础较好及所处环境不确定性较高的非控排企业中,碳市场建立的绿色创新溢出效应表现更加明显。

本文的研究贡献体现在:第一,区别于既有文献对碳交易制度微观直接治理效果的考察,本研究通过分析碳市场建立对未纳入交易体系的企业绿色创新行为的影响,揭示了其在非控排企业层面的潜在溢出效应,有助于拓宽碳市场建设对企业绿色治理效果的研究范畴。第二,以企业生产网络联结为切入点,构建基于非平等利益交换关系与平等协同合作关系的理论分析框架,结合企业生产关联中的压力倒逼和信息传递探寻碳市场治理溢出效应形成的内在机制,能够丰富有关企业关系联结在生态文明建设中应用价值的理论认知。第三,基于控排企业被纳入碳市场交易这一外生情境,立足生产网络视角解读碳市场建立驱动非控排企业绿色创新的具体逻辑,并综合非控排企业自身及所处环境特征分析其绿色创新行为的差异化表现,为探讨企业绿色创新影响因素提供了新的场景和思路,有助于进一步了解企业环保行为动机、完善环境规制,进而推动经济与环境相容发展。

## 二、制度背景、文献综述与研究假设

### (一)制度背景与文献综述

碳排放权交易市场是运用产权路径缓解污染问题的典型实践,本质是将二氧化碳等温室气体视为一种产权并赋予企业,通过市场交易实现环境污染治理。基于对碳排放总量的控制,碳市场设立主要通过向企业分配初始排放配额,并允许企业通过市场出售剩余配额和购买超排额度,最终达到整体减碳的效果。中国自2013年起先后于深圳、上海、北京、广东、天津、湖北、重庆与福建地区开展碳排放权交易试点,2021年正式启动发电行业全国统一碳市场建设。在分地区逐步试点的模式下,综合地区与行业污染属性等因素,政府将部分企业强制纳入碳市场总量管制和交易体系,即作为碳市场交易主体的控排企业。而非控排企业则为碳交易体系之外,不受碳市场建立直接影响的企业。碳市场的设立赋予了控排企业更多自主选择权,有助于激发其关于环境治理的主观能动性,促使其积极进行技术革新以实现低碳发展<sup>[2-3]</sup>。

前期文献从宏观、微观多重视角证明了碳市场的绿色治理功能。宏观视角文献指出,碳市场建设能够产生“双重红利”,即在实现降碳减排以改善环境状况的同时,对于经济高质量发展产生正向调控功效<sup>[6]</sup>。同时有研究发现,其绿色治理效果具有空间和产业链层面的溢出效应<sup>[7-8]</sup>。微观视角文献主要以控排企业作为研究对象,通过考察碳市场建立对其绿色行为的影响,探讨生态文明建设下的企业价值创造途径。相关研究表明,碳交易体系通过内化环境治理的成本与收益对企业形成减排激励,作为趋利性经济主体,企业并不会采取购买超排额度和减少产出等完全被动的应对方式,而是倾向于调整投资决策<sup>[9]</sup>,增加研发与环保投入<sup>[10]</sup>,提升绿色创新产出水平<sup>[11]</sup>,在优化自身生产模式的基础上实现低碳发展。总体而言,现有研究已充分肯定了碳市场建设的绿色治理效果,但微观层面文献多基于控排企业个体行为进行分析,尚未依托某种可能渠道探索其在非控排企业层面的溢出效应问题,低估了碳市场绿色治理功能的作用范围。在生产关联日趋复杂的当下,针对特定经济体的外生政策冲击能够基于生产联结传导至其他部门<sup>[12]</sup>,使碳市场治理效果可能通过生产网络形成外溢。基于此,本文以尚未纳入碳交易体系的非控排企业作为研究对象,立足生产网络视角探讨碳市场治理在企业层面的溢出效应,以此丰富碳市场微观绿色治理效果相关研究。

### (二)研究假设

碳市场建立对控排企业绿色创新形成有效激励,该影响能够通过生产网络向关联非控排企业传递。考虑到生产网络中存在的非平等利益交换和平等协同合作关系,本文认为客户被纳入碳市场交易可能通过压力和动力效应影响非控排供应商企业的绿色创新行为。

从压力效应看,客户受碳交易制度激励而进行绿色创新,生产网络中的非平等利益交换关系将导致供应商为维持网络内外部关系稳定,迫于倒逼压力而产生更强的绿色创新意愿。首先,碳市场建立下客户绿色创新水

平的提升对供应商产品供给的环保性提出了更高要求,促使供应商开展绿色创新以提高自身生产网络适应性。同一生产网络中的企业存在休戚与共的紧密联系,供应商会对其客户的行为决策、经营状况与发展动向等予以密切关注,并在必要时根据客户需求进行战略调整<sup>[13]</sup>。受碳市场激励影响,控排客户企业试图通过技术革新向低碳发展模式转变,这一过程需要供应商在产品供给方面的密切配合。为防止外部竞争对手入侵而导致客户流失,作为供应商的关联非控排企业将积极利用已有资源更新技术并优化生产流程,通过提升自身绿色创新水平以满足控排客户企业绿色发展的协同需求<sup>[14]</sup>。其次,客户绿色创新能够在提高自身市场价值的同时降低供应商的相对议价能力,迫使供应商为维持竞争均势而跟随客户进行绿色创新。在生态文明建设进程中,绿色创新既是企业实现降本增效的投资方式,也是其树立环保形象、提高市场竞争力的重要手段<sup>[15-16]</sup>。控排企业受碳交易制度驱动而进行环保革新,能够向外界传达其践行环境社会责任的积极信号,有助于获得利益相关者认可,进而提高自身市场议价能力。面对控排客户企业议价能力提升可能导致的利润空间压缩,非控排供应商有动机选择与控排客户企业一致的绿色创新战略,以此维持自身在生产网络中的相对地位。因此,碳市场通过激励控排企业进行绿色创新,对其供应商提出了协同需求,在维持生产网络内外部关系稳定的压力倒逼下,非控排供应商的绿色创新意愿得到增强,倾向于开展绿色创新活动以实现稳定经营。

从动力效应看,生产网络中的平等合作关系有助于控排客户企业绿色创新相关信息向供应商传递,在提供经验参考的基础上增强供应商绿色创新能力,从而为其环保战略实施赋予动力。在环境不确定性与技术复杂度日益提升的当下,企业难以通过内部创造满足其绿色创新面临的全部资源需求,借助网络嵌入跨组织获取知识经验成为改善企业绿色创新绩效的必要途径<sup>[17]</sup>。文献研究表明,以产品供需为基础形成的生产网络是企业间知识传递和行为扩散的重要渠道<sup>[18-19]</sup>。企业绿色创新是一项涉及多领域、包含多环节在内的复杂活动,控排企业受碳市场激励而改变环保决策偏好,在探索可持续发展路径的过程中,其绿色创新相关经验得到较好积累。与控排企业间生产联结的存在为非控排企业获取环保决策有用信息提供了良好渠道,借助与控排客户企业的日常互动,非控排供应商能够获取其绿色创新决策所需的关键信息,弥补自身在环保领域的知识不足,在整合应用外部绿色信息和内部互补知识的基础上,迅速提升自身绿色创新能力。同时,控排客户企业绿色创新绩效的改善为供应商提供了成功经验借鉴,能够帮助其在模仿学习相关决策之余,进一步筛选合适的绿色创新路径,提高绿色创新管理水平。基于此,在碳市场建立驱动控排企业绿色创新的背景下,依托生产网络中企业的互动交流,控排客户企业能够向供应商传递绿色创新实践的知识和信息,并为其创造学习与模仿绿色创新行为的机遇,有助于增强非控排供应商企业的环保决策能力,进而提升其绿色创新水平。

