

碳排放权交易政策对高能耗企业 供应链韧性的影响研究 ——来自准自然实验的证据*

李勋来 李欣颖

(青岛科技大学 经济与管理学院, 山东 青岛 266061)

摘要:在“双碳”目标驱动下,碳排放权交易政策作为市场型环境规制工具,对高能耗企业供应链韧性的影响机制亟待探索。以2012—2023年中国八大高能耗行业上市公司为样本,采用多时点PSM-DID模型,通过实证检验碳交易政策对供应链韧性的影响及其作用路径。研究发现:碳排放权交易政策显著提升高能耗企业供应链韧性,且通过平行趋势检验、安慰剂检验及匹配方法替换等稳健性检验;政策通过创新效应、信息效应和绿色治理效应三重路径增强韧性,验证了“政策压力—企业响应—系统重构”的动态传导逻辑;政策对成长期企业、国有企业及高融资约束企业的促进作用更显著,对成熟期和衰退期及非国有企业、融资约束低的企业效果有限。

关键词:碳排放权交易政策;供应链韧性;多时点PSM-DID;高能耗企业

中图分类号:F270;F205 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-335X(2026)01-0060-17

DOI:10.16497/j.cnki.1672-335X.202601006

一、引言

全球气候危机正加速重构经济发展范式。随着温室气体排放持续攀升,环境治理已成为各国核心政策议题之一。我国明确提出“双碳”目标,并将碳排放权交易市场体系作为关键政策工具——通过市场化定价机制将环境负外部性内部化,驱动企业节能减排。在2021年全国碳市场启动前,该政策已历经9年地方试点,其核心逻辑在于以经济激励促进绿色转型,实现环境效益与经济效益的协同。

在当前全球地缘政治冲突加剧、“脱钩断链”风险上升的背景下,供应链安全挑战进一步加剧,产业链韧性建设的紧迫性凸显。高能耗企业面临“减排挤占创新资源”与“供应链稳定性下降”的双重压力,而现有研究尚未系统揭示ETS如何通过多重机制重塑供应链韧性。这一缺口亟待填补。

在“双碳”目标的驱动下,碳排放权交易政策作为市场型环境规制工具,其核心价值在于通过碳定价引导企业减排决策。现有研究已系统性地揭示碳排放权交易在环境效能和经济外溢层面的复合效应。碳排放权交易通过碳配额分配与价格信号显著驱动绿色技术创新,^[1]虽然在促进探索式专利增长方面表现突出,^[2]但是中小企业和资源型城市响应较弱;^[3]同时,其实证减排结果已获得广泛的验证,^{[4][5]}主要依托能源结构调整与生产效率优化,^{[6][7]}并呈现区域时滞的特征。^[9]碳排放权不仅能通过淘汰产能优化行业结构,^[10]而且更能借力融资支持与技术升级提升企业盈利能力与出口竞争力,^{[11][12]}凸显环境政

* 收稿日期:2025-09-09

基金项目:山东省社会科学规划重点项目“山东发展壮大节能环保产业研究”(21BZBJ15)

作者简介:李勋来(1970-),男,山东临沂人,青岛科技大学经济与管理学院教授,博士生导师,主要从事应用经济学、技术经济及管理研究。

策与市场经济的兼容性。

供应链韧性的研究则是聚焦系统抗风险能力的建构逻辑。数字化技术是韧性的基石,其通过抑制信息失真、优化供需匹配及多元化配置提升供应链响应能力;^{[13][14][15]}企业战略与资源能力构成关键支撑,ESG表现强化声誉资本,^[18]资源整合能力动态调配风险应对资源,^[17]而供应链金融改善资金周转效率;^[16]政策环境提供制度保障,统一大市场建设与智慧供应链政策通过破除资源错配来激活企业动态能力。^{[21][22]}

然而,现有文献对这两大领域的交叉部分存在着显著的研究断层。虽然有研究触及碳交易对供应链局部决策的影响,如配额分配规则激励制造商减排,但解构“政策压力—创新/信息/治理响应—系统韧性重塑”传导逻辑的研究较少。综合现有研究,本研究将碳排放权交易试点政策作为一项准自然实验,采用多时点倾向得分匹配—双重差分(PSM-DID)的研究方法,探究碳交易政策的实施能否提升高能耗企业供应链韧性。如果答案是肯定的,那么其中的作用机制是什么?哪些内外部情境将影响其供应链韧性的提升效果?厘清这些问题不仅能为中国高能耗企业如何借助政策的力量提升供应链韧性和安全水平提供具体抓手,而且对推动中国高能耗企业向价值链高端攀升、充分发挥环境规制政策的激励作用、助力我国高能耗企业稳步发展等具有重要意义。

二、理论分析与研究假设

(一)碳排放权交易与企业供应链韧性

基于产业组织理论,碳排放权交易政策通过调整市场结构与企业行为互动,从供需关系匹配、供需关系维持和供应质量提升三个维度出发,^[24]对高能耗企业供应链韧性产生影响。在供需关系匹配层面,碳排放权交易对碳配额分配所形成的资源约束,使大企业调整其选择供应商的标准,如增加对碳排放的考核。这促使供应链向更环保的合作伙伴倾斜,但短期内可能导致符合条件的中小企业减少,增加匹配难度。但在维持合作关系上,上下游企业为应对碳排放成本压力,开始建立更加紧密的长期协作关系,例如共享碳排放权数据、共同投资减排项目,并且通过灵活的采购合同缓解碳价波动带来的风险,从而在一定程度上增强供应链的稳定性。在提升供应链质量方面,碳排放权交易政策推动高能耗行业中大企业与中小企业的技术联动,例如通过绿色技术共享平台、低碳认证支持等,^[23]加之碳金融对绿色清洁技术的资金引导,带动整个产业链向更高效环保的方向升级,让供应链从单纯应对风险转向主动适应低碳转型,从而提升供应链韧性。

因此,基于上述分析,提出假设如下:

H1:碳排放权交易政策能够提升高能耗企业供应链韧性。

(二)碳排放权交易政策影响高能耗企业供应链韧性的机制分析

针对高能耗企业供应链面临的“不完整、不稳定、不强健”的挑战,参考现有文献,本研究提出,碳排放权交易政策可以通过以下三条路径提升韧性。^[25]

1. 创新效应

基于波特假说视角,碳交易政策通过环境规制压力与市场激励机制的双重作用,驱动高能耗企业以创新为核心突破点,重构其供应链体系,从而系统性提升供应链韧性。当高能耗企业面临碳排放配额限制时,会主动寻求技术突破,降低对化石能源的依赖,从而进一步增强能源供应的灵活性。^[26]同时,碳成本的压力促使企业通过数字化手段优化供应链管理,推动上下游共建绿色技术平台以提升突发风险应对能力。^[23]这些创新实践不仅降低了环境风险,而且使供应链在技术升级、资源调配和协同网络中形成多层防护,最终构建起既能适应市场波动,又能抵御外部冲击的弹性体系。

因此,基于上述分析,提出假设如下:

H2:碳排放权交易政策能够发挥创新效应,通过增加研发创新显著提升高能耗企业供应链韧性。

2. 信息效应

从供应链视角来看,信息透明度的提升有助于降低上下游之间的协调成本,从而优化供需匹配,稳定上下游企业关系。^[23]碳排放权交易政策通过要求企业公开碳排放数据,促使企业更清晰地掌握供应链各环节的碳消耗情况,从而识别出物流运输、原材料采购等高排放风险点,推动上下游企业共享绿色技术资源,并基于碳排放数据库筛选出就近的低碳备选供应商。这种从“模糊管理”到“数据驱动”的转变,让供应链在预防风险、协同响应和灵活调整等方面形成系统韧性,从而使高能耗企业从被动应对监管转变为主动构建可持续的竞争力。

