

地方产业链政策创新能实现企业 “经济—环境”双赢吗？ ——基于产业链“链长制”的准自然实验

曾辉祥, 刘辰雲, 周 琼, 金友良, 龚方圆

(中南大学 商学院, 湖南 长沙 410083)

摘要:作为地方政府提升产业链现代化水平的政策创新, 产业链“链长制”是推动企业实现“经济—环境”双赢的有效抓手。文章以 2013—2020 年中国沪深 A 股上市公司为样本, 探讨了产业链“链长制”对企业绩效的影响及作用路径。研究发现, 产业链“链长制”可提升企业经济绩效与环境绩效, 实现“经济—环境”双赢; 尤其是在融资约束程度较低、创新能力较强、非国有企业以及高端制造、生物医药等行业的企业中效果更加显著。进一步分析表明, 发挥链主企业的支点效应与提升企业产业链话语权是“链长制”实现“经济—环境”双赢的共有机制; 协调政府与市场在产业链运行中的互动作用是“链长制”提升企业经济绩效的特有渠道, 促进链上企业协同减排则是“链长制”助力环境绩效跃迁的独特路径。文章的研究结论对优化我国产业政策体系和推进企业高质量发展具有重要的参考价值。

关键词: 产业链政策; 产业链“链长制”; 经济绩效; 环境绩效

中图分类号: F275; F235; F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2026)01-0036-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20240921.101

一、引 言

党的二十大报告明确指出, “高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”。高质量发展既追求经济效益, 也兼顾环境效益。在此背景下, 企业面临环境保护与经济增长的双重压力。一方面, 全球产业链重构、全球化趋势减弱、保护主义抬头, 蚕食中国企业利润与生存空间, 使其面临前所未有的经济压力, 倒逼其降本增效, 提升盈利能力, 以谋求长远发展; 另一方面, 企业作为实现“碳中和”目标的重要主体, 肩负降碳减排重任, 环境压力空前。如何平衡经济与环境双重目标、处理好发展与减排的关系, 成为亟须关注的重大现实问题。以产业链“链长制”为代表的地方产业链政策创新, 依托纵向博弈与横向竞合推动全链条高质量发展, 不失为一种高效路径。因此, 本文主要考察产业链“链长制”如何助力企业实现高质量发展。

收稿日期: 2024-02-10

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72374222); 湖南省科技创新计划资助项目(2023RC3048); 中南大学创新驱动计划项目(2023CXQD035)

作者简介: 曾辉祥(1988—), 男, 湖北巴东人, 中南大学商学院副教授, 博士生导师;

刘辰雲(2000—), 男, 内蒙古呼和浩特人, 中南大学商学院博士研究生;

周 琼(1990—), 女, 湖北恩施人, 中南大学商学院博士研究生;

金友良(1964—)(通讯作者), 女, 湖南宁乡人, 中南大学商学院教授, 博士生导师;

龚方圆(1998—), 女, 浙江金华人, 中南大学商学院硕士研究生。

作为健全产业链生态体系、助推产业链高质量发展的创新性产业政策，产业链“链长制”最突出的特点在于统筹全局，以下好“产业链一盘棋”为主线，旨在统筹经济与环境绩效，整合内外部资源，从而有效赋能链上企业降本增效与节能减排，成为推动企业高质量发展的重要抓手。“链长制”的实施有望助力产业链企业破解“集而不群”困境，达成高效协作与协同创新，降低生产成本与交易成本，从而实现降本增效。在具体推行中，各地“链长制”紧扣“双碳”、高质量发展等国家重大战略需求，尝试推动产业链与政策链、金融链、创新链深度对接，促进多链融合，助力上下游企业协同减排，带动产业链全链条绿色转型。可见，“链长制”的初衷在于推动链上企业形成有机集群，依托高效协作提升经济绩效；同时，通过多链融合促成链上企业协同减排，改善环境绩效，从而引领产业链高质量发展。

从理论层面看，产业链“链长制”既有助于提升企业经济绩效，也能有效赋能企业绿色减排。一方面，“链长制”推动产业链企业构建合理的竞合关系，形成横向拓展或纵向延伸的专业化分工格局，促成有效集群；另一方面，“链长制”立足产业链推进企业降碳减排，往往能收到事半功倍的效果。例如，福建省南平市紧盯竹、新型轻纺、氟新材料等 10 条重点产业链，建立“链长+链主+专班”工作机制，推动现代产业集群向绿色化、链群化方向发展。^①可见，依托产业链激励上下游企业协同减排是一种经济且高效的减排路径，产业链“链长制”是驱动企业双重绩效(经济绩效与环境绩效)跃升的重要前置条件。

现有研究主要聚焦于“链长制”制度的解读与剖析、角色界定及定位，在厘清中国式“链长制”概念与内涵的基础上(陶锋等, 2023)，对链长与链主两类政策主体进行功能界定，分析产业链链长的治理功能及其机制(中国社会科学院工业经济研究所课题组和曲永义, 2022)，并就“链长制”发展现状及存在问题(陈小兰等, 2023)，提出完善多层次“链长制”体系的政策措施(林淑君和倪红福, 2022)。然而，“链长制”的微观层面研究大多融合产业发展与绿色转型理念，针对“链长制”对企业绩效的实证探讨相对不足，产业链“链长制”是否以及如何影响企业的经济与环境绩效，仍有待进一步探究。