综合上述分析,碳市场建立能够驱动控排客户企业改善绿色创新绩效,这一发展模式的转变可基于经营压力倒逼非控排供应商增强绿色创新意愿,并借助知识传递与行为扩散提升其绿色创新能力,在一定程度上缓解其“不愿”以及“不敢”进行绿色创新的问题,最终实现碳市场绿色创新治理效果在非控排企业层面的扩大。因此,本文提出假设  $H_1$  和假设  $H_2$ 。

$H_1$ : 限定其他条件,客户被纳入碳交易体系能够促进供应商企业绿色创新。

$H_2$ : 压力效应和动力效应是促成碳市场绿色创新治理效果外溢的机制。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文选取 2007—2022 年 A 股上市公司中尚未纳入碳市场交易名单的非控排企业作为初始样本,参照既有研究惯例进行如下筛选:(1)剔除交易状态异常(ST、\*ST、PT 等)的上市公司;(2)剔除金融类上市公司;(3)剔除其他相关数据存在缺失的样本。同时,本文对所有连续型变量进行上下 1% 分位数的缩尾处理以克服极端值影响。本研究所需生产网络数据由国泰安经济金融研究数据库(CSMAR)与中国研究数据服务平台(CNRDS)相互补充整理获得,企业绿色创新数据源于 CNRDS,其他企业层面财务和治理数据主要来自 CSMAR。

#### (二) 模型设定

为考察碳市场建立对非控排企业是否存在基于生产网络的绿色创新溢出效应,本文构建多期双重差分模型进行检验。在该模型中,第一重差分源于与控排企业存在生产关联和不存在生产关联的非控排企业之间;第二重差分来自碳市场建立影响下关联非控排企业自身的前后变化,通过将两重差分相减剔除随时间改变及不可观

测因素的影响,进而得到碳市场建立对生产网络关联非控排企业绿色创新的净效应。具体模型设定如下:

$$EnvrPat_{it} = \beta_0 + \beta_1 Connect_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $EnvrPat_{it}$  表示企业绿色创新情况;核心解释变量  $Connect_{it}$  表示非控排企业关联状态,若企业  $i$  在第  $t$  年与控排企业存在生产网络联结,则  $Connect_{it}$  取 1,否则取 0; $X_{it}$  为控制变量; $\mu_i$  为个体固定效应, $\eta_t$  为时间固定效应; $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

(三) 变量选取与说明

1. 被解释变量

本文基于绿色专利构建企业绿色创新衡量指标。具体而言,绿色专利数据有申请量和授权量之分。鉴于授权的滞后性问题,专利可能在申请阶段已投入使用,且已授权的专利存在因未及时缴纳年费而被取消的风险,因此,专利申请相比专利授权更具稳定性和时效性。参考徐佳和崔静波<sup>[20]</sup>、Javed 等<sup>[21]</sup>研究,本文以企业独立申请绿色专利数量加一的自然对数( $EnvrPat$ )衡量其绿色创新情况。

2. 核心解释变量

以碳交易试点及发电行业全国统一碳市场建设为基础识别控排企业,并根据与控排企业间的生产网络联结情况对关联非控排企业作出界定。首先,结合各批次碳市场建立时间,依据所处地区与行业特征定义控排企业。2013 年起,中国先后于深圳、上海、北京、广东、天津、湖北、重庆与福建八个试点地区实施碳排放权交易制度,2021 年发电行业全国统一碳市场启动交易。对于前期碳交易试点而言,考虑到高碳排放行业企业是碳市场的参与主体,根据胡江峰等<sup>[22]</sup>、张饶和郭晓旭<sup>[23]</sup>的研究思路,本文将试点地区属于石化、化工、建材、钢铁、有色、造纸、电力和航空等高碳排放行业的企业识别为受到碳交易制度直接影响的核心企业。同时,借鉴吴茵茵等<sup>[24]</sup>的做法,本文以碳市场启动当年作为核心企业被纳入碳市场交易的起始时间,即:2013 年(深圳、上海、北京、广东、天津)、2014 年(湖北、重庆)、2016 年(福建)。对前期试点地区外的发电行业企业,以 2021 年作为其被纳入碳市场交易的时间。被纳入碳市场交易的核心企业即为碳排放权交易制度下的控排企业。其次,将与控排企业存在生产网络联结的非控排企业界定为关联企业,即本研究的处理组,其他企业归入对照组。具体而言,若非控排企业  $i$  第  $t$  年起前五大客户中存在控排企业,则表明企业  $i$  进入处理期,当年份大于等于  $t$  时, $Connect$  取值为 1,否则为 0。

3. 控制变量

借鉴 Lin 等<sup>[25]</sup>、谢佩君等<sup>[26]</sup>的研究,本文在模型中就企业经营(企业规模、财务杠杆、盈利能力、成长能力)、资产结构(现金持有、固定资产比例)、公司治理(两职合一、股权结构、管理层持股)、上市公司基本特征(账面市值比、产权性质、上市时间)与环境特点(区域经济发展水平及产业结构)等层面控制其他的企业绿色创新影响因素。各变量定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	$EnvrPat$	企业绿色专利申请量加一的自然对数
解释变量	$Connect$	企业是否与控排企业存在生产网络联结,若存在则取值为 1,否则为 0
机制变量	$EPI$	企业资本性环保支出的自然对数
	$PE$	企业专利申请与研发投入的对数之比
控制变量	$Size$	企业总资产的自然对数
	$Lev$	总负债/总资产
	$Roe$	净利润/股东权益
	$Growth$	营业总收入增长率
	$MB$	总资产/市值
	$Dua$	董事长与 CEO 是否兼任,若兼任则取值为 1,否则为 0
	$Top10$	前十大股东持股比例
	$Share$	董监高持股数/总股数
	$State$	若为国有企业则取值为 1,否则为 0
	$Cash$	现金及现金等价物/(总资产 - 现金及现金等价物)
	$Fix$	固定资产/总资产
	$Stime$	企业上市以来经历的时间
	$Pgdpgrow$	所在省份人均 GDP 增长率
	$Struct$	所在省份第二产业占 GDP 比重