因此,基于上述分析,提出假设如下:

H3:碳排放权交易政策能够发挥信息效应,通过提升信息透明度显著提高高能耗企业供应链韧性。

3. 绿色治理效应

碳排放权交易政策通过构建“环境责任—市场价值”的传导机制,促使高能耗企业将绿色发展深度融入其供应链管理中。^[27]企业良好的 ESG 表现有助于缓解上下游信息不对称程度,并释放积极信号吸引融资、降低融资成本,从而保障资金充裕并巩固长期合作关系。^[19]同时,良好的 ESG 表现展现出企业对环境治理和社会责任的积极态度,从而进一步使供应链在面临环保监督或自然灾害时,既能凭借其绿色技术储备快速调整生产模式,又能依托稳定的社会责任网络获取应急支持,最终形成环境风险可控、资源调度灵活、利益相关方协同的韧性体系,从而更好地提升供应链韧性。

因此,基于上述分析,提出假设如下:

H4:碳排放权交易政策能够发挥绿色治理效应,通过提升企业 ESG 表现显著提高高能耗企业供应链韧性。

三、碳排放权交易对高能耗企业供应链韧性影响的研究设计

(一)样本选取与数据来源

《“十二五”节能减排综合性工作方案》明确了石油化工、化学工业、建筑材料、钢铁、有色金属、造纸业等八大高能耗行业。本研究以 A 股上市公司为初始研究样本,剔除 ST、*ST、PT 企业及关键变量缺失样本,对连续变量进行 1% 的缩尾处理,以减少极端值的影响。上市公司数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR),绿色治理指标 ESG 评分来源于 WIND 数据库,国家省市级数据来源于《中国统计年鉴》。

我国碳排放权交易市场的试点省份包括北京、天津、上海、重庆、湖北、广东、福建。处理组企业为这七大试点省份内八大行业上市公司,控制组为其他地区高能耗企业。

综上,本研究汇总整理 2012—2023 年的上市 A 股企业(属于八大高能耗行业)数据与多时点双重差分 DID 模型以代表碳排放权交易政策的实施情况,最终筛选出 4284 个样本量,共 357 家高能耗企业。

(二)变量选取及其测度

1. 被解释变量

为提升供应链韧性测度的准确性与研究结论的可靠性,采用熵权法构建两套供应链韧性指标: $SCresil1$ (基于抵抗力和恢复力维度)与 $SCresil2$ (基于稳定性和抗风险性维度)。^[20]

首先,通过参考以往文献的研究设计思路认为,^{[28][29]}供应链韧性是供应链应对外部冲击的抵抗能力和恢复能力的综合能力体现。

供应链抵抗力($Resis$)指供应链应对外部冲击时维持供需关系稳定、保障循环畅通与协同运行、抵抗“断链”的能力。基于中国买方主导市场的现实情况,供应链稳定性高度依赖下游客户对上游供应商的资金占用程度。具体而言,供应商过大的应收账款压力会威胁合作关系稳定性,冲击产业协作基础与互信机制。因此,借鉴 Cull 的做法,^[30]利用应收账款和预付款项与主营业务收入比值的自然对数来衡

量客户对供应商资金的占用情况(*Resis1*)。计算公式如下:

$$Resis1_{it} = \ln[(br_{it} + ar_{it} + prp_{it})/mbi_{it}] \quad (1)$$

其中,*br*表示应收票据净值;*ar*表示应收账款净值;*prp*表示预付款项净额;*mbi*表示主营业务收入。该指标的数值越小,则表示供应商资金压力越低,供应链关系的稳定性越高,从而供应链韧性越高。

从结果视角出发,供应链关系的稳定性直接体现在客户与供应商之间是否拥有长期稳定可靠的供需关系上,即供需关系的可持续性。参考潘洪波的设计方法,^[31]将企业前五大客户在上一年出现的个数除以5来衡量供需关系的可持续性,即供应链关系的稳定性。该指标(*Resis2*)的数值越大,表明核心客户合作关系越稳定,供应链的抵抗力越好。

供应链恢复力(*Recov*)反映供应链受冲击偏离稳态后快速恢复的能力。据此,供应链恢复力可以通过其偏离或者波动的大小程度来反映。参考现有研究设计方法,基于供应链结构定义“长鞭效应”,^{[32][33]}采用生产波动对需求波动的偏离程度(*Recov1*)来代表供应链恢复力,计算公式如下:

$$Recov1_{it} = \frac{Var(Production_{it})}{Var(Demand_{it})} \quad (2)$$

其中,*Recov1*代表供需偏离程度;*Production*表示企业生产量,其计算公式为:

$$Production_{it} = Demand_{it} + Inventory_{it} - Inventory_{it-1} \quad (3)$$

即用销售成本与存货年末净值减去其年初库存净值,*Inventory*代表企业年末库存净值,*Demand*代表企业需求量,用企业销售成本来衡量。该指标越小,表示供应链受到冲击时其供需波动偏离度越小,其“长鞭效应”相对就弱,说明企业只需要维持较低水平的存货储备就足以应对下游企业的生产需求,其供应链恢复能力相对就强。

其次,从经济视角出发,当供应链遭受外界干扰时,企业经济绩效会偏离既定轨迹,其回调至稳态的速度与程度可反映其恢复能力。参考张树山的做法,^[34]利用企业绩效的偏离程度来体现供应链受到外界干扰后的恢复能力。通过构建企业经济绩效(*Recov2*)模型,利用残差(实际值与估计值之差)来计量企业经济绩效在不同时期的变化和反应,其计算公式如下:

$$Recov2 = \alpha + \beta_1 size_{it} + \beta_2 lev_{it} + \beta_3 growth_{it} + \beta_4 age_{it} + \beta_5 msize_{it} + \mu_i + \vartheta_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中,企业经济绩效(*Recov2*)用息税前利润与员工数量的比值进行度量,并加入控制变量,包括企业规模(*size*)、资产负债率(*lev*)、企业成长能力(*growth*)、企业年龄(*age*)和董事会规模(*msize*),并且控制年份和个体的固定效应。该指标越大,反映企业经济绩效水平在冲击下的恢复能力越强,即供应链恢复力越好。

为保障供应链指标体系构建的准确有效,从供应链稳定性和抗风险性两方面来构建供应链韧性(*SCresil2*)这一指标。^[17]

供应链稳定性(*Stab*)的构建基于产业组织理论的供需关系维持视角,^[33]利用上市公司年报附注所披露的前五大供应商和客户数据,将企业前五大供应商在上一年出现的个数除以5来衡量供应商稳定度(*Susst*),将企业前五大客户在上一年出现的个数除以5来衡量客户稳定度(*Cusst*),并取其均值来综合测度。该指标越大,即供应链稳定性越高,供应链韧性就越高。

供应链抗风险性(*Antirisk*)则依据供应链结构多元化程度对风险分散的作用进行衡量。借鉴赵珊的研究设计,^[35]利用国泰安数据库中客户集中度(前五大客户销售额占比)与供应商集中度(前五大供应商采购额占比)这两个指标取均值来衡量供应链集中度。该指标越大,则供应链结构越集中,不利于企业分散风险,供应链抗风险能力也就越差,供应链韧性越小。

最后,为确保数据客观可靠,将供应链抵抗力和供应链恢复力这两个维度下的四个指标利用熵权法进行综合测算,得到供应链韧性(*SCresil1*);将供应链稳定性和供应链抗风险性这两个维度下的两个指标利用熵权法进行综合测算,得到供应链韧性(*SCresil2*)。