本文手工收集全国各地产业链“链长制”实施的政策文本信息，探究了其对企业经济与环境绩效的影响及其机制，以期从产业链层面探寻推动企业高质量发展的新动力。研究发现，产业链“链长制”有助于提升企业经济绩效与环境绩效，政策效应通过链主企业的支点作用、企业在产业链中的话语权、政府与市场的良性互动以及促进上下游协同减排得以实现；在融资约束、创新能力、产权性质以及所处产业链类别不同的企业中，“链长制”对企业高质量发展的作用存在显著差异。

本文的研究贡献主要体现在以下几方面：第一，识别了产业链“链长制”这一辅助性制度安排的功能作用。现有产业政策相关研究大多聚焦政策工具的直接效应，本文从链主企业的支点效应与产业链话语权切入，验证了产业链核心企业对全产业链发展的引领作用，拓展了产业政策工具的研究视角。第二，本文聚焦宏观产业政策与微观企业行为的互动关系，将地方产业政策与企业双重绩效纳入统一研究框架中。现有研究大多侧重“链长制”的宏观政策解读，本文则从“链长制”对企业双重绩效的共同影响机制与各自特有机制出发，揭示了产业链“链长制”影响企业经济绩效与环境绩效的路径，为各地通过“链长制”统筹产业链全局、发挥综合治理效能提供了经验证据。第三，本文立足多重压力下的企业高质量发展，从经济增长与绿色减排双重视角考察了“链长制”对企业绩效的影响。现有研究对经济与环境能否协同尚未达成共识，本文

^① 详见 <https://kjj.np.gov.cn/cms/html/npskxsj/2024-05-08/1784536254.html>。

揭示了“链长制”对非链主企业、弱融资约束企业、高创新与绿色创新能力企业以及民营企业具有更强的边际效应,这既是对“链长制”经济后果的补充,也为后续产业政策研究提供了新视角。

二、制度背景与研究假设

(一)制度背景

“链长制”是地方主导型产业政策创新与演进的重要方向,由地方政府为应对重大环境不确定性而创设,是具有中国特色体制优势的产业管理制度创新。总体来看,“链长制”的形成与发展历程可分为孕育、兴起与快速推进三个阶段。

从经济层面看,“链长制”作为地方产业链发展的协同机制,本质上是一套工作制度。链长是政府在“链长制”实施过程中的主体,具有行政任命属性;链主则是产业链在行业市场发展中自然形成的龙头企业,是市场主体中的“会长”。因此,链长代表政府主体,链主代表行业枢纽,两者在推进“链长制”过程中协同配合,合力达成各项政策目标。产业链聚焦战略性新兴产业与本地特色产业,依托链长与链主两大主体协同,高站位择优扶持地方经济发展的重点产业与关键领域(陈小兰等, 2023)。

从环境层面看,“链长制”是地方布局“双碳”产业赛道的重要抓手。福建省南平市构建“链长+链主+专班”工作机制,引导绿色企业发挥“鲇鱼效应”,打造绿色链群推进“全链开发”,形成“原料—产品—服务”一体化的绿色产业链条。地方政府以绿色产业创新平台为依托,推动创新链、产业链、资金链、人才链融合发展。因此,“专班”“链创”等具有地方特色的“链长制”模式有助于地方政府布局“双碳”产业赛道,而“链长+链主”政策模式则能促进市场主体与政府主体在绿色减排中的协同联动。

(二)研究假设

为厘清产业链“链长制”与企业间的互动机制,本文尝试运用渠道权力理论与马歇尔外部性理论,剖析“链长制”对企业经济绩效与环境绩效的影响机理。一方面,链主企业在行业市场发展中承担淘汰产业链落后环节、引领产业发展的角色,因而更易成为非链主企业学习效仿的对象,充当产业链中的支点;另一方面,当产业链上的企业掌握其他企业所需的重要资源时,相较于上下游企业便拥有更多话语权与一定控制能力(吴世农等, 2022)。

1. 产业链“链长制”与企业“经济—环境”双赢

学术界围绕企业经济绩效与环境绩效能否双赢的命题始终存在争议。作为经济活动的微观主体,企业既是诸多环境问题的肇始者,也是环境治理的关键参与者(李维安等, 2019)。然而,企业改善环境绩效需要持续稳定的现金流支撑,绿色创新与技术升级往往以牺牲正常生产为代价且成本高昂(Li 和 Zhou, 2017)。在“链长制”具体实施中,产业链对接资金链、产业链对接创新链等举措一方面为企业提供最直接的资金支持,缓解资金压力;另一方面,推动资本、人才、技术等要素向重点产业链集聚,提升绿色创新与技术升级的成功率。可见,“链长制”的实施有助于消解企业对环境绩效挤出经济绩效的顾虑,推动其在兼顾环境目标的同时保障经济目标实现,达成“经济—环境”双赢。

同时,企业有动力在“链长制”推进中主动作为,通过污染防治与绿色转型行动改善环境绩效,而环境绩效的提升又能反哺经济绩效增长。一方面,主动采取积极环境策略传递出企业提升道德合法性的信号,而道德合法性作为战略资源可显著提高企业绩效(Zhang 等, 2018)。另一方面,环境绩效改善能带来显著的社会与环境效益,持续有效的环境管理有助于塑造绿色品

牌。这既契合公众与社会期待，赢得更多利益相关者的支持，也有利于拓展营业收入与利润空间，促进经济增长(Martin 和 Moser, 2016)。

从链上企业来看，在“链长制”实施过程中，产业链龙头企业通常担任链主，链主责任促使其更积极地分享知识技术，联合中小企业围绕产业链关键环节开展协同攻关(中国社会科学院工业经济研究所课题组和曲永义, 2022)，从而提升企业生产效率和经济效益。可见，链主是协调产业链各节点活动的关键一环，承担淘汰落后环节、引领产业链发展的角色。作为产业链融通的支点，链主着力推动资金链、创新链构建，从而提升产业链上下游企业整体的经济与环境绩效。