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计情况。结果显示,企业绿色创新水平  $EnvrPat$  的均值是 0.489,最小值为 0,而最大值达到 3.611,说明我国企业绿色创新水平总体较低,且不同企业绿色创新行为存在较大差异。 $Connect$  变量的均值为 0.059,即样本中与控排企业存在生产网络联结的非控排企业占比 5.9%,表明在生产关联日益复杂的背景下,基于生产网络视角探讨碳市场建立对非控排企业的绿色治理效应具有一定现实意义。关于控制变量, $Lev$  均值为 0.433, $Roe$  均值为 0.052,反映了样本企业盈利能力良好且负债水平适度。就变量  $Dua$  与  $State$  而言,样本中董事长与总经理两职合一的企业占比 22.5%,国有企业比例为 43.9%。其他变量分布与现有

文献基本保持一致。

(二) 回归分析

为考察碳市场建立对非控排企业绿色创新的潜在影响,本文利用模型(1)进行回归分析,结果如表3所示。其中,第(1)列回归未加入控制变量,第(2)列为控制所有变量的回归结果。可以看到,表示企业生产网络关联状态变量 *Connect* 的回归系数分别为 0.230 与 0.251,且均在 1% 水平上显著,说明客户被纳入碳市场交易与非控排供应商企业绿色创新水平呈正相关关系,即碳市场建立存在基于生产网络的绿色创新溢出效应。回归分析结果表明,在碳交易制度实施背景下,以控排客户企业绿色创新为基础产生的经营压力与管理信息能够沿生产网络传递,有助于提升其非控排供应商企业的绿色创新能力和意愿,进而实现碳市场绿色创新治理效果在非控排企业层面的扩大,假设  $H_1$  得到经验证据支持。

(三) 稳健性检验

1. 准自然实验强度检验

控排企业在碳市场驱动下提升绿色创新水平,进一步通过生产网络的压力和动力效应影响关联非控排企业决策,这一溢出效应的形成以碳市场建立能够影响控排企业绿色创新为前提。基于此,本文使用全部上市公司样本分析设立碳市场前后控排企业(*Control*)的绿色创新变化。表4显示,碳市场建立后,控排企业绿色专利申请(*EnvrPat*)、绿色发明专利申请(*EnvrInvPat*)、绿色实用新型专利申请(*EnvrUtyPat*)与绿色专利授权(*EnvrPat\_Grant*)数量均显著增加,说明碳交易制度有效促进了控排企业绿色创新,为碳市场建立这一准自然实验强度提供了证据支持。

2. 平行趋势检验

平行趋势是多期双重差分模型应用的前提,即若不存在碳市场建立的影响,处理组与对照组企业绿色创新应具有相同的变化趋势。本文利用事件研究法构造模型对这一假设进行检验:

$$EnvrPat_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-4}^3 \beta_k Connect_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $\beta_k$ 是需要重点关注的参数。以关联非控排企业受到碳交易制度影响的前一年为基期进行回归,根据 95% 置信区间绘制的  $\beta_k$  估计值如图 1 所示。结果表明,在通过生产网络接受碳市场影响前,组间差异并没有明显趋势;受到碳市场建立影响后,组间差异有所增加。同时,接受影响前的  $\beta_k$  不显著异于 0,说明处理组与对照组企业绿色创新水平并不存在系统性差异,即平行趋势假设成立。

3. 预期效应检验

为进一步确保碳市场建立通过生产网络对非控排企业

表 2 描述性统计

变量	N	Mean	Min	Median	Max	SD
<i>EnvrPat</i>	7539	0.489	0.000	0.000	3.611	0.863
<i>Connect</i>	7539	0.059	0.000	0.000	1.000	0.236
<i>EPI</i>	1781	15.929	0.000	16.621	24.407	4.097
<i>PE</i>	5124	0.034	0.000	0.000	0.249	0.051
<i>Size</i>	7539	21.911	19.549	21.784	25.257	1.207
<i>Lev</i>	7539	0.433	0.044	0.430	0.894	0.216
<i>Roe</i>	7539	0.052	-0.817	0.065	0.298	0.135
<i>Growth</i>	7539	0.158	-0.568	0.112	1.716	0.339
<i>MB</i>	7539	0.624	0.107	0.634	1.161	0.243
<i>Dua</i>	7539	0.225	0.000	0.000	1.000	0.418
<i>Top10</i>	7539	0.573	0.228	0.586	0.898	0.157
<i>Share</i>	7539	0.114	0.000	0.000	0.673	0.191
<i>State</i>	7539	0.439	0.000	0.000	1.000	0.496
<i>Cash</i>	7539	0.296	0.009	0.152	2.639	0.419
<i>Fix</i>	7539	0.226	0.002	0.185	0.736	0.174
<i>Stime</i>	7539	10.352	0.134	9.973	26.000	7.173
<i>Pgdpgrow</i>	7539	0.100	-0.067	0.094	0.253	0.061
<i>Struct</i>	7539	0.445	0.186	0.473	0.573	0.092

表 3 回归分析

变量	<i>EnvrPat</i>	
	(1)	(2)
<i>Connect</i>	0.230 *** (4.15)	0.251 *** (4.60)
<i>Size</i>		0.250 *** (8.63)
<i>Lev</i>		-0.001 (-0.01)
<i>Roe</i>		0.074 (1.08)
<i>Growth</i>		-0.010 (-0.45)
<i>MB</i>		-0.079 (-1.19)
<i>Dua</i>		0.003 (0.09)
<i>Top10</i>		-0.187 (-1.53)
<i>Share</i>		0.123 (0.82)
<i>State</i>		0.149 ** (2.41)
<i>Cash</i>		-0.061 ** (-2.23)
<i>Fix</i>		0.071 (0.74)
<i>Stime</i>		-0.027 (-0.44)
<i>Pgdpgrow</i>		0.263 (1.05)
<i>Struct</i>		-0.123 (-0.28)
<i>Constant</i>	0.475 *** (67.64)	-4.616 *** (-5.03)
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	7539	7539
<i>Within R<sup>2</sup></i>	0.005	0.032
<i>F</i>	17.20	8.84

注:括号内是经异方差稳健调整后的 *t* 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,下同。

表 4 准自然实验强度检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>EnvrPat</i>	<i>EnvrInvPat</i>	<i>EnvrUtyPat</i>	<i>EnvrPat_Grant</i>
<i>Control</i>	0.124 *** (3.38)	0.061 ** (2.00)	0.116 *** (3.53)	0.112 *** (3.38)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	35667	35667	35667	35667
<i>Within R<sup>2</sup></i>	0.043	0.035	0.030	0.034
<i>F</i>	70.53	50.65	47.54	54.38

造成的影响具有外生性,本文对潜在的预期效应进行检验。参考闫华红等<sup>[27]</sup>的做法,本文在模型(1)中加入表示关联企业受到碳市场建立影响前一年的虚拟变量  $Connect_{(-1)}$ ,表5结果显示, $Connect_{(-1)}$ 的估计系数并不显著,说明非控排企业基于生产网络受到碳市场的影响具有外生性,满足预期效应假设。