供应链韧性指标体系构建及各指标权重如表1所示。

表1 供应链韧性指标体系构建及权重

准则层	指标层	指标解释	指标属性	权重
SCresil1	供应链抵抗力	应收账款和预付款项与主营业务收入比值的自然对数	负向	0.235639
		企业前五大客户在上一年出现的个数除以5	正向	0.4789343
	供应链恢复力	生产波动对需求波动的偏离程度	负向	0.1607684
		企业经济绩效模型	正向	0.1246584
SCresil2	供应链稳定性	供应商稳定性和客户稳定性取均值	正向	0.6769399
	供应链抗风险性	客户集中度与供应商集中度取均值	负向	0.3230601

2. 解释变量

本研究用碳排放权交易政策实施情况的多时点双重差分变量(*did*)来代表我国碳交易市场活动情况。多时点双重差分变量(*did*)用虚拟变量 $treat * post$ 来表示。其中, *treat* 为政策虚拟变量, 如果企业所在地区为试点省份, 则 $treat = 1$, 否则 $treat = 0$; *post* 为时间虚拟变量, 以试点政策在企业所在地区开始实施政策的时间为分界点, 若该年度在所在省份的政策实施之后, 则 $post = 1$, 否则 $post = 0$ 。根据我国碳排放权交易政策的落实情况, 北京、天津、上海和广东(将深圳并入广东考虑)的试点时间为2013年, 重庆和湖北的试点时间为2014年, 福建的试点时间为2016年。

3. 控制变量

参考张树山的研究设计,^{[29][34]}从公司特征、公司治理能力及管理层结构特征出发, 选择企业规模(*size*)、企业年龄(*age*)、应收类资产比率(*receivable*)、资产负债率(*lev*)、总资产周转率(*TAT*)、研发费用率(*rd*)、两职合一(*dual*)、管理层规模(*msize*)作为控制变量。

主要控制变量定义如表2所示。

表2 主要控制变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	定义
被解释变量	供应链韧性	SCresil1	利用熵权法从供应链抵抗力和恢复力两个维度出发测度的供应链韧性综合指数
		SCresil2	利用熵权法从供应链稳定性和抗风险性两个维度出发测度的供应链韧性综合指数
解释变量	碳排放权交易政策	<i>did</i>	政策实施试点地区与政策实施时间虚拟变量的乘积
控制变量	企业规模	<i>size</i>	总资产加1取自然对数
	企业年龄	<i>age</i>	当前年份减去上市年份加1取自然对数
	应收类资产比率	<i>receivable</i>	应收类资产占总资产的比例
	资产负债率	<i>lev</i>	总负债/总资产
	总资产周转率	<i>TAT</i>	销售收入净额/平均资产总额
	研发费用率	<i>rd</i>	研发费用/销售收入
	两职合一	<i>dual</i>	如果总经理与董事长由一人兼任, 取值为1, 否则为0
	管理层规模	<i>msize</i>	管理层人数加1取自然对数

(三)模型设定

传统的 DID 方法虽然可以使用双重差分解决内生性问题,从而分离出政策处理的效应,但是仍然可能存在部分样本偏差的问题。因此,利用多时点 PSM-DID 模型,将碳排放权交易试点政策视为准自然实验,通过固定年份和行业来研究碳交易政策对高能耗企业供应链韧性的影响。

通过 PSM 对高能耗企业数据进行 1:1 有放回的逐年匹配,再利用匹配后的对照组和原始处理组进行 DID 估计,构建双向固定回归模型,公式如下:

$$SCresil_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \gamma control_{it} + \mu_j + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $SCresil_{it}$ 为被解释变量,表示企业 i 在 t 年的供应链韧性水平; did_{it} 为核心解释变量,代表了 t 年企业 i 所在地区的碳交易政策的具体实施情况; $control_{it}$ 代表控制变量; μ_j 和 ϑ_t 则分别代表行业固定效应和年份固定效应, ε_{it} 表示随机误差项。如果回归结果中 β_1 显著为正,则表示碳交易政策对高能耗企业供应链韧性有显著的正向促进作用。

四、碳排放权交易对高能耗企业供应链韧性影响的实证分析

(一)描述性统计

为展示各个观测变量的实际情况,对观测变量进行 PSM 匹配前的情况进行描述性统计(表 3)。

表 3 描述性统计分析

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$SCresil1$	4,284	0.537	0.176	0.193	0.826
$SCresil2$	4,284	0.695	0.205	0.075	1
did	4,284	0.239	0.427	0	1
$size$	4,284	22.830	1.416	19.070	27.000
age	4,284	2.624	0.577	0	3.466
$receivable$	4,284	0.107	0.096	0	0.684
lev	4,284	0.484	0.222	0.0131	3.262
TAT	4,284	0.717	0.509	0.004	4.761
rd	4,284	0.010	0.018	0	0.233
$dual$	4,284	0.175	0.380	0	1
$msize$	4,284	2.442	0.241	1.792	3.296

如表 3 所示,高能耗企业供应链韧性 $SCresil1$ 的均值为 0.537,其最大值为 0.826、最小值为 0.193; $SCresil2$ 的均值为 0.695,其最大值为 1、最小值为 0.075。可以看出,各企业之间供应链韧性的差异较大,供应链韧性水平高低不齐,均处于(0,1)区间内。解释变量 did 的均值为 0.427,表明处理组中高能耗企业参加碳交易的年度企业值大约占总数的 42.7%。其余控制变量的描述性统计结果也与已有的文献没有较大差异。

(二)相关性分析

表 4 显示了各变量之间相关系数检验的结果。 did 与 $SCresil1$ 、 $SCresil2$ 的估计系数分别为 0.063 和 0.041,均在 1%的水平上显著正向,表明碳交易政策对高能耗企业供应链韧性确实存在显著的正向影响,初步证实假设 H1。控制变量与被解释变量之间存在显著的相关性,表明控制变量的选择可靠。另外,表 4 中 VIF 值表明,各变量之间的相关系数较小,最大值 1.51 远远小于临界值 10,平均值 1.21 也远小于 10,可以合理地认为变量之间没有严重的共线性问题。

表4 相关性分析

变量	SCresil1	SCresil2	did	size	age	receivable	lev	TAT	rd	dual	msize
SCresil1	1										
SCresil2	0.706***	1									
did	0.063***	0.041***	1								
size	-0.086***	-0.015	0.112***	1							
age	-0.143***	-0.093***	0.103***	0.431***	1						
receivable	0.081***	0.095***	0.033**	-0.349***	-0.356***	1					
lev	-0.076***	-0.053***	-0.033**	0.400***	0.291***	-0.191***	1				
TAT	0.074***	0.039**	-0.068***	-0.056***	0.0240	0.133***	-0.040***	1			
rd	0.133***	0.146***	0.070***	-0.037**	0.106***	0.098***	-0.156***	-0.068***	1		
dual	0.057***	0.053***	0.00300	-0.160***	-0.195***	0.100***	-0.067***	-0.0100	0.065***	1	
msize	-0.091***	-0.074***	0.083***	0.293***	0.204***	-0.126***	0.191***	-0.032**	-0.076***	-0.124***	1
VIF			1.05	1.51	1.45	1.27	1.27	1.04	1.10	1.06	1.12

注：***、**分别表示1%、5%的显著性水平。

(三)共同支撑检验

本研究通过PSM这一倾向得分匹配的方法来减少试点企业与非试点企业的系统性差异,从而降低双重差分的估计偏差。选取控制变量作为协变量,采用1:1有放回近邻匹配。为确保匹配结果的准确可靠,进行共同支撑检验和匹配平衡性检验(表5),并画出平衡性检验结果(图1)。