从产业链来看，“链长制”主要依托产业链话语权发挥作用。“链长制”实施通过优化供需布局，并借由链主企业“以大带小”形成产业集群效应(孟祺, 2023)，提升产业链上企业的相对话语权(相较于未实施“链长制”的产业链中的供应商与客户)。这使企业既能缓解供应商选择约束，又可更有余地甄选环境表现更优的供应商，通过协同减排提升自身环境绩效。本文认为，产业链“链长制”可通过增强企业在产业链中的话语权，提升其经济与环境绩效。“链长制”的实施改善了企业对环境治理与绿色转型的负面预期，助力企业在兼顾经济绩效的同时提升环境绩效，而环境绩效的改善又能进一步反哺经济绩效增长，从而实现“经济—环境”双赢。基于上述分析，本文提出以下假设：

假设 1：产业链“链长制”有助于实现企业“经济—环境”双赢。

2. 产业链“链长制”与企业经济绩效

产业链“链长制”以促进区域经济协同发展使命，在推动产业链现代化与促进企业高质量发展中发挥重要作用。一方面，在产业链层面，“链长制”通过实行链长挂帅制度，为行业发展擘画长远规划，助力产业链协调发展(林淑君和倪红福, 2022)；另一方面，尽管企业难以在经济目标与环境目标间找到平衡点，但以“链长制”为代表的政策工具恰是保障企业有效实现经济效益与环境效益兼得的重要途径(Flammer, 2013)。

相较于现有产业政策，“链长制”最大的特点在于“严守市场与政府边界，到位而不越位”，即做到有为政府、激活有效市场(胡晨光等, 2011；陈云贤, 2019；叶光亮等, 2022)，协调好政府与市场在产业链运行中的互动关系，这正是“链长制”的关键目标。部分学者指出，直接的政府补助会削弱企业发展潜力(陈晓和李静, 2001；唐清泉和罗党论, 2007；邵敏和包群, 2012)，而政府采购不同于政府补助为企业“输血”，兼具政策扶持与满足需求双重功能，且不单纯依赖政治关联或客户关系改变供应商企业发展方式。本文认为，“链长制”的实施可通过营造良好的政府与市场关系，提升企业经济绩效。基于上述分析，本文提出以下假设：

假设 1a：产业链“链长制”有助于提升企业经济绩效。

3. 产业链“链长制”与企业环境绩效

依托产业链激励上下游企业协同减排是一种经济且高效的减排方式(Gong 等, 2018)，产业链“链长制”立足产业链发力，助力“双碳”目标落地。“链长制”对企业环境绩效的影响主要源于产业链层面，通过促进上下游协同减排来实现。在“双碳”战略背景下，提升产业链韧性与竞争力既要关注经济效益，也需兼顾环境效益(解学梅和朱琪玮, 2021)。据苹果公司测算，其供应网络碳足迹占总量的 75%，而供应网络碳排放的 70% 来自电力消耗，因此协同减排成为其实现碳中和的最大挑战之一。^①可见，“双碳”目标将驱动链主企业在实现自身碳减排的基础上，进一

^① 详见 https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_15006063。

步强化对供应网络的支配效应,凭借支点地位影响供应商与客户的减排意愿,借助规模效应降低产业链整体绿色成本,从而助力上下游企业协同减排与绿色转型,实现绿色可持续发展(林伯强和谭睿鹏,2019)。本文认为,“链长制”的实施能够提升企业协同减排意愿,提升环境绩效。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 1b: 产业链“链长制”有助于提升企业环境绩效。

三、研究设计

(一) 样本与数据

鉴于产业链“链长制”最早于 2017 年在湖南省推行,同时为规避新冠疫情对企业绩效的干扰,本文选取 2013—2020 年沪深 A 股上市公司作为研究样本,并依据以下原则对初始样本进行筛选:(1)剔除金融行业上市公司样本;(2)剔除观测期内交易状态异常(ST、*ST)的样本;(3)剔除数据缺失的样本;(4)对主要连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。经过上述筛选,本文共得到 3 308 家公司的 19 186 个公司—年份观测值。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量为企业的经济绩效与环境绩效。本文采用托宾 Q 值(*TobinQ*)来衡量企业的经济绩效。在环境绩效方面,借鉴危平和舒浩(2021)的研究,本文利用式(1)计算各公司的碳足迹,*Cp* 数值越小表明企业环境绩效越好。

$$Cp = (B_m / X_i) \times P_m \quad (1)$$

其中,*B_m* 表示由最终需求引致的国民经济行业 *i* 的碳足迹,*X_i* 表示行业 *i* 整体的主营业务收入,*P_m* 表示公司 *m* 的主营业务收入。

2. 解释变量

本文的解释变量为是否实施“链长制”(ICLI),定义为 $ICLI = Treat \times Post$ 。其中,变量 *Treat* 表示企业所在地级市是否实施“链长制”,若实施“链长制”且企业在相关产业链上,则取值为 1,否则为 0;①变量 *Post* 表示企业所在年份是否实施“链长制”,在实施当年及以后年份取值为 1,之前年份为 0。

3. 控制变量

借鉴同类文献的做法,本文的控制变量包括公司股权结构特征、公司特征、地区特征以及行业特征。

(三) 模型构建

为检验产业链“链长制”实施对企业经济绩效与环境绩效的影响,本文构建了如下多期双重差分模型:

$$TobinQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ICLI_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Cp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ICLI_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,*TobinQ* 表示企业的经济绩效,*Cp* 表示企业的环境绩效,*ICLI* 表示是否实施“链长制”,*Controls* 为控制变量, ε 为随机扰动项。模型控制了公司固定效应(*Firm*)和年份固定效应(*Year*)。