4. 安慰剂检验

为排除其他随时间变化的不可观测因素影响,接下来本文对基准回归结果进行安慰剂检验。参考胡洁等<sup>[28]</sup>的做法,本文将表征非控排企业关联状态的变量  $Connect$  取值随机分配给各样本企业,并对模型(1)进行回归,将此过程重复500次,核心解释变量回归系数模拟结果如图2所示。其中,核心解释变量的伪估计系数集中于0附近并近似服从正态分布,且绝大部分在10%水平上不显著。同时,基准回归的真实估计系数明显异于随机赋值的伪估计系数,排除了其他无法观测因素对本文结论的影响。

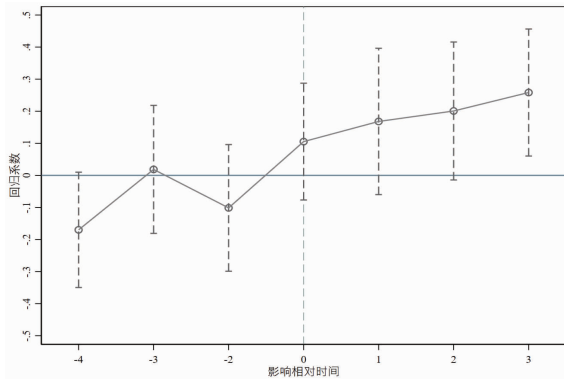


图1 平行趋势检验

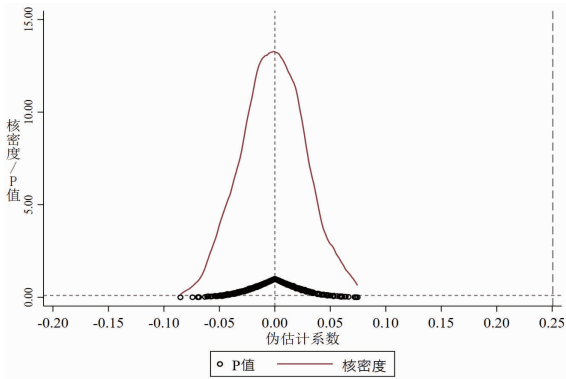


图2 安慰剂检验

5. 排除替代性解释

(1)非控排供应商绿色创新影响。在当前大力倡导绿色发展背景下,非控排供应商企业有动机进行绿色创新以实现可持续经营,进而为控排客户企业绿色创新水平提升带来契机,即前述分析可能存在反向因果问题。若控排客户与非控排供应商绿色创新间的正相关关系主要由非控排供应商一方驱动,相关影响应因供应商产品供给特性的不同而呈现较大差异。当供应商所提供产品的独特性较高时,由于市场上能够提供类似产品的供应商数量有限,客户采购原材料时可选择余地较小,相对更容易受到源自供应商绿色创新的影响,即碳市场建立的绿色创新溢出效应会在非控排供应商产品独特性较高时更加明显。基于此,本文参考王玉龙等<sup>[29]</sup>的研究,以非控排供应商管理费用与销售费用之和占营业成本的比例衡量其产品独特性( $Unique$ )并进行分析。表6列(1)结果显示,关联非控排企业产品独特性对其碳市场建立下绿色创新水平的提升不存在促进作用,说明主要结论并非因非控排供应商绿色创新所致。

(2)其他环境规制干扰。由于样本期间内二氧化硫排污权交易政策的实施可能影响企业绿色创新行为,根据张烧和杨小伟<sup>[30]</sup>的做法,本文剔除天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、江苏省、浙江省、河南省、湖北省、湖南省、重庆市和陕西省11个该政策试点省市样本重新估计模型(1),结果如表6列(2)所示。在排除排污权交易政策干扰后,碳市场建立的绿色创新溢出效应仍显著存在。

表5 预期效应检验

变量	<i>EnvrPat</i>	
	(1)	(2)
$Connect_{(-1)}$	0.090 (1.09)	0.107 (1.30)
$Connect_{(0)}$	0.253 *** (4.28)	0.279 *** (4.79)
<i>Controls</i>	No	Yes
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes
N	7539	7539
Within R <sup>2</sup>	0.005	0.033
F	9.26	8.37

表6 排除替代性解释

变量	<i>EnvrPat</i>	
	非控排供应商绿色创新影响 (1)	其他环境规制干扰 (2)
$Connect \times Unique$	-0.023 *** (-2.88)	
$Connect$	0.224 *** (4.09)	0.258 *** (3.60)
$Unique$	-0.000 (-0.04)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes
N	7434	4695
Within R <sup>2</sup>	0.033	0.030
F	8.15	5.73



6. 异质性处理效应检验

近期关于双重差分模型应用的研究表明,由于异质性处理效应的存在,采用传统双向固定效应估计多期 DID 模型可能造成估计偏误<sup>[31-32]</sup>。因此,借鉴 Callaway 和 Sant’Anna<sup>[33]</sup>的研究,本文使用从未接受处理的样本作为对照组进行估计。结果显示,碳市场建立对生产网络关联非控排企业绿色创新的平均处理效应为 0.213,且在 10% 水平上显著,说明在缓解异质性处理效应影响后,主要结论未发生变化。

五、进一步分析

(一) 影响机制检验

前述分析表明,碳市场建立下控排企业环保偏好的改变能够通过压力效应增强生产关联企业的绿色创新意愿,并基于动力效应助推其绿色创新能力提升,进而实现碳市场治理效果在非控排企业层面的扩大。为进一步厘清该溢出效应的形成机理,本文结合关联非控排企业受碳市场影响前后绿色创新能力与意愿的变化进行分析。受制于数据的可获得性,目前无法对企业绿色创新投入进行准确识别。考虑到企业环保投资是包含绿色技术创新、环境管理与污染治理等在内的综合支付<sup>[34]</sup>,这里使用企业环保支出作为其绿色创新意愿的近似度量。具体而言,借鉴于连超等<sup>[35]</sup>的研究,本文构造变量 *EPI*,其值等于企业资本性环保支出加一的自然对数。此外,鉴于研发效率能够综合反映企业创新资源与经验积累,是企业创新能力的主要体现<sup>[36]</sup>,参考林发勤和吕雨桐<sup>[37]</sup>的做法,使用企业专利申请与研发投入的对数之比(*PE*)量化企业绿色创新能力,分析结果如表 7 所示。由(2)列和(4)列可知,以企业环保支出与研发效率为因变量进行回归,在纳入所有控制变量后,*Connect* 的系数分别为 1.310 与 0.011,且均在 5% 水平上显著,即存在控排客户企业的供应商具有更高的环保支出和研发效率,说明碳交易制度在改变控排企业环保行为偏好的同时,亦提升了其生产网络关联企业参与绿色创新的意愿与能力。碳市场建立下的控排企业绿色创新能够借助压力与动力效应缓解关联非控排企业“不愿”以及“不敢”进行绿色创新的问题,促成基于生产网络的绿色创新溢出效应,假设  $H_2$  得到验证。