表5 平衡性检验结果

协变量名称	未匹配 U	均值		标准偏差 (%)	t 值	P 值
	已匹配 M	处理组	对照组			
size	U	23.114	22.743	25.0	7.37	0.000
	M	23.114	23.009	1.0	0.23	0.817
age	U	2.7302	2.5912	24.9	6.76	0.000
	M	2.7302	2.7265	0.7	0.16	0.870
receivable	U	0.11254	0.10503	7.5	2.18	0.029
	M	0.11254	0.11277	-0.2	-0.05	0.961
lev	U	0.47117	0.48828	-7.9	-2.15	0.032
	M	0.47117	0.46711	1.9	0.46	0.648
TAT	U	0.65498	0.73668	-16.1	-4.49	0.000
	M	0.65498	0.66108	-1.2	-0.30	0.762
rd	U	0.01252	0.00955	15.6	4.59	0.000
	M	0.01252	0.01288	-1.9	-0.41	0.681
dual	U	0.17659	0.17429	0.6	0.17	0.866
	M	0.17659	0.19024	-3.6	-0.80	0.425
msize	U	2.4777	2.4306	19.3	5.48	0.000
	M	2.4777	2.4742	1.4	0.32	0.752

根据表5结果,控制组和对照组企业的特征变量在匹配后的t值都不存在显著差异,而且匹配后各协变量标准化变差的绝对值均小于5%,通过平衡性检验。因此,本研究选取的匹配方式和匹配原则

合理。此外,从图1可以看出,匹配前处理组和对照组的偏差较大,公司规模、公司年龄的偏差甚至达到20%以上。经过PSM匹配后,各协变量处理组和对照组的偏差都在10%以下,匹配前后控制组和处理组的偏差均显著降低,匹配质量较好。

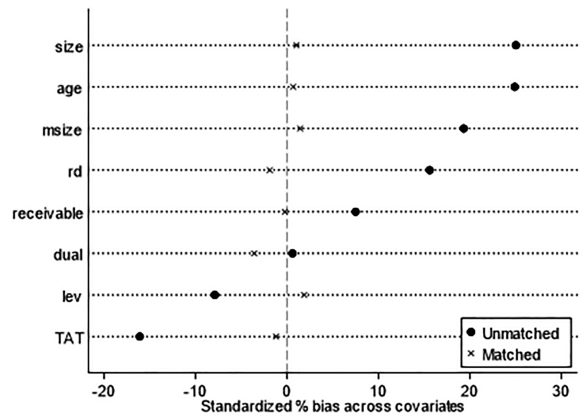


图1 平衡性检验

在此基础上进一步进行双重差分估计。双重差分模型能捕捉干净政策效应的重要前提是处理组和对照组在受到碳排放权交易政策的冲击前其供应链韧性具有一致变化趋势。考虑到各个碳交易市场的开放时间不同,通过设置年份差额来考察供应链韧性水平在碳交易政策实施前后的变化情况,以实施碳交易试点当期为准。从图2、图3可以看出,在碳交易政策实施前,回归系数不显著,通过平行趋势检验;而碳交易试点政策实施后,回归系数均在5%的水平上显著大于0,表示处理组的高能耗企业供应链韧性水平相比于对照组明显上升,表明碳排放权交易政策的实施确实对高能耗企业供应链韧性的提高有持续的正向作用。

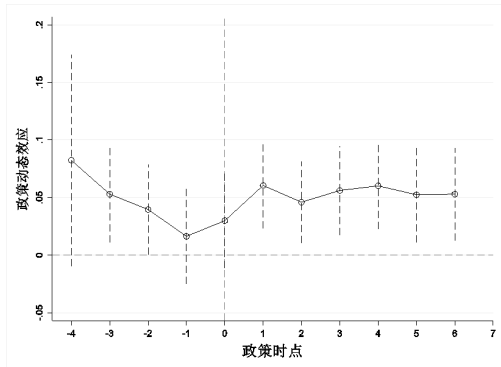


图2 SCresil1 平行趋势检验

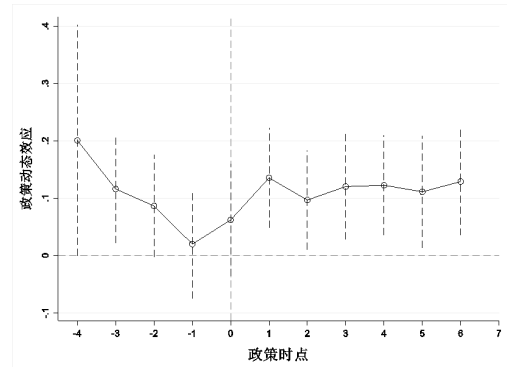


图3 SCresil2 平行趋势检验

(四)基准回归结果

在表6中,第二、第三列为未进行倾向得分匹配的基准回归结果,后两列为进行倾向得分匹配后的基准回归结果。

表6 基准回归结果

变量	基准回归		PSM后基准回归	
	SCresil1	SCresil2	SCresil1	SCresil2
<i>did</i>	0.0422*** (2.9457)	0.0340** (2.3615)	0.0386** (2.4748)	0.0280* (1.8107)
<i>size</i>	0.0023 (0.4518)	0.0131** (2.0936)	-0.0057 (-0.8565)	0.0089 (1.3471)
<i>age</i>	-0.0426*** (-3.3494)	-0.0175 (-1.2105)	-0.0324* (-1.7838)	-0.0280 (-1.4358)
<i>receivable</i>	-0.0274 (-0.5215)	0.0478 (0.7351)	-0.0248 (-0.3429)	0.0060 (0.0691)
<i>lev</i>	0.0153 (0.6434)	-0.0011 (-0.0411)	0.0447 (1.2170)	-0.0090 (-0.2337)
<i>TAT</i>	0.0238* (1.9504)	0.0060 (0.4959)	0.0290** (2.0089)	0.0113 (0.7519)

续表 6

变量	基准回归		PSM后基准回归	
	SCresil1	SCresil2	SCresil1	SCresil2
<i>rd</i>	1.1839*** (3.7035)	1.2093*** (3.4166)	0.9823** (2.0915)	0.9782* (1.8953)
<i>dual</i>	0.0023 (0.1794)	0.0049 (0.3601)	-0.0036 (-0.2065)	-0.0076 (-0.4589)
<i>msize</i>	-0.0306* (-1.7111)	-0.0260 (-1.3369)	-0.0329 (-1.2863)	-0.0371 (-1.4155)
_cons	0.6267*** (5.4328)	0.4758*** (3.5261)	0.7776*** (4.9889)	0.6361*** (4.1726)
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	4284	4284	1602	1602
调整后的 R ²	0.0723	0.0917	0.0663	0.1064

注:括号内数字为 *t* 值,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

从表 6 可以看出,在加入一系列控制变量、控制年份固定效应和行业固定效应,并且在个体层面进行群聚调整后,碳排放权交易的实施对供应链韧性的回归结果显著为正。在未做 PSM 的基准回归中,双重差分 *did* 对供应链韧性指标 *SCresil1* 和 *SCresil2* 的影响系数分别为 0.0422 和 0.0340,通过 5% 的显著性水平检验。经过 PSM 处理后的样本观测量为 1602,代表碳排放权交易政策的虚拟变量 *did* 对 *SCresil1* 和 *SCresil2* 的影响系数分别为 0.0386 和 0.0280,虽然显著水平有所下降,但也通过 10% 的显著性水平检验。这进一步表明碳交易对我国高能耗企业供应链韧性有显著的正向作用,研究假设 H1 成立。