① 本文发现,“链长制”政策通常由省人民政府办公厅(如湖南省)、工业和信息化厅(如山东省)等部门发布,而在各地级市落实时,不同城市聚焦的产业链往往不尽相同。因此,本文从城市层面对产业链进行数据识别,可更细致地划分实验组与对照组,从而提升数据的颗粒度与严谨性。

四、实证分析

（一）描述性统计

表 1 报告了描述性统计结果。被解释变量企业经济绩效 *TobinQ* 的均值为 2.234，中位数为 1.709；企业环境绩效 *Cp* 的均值为 1.734，中位数为 1.492，表明上市公司碳排放水平为年均 4.65 万吨。解释变量 *ICLI* 在经济绩效和环境绩效样本中的均值分别为 0.095 和 0.013，表明两个样本中实施“链长制”的企业占比分别约为 9.5% 和 1.3%。

表 1 描述性统计

Panel A: 产业链“链长制”实施对企业经济绩效的影响							Panel B: 产业链“链长制”实施对企业环境绩效的影响						
变量	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	变量	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>TobinQ</i>	19186	2.234	3.058	0.641	1.709	8.909	<i>Cp</i>	10983	1.734	1.126	0.003	1.492	8.458
<i>ICLI</i>	19186	0.095	0.294	0.000	0.000	1.000	<i>ICLI</i>	10983	0.013	0.112	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	19186	22.209	1.243	19.954	22.041	26.026	<i>Size</i>	10983	22.160	1.228	19.954	22.000	26.026
<i>Lev</i>	19186	0.403	0.195	0.057	0.394	0.881	<i>Lev</i>	10983	0.395	0.193	0.057	0.383	0.881
<i>Soe</i>	19186	0.319	0.466	0.000	0.000	1.000	<i>Soe</i>	10983	0.308	0.462	0.000	0.000	1.000
<i>Board</i>	19186	2.231	0.173	1.792	2.303	2.708	<i>Board</i>	10983	2.238	0.172	1.792	2.303	2.708
<i>Age</i>	19186	9.822	7.430	0.000	8.000	27.000	<i>Age</i>	10983	9.192	6.887	0.000	7.000	27.000
<i>Gdpper</i>	19186	11.220	0.446	9.997	11.232	12.122	<i>Gdpper</i>	10983	11.134	0.424	10.257	11.142	11.994
<i>Rec</i>	19186	0.131	0.102	0.001	0.112	0.464	<i>Inddirec</i>	10983	0.417	0.112	0.333	0.375	0.857
<i>Growth</i>	19186	0.171	0.361	-0.509	0.114	2.126	<i>HHI</i>	10983	0.140	0.146	0.016	0.088	0.936
<i>BM</i>	19186	0.915	0.966	0.084	0.598	5.722	<i>Loss</i>	10983	0.107	0.309	0.000	0.000	1.000
<i>PB</i>	19186	3.790	3.186	0.615	2.850	19.736	<i>EnvWords</i>	10983	3.120	0.432	0.000	3.135	4.304
<i>Transport</i>	19186	11.750	0.909	9.468	11.983	12.885	<i>RD</i>	10983	17.904	1.833	0.000	17.939	25.025

（二）基准回归

在使用多时点双重差分方法前，本文检验了平行趋势假设是否成立。具体而言，本文选取产业链“链长制”实施的前一期作为基期进行平行趋势检验，结果显示实验组与控制组企业的经济绩效和环境绩效不存在系统性差异。

表 2 列(1)至列(3)报告了“链长制”对经济绩效的影响结果，列(3)中核心解释变量 *ICLI* 的系数为 0.158，且在 1% 的水平上显著，表明“链长制”的实施使产业链上企业的市场价值提升 15.80%。这说明“链长制”有助于企业价值成长与收益增加，从而促进经济绩效提升，验证了假设 1a。列(4)至列(6)报告了“链长制”对环境绩效的影响结果，列(6)中核心解释变量 *ICLI* 的系数为 -0.057，且在 10% 的水平上显著，表明“链长制”的实施使产业链上企业的碳排放水平下降 5.70%，环境绩效得以提升，从而验证了假设 1b。

综合上述结果可知，产业链“链长制”的实施不仅能提升企业经济绩效，还可改善企业环境绩效，实现了经济发展与环境保护的双赢，假设 1 成立。这也印证了实施“链长制”下好“产业链一盘棋”的初衷，彰显了其统筹兼顾的制度优势。

（三）稳健性检验

本文通过选取资产回报率 (*Roa*) 和环境责任评分 (*Cer*) 替换原被解释变量以测度企业经济绩效与环境绩效，并开展环境敏感型公司子样本检验、变更政策时点进行安慰剂检验等方式，排除了遗漏变量、行业性质、随机性等干扰因素，从而确保了上文结论的稳健性。

在内生性检验方面，Carvalho 等(2021)的研究表明，2011 年日本近海地震引发的大规模破坏及随之而来的海啸导致产业链上下游联系中断，造成重大损失，这为本文工具变量的选取提