(二) 生产网络中的绿色创新溢出:存在“自上而下”的影响吗

鉴于供应商和客户间的平等合作关系,以生产网络为基础形成的知识溢出通常具有双向性。Gao 等研究指出,供应商的创新实践经验能够沿生产网络传播,从而促进下游企业绿色创新能力提升<sup>[38]</sup>。当供应商企业受碳市场驱动而进行绿色创新时,其环保决策信息可同样沿生产网络传递,通过弥补客户环保知识短板对其绿色创新产生动力效应。那么,碳市场建立的绿色创新治理效果是否存在基于生产网络“自上而下”的溢出? 本文就这一问题进行检验。定义变量 *Connect\_Sup*,当企业前五大供应商中存在控排企业时取 1,否则取 0,分析结果列示于表 8。由表 8 列(1)和列(2)可知,控排供应商的存在对非控排企业绿色创新并无促进作用。表 8 列(3)和列(4)同时纳入不同类型的生产联结,可以看到,与控排客户企业间的关联关系(*Connect\_Cus*)能够在 1% 水平上显著提升非控排企业绿色创新水平,而与控排供应商企业间关系联结变量 *Connect\_Sup* 的系数并不显著,说明碳市场建立不存在基于生产网络“自上而下”的绿色创新溢出效应。其可能的原因在于,受生产网络中非平等利益交换关系影响,与客户需求相比,上游供应商技术对下游客户在供给侧的影响相对稳定,下游企业通常适应于上游供应商既有的技术标准<sup>[39]</sup>。在碳市场设立背景下,企业面临源自控排供应商环保协同需求压力的可能性较小。上述分析表明,企业绿色创新的开展不仅依赖较强的环保决策能力,也需以足够的环保参与意愿作为支撑,引导企业承担环境社会责任离不开压力与动力的双重驱动。

表 7 影响机制检验

变量	<i>EPI</i>		<i>PE</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Connect</i>	1.108 ** (2.14)	1.310 ** (2.56)	0.010 * (1.92)	0.011 ** (2.14)
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1781	1781	5124	5124
Within <i>R</i> <sup>2</sup>	0.005	0.037	0.001	0.036
<i>F</i>	4.59	2.52	3.70	5.93

表 8 生产网络中的绿色创新溢出:存在“自上而下”的影响吗

变量	<i>EnvrPat</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Connect_Sup</i>	-0.001 (-0.02)	0.016 (0.28)	0.013 (0.19)	0.034 (0.51)
<i>Connect_Cus</i>			0.340 *** (4.49)	0.346 *** (4.65)
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	4681	4681	3698	3698
Within <i>R</i> <sup>2</sup>	0.000	0.026	0.012	0.040
<i>F</i>	0.00	5.05	10.37	5.28

(三)碳市场建立与非控排企业绿色创新:“量”的积累抑或“质”的飞跃

文献研究表明,企业创新背后存在策略逢迎与实质转型的差异化动机<sup>[40-41]</sup>,创新数量的增加并不等同于创新质量的直接改善。进一步探讨碳市场在促进非控排企业绿色创新“增量提质”中的作用,对于了解企业环保行为驱动因素进而调动企业环保参与积极性具有重要意义。考虑到发明专利能够较好地体现企业原创性创新活动,借鉴王馨和王营<sup>[42]</sup>的研究思路,本文选取绿色发明专利申请量(*EnvrInvPat*)衡量企业绿色创新质量,并以绿色实用新型专

利申请量(*EnvrUtyPat*)作为对比性指标表征企业绿色创新数量,分别将其进行对数化处理以消除专利申请数据的右偏分布问题。由表9结果可知,对于企业绿色创新质量与数量衡量指标,表示生产联结状态变量 *Connect* 的估计系数始终显著为正,说明在碳市场建立背景下,基于压力和信息传递形成的溢出效应使关联企业实现了对绿色创新“量”的积累及“质”的飞跃,以产品供销为基础构建的生产网络对于放大碳市场绿色治理效果、在更大范围内推进企业绿色创新量质齐升具有积极意义。

(四)碳市场建立与非控排企业可持续发展

理论分析表明,当客户被纳入碳市场交易体系时,非控排供应商有动机进行绿色创新以维持相对优势地位,并借鉴客户决策经验优化自身环保战略,实现了绿色创新水平的提升。进一步地,关联非控排企业借助绿色创新维持生产网络稳定的行为是否真正为其带来了经济收益,绿色创新活动的开展能否提升其环境绩效,进而助推非控排企业可持续发展,相关问题有待深入探讨。基于此,本文针对碳市场建立的绿色创新溢出效应进行经济后果分析。借鉴温忠麟和叶宝娟<sup>[43]</sup>的研究,本文构建中介效应模型进行检验。

其中,因变量表示非控排企业财务和环境绩效。参考孟庆蛟和孙曰瑶<sup>[44]</sup>、刘慧和白聪<sup>[45]</sup>的研究,分别以营业收入(*F. Income*)与彭博 ESG 评级中的环境评分(*F. Escore*)作为企业财务和环境绩效的衡量标准,将其 *t* + 1 期数据作为被解释变量代入中介效应模型,检验第二步已在主回归中完成,表10报告第一步与第三步回归结果。可以看到,列(1)和列(3)回归中 *Connect* 系数显著为正,说明与控排企业存在生产联结的非控排企业具有相对更高的财务与环境绩效。列(2)和列(4)在模型中同时加入企业关联状态(*Connect*)与绿色创新(*EnvrPat*)因素后,企业绿色创新变量 *EnvrPat* 均在1%水平上显著为正,表明源于控排客户绿色创新的压力与动力效应经由非控排企业绿色创新水平提升后,转化为更多的经济收益和更高的环境评价。实证结果表明,与控排企业间生产联结的存在能够增强非控排企业环保参与意愿,并对其环境治理能力做出优化,有助于推进非控排企业可持续发展进程,意味着在当前生态文明建设背景下,基于关系网络优势完善高质量发展战略,对于协调经济增长与生态保护具有重要意义。

(五)异质性分析

1. 客户集中度

客户集中度指企业在产品销售中下游合作伙伴数量与业务的集中程度,对于企业经营决策制定存在重要影响。杨金玉等分析指出,受制于资源及能力的有限性,在无法平等地向每个客户提供其所需产品和服务的情况下,企业倾向于对集中度较高客户的偏好予以优先关注<sup>[46]</sup>。当非控排供应商企业的客户集中度较高时,其对于客户的依赖性较强,更有意愿重视并迎合碳市场建设下控排客户企业增加的环保需求,积极协调既有资源以改善自身绿色创新绩效。另外,较高的客户集中度意味着企业间关系嵌入程度较高<sup>[47]</sup>,供应商具有更多机会基于密切交流了解控排客户绿色创新战略实施的相关细节,在吸收并消化绿色创新隐性知识的基础上,通过知识重

表9 碳市场建立与非控排企业绿色创新:“量”的积累抑或“质”的飞跃

变量	<i>EnvrInvPat</i>		<i>EnvrUtyPat</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Connect</i>	0.085 *	0.096 **	0.240 ***	0.255 ***
	(1.87)	(2.14)	(4.92)	(5.29)
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7539	7539	7539	7539
Within R <sup>2</sup>	0.001	0.023	0.008	0.029
F	3.51	5.70	24.20	7.12