另外,控制变量中研发费用率系数显著为正,其可能的原因是,投入研发费用较多的高能耗企业更能够通过提升企业自身的创新技术进行产业结构升级,从而提高企业供应链韧性水平。

(五)稳健性检验

1. 安慰剂检验

本研究将样本中随机抽取的部分企业作为处理组,并为其随机赋予一个政策的执行时间,然后将这些随机处理后的样本按照双向固定回归模型进行回归,在此基础上重复 500 次,^[37]消除可能存在的未知因素对试点企业的潜在影响得出图 4 和图 5。图 4 和图 5 的结果均显示,安慰剂检验的估计系数主要聚集在 0 的周围,而且这些数据的 *p* 值大部分在 0.1 的阈值之上,同预期的安慰剂检验结果相符,说明供应链韧性的提升确实是由碳排放权交易政策带来的,排除其可能存在的随机相关性。本研究基准回归的结论准确可靠。

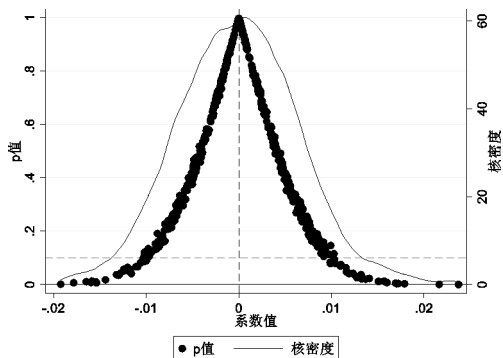


图 4 SCresil1 的安慰剂检验

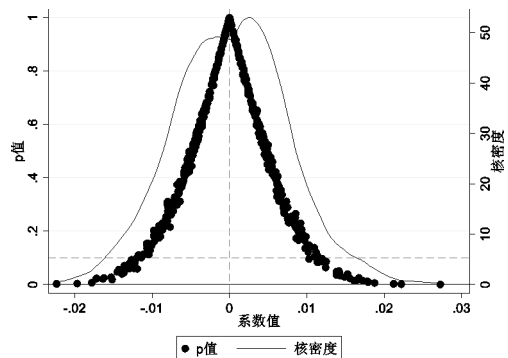


图 5 SCresil2 的安慰剂检验

2. 更换 PSM 匹配方法

为降低由于匹配方法而引起的结果偏差,将最邻近 1:1 匹配更换为 1:2 有放回,且以 0.05 为卡尺范围的 PSM 近邻匹配以及核匹配。从表 7 可以看出,无论是更换成 1:2 以 0.05 为卡尺范围还是核匹配,碳排放权交易政策对供应链韧性指标的影响系数都在 10% 的水平下显著为正,且核匹配后显著性更强,与基准回归的结果一致。

表 7 更换 PSM 匹配方法的稳健性检验

	1:2 以 0.05 卡尺匹配		核匹配	
	SCresil1	SCresil2	SCresil1	SCresil2
<i>did</i>	0.0387*** (2.6017)	0.0254* (1.7318)	0.0424*** (2.9590)	0.0338** (2.3423)
<i>size</i>	-0.0024 (-0.4002)	0.0116* (1.8777)	0.0019 (0.3724)	0.0135** (2.1079)
<i>age</i>	-0.0398** (-2.4256)	-0.0270 (-1.5403)	-0.0430*** (-3.3151)	-0.0165 (-1.1327)
<i>receivable</i>	-0.0188 (-0.3056)	0.0310 (0.4280)	-0.0342 (-0.6414)	0.0467 (0.7042)
<i>lev</i>	0.0351 (1.0567)	0.0004 (0.0105)	0.0179 (0.6603)	-0.0072 (-0.2369)
<i>TAT</i>	0.0335** (2.5650)	0.0120 (0.8887)	0.0248* (1.9446)	0.0063 (0.5005)
<i>rd</i>	0.9080*** (2.6852)	0.8498** (2.1094)	1.1925*** (3.7270)	1.2072*** (3.4063)
<i>dual</i>	-0.0030 (-0.1869)	-0.0056 (-0.3595)	0.0024 (0.1862)	0.0059 (0.4305)
<i>msize</i>	-0.0284 (-1.2862)	-0.0354 (-1.6265)	-0.0310* (-1.7308)	-0.0257 (-1.3322)
<i>_cons</i>	0.7122*** (5.1545)	0.5662*** (4.0590)	0.6355*** (5.4247)	0.4662*** (3.4004)
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	2329	2329	4267	4267
调整后的 R ²	0.0663	0.1004	0.0718	0.0913

注:括号内数字为 *t* 值,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

3. 剔除国家经济支柱行业样本

石油、燃气和铁路这些国家经济支柱行业相较于其他行业,其抵御突发的潜在风险以及修复重建的能力较强,其供应链不易出现断裂的风险,因此具有较高的供应链韧性水平。为避免这些国家经济支柱行业所特有的稳定性对研究结论的影响,借鉴张树山等的做法,^[34]剔除国家经济支柱行业样本后再次回归,并且进行 PSM1:1 最近邻匹配后回归。从表 8 可看出,未经匹配后基准回归与 PSM 处理后回归结果均为正向显著,表明碳交易政策可提升供应链韧性水平这一结论稳定可靠。

表8 剔除国家经济支柱行业后的稳健性检验

	基准回归		PSM后回归	
	SCresil1	SCresil2	SCresil1	SCresil2
<i>did</i>	0.0475*** (3.2260)	0.0337** (2.2122)	0.0462*** (2.9183)	0.0316** (2.0001)
<i>size</i>	0.0020 (0.3654)	0.0120* (1.8176)	-0.0120* (-1.7483)	0.0039 (0.5727)
<i>age</i>	-0.0447*** (-3.3811)	-0.0232 (-1.5186)	-0.0525*** (-2.8142)	-0.0298 (-1.3978)
<i>receivable</i>	-0.0234 (-0.4295)	0.0373 (0.5435)	-0.0836 (-1.1449)	-0.0237 (-0.2748)
<i>lev</i>	0.0141 (0.5835)	0.0013 (0.0483)	0.0616* (1.7110)	0.0005 (0.0127)
TAT	0.0254* (1.8271)	0.0020 (0.1530)	0.0589*** (3.3863)	0.0165 (0.8246)
<i>rd</i>	1.0809*** (3.3021)	1.0996*** (3.0115)	0.9116** (2.1835)	0.8887* (1.6501)
<i>dual</i>	0.0031 (0.2328)	0.0017 (0.1206)	-0.0225 (-1.3115)	-0.0185 (-1.0387)
<i>msize</i>	-0.0330* (-1.7834)	-0.0235 (-1.1467)	-0.0015 (-0.0570)	-0.0103 (-0.3714)
<i>_cons</i>	0.6455*** (5.3678)	0.5191*** (3.6495)	0.8817*** (5.7245)	0.6969*** (4.4305)
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	3955	3955	1467	1467
调整后的 R ²	0.0767	0.0828	0.0965	0.1190

注:括号内数字为 *t* 值,* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

五、机制分析与进一步分析

(一)机制分析

在验证碳排放权交易对高能耗企业供应链韧性确实有显著促进作用的基础上,基于理论分析并借鉴江艇的做法,^[37]构建效应模型考察碳交易提升供应链韧性的作用机制。模型如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \gamma control_{it} + \mu_j + \vartheta_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