表2 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	经济绩效			环境绩效		
<i>ICLI</i>	0.123*** (3.32)	0.154** (2.13)	0.158*** (2.60)	-0.057* (-1.82)	-0.064** (-2.06)	-0.057* (-1.83)
<i>Size</i>	-0.063 (-1.45)	0.007 (0.05)	-0.016 (-0.12)	0.568*** (27.94)	0.564*** (27.67)	0.568*** (27.99)
<i>Lev</i>	-1.952*** (-5.96)	-2.137*** (-2.98)	-1.966*** (-2.78)	0.205*** (3.74)	0.191*** (3.52)	0.205*** (3.75)
<i>Soe</i>	-0.195** (-2.36)	0.009 (0.11)	0.029 (0.41)	-0.089** (-2.22)	-0.079** (-2.19)	-0.089** (-2.23)
<i>Board</i>	-0.381 (-1.60)	-0.378** (-2.25)	-0.409*** (-2.82)	-0.019 (-0.41)	-0.012 (-0.28)	-0.019 (-0.41)
<i>Age</i>	0.059*** (6.03)	0.939 (1.50)	0.873 (1.48)	-0.068*** (-5.64)	-0.173*** (-6.29)	-0.068*** (-5.65)
<i>Gdpper</i>	-0.157 (-0.22)		-0.269 (-0.36)	0.108 (0.85)		0.108 (0.85)
<i>REC/Inddirec</i>	-0.127 (-0.54)	-3.305* (-1.71)	-3.680 (-1.58)	-0.031 (-1.33)	-0.027 (-1.20)	-0.031 (-1.33)
<i>Growth/HHI</i>	-0.199** (-2.36)	-0.155** (-2.03)	-0.129* (-1.92)	-0.016 (-0.25)	-0.097 (-1.45)	-0.016 (-0.26)
<i>BM/Loss</i>	0.162** (2.50)	0.217** (2.24)	0.136** (2.06)	-0.039*** (-3.70)	-0.037*** (-3.72)	-0.039*** (-3.71)
<i>PB/EnvWords</i>	0.500*** (10.30)	0.454*** (8.42)	0.464*** (6.98)	0.000 (0.06)	0.004 (0.39)	0.000 (0.06)
<i>Transport/RD</i>	-1.172 (-0.97)		-1.899 (-1.22)	0.018*** (4.92)	0.017*** (4.73)	0.018*** (4.93)
<i>Constant</i>	18.257 (0.85)	-6.912 (-1.02)	19.642 (0.69)	-11.758*** (-8.33)	-9.480*** (-18.71)	-11.758*** (-8.34)
<i>Observations</i>	19 585	19 181	19 186	10 983	10 979	10 983
<i>R-squared</i>	0.279	0.556	0.519	0.788	0.975	0.970
<i>Firm FE</i>	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
<i>Industry FE</i>	控制	未控制	未控制	控制	未控制	未控制
<i>Province FE</i>	控制	未控制	未控制	控制	未控制	未控制
<i>Industry×Year FE</i>	未控制	控制	未控制	未控制	控制	未控制
<i>Province×Year FE</i>	未控制	控制	未控制	未控制	控制	未控制
<i>Year FE</i>	控制	未控制	控制	控制	未控制	控制
<i>Cluster</i>	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为T值；*REC*、*Growth*、*BM*、*PB*、*Transport*为企业经济绩效的控制变量，*Inddirec*、*HHI*、*Loss*、*EnvWords*、*RD*为企业环境绩效的控制变量，下文回归分析的控制变量与此相同。

供了启发。首先，中国地域辽阔，产业链稳定程度不像日本那样常年受地震与海啸威胁，因此日本近海海啸造成的损失对中国企业的经济与环境绩效影响有限，这满足工具变量的外生性要求。其次，日本海啸引发的产业链断裂灾后状况为我国“链长制”政策的出台与实施提供了现实参照，这满足工具变量的内生性要求。据此，本文在时间维度上选取日本历年海啸发生的平均波幅高度作为工具变量，在空间维度上选取企业注册地所在省份与日本距离的相反数作为工具

变量，^①并构造两者交互项(*DistanceWaterHeight*)以满足面板数据需要。检验结果如表3所示，海啸造成的破坏越强，自然灾害引致的产业链断裂越严重，且企业距离日本越近，我国地方政府实施“链长制”的概率越高；列(2)和列(4)结果表明，在第二阶段将逆米尔斯比率纳入模型以控制政策选择偏误后，产业链“链长制”的实施提升企业经济绩效与环境绩效的结论依然成立。

表3 内生性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	经济绩效		环境绩效	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>DistanceWaterHeight</i>	0.168*** (17.35)		0.176*** (18.65)	
<i>ICLI</i>		2.930* (1.93)		-0.358*** (-3.59)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	13 818	13 818	9 145	9 145
<i>R-squared</i>		0.566		0.970
<i>Firm FE</i>	未控制	控制	未控制	控制
<i>Year FE</i>	未控制	控制	未控制	控制

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为*T*值，标准误在公司层面做了聚类调整；列(1)和列(3)为xtProbit模型，不支持固定效应。

(四)政策效应的边界条件

任何政策工具的应用往往都存在边界条件，其效果常受政策应用场景的制约。本文认为，企业在寻求经济发展与环境保护的平衡点时存在边界情境，即“绿”与“金”的权衡。本文进一步考察发现，“链长制”对企业“经济—环境”双赢的作用受到自身另一种绩效的边界约束，即已实现经济或环境绩效“一赢”的企业在“链长制”实施后更易达成经济与环境绩效的“双赢”。

五、机制检验

(一)链主企业的支点效应与产业链话语权

大量研究表明，企业在决策时会观察并模仿其他企业的行为(赵颖, 2016; 邓慧慧和赵家羚, 2018; 李秋梅和梁权熙, 2020)。产业链“链长制”的实施打破了区域经济“集而不聚、聚而不群”的局面，推动区域内企业实质性增强彼此间的依存关联度。这意味着相较于未实施“链长制”的企业，处于“链长制”覆盖产业链上的企业受支点企业的支配性影响更强。因此，地方政府更容易通过影响支点企业来撬动整个企业群落。