表10 碳市场建立与非控排企业可持续发展

变量	<i>F. Income</i>		<i>F. Escore</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EnvrPat</i>		0.028 ***		0.670 ***
		(2.88)		(2.58)
<i>Connect</i>	0.082 **	0.075 **	1.498 *	1.401
	(2.55)	(2.34)	(1.68)	(1.57)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4846	4846	2447	2447
Within R <sup>2</sup>	0.356	0.358	0.018	0.023
F	45.10	43.82	1.85	2.33



构及整合应用促进自身绿色创新水平提升。因此,面对控排客户企业受碳市场驱动而改变的环保行为偏好,当客户集中度较高时,非控排供应商企业具有更强动机迎合客户环保需求,并有更多机会借助关联关系获取环保信息来辅助自身绿色创新决策,其绿色创新意愿和能力得到了较好的提升,使碳市场建立在生产网络层面的绿色创新溢出效应表现更加明显。

为检验上述猜想,本文以非控排企业前五大客户销售额平均占比作为客户集中度的衡量指标,由表 11 列(1)和列(2)分析可知,在纳入所有控制变量前后,企业生产关联状态与客户集中度的交乘项( $Connect \times CC$ )系数均为正,且分别在 10% 与 5% 水平上显著。考虑到使用平均客户集中度指标可能存在的估计偏误,列(3)和列(4)仅以第一大客户作为企业关联状态的判定标准,基于第一大客户实际控排情况及销售额占比进行分析,交乘项系数同样显著为正,反映出碳交易制度激励控排企业绿色创新后,较高的客户集中度在加剧关联供应商经营压力的同时,为其提供了更为开放的信息获取途径,进一步促进了关联供应商绿色创新意愿和能力的提升,说明碳市场治理效果在非控排企业层面的扩大受到其控排客户经济重要性与关系紧密程度的影响,差异化的压力和信息来源使其绿色创新溢出效应呈现异质性。

2. 绿色创新基础

受控排企业绿色创新导致的经营压力与知识溢出影响,生产网络关联非控排企业的绿色创新意愿和能力得到增强,相关活动的顺利开展进一步依赖于关联非控排企业固有的内部资源及创新管理能力。对于绿色创新基础较好的关联非控排企业而言,足量的资金为其通过绿色创新应对外部经营压力提供了物质保障;良好的创新管理能力可以帮助非控排企业更好地把握客户绿色创新带来的发展契机,通过整合应用相关信息以实现对绿色创新产生的高效转化。在此情境下,碳市场基于生产网络的治理效果外溢能够更好地在非控排企业中得到体现。

考虑到融资约束、技术基础与人力资本等是影响企业绿色创新活动开展的重要因素<sup>[48-49]</sup>,本文基于内部资源条件与创新管理能力两个层面衡量非控排企业绿色创新基础。其中,以 WW 指数(WW)测度融资约束水平作为非控排企业内部资源条件的衡量标准,同时以企业研发人员占比( $Researcher$ )表征其创新管理能力。根据表 12 回归结果,由列(1)和列(2)分析可知,企业融资约束的存在显著限制了碳市场绿色创新治理效果在非控排企业层面的扩大,表明企业绿色创新活动的开展需以足量物质资源为基础。列(3)和列(4)结果显示,在纳入所有控制变量前后,企业关联状态与研发人员占比交乘项( $Connect \times Researcher$ )的系数分别在 10% 与 5% 水平上显著为正,表明非控排企业良好的创新管理能力能够帮助其将外部环保知识高效转化为绿色创新产出。由此可知,碳市场建设绿色创新溢出效应的形成依赖非控排企业良好的绿色创新基础,为在更大范围内推动企业可持续发展,有必要丰富企业环保资源并提升其创新管理能力。

3. 环境不确定性

关系联结作用的发挥通常因环境变化而存在差别<sup>[50]</sup>,企业所处环境的不同决定了其对生产网络的珍视与依赖程度各异。当环境具备高度不确定性时,一方面,企业可持续发展的实现更依赖自身关系网络稳定,生产联结

表 11 客户集中度的影响

变量	EnvrPat			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Connect \times CC$	0.016 * (1.85)	0.017 ** (1.99)	0.013 ** (2.26)	0.010 * (1.88)
$Connect$	0.110 (1.38)	0.124 (1.60)	-0.123 (-0.83)	-0.071 (-0.48)
$CC$	-0.004 ** (-1.97)	-0.001 (-0.44)	-0.002 (-1.46)	-0.000 (-0.15)
$Controls$	No	Yes	No	Yes
$Firm/Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7516	7516	4899	4899
Within R <sup>2</sup>	0.007	0.034	0.004	0.032
F	7.33	7.99	2.69	4.70

表 12 绿色创新基础的影响

变量	EnvrPat			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Connect \times WW$	-2.107 *** (-3.42)	-1.924 *** (-3.11)		
$Connect \times Researcher$			0.018 * (1.88)	0.020 ** (2.06)
$Connect$	-1.997 *** (-3.21)	-1.784 *** (-2.85)	-0.036 (-0.18)	-0.065 (-0.33)
$WW$	-0.098 (-1.59)	-0.038 (-0.89)		
$Researcher$			0.000 (0.06)	0.001 (0.17)
$Controls$	No	Yes	No	Yes
$Firm/Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7078	7078	2027	2027
Within R <sup>2</sup>	0.007	0.028	0.011	0.053
F	6.61	5.97	2.52	2.99

关系中断或相对议价能力降低将进一步加剧企业面临的经营风险。面对碳市场建设下客户绿色创新导致的环保需求激增与市场地位提升,为维持生产网络联结稳定,关联非控排企业会努力协调已有资源以满足客户环保需求,基于压力效应而产生更强的绿色创新意愿。另一方面,环境不确定性的增强使企业决策结果更加难以预测<sup>[51-52]</sup>,依托生产网络传递的环保信息对于非控排企业而言更具价值。向生产网络合作伙伴寻求指导建议,能够较好地满足高环境不确定性下非控排供应商企业的决策信息需求,从而提升其绿色发展能力。因此,本文预期当非控排企业面临较高环境不确定性时,碳市场在非控排企业层面的绿色创新治理效果更加明显。

本文就非控排企业内外部两个维度对环境不确定性进行区分。从企业内部角度来看,处于生命周期不同阶段的企业面临的环境风险存在较大差异<sup>[53]</sup>。与成长和成熟期企业相比,业务尚未步入正轨的初创期企业在行业中立足未稳,未来经营发展面临较大不确定性。参考谷城和张树山<sup>[54]</sup>的研究,本文根据成立年限定义企业生命周期,若非控排企业成立时间不足或等于六年,则认为其属于初创期企业,*Start* 取 1,否则取 0。就企业外部而言,鉴于激烈的市场竞争会加剧企业面临的环境复杂性,借鉴傅超等<sup>[55]</sup>的做法,本文以赫芬达尔指数(*HHI*)作为企业外部不确定性的衡量标准,赫芬达尔指数越大,则行业集中度越高,外部不确定性越弱。以此为基础构造企业关联状态与环境不确定性交乘项代入模型(1),分析结果列示于表 13。可以看到,关联非控排企业内外部环境不确定性进一步促进了其绿色创新水平提升,说明在碳交易制度实施背景下,与控排企业间生产联结的存在能够有效缓解因不稳定环境导致的决策风险,有助于非控排企业经营向低碳发展模式转变。