其中, M_{it} 作为创新效应、信息效应和绿色治理效应这三个影响机制的代理指标,其他的变量定义与主回归的模型保持一致。

1. 创新效应

碳排放权交易政策通过降低试点地区高能耗企业的创新风险,有效激发其研发创新投入的动力。为研究供应链韧性水平检验政策能否通过创新效应提升供应链韧性,从投入端选取企业研发投入加1后取自然对数值作为具体测度指标(*RD*)。表9列(1)显示,*did*的回归系数显著为正,这说明碳交易能够激励高能耗企业加大研发投入,实现创新质量的提升。高质量创新推动企业构建多元化生产经营布局,降低对传统能源的依赖,进一步优化生产流程,提高资源利用效率,从而增强供应链的稳定性,提高企业供应链韧性水平。综上所述,碳排放权交易能够发挥创新效应,激励企业增加研发创新投入,从而显著提升高能耗企业供应链韧性,故假设 H2 成立。

表9 机制效应实证结果

	(1)	(2)	(3)
	RD	TRANS	ESG
<i>did</i>	0.196 [*] (0.109)	0.039 ^{***} (0.013)	0.077 ^{**} (0.038)
<i>size</i>	0.993 ^{***} (0.047)	0.095 ^{***} (0.004)	0.172 ^{***} (0.014)
<i>age</i>	-0.474 ^{***} (0.135)	-0.020 [*] (0.011)	-0.145 ^{***} (0.035)
<i>receivable</i>	1.920 ^{***} (0.514)	0.125 ^{**} (0.055)	-0.048 (0.178)
<i>lev</i>	-0.789 ^{***} (0.219)	-0.227 ^{***} (0.023)	-0.626 ^{***} (0.085)
<i>TAT</i>	0.815 ^{***} (0.104)	0.039 ^{***} (0.009)	0.107 ^{***} (0.033)
<i>rd</i>	27.144 ^{***} (3.754)	1.157 ^{***} (0.284)	0.915 (0.801)
<i>dual</i>	0.082 (0.087)	-0.003 (0.011)	-0.064 [*] (0.036)
<i>msize</i>	-0.148 (0.156)	-0.030 (0.018)	-0.102 [*] (0.052)
<i>_cons</i>	-3.988 ^{***} (1.014)	-1.640 ^{***} (0.104)	4.198 ^{***} (0.330)
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	4284	4284	4284
R ²	0.607	0.433	0.206
调整后的 R ²	0.604	0.430	0.201

注:括号内数字为 *t* 值, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

2. 信息效应

碳排放权交易政策通过构建碳信息传导机制,打破供应链信息壁垒,推动上下游知识流、资金流与物流互联互通,显著降低信息不对称性。参考现有文献,从盈余质量指标(*DD*)、深交所对各年深市上市公司信息披露考评指数(*DSCORE*)、分析师跟踪人数(*ANALYST*)、分析师盈余预测准确性(*ACCURACY*)、公司当年是否聘请国际四大会计事务所作为年报的审计师(*BIG4*)这五个维度来综合计量高能耗企业信息的透明度(*TRANS*)。^[38]从表9列(2)可以看出,碳交易对信息透明度回归系数为0.039,在1%的水平下显著为正。相较于其他效应,碳交易能更显著地通过提升高能耗企业间信息透明度来缓解供应链上下游的信息不对称所带来的风险,提高供应链抵抗风险的能力,从而提高企业供应链韧性水平,假设H3成立。

3. 绿色治理效应

碳交易政策通过环境成本内部化倒逼高能耗企业优化供应链结构,通过清洁生产技术替代、能源梯级利用以及供应商碳足迹审核等举措来降低全链条碳排放强度,从而增强企业供应链环境风险抵御能力。^[3]而且,ESG框架下的碳信息披露要求驱动着高能耗企业构建数字化碳监测体系,提升供应链透明度以及动态响应能力,从而形成对上游原材料价格波动、政策收紧等冲击的缓冲机制。另外,减排压力激发技术创新与供应链重构,^[7]ESG表现改善带来的声誉溢价可拓宽融资渠道并稳定合作关系。从表

9的列(3)中可以看出,碳排放权交易对ESG的影响系数为0.077,在5%的水平下显著为正。这表明碳交易能够通过绿色治理效应提升高能耗企业供应链韧性,故假设H4成立。

(二)异质性分析

基于不同的内外部情境,碳排放权交易对高能耗企业供应链韧性的影响有所不同。从企业层面出发,基于企业生命周期、产权性质和融资约束程度的不同,进一步分析碳排放权交易对高能耗企业供应链韧性的影响。

1. 企业生命周期

企业处于不同的生命周期时,碳交易对其供应链韧性的提升作用存在一定差异性。根据现金流组合理论,^[39]将企业生命周期划分为成长期、成熟期与衰退期。如表10所展示的结果,处于成长期的高能耗企业因持续扩张与技术迭代特性,碳成本压力更易促使其在规模扩张中优先采用低碳策略,主动调整供应链结构以增强抗风险能力与稳定性,从而显著提升韧性;而成熟期的高能耗企业受制于固有供应链的转型成本与组织惯性,处于衰退期的企业受限于资源匮乏与资金约束,因此,当企业处于成熟期和衰退期时碳交易政策对其供应链韧性的改善作用均不显著。综上所述,碳交易政策对供应链韧性的正向促进效应集中体现于成长期高能耗企业。

表10 基于企业生命周期的异质性分析

	成长期		成熟期		衰退期	
	SCresil1	SCresil2	SCresil1	SCresil2	SCresil1	SCresil2
<i>did</i>	0.043*** (0.015)	0.035** (0.015)	0.034 (0.034)	0.043 (0.040)	0.029 (0.025)	0.008 (0.027)
<i>size</i>	0.001 (0.006)	0.010* (0.006)	0.012 (0.010)	0.025* (0.014)	-0.001 (0.010)	0.026* (0.014)
<i>age</i>	-0.039*** (0.015)	-0.019 (0.015)	-0.022 (0.027)	-0.007 (0.033)	-0.058** (0.027)	-0.038 (0.029)
<i>receivable</i>	-0.016 (0.065)	0.058 (0.074)	-0.092 (0.114)	-0.128 (0.151)	0.024 (0.092)	0.053 (0.128)
<i>lev</i>	0.031 (0.031)	0.014 (0.033)	-0.012 (0.035)	-0.000 (0.050)	-0.018 (0.043)	-0.056 (0.047)
<i>TAT</i>	0.017 (0.014)	0.009 (0.011)	0.014 (0.026)	-0.005 (0.026)	0.043** (0.020)	0.041 (0.029)
<i>rd</i>	1.185*** (0.355)	1.259*** (0.357)	1.185** (0.539)	0.983 (0.622)	0.821 (0.676)	0.854 (0.853)
<i>dual</i>	0.003 (0.014)	0.004 (0.015)	-0.006 (0.024)	0.002 (0.033)	0.010 (0.024)	0.040 (0.025)
<i>msize</i>	-0.024 (0.020)	-0.006 (0.021)	-0.081* (0.046)	-0.129** (0.053)	-0.069* (0.037)	-0.098** (0.041)
<i>_cons</i>	0.627*** (0.129)	0.489*** (0.130)	0.494** (0.227)	0.468 (0.314)	0.843*** (0.230)	0.441 (0.313)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3239	3239	372	372	537	537
R ²	0.078	0.107	0.133	0.129	0.162	0.197
调整后的R ²	0.070	0.099	0.065	0.060	0.115	0.152