表4列(1)至列(4)的分组检验结果表明，相较于链主企业，“链长制”的实施更有助于改善非链主企业的经济绩效和环境绩效。列(5)和列(6)加入链主企业的平均经济绩效(*CLTBQ*)和环境绩效(*CLCP*)，并对非链主企业的经济与环境绩效进行回归。结果表明，随着“链长制”的实施，链主企业经济绩效的变化会显著影响非链主企业的经济效益。可见，“链长制”改善了非链主企业的经济与环境绩效，而链主企业作为支点，其经济与环境绩效的边际提升幅度较小；此外，“链长制”发挥了链主企业的支点效应，提升了产业链整体协同水平。

^①这里取相反数的原因在于，本文预期海啸发生时的波幅越高，破坏性越强，“链长制”出台的概率越高；企业距离日本越近，“链长制”被推出的概率越高。为避免海啸的正向影响与距离的负向影响相互抵消而影响系数的解释，本文对距离取相反数，第一阶段结果与预期一致。

从链上企业的产业链话语权来看，“链长制”的实施有效提升了链上企业的产业链话语权。本文借鉴孟庆玺等(2018)以及吴世农等(2022)的研究，构建价值链权力指数(PVC)来衡量产业链话语权，检验结果如表4列(7)和列(8)所示，支持了前述推断。

表 4 链主企业的支点效应与产业链话语权机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	链主企业		非链主企业		链主企业的支点效应		产业链话语权	
	经济绩效	环境绩效	经济绩效	环境绩效	非链主企业经济绩效	非链主企业环境绩效	经济绩效	环境绩效
<i>ICLI</i>	-0.068 (-1.29)	-0.044 (-0.47)	0.209*** (2.93)	-0.057* (-1.80)			0.022*** (2.75)	0.090** (2.02)
<i>ICLI×CLTBQ</i>					0.109*** (3.81)			
<i>ICLI×CLCP</i>						-0.013 (-1.39)		
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	2 224	1 320	16 850	9 590	16 850	9 590	19 171	10 439
<i>R-squared</i>	0.911	0.972	0.510	0.957	0.511	0.957	0.652	0.491
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为*T*值，标准误在公司层面做了聚类调整。

(二)“有为政府”与“有效市场”

与政府补助不同，政府采购兼具政策扶持与持续满足需求两大功能，并非仅依靠政治关联或客户关系来改变被采购企业的发展方式(王红军等, 2014; 赵璨等, 2015)。表5结果表明，相较于政府直接干预，政府采购能够从市场角度实现政府调控目标，有助于从制度上保障市场主体间的合理互动关系，促使市场主体与政府形成合力，也体现了政府对市场主体的尊重。

表 5 “有为政府+有效市场”机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	政府大客户	政府大客户采购占比	政府采购	政府补助	税收优惠
<i>ICLI</i>	3.253*** (2.60)	1.630*** (3.14)	0.364** (2.07)	-0.045 (-0.77)	0.006 (1.60)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	3 127	3 127	2 983	19 183	19 146
<i>R-squared</i>			0.600	0.634	0.817
<i>Industry FE</i>	控制	控制	未控制	未控制	未控制
<i>Firm FE</i>	未控制	未控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，列(1)和列(2)括号内为*Z*值，其他列括号内为*T*值，标准误在公司层面做了聚类调整；列(1)和列(2)分别采用Logit模型和Logistic模型，列(3)至列(5)则采用OLS模型。

(三)上下游协同减排

为检验上下游企业协同减排机制，本文选取二氧化碳排放量和 ESG 中的企业环境责任来衡量企业减排力度。表6结果表明，“链长制”的实施促进了企业自身与产业链上下游的协同合作，共同减少了产业链整体二氧化碳排放，推动了产业链全链条绿色转型。列(2)和列(5)结果表明，协同减排的主要贡献者是企业的供应商。可能原因在于，碳减排与绿色转型需要耗费企

业成本，而产业链中的客户往往比企业掌握更多的谈判权力。因此，企业更倾向于满足客户的协作需求，客户通常不愿为供应商承担额外成本。

表 6 上下游协同减排机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	二氧化碳排放			企业环境责任		
	上下游协同	供应商	客户	上下游协同	供应商	客户
<i>ICLI</i>	-0.719*** (-3.21)	-0.010** (-2.13)	1.144 (1.52)	3.394*** (3.13)	0.022*** (2.81)	2.757 (0.90)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	450	461	459	297	298	366
<i>R-squared</i>	0.918	0.973	0.677	0.862	0.918	0.714
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为*T*值，标准误在公司层面做了聚类调整。

六、异质性分析

(一) 融资约束

资金链与产业链融合有助于融资约束较弱的企业改善经济与环境绩效。一方面，弱融资约束使企业有更多资金投入环保与绿色创新，从而提升环境绩效(Xu 和 Kim, 2022)；另一方面，弱融资约束意味着企业资金充裕，可加大投资与发展力度，从而提升经济绩效。本文以 SA 指数的绝对值来衡量企业融资约束水平，如表 7 列(1)至列(4)所示，“链长制”有助于融资约束较弱的企业改善经济与环境绩效，这与上文“链长制”有利于改善经济压力较小企业环境绩效的结论相一致。