表 13 环境不确定性的影响

变量	<i>EnvrPat</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Connect</i> × <i>Start</i>	0.487 *	0.532 **		
	(1.90)	(1.99)		
<i>Connect</i> × <i>HHI</i>			-0.777 *	-0.848 *
			(-1.89)	(-1.95)
<i>Connect</i>	0.227 ***	0.248 ***	0.314 ***	0.341 ***
	(4.09)	(4.54)	(4.43)	(4.78)
<i>Start</i>	-0.088	-0.030		
	(-1.61)	(-0.57)		
<i>HHI</i>			-0.107	-0.049
			(-1.30)	(-0.61)
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Firm/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7539	7539	7534	7534
Within <i>R</i> <sup>2</sup>	0.006	0.033	0.006	0.033
<i>F</i>	9.15	8.23	7.65	8.19

六、结论与启示

设立碳排放权交易市场能够有效激励控排企业绿色创新,基于企业间因产品供销存在的联结互动,其可能通过生产网络对非控排企业环保行为产生影响。本文以生产网络为切入点,就碳市场建立的绿色创新溢出效应进行探讨。研究表明,客户被纳入碳市场交易能够促进其非控排供应商企业绿色创新,具体表现为供应商企业绿色创新数量和质量的提升。这一溢出效果背后存在基于生产网络非平等利益交换关系的压力效应以及基于平等协同合作关系的动力效应。进一步分析发现,碳市场治理效果在非控排企业层面的扩大具有方向性,将供应商纳入碳交易体系对其非控排客户企业绿色创新并无显著影响,且上述现象存在关联非控排企业自身与所处环境特征层面的异质性,碳市场建立的绿色创新溢出效应在非控排企业客户集中度较高、绿色创新基础较好、内外部不确定性较高时更加明显。经济后果检验显示,碳市场绿色治理效果外溢对于促进关联非控排企业可持续发展具有积极意义。本文研究结论表明,源于供应链合作伙伴的环保需求和经验分享在企业绿色创新战略制定中扮演重要角色,充分发挥生产网络在弥补企业绿色创新能力与意愿不足中的作用,有益于推动环境规制治理效应在企业层面的扩大,进而加速推进生态文明建设。

基于上述研究发现,本文提出如下政策建议:首先,由于企业间互动联结的存在,碳市场绿色治理作用的发挥并不局限于直接交易主体,对于该政策实施效果的评估需将关联关系纳入考虑范畴。在逐步推进全国统一碳市场建设工作的过程中,应充分考虑其通过关系网络引发的溢出效应,结合企业间关联关系制定合理的碳配额目标,在提升政策辐射性与持续性的基础上,实现区域环境绩效的总体改善。其次,企业绿色创新活动开展需以足量的意愿和能力为前提。政府对企业环境社会责任承担进行引导,在强化行政监管以增加违规成本、利用税收减免及财政补贴等优惠政策激发企业响应环保要求的同时,亦需加强对企业环保活动相关的管理与技术指导,通过开展绿色管理培训等方式,构建“政、产、学、研、用”绿色创新网络,提升企业绿色治理能力,切实解决企业“不愿”以及“不敢”实施低碳发展战略的难题。最后,在环境污染问题日益严峻的当下,绿色创新是企业维持

长期竞争优势的关键,以生产网络为基础进行的压力与信息传递在推动企业绿色创新中发挥重要作用。企业在日常经营中应对合作伙伴低碳发展战略的实施予以必要关注,充分把握与客户间业务合作和交流的机会,借助外部市场学习生产网络关联企业绿色治理的相关经验,用以更新清洁技术并优化生产流程,在满足客户等利益相关者环保需求的同时,助力自身实现可持续发展。

#### 参考文献:

- [1]方先明,那晋领.创业板上市公司绿色创新溢酬研究[J].经济研究,2020(10):106-123.
- [2]宋德勇,朱文博,王班班.中国碳交易试点覆盖企业的微观实证:碳排放权交易、配额分配方法与企业绿色创新[J].中国人口·资源与环境,2021(1):37-47.
- [3]Yu H,Jiang Y,Zhang Z,et al. The impact of carbon emission trading policy on firms' green innovation in China[J]. Financial Innovation,2022,8(1):1573-1596.
- [4]Acemoglu D,Carvalho V M,Ozdaglar A,et al. The network origins of aggregate fluctuations[J]. Econometrica,2012,80(5):1977-2016.
- [5]Junaid M,Zhang Q,Syed M W. Effects of sustainable supply chain integration on green innovation and firm performance[J]. Sustainable Production and Consumption,2022,30(2):145-157.
- [6]Lin A,Pier P M,Pierluigi T. Did carbon emission trading system reduce emissions in China? An integrated approach to support policy modeling and implementation[J]. Energy Systems,2022,13(2):437-459.
- [7]孙丽文,赵鹏,任相伟,等.碳排放权交易减轻中国工业碳锁定了吗?——基于DID及SDID方法的实证分析[J].科技管理研究,2020(9):205-211.
- [8]余典范,蒋耀辉,张昭文.中国碳排放权交易试点政策的创新溢出效应——基于生产网络的视角[J].数量经济技术经济研究,2023(3):28-49.
- [9]Zhang Y,Wang W. How does China's carbon emissions trading (CET) policy affect the investment of CET-covered enterprises? [J]. Energy Economics,2021,98(6):105224.
- [10]林萍,林梦婷,林伯强.“双碳”背景下碳排放交易制度与企业价值研究[J].会计与经济研究,2023(1):135-147.
- [11]Qi S,Zhou C,Li K,et al. Influence of a pilot carbon trading policy on enterprises' low-carbon innovation in China[J]. Climate Policy,2021,21(3):318-336.
- [12]Devereux M B,Gente K,Yu C. Production networks and international fiscal spillovers[J]. The Economic Journal,2023,133(653):1871-1900.
- [13]陈剑,刘运辉.数智化使能运营管理变革:从供应链到供应链生态系统[J].管理世界,2021(11):227-240+14.
- [14]Wang X,Zhao Y,Hou L. How does green innovation affect supplier-customer relationships? A study on customer and relationship contingencies[J]. Industrial Marketing Management,2020,90(7):170-180.
- [15]Ageron B,Gunasekaran A,Spalanzani A. Sustainable supply management: An empirical study[J]. International Journal of Production Economics,2012,140(1):168-182.
- [16]王海花,谭钦瀛,李焱.数字技术应用、绿色创新与企业可持续发展绩效——制度压力的调节作用[J].科技进步与对策,2023(7):124-135.
- [17]王茵丽,冯熹宇.创新网络嵌入对企业创新绩效的影响:回顾与展望[J].科学决策,2023(3):128-140.
- [18]Song M,Yang M X,Zeng K J,et al. Green knowledge sharing, stakeholder pressure, absorptive capacity, and green innovation: Evidence from Chinese manufacturing firms[J]. Business Strategy and the Environment,2020,29(3):1-15.
- [19]杜勇,黄丹华.“同命相连”:供应链网络中企业数字化转型的同群效应[J].财经科学,2023(3):74-92.
- [20]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.
- [21]Javed M,Wang F,Usman M,et al. Female CEOs and green innovation[J]. Journal of Business Research,2023,157(5):113515.
- [22]胡江峰,黄庆华,潘欣欣.碳排放交易制度与企业创新质量:抑制还是促进[J].中国人口·资源与环境,2020(2):49-59.
- [23]张烧,郭晓旭.碳排放权交易制度与企业绿色治理[J].管理科学,2022(6):22-39.
- [24]吴茵茵,齐杰,鲜琴,等.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[J].中国工业经济,2021(8):114-132.
- [25]Lin H,Zeng S X,Ma H Y,et al. Can political capital drive corporate green innovation? Lessons from China[J]. Journal of Cleaner Production,2014,64(3):63-72.
- [26]谢佩君,黄琨,肖文辉.二代参与管理是否抑制了家族企业绿色创新? [J].审计与经济研究,2024(2):1-10.
- [27]闫华红,李晓艳,刘静.税收征管数字化升级对企业风险承担水平的影响研究[J].财政研究,2022(9):89-103.
- [28]胡洁,于宪荣,韩一鸣.ESG评级能否促进企业绿色转型?——基于多时点双重差分法的验证[J].数量经济技术经济研究,2023(7):90-111.
- [29]王玉龙,李佩茹,鄢翔.客户集中度能影响企业劳动收入份额吗[J].会计研究,2022(10):99-114.
- [30]张烧,杨小伟.碳排放权交易政策能提高企业现金持有水平吗[J].当代财经,2022(11):125-136.
- [31]de Chaisemartin C,D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review,2020,110(9):2964-2996.
- [32]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics,2021,225(2):254-277.
- [33]Callaway B,Sant'Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics,2021,225(2):200-230.