注:括号内数字为*t*值,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

2. 产权性质

碳排放权交易对高能耗企业供应链韧性的提升效果因为产权性质呈现出异质性。从表 11 可看出,国有企业在政策作用下供应链韧性水平的提升更显著,这得益于其凭借政府信用背书获取资源优势,优先投资低碳技术并整合供应链体系;而非国有企业则可能因其面临更大的融资约束和短期盈利压力,较国有企业而言缺乏长期投入的动力,从而导致碳排放权交易政策效果不佳。综上所述,碳排放权交易政策对国有高能耗企业供应链韧性水平的提升更加显著。

表 11 基于产权性质的异质性分析

	国有企业		非国有企业	
	<i>SCresil1</i>	<i>SCresil2</i>	<i>SCresil1</i>	<i>SCresil2</i>
<i>did</i>	0.043** (0.020)	0.071* (0.040)	0.030 (0.019)	0.032 (0.021)
<i>size</i>	0.006 (0.006)	0.009 (0.014)	-0.009 (0.010)	-0.009 (0.011)
<i>age</i>	-0.026 (0.025)	-0.001 (0.059)	-0.038** (0.019)	-0.042** (0.021)
<i>receivable</i>	-0.011 (0.081)	0.369** (0.177)	-0.100 (0.075)	0.004 (0.082)
<i>lev</i>	0.005 (0.029)	-0.004 (0.065)	0.015 (0.038)	0.016 (0.041)
<i>TAT</i>	0.012 (0.016)	-0.005 (0.032)	0.038** (0.016)	0.037** (0.017)
<i>rd</i>	1.067* (0.630)	2.475* (1.338)	0.805** (0.393)	0.926** (0.420)
<i>dual</i>	-0.024 (0.021)	-0.040 (0.050)	0.004 (0.015)	0.004 (0.016)
<i>msize</i>	-0.016 (0.023)	-0.004 (0.048)	-0.025 (0.028)	-0.028 (0.030)
<i>_cons</i>	0.449*** (0.159)	1.020*** (0.345)	0.888*** (0.214)	0.965*** (0.236)
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	2408	2408	1876	1876
R ²	0.060	0.052	0.090	0.093
调整后的 R2	0.049	0.041	0.076	0.080

注:括号内数字为 *t* 值,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

3. 融资约束

本研究选取 SA 指数的绝对值度量融资约束,以其中位数为划分依据,揭示碳交易政策对高能耗企业供应链韧性的差异化影响机制。因为 SA 指数为负数,取绝对值后 SA 指数数值越大,则表示企业所面临的融资约束越高。如表 12 所示,融资约束越高的企业更显著地受益于政策。一方面,碳交易通过开辟碳金融渠道缓解其融资困境,促使企业优化内部资源配置进行减排投资;另一方面,政策驱动的资源导向效应倒逼高约束企业积极调整供应链结构以提升资源利用效率,从而系统性增强抗风险能力与韧性水平。这表明融资约束强化了政策对供应链韧性的正向促进作用。

表 12 基于融资约束的异质性分析

	融资约束低		融资约束高	
	SCresil1	SCresil2	SCresil1	SCresil2
<i>did</i>	0.020 (0.019)	0.027 (0.020)	0.067*** (0.019)	0.044** (0.018)
<i>size</i>	0.001 (0.007)	0.005 (0.007)	-0.001 (0.007)	0.022** (0.010)
<i>age</i>	-0.019 (0.015)	-0.001 (0.018)	-0.081*** (0.022)	-0.051** (0.023)
<i>receivable</i>	-0.070 (0.068)	-0.014 (0.085)	-0.011 (0.078)	0.094 (0.101)
<i>lev</i>	0.013 (0.028)	-0.021 (0.035)	0.002 (0.034)	0.007 (0.036)
TAT	0.024 (0.015)	0.014 (0.018)	0.022 (0.017)	-0.002 (0.014)
<i>rd</i>	2.157*** (0.513)	1.947*** (0.503)	0.286 (0.430)	0.477 (0.488)
<i>dual</i>	0.006 (0.016)	0.001 (0.019)	-0.008 (0.018)	0.009 (0.018)
<i>msize</i>	-0.023 (0.023)	-0.030 (0.028)	-0.029 (0.025)	-0.018 (0.024)
_cons	0.595*** (0.146)	0.643*** (0.167)	0.809*** (0.172)	0.347 (0.215)
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	2172	2172	2112	2112
R ²	0.073	0.085	0.129	0.141
调整后的 R ²	0.061	0.073	0.118	0.130

注:括号内数字为 t 值, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

六、结论与建议

基于以碳排放权交易政策为准自然实验的2012—2023年中国高能耗行业上市公司数据的多时点DID实证分析,本研究得出以下核心结论:碳排放权交易政策显著提升高能耗企业的供应链韧性,该结论经过基准回归、PSM匹配以及一系列稳健性检验一致证实;政策主要通过激发创新效应、改善信息效应和强化绿色治理效应三条路径发挥作用;异质性分析进一步揭示,处于成长期的企业对政策响应最显著,国有企业较非国有企业供应链韧性受政策影响更为显著,融资约束程度高的企业供应链韧性对政策作用更为敏感。

基于上述研究结论,提出以下政策建议。

第一,政府应强化碳交易政策的精准引导与分类施策。对于对政策响应强烈的国有企业,应进一步强化其示范引领作用,将供应链稳定性、恢复性等指标纳入其绩效考核体系,激励其将自身在资源获取与合规治理上的优势转化为对整个供应链链条的绿色整合能力,通过牵头建立“低碳联盟”等方式,带动上下游非国有企业共同提升韧性。对于对政策响应积极的处于成长期的高能耗企业,可为其提供研发费用加计扣除、绿色设备采购补贴等针对性激励措施,助其将增长活力转化为供应链的绿色韧性。同时,针对非国有企业和处于成熟期的企业,相关部门需要建立专项扶持通道,降低其合规成本与转型风险,引导全链条共同提升抗风险能力。

第二,政府应引导企业积极主动利用碳排放权交易市场机制,将外部政策压力转化为内部供应链优化的核心动力。支持国有企业加大对低碳工艺和数字化碳管理系统的研发投入,依托碳核算数据优化

供应商评价机制,推动与核心供应商建立长期、稳定的绿色采购关系。同时,鼓励企业将提升 ESG 表现融入供应链战略,通过发布碳足迹报告、开展绿色供应商培训等措施,树立负责任的链主形象,拓展绿色融资渠道,增强应对政策与市场波动的整体韧性。

第三,政府应推动金融机构加快创新与碳资产挂钩的金融产品,重点解决中小企业融资难题。鼓励银行机构拓展碳配额质押、碳中和债券、供应链绿色票据等业务,探索将企业减排绩效转化为有效信用资产。对于资金压力较大的中小供应商,可研究以其基于绿色订单的未来碳减排收益权作为融资依据,或由核心企业提供增信支持,通过金融手段激励企业主动参与碳交易市场并提升运营效率,增强供应链整体资金流动性与风险抵御能力。

参考文献:

- [1] Jeroen B D V, Ivan S. Impact of carbon pricing on low-carbon innovation and deep decarbonisation: controversies and path forward[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2021, 80(4): 705-715.
- [2] 朱艳丽, 张群芳, 姚遥. 碳排放权交易政策促进企业绿色二元创新了吗? [J]. *大连理工大学学报(社会科学版)*, 2025, (1): 65-76.
- [3] 肖龙阶, 陈实, 袁潮清. 异质性视角下碳排放权交易政策对企业绿色创新影响分析——基于上市公司的绿色专利数据[J]. *科技管理研究*, 2023, (2): 177-185.
- [4] Yucai H, Shenggang R, Yangjie W, et al. Can carbon emission trading scheme achieve energy conservation and emission reduction? Evidence from the industrial sector in China[J]. *Energy Economics*, 2020, 85: 104590.
- [5] 杨秀汪, 李江龙, 郭小叶. 中国碳交易试点政策的碳减排效应如何? ——基于合成控制法的实证研究[J]. *西安交通大学学报(社会科学版)*, 2021, (3): 93-104.
- [6] 董直庆, 王辉. 市场型环境规制政策有效性检验——来自碳排放权交易政策视角的经验证据[J]. *统计研究*, 2021, (10): 48-61.
- [7] 雷朱家华, 罗良文. 企业偏向性技术进步的碳减排效应: 来自碳排放权交易政策的冲击[J]. *中国人口·资源与环境*, 2024, (11): 36-51.
- [8] 刘海英, 郭文琪. 碳排放权交易政策试点与能源环境效率——来自中国 287 个地级市的实证检验[J]. *西安交通大学学报(社会科学版)*, 2022, (5): 72-86.
- [9] 张宝凤, 蔡林美. 碳排放权交易政策是否促进了能源强度的下降: 基于重庆碳交易试点的实证[J]. *环境科学与技术*, 2023, (5): 174-184.
- [10] 李荣华, 杜昊, 张磊. 碳排放权交易政策如何影响企业环境绩效——来自中国上市公司的经验证据[J]. *南开经济研究*, 2024, (7): 163-181.
- [11] 林志宏, 赵思艺. 碳排放权交易政策对企业财务绩效的影响研究——基于多时点双重差分模型的检验[J]. *中国注册会计师*, 2022, (10): 62-69.
- [12] 刘铠豪, 佟家栋, 申雅茹. 市场导向型低碳政策可以促进企业出口吗——来自碳排放权交易政策的证据[J]. *国际贸易问题*, 2023, (9): 88-105.
- [13] 刘亭立, 云世纪. 制造业服务化对供应链韧性的影响研究——基于缓解牛鞭效应的视角[J]. *商业研究*, 2025, (1): 112-121.
- [14] 葛新庭, 谢建国, 洪洪娜. 数字化转型与企业供应链韧性——来自中国上市公司与供应商的证据[J]. *中南财经政法大学学报*, 2024, (3): 136-150.
- [15] 张树山, 谷城. 企业数字化转型与供应链韧性[J]. *南方经济*, 2024, (8): 137-158.
- [16] 卢毅, 郑青昊, 邓扬. 资源编排视角下供应链金融对供应链韧性的影响研究[J]. *统计与信息论坛*, 2025, (4): 61-75.
- [17] 赵霞, 许雅雯, 徐永锋. 数字化协同如何影响供应链韧性——基于资源和关系整合的分析[J]. *产经评论*, 2023, (5): 24-42.
- [18] 姚正海, 李昊泽, 姚佩怡. ESG 表现对企业供应链韧性的影响[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2025, (2): 95-112.
- [19] 王雅格, 胡志强. 企业 ESG 表现对供应链韧性影响的实证检验[J]. *统计与决策*, 2024, (8): 179-183.
- [20] 黄宏斌, 张玥杨, 李圆圆. 创新型产业集群试点政策能否提升供应链韧性? [J]. *经济与管理研究*, 2024, (9): 39-60.
- [21] 刘益宁, 潘昌蔚, 李秀婷. 全国统一大市场与出口企业供应链韧性[J]. *世界经济与政治论坛*, 2024, (4): 103-121.
- [22] 石大千, 李雪琴, 李丹丹. 智慧供应链建设如何提升企业绩效? ——基于供应链韧性优化视角的分析[J]. *中国管理科学*, 2025, 33(4): 325-334.
- [23] 苑泽明, 黄灿, 刘甲. 碳排放权交易对企业高质量发展的溢出效应——来自供应链联盟的经验证据[J]. *经济与管理研究*, 2024, (8): 58-80.
- [24] 陶锋, 王欣然, 徐扬, 等. 数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J]. *中国工业经济*, 2023, (5): 118-136.
- [25] 芦彩梅, 李欣瑜. 碳排放权交易能提升高能耗企业韧性吗? ——基于准自然实验的证据[J]. *金融理论与实践*, 2024, (8): 30-42.

- [26] Porter M E, Linde C V D. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [27] 喻宏伟. 我国碳排放权交易的定价机制及其对绿色创新的影响研究[D]. 北京: 中国社会科学院大学, 2023.
- [28] Marta N, Enrico C, Claudia C, et al. Integrating sustainability and resilience in the supply chain: a systematic literature review and a research agenda[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2021, 30(7): 2858-2886.
- [29] 张树山, 谷城. 供应链数字化与供应链韧性[J]. *财经研究*, 2024, (7): 21-34.
- [30] Cull R, Xu C L, Zhu T. Formal finance and trade credit during China's transition[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2008, 18(2): 173-192.
- [31] 潘红波, 张哲. 高管-客户关系与企业客户稳定度[J]. *管理学报*, 2020, 17(2): 196-203.
- [32] Shan J, Yang S, Yang S, et al. An empirical study of the bullwhip effect in China[J]. *Production and Operations Management*, 2014, 23(4): 537-551.
- [33] 杨志强, 唐松, 李增泉. 资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应——基于供应链信息外溢的经验证据[J]. *管理世界*, 2020, (7): 89-105.
- [34] 张树山, 谷城, 张佩雯, 等. 智慧物流赋能供应链韧性提升: 理论与经验证据[J]. *中国软科学*, 2023, (11): 54-65.
- [35] 赵珊, 李桂华. 分散还是集中: 客户集中度与企业绩效[J]. *管理评论*, 2023, (2): 294-305.
- [36] 余长林, 马青山. 特高压输电与区域经济发展——来自特高压工程的经验证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, (10): 202-224.
- [37] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022, (5): 100-120.
- [38] 辛清泉, 孔东民, 郝颖. 公司透明度与股价波动性[J]. *金融研究*, 2014, (10): 193-206.
- [39] Dickison V. Cashflow patterns as a proxy for firm life cycle[J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(6): 1969-1994.

Impact of the Emission Trading Scheme (ETS) on the Supply Chain Resilience of High-Energy-Consumption Enterprises: Evidence from Quasi-Natural Experiments

Li Xunlai Li Xinying

(School of Economics and Management, Qingdao University of Science and Technology, Qingdao 266061, China)

Abstract: Driven by China's "Dual-Carbon" goals, the Emission Trading Scheme (ETS), as a market-based environmental regulatory tool, calls for further exploration regarding its impact mechanisms on the supply chain resilience of high-energy-consumption enterprises. Using data from 2012-2023 for listed firms in eight high-energy-consumption industries in China, this study employs a multi-period PSM-DID model to empirically examine the effects of the ETS on supply chain resilience and its underlying transmission pathways. The findings reveal that: (1) the ETS significantly enhances supply chain resilience in high-energy-consumption enterprises, which is further supported by robustness checks including parallel trend tests, placebo tests, and alternative matching approaches; (2) the policy strengthens resilience through three mechanisms—innovation effects, information effects, and green governance effects—thereby confirming the dynamic transmission logic of "policy pressure—corporate response—system restructuring"; and (3) the policy exhibits heterogeneous effects, with stronger impacts on growth-stage enterprises, state-owned enterprises (SOEs), and firms facing high financing constraints, while its effects are relatively limited for mature-stage and declining enterprises, as well as for non-SOEs and firms with low financing constraints.

Key words: Emission Trading Scheme (ETS); supply chain resilience; multi-period PSM-DID; high-energy-consumption enterprises

责任编辑:王 晓