表 7 融资约束与产权性质异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	融资约束强		融资约束弱		国有企业		非国有企业	
	经济绩效	环境绩效	经济绩效	环境绩效	经济绩效	环境绩效	经济绩效	环境绩效
<i>ICLI</i>	0.002 (0.04)	0.008 (0.17)	0.168** (2.42)	-0.069* (-1.90)	0.009 (0.14)	0.001 (0.02)	0.199** (2.28)	-0.069** (-2.08)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	9 577	5 249	9 385	5 606	6 065	3 344	13 057	7 586
<i>R-squared</i>	0.823	0.963	0.786	0.978	0.768	0.972	0.490	0.965
<i>Diff. P value</i>	0.026	0.144	0.026	0.144	0.001	0.076	0.001	0.076
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为*T*值，标准误在公司层面做了聚类调整。

(二) 产权性质

在产业链“链长制”的实践中，链主多由龙头企业或国企担任，国企与非国企在产业链中承担不同角色，产权性质差异视角下“链长制”对企业经济与环境绩效的影响效果是否存在差异尚待检验。本文基于企业产权性质进行了异质性分析，如表 7 列(5)至列(8)所示，在“链长制”实施后，非国企的经济与环境绩效均显著提升，但该效应在国企中并不显著。这可能是由于相

较于非国企,国企更易获得政策与资源倾斜;而“链长制”在一定程度上弥补了非国企的资源获取短板,提升了其经济与环境绩效。这也印证了上文链主企业支点效应的作用机制,即国企作为链主在“链长制”中主要扮演协调产业链各节点的角色,承担更广泛的社会责任,而非国企则能从中更多获益。

(三)企业创新

产业链“链长制”旨在构建适宜的治理机制以促进协同,推动相关主体协同行动,从而提升竞争力。链长以强化战略性需求为引领,通过创设规模化创新市场、牵引新兴产业链壮大,加速创新产品商业化,从而提升经济绩效。而在“双碳”目标下,“链长制”助推上下游企业提升创新与绿色创新能力,实现协同绿色转型,增强产业链话语权。因此,“链长制”助力高创新能力企业发挥话语权优势,加速创新成果商业化;绿色创新能力强的企业则能在向供应商施压的同时与之共享绿色技术,既提升自身环境绩效,又带动上下游协同转型。这与上文产业链话语权机制及上下游协同减排机制的逻辑相一致。

(四)产业链类别

参考余鹏翼等(2022)的研究,本文运用文本分析法梳理并归类了全国各地“链长制”政策所涉及的产业链类型,从产业链类别差异视角考察了“链长制”实施效果的异质性。本文基于各地“链长制”政策所涉及领域的文本统计分析,结合《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2017),按词频降序归纳筛选出五大重点产业链,并重点针对排名靠前的装备制造、新能源汽车、先进材料、信息技术、生物医药等产业链进行分组检验。结果表明,在装备制造、先进材料与信息技术产业链中,“链长制”对企业经济绩效具有显著的改善作用;而在环境绩效方面,仅生物医药产业链企业的环境绩效提升最为明显。这可能是由于上述行业历来是地方政府招商引资和重点扶持的重点,而医药行业本身污染治理难度较高,“链长制”的实施更有利于对上下游企业产生的医疗废物进行规模化处置,降低企业的环境治理成本,从而改善生物医药企业的环境绩效。

七、结论与启示

本文立足地方产业链政策创新视域下的企业高质量发展议题,研究了产业链“链长制”对企业经济与环境绩效的影响及其机制。研究发现,产业链“链长制”能够同时提升企业经济绩效与环境绩效,助力实现“经济—环境”双赢,该结论在稳健性检验与控制内生性问题后依然成立。从影响机制看,“链长制”主要通过发挥链主企业的支点效应、增强企业产业链话语权、优化政府与市场关系以及推动上下游协同减排,提升企业的经济与环境绩效。异质性分析显示,在不同的融资约束、创新能力、产权性质的企业以及不同的产业链行业中,“链长制”对企业高质量发展的作用存在显著差异。

基于上述结论,本文得到以下政策启示:第一,国家在产业链“链长制”的顶层设计中应注重厘清权责、划清边界。链长及当地政府应明确制定产业发展规划并构建合理的产业链架构,同时为链内企业搭建良性发展、公平竞争的平台,让市场遴选合适主体,提升产业链的自我发展与自我治理能力。第二,地方政府在落地实施中应推进多链融合、同频共振。推动产业链与政策链、金融链、招商链、创新链形成联动,协调好政府与市场在产业链运行中的互动关系,发挥为企业“补血”而非“输血”的作用。第三,链长与链主企业在“链长制”实施过程中应坚持协同一致、共商共建。各地实践中不宜简单照搬,而应立足本地实际,链主企业当好“领头羊”,政府链长扮好“牧羊人”,合力引导产业链向稳定、协调方向迈进,为市场经济发展保驾护航。

参考文献:

- [1]陈晓,李静.地方政府财政行为在提升上市公司业绩中的作用探析[J].[会计研究](#),2001,(12):20-28.
- [2]陈小兰,苏晓红,郑云龙,等.中国产业“链长制”实施现状与对策研究[J].[中国商论](#),2023,(1):11-14.
- [3]陈云贤.中国特色社会主义市场经济:有为政府+有效市场[J].[经济研究](#),2019,(1):4-19.
- [4]邓慧慧,赵家羚.地方政府经济决策中的“同群效应”[J].[中国工业经济](#),2018,(4):59-78.
- [5]胡晨光,程惠芳,俞斌.“有为政府”与集聚经济圈的演进——一个基于长三角集聚经济圈的框架[J].[管理世界](#),2011,(2):61-69.
- [6]李秋梅,梁权熙.企业“脱实向虚”如何传染?——基于同群效应的视角[J].[财经研究](#),2020,(8):140-155.
- [7]李维安,张耀伟,郑敏娜,等.中国上市公司绿色治理及其评价研究[J].[管理世界](#),2019,(5):126-133.
- [8]林伯强,谭睿鹏.中国经济集聚与绿色经济效率[J].[经济研究](#),2019,(2):119-132.
- [9]林淑君,倪红福.中国式产业链链长制:理论内涵与实践意义[J].[云南社会科学](#),2022,(4):90-101.
- [10]孟祺.产业政策与产业链现代化——基于“链长制”政策的视角[J].[财经科学](#),2023,(3):93-107.
- [11]孟庆玺,白俊,施文.客户集中度与企业技术创新:助力抑或阻碍——基于客户个体特征的研究[J].[南开管理评论](#),2018,(4):62-73.
- [12]邵敏,包群.政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J].[中国工业经济](#),2012,(7):70-82.
- [13]唐清泉,罗党论.政府补贴动机及其效果的实证研究——来自中国上市公司的经验证据[J].[金融研究](#),2007,(6):149-163.
- [14]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.
- [15]王红建,李青原,邢斐.金融危机、政府补贴与盈余操纵——来自中国上市公司的经验证据[J].[管理世界](#),2014,(7):157-167.
- [16]危平,舒浩.基于EIC-LCA方法的证券投资组合的碳绩效研究[J].[管理评论](#),2021,(4):24-39.
- [17]吴世农,王建勇,屈文洲.企业的价值链权力及其经济后果研究[J].[管理科学学报](#),2022,(2):1-23.
- [18]解学梅,朱琪玮.企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?[J].[管理世界](#),2021,(1):128-149.
- [19]叶光亮,程龙,张晖.竞争政策强化及产业政策转型影响市场效率的机理研究——兼论有效市场与有为政府[J].[中国工业经济](#),2022,(1):74-92.
- [20]余鹏翼,李学沛,白洛凡,等.技术获取型跨国并购的双向效应与企业全要素生产率——以先进制造业为例[J].[中国软科学](#),2022,(2):116-126.
- [21]赵璨,王竹泉,杨德明,等.企业迎合行为与政府补贴绩效研究——基于企业不同盈利状况的分析[J].[中国工业经济](#),2015,(7):130-145.
- [22]赵颖.中国上市公司高管薪酬的同群效应分析[J].[中国工业经济](#),2016,(2):114-129.
- [23]中国社会科学院工业经济研究所课题组,曲永义.产业链链长的理论内涵及其功能实现[J].[中国工业经济](#),2022,(7):5-24.
- [24]Carvalho V M, Nirei M, Saito Y U, et al. Supply chain disruptions: Evidence from the great East Japan earthquake[J].[The Quarterly Journal of Economics](#), 2021, 136(2): 1255-1321.
- [25]Flammer C. Corporate social responsibility and shareholder reaction: The environmental awareness of investors[J].[Academy of Management Journal](#), 2013, 56(3): 758-781.
- [26]Gong Y, Jia F, Brown S, et al. Supply chain learning of sustainability in multi-tier supply chains: A resource orchestration perspective[J].[International Journal of Operations & Production Management](#), 2018, 38(4): 1061-1090.
- [27]Li X, Zhou Y M. Offshoring pollution while offshoring production?[J].[Strategic Management Journal](#), 2017, 38(11): 2310-2329.

- [28]Martin P R, Moser D V. Managers' green investment disclosures and investors' reaction[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016, 61(1): 239–254.
- [29]Xu Q, Kim T. Financial constraints and corporate environmental policies[J]. *The Review of Financial Studies*, 2022, 35(2): 576–635.
- [30]Zhang H, Young M N, Tan J, et al. How Chinese companies deal with a legitimacy imbalance when acquiring firms from developed economies[J]. *Journal of World Business*, 2018, (5): 752–767.

Will the Innovation of Local Industrial Chain Policy Achieve a Win-Win Situation of “Economy-Environment” ? A Quasi-natural Experiment Based on the “Industrial Chain Leader Institution”

Zeng Huixiang, Liu Chenyun, Zhou Qiong,
Jin Youliang, Gong Fangyuan

(Business School, Central South University, Changsha 410083, China)

Summary: The report of the 20th National Congress of the Communist Party of China emphasizes that “high-quality development is the primary task in building a modern socialist country”. This concept encompasses not only economic benefits but also environmental sustainability. The “industrial chain leader institution”, an innovative industrial policy aimed at enhancing and optimizing industrial chains for high-quality development, helps balance economic and environmental goals while effectively coordinating internal and external resources. It provides enterprises with a viable path to achieve both economic success and environmental responsibility.

Taking China's A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2013 to 2020 as the sample, this paper uses a DID model to empirically analyze how the “industrial chain leader institution” affects the economic and environmental performance of enterprises. The results indicate that this institution improves both economic and environmental performance, leading to a “win-win” situation. The findings still hold true after robustness checks and endogeneity controls. Mechanism testing shows that this promotion effect is mainly achieved by leveraging the pivot effect of chain leader enterprises, enhancing enterprises' discourse power in the industrial chain, fostering cooperation between the government and market entities, and encouraging collaborative emission reductions among upstream and downstream enterprises. Heterogeneity analysis reveals significant variations in how this institution affects high-quality development across different enterprises based on financing constraints, innovation capabilities, ownership structures, and industry types.

This paper broadens perspectives on industrial policy tools while providing empirical evidence for local governments aiming to coordinate industrial chains effectively. Its conclusions offer valuable insights for optimizing China's industrial policy framework and promoting high-quality development of enterprise while contributing to a fair competitive environment within industrial chains.

Key words: industrial chain policy; industrial chain leader institution; economic performance; environmental performance

(责任编辑 康健)