- [34] 肖红军,阳镇,凌鸿程. 企业社会责任具有绿色创新效应吗[J]. 经济学动态,2022(8):117-132.
- [35] 于连超,张卫国,毕茜. 环境执法监督对企业绿色创新的影响[J]. 财经理论与实践,2019(3):127-134.
- [36] 胡善成,张彦彦,周京奎. 垂直专业化、研发效率与垄断势力[J]. 经济与管理研究,2021(6):106-123.
- [37] 林发勤,吕雨桐. 跨国并购能否驱动企业创新?:基于技术和资源互补性的理论和实证研究[J]. 世界经济研究,2022(10):102-117+137.
- [38] Gao G Y,Xie E,Zhou K Z. How does technological diversity in supplier network drive buyer innovation? Relational process and contingencies[J]. Journal of Operations Management,2015,36(3):165-177.
- [39] 肖利平,刘点仪. 客户企业创新驱动了上游企业探索式创新吗?——创新的反向传导效应研究[J]. 外国经济与管理,2023(8):83-100.
- [40] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究,2016(4):60-73.
- [41] 张泽南,钱欣钰,曹新伟. 企业数字化转型的绿色创新效应研究:实质性创新还是策略性创新? [J]. 产业经济研究,2023(1):86-100.
- [42] 王馨,王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界,2021(6):173-188+11.
- [43] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731-745.
- [44] 孟庆蛟,孙日瑶. 教育类企业上市后为何业绩不会变脸?——基于新三板的微观数据[J]. 财经理论与实践,2019(6):63-71.
- [45] 刘慧,白聪. 数字化转型促进中国企业节能减排了吗? [J]. 上海财经大学学报,2022(5):19-32.
- [46] 杨金玉,彭秋萍,葛震霆. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济,2022(8):156-174.
- [47] Uzzi B,Gillespie J J. Knowledge spillover in corporate financing networks:Embeddedness and the firm's debt performance[J]. Strategic Management Journal,2002,23(7):595-618.
- [48] 李云鹤,蓝齐芳,吴文锋. 客户公司数字化转型的供应链扩散机制研究[J]. 中国工业经济,2022(12):146-165.
- [49] Wang T,Liu X,Wang H. Green bonds,financing constraints,and green innovation[J]. Journal of Cleaner Production,2022,381(1):135134.
- [50] Koka B R,Prescott J E. Designing alliance networks:The influence of network position,environmental change,and strategy on firm performance[J]. Strategic Management Journal,2008,29(6):639-661.
- [51] 杜勇,姜靖,胡红燕. 供应链共同股权网络下企业数字化转型同群效应研究[J]. 中国工业经济,2023(4):136-155.
- [52] 王佳,冯浩哲. 雾霾影响下的外出就餐消费[J]. 消费经济,2024(1):74-86.
- [53] 刘诗源,林志帆,冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究,2020(6):105-121.
- [54] 谷城,张树山. 智能制造何以实现企业绿色创新“增量提质”[J]. 产业经济研究,2023(1):129-142.
- [55] 傅超,杨曾,傅代国. “同伴效应”影响了企业的并购商誉吗?——基于我国创业板高溢价并购的经验证据[J]. 中国软科学,2015(11):94-108.

[责任编辑:杨志辉]

## Research on the Impact of Carbon Market Establishment on Green Innovation of Non-emission-control Enterprises

JIANG Xinfeng, MA Rong

(College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China)

**Abstract:** With a sample of listed companies that have not yet been included in the carbon trading system, this paper analyses the impact of carbon market establishment on the green decisions of non-emission-control enterprises based on the spillover effect framework. It is found that the inclusion of customers in carbon market transactions promotes green innovation in non-emission-control supplier enterprises. The mechanism is that the green innovation behavior of emission-control enterprises under carbon trading has a pressure effect and a motivation effect based on the production network, which can stimulate the green innovation willingness of associated non-emission-control enterprises and promote the improvement of their green innovation capacity. This spillover effect helps to achieve an increase in the quantity and quality of green innovation in non-emission-control enterprises. The process is directional, and there are no “top-down” governance spillovers from the carbon market establishment based on production networks. The relevant effects are more pronounced in non-emission-control enterprises with higher customer concentration, a better foundation for green innovation and higher environmental uncertainty. In addition, the green innovation spillover effect of the carbon market establishment has a positive effect on promoting the sustainable development of non-emission-control enterprises. These conclusions provide management insights for efficiently playing the role of carbon market in the green governance and deepening environmental protection reforms to promote high-quality economic development.

**Key Words:** carbon market; non-emission-control enterprise; green innovation; production network; green development; green governance