

引用格式: 廖露露, 佟孟华, 李慧. 命令控制型环境规制与企业数字化转型——来自低碳城市试点政策的经验证据[J]. 技术经济, 2024, 43(10): 53-68.

LIAO Lulu, TONG Menghua, LI Hui. Command-and-control environmental regulation and enterprise digital transformation: Empirical evidence from low-carbon city pilot projects[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(10): 53-68.

命令控制型环境规制与企业数字化转型 ——来自低碳城市试点政策的经验证据

廖露露¹, 佟孟华¹, 李慧²

(1. 东北财经大学经济学院, 大连 116025; 2. 东北财经大学东北全面振兴研究院, 大连 116025)

摘要: 推进企业数字化转型是实现经济高质量发展的必然要求, 以低碳城市试点政策为代表的命令控制型环境规制在“数字中国”的建设中发挥着重要作用。鉴于此, 本文以低碳城市试点政策为切入点, 基于2007—2021年中国A股上市公司的数据, 采用交错双重差分模型实证检验了命令控制型环境规制政策对企业数字化转型的影响及作用机制。研究发现, 低碳城市试点政策的实施能够有效倒逼企业数字化转型, 传导机制为碳排放水平降低效应、绿色技术创新促进效应、融资约束缓解效应和董事海外背景调节效应。该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析显示, 政策效应的发挥会因产业类型和行业类型的差异而呈现异质性。进一步分析发现, 该政策在推动数字化转型的同时还能够促进企业扩大规模, 推动试点地区经济发展, 对试点城市的经济贡献度为0.0184%。本文的研究结论对于政府如何利用宏观调控手段倒逼企业数字化转型, 实现经济“绿色化”和“数字化”协同发展具有重要启示。

关键词: 低碳城市试点政策; 企业数字化转型; 交错双重差分模型; 处理效应异质性

中图分类号: F832.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)10-0053-16

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24032602

一、引言

党的二十大报告指出, 要加快发展数字经济, 促进数字经济和实体经济深度融合。同时, 2023年中央经济工作会议强调, 要加大对绿色转型、数字经济等方面的支持力度。经济新常态下, 数字经济优势逐渐显现, 成为稳定经济增长的关键动力, 而企业作为经济活动的主体, 只有牢牢把握数字化转型的历史机遇, 处理好经济发展中“速度与质量”的关系, 才能实现传统产业的数字化转型。但是, 在企业的数字化转型过程中, 无可避免地会面临资金短缺、技术欠缺和动力不足等一系列问题, 需要借助宏观政策的支持和调控来促进企业改变现有发展方式和生产模式, 加速其数字化转型进程。因此, 深入研究各类政府政策对企业数字化转型的影响具有重要的理论和现实意义。

命令控制型环境规制具有强制性和门槛性, 能够倒逼企业革新现有技术, 促进其数字化发展。低碳城市试点政策具有命令控制型环境规制工具的特点。低碳城市试点政策是我国政府开展的降低温室气体排放, 推动经济社会绿色转型的重要举措。数字化转型在推动经济绿色转型^[1]方面的作用与低碳城市试点政策的目标一致, 二者能够实现协同发展。但是, 我国的数字化转型仍在发展阶段。根据埃森哲与国家工业信息安全发展研究中心推出的《2022中国企业数字化转型指数研究》显示, 目前, 我国企业转型获得成效的比例仅占17%。数字化转型所需的高额投资与数字化产出的不确定性都可能导致“不敢转”“不会转”和“转不起”的企业困境。我国企业迫切需要采取强有力的措施推动数字化转型。但仅仅依靠企业自身的力

收稿日期: 2024-03-26

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金“中国区域产业政策推动制造业高质量发展的机制与路径研究”(72203100)。

作者简介: 廖露露, 东北财经大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 环境经济、数字化转型; 佟孟华, 博士, 东北财经大学经济学院教授, 博士研究生导师, 研究方向: 数字经济、绿色金融; 李慧, 东北财经大学东北全面振兴研究院副研究员, 研究方向: 绿色金融与企业污染减排。

量无法有效克服“三转”困境,必须依靠宏观政策的驱动。聚焦数字化转型的相关文献,已有研究大多关注数字化转型的微观经济后果。例如,数字化对企业全要素生产率^[2]、企业绿色创新^[3]和投入产出效率^[4]等的影响。仅有少数学者探究如何促进企业数字化转型^[5]。不同于已有文献,本文尝试以低碳城市试点政策为切入点考察命令控制型环境规制对企业数字化转型的影响。

具体地,低碳城市试点政策分三批^①执行,该政策的实施能够促进产业结构升级^[6]、提高城市绿色经济增长^[7]和有效缓解雾霾污染^[8]等。绿色低碳发展与企业数字化转型是目前我国关注的重点。《“十四五”国家信息化规划》指出“要推动数字化绿色协同发展”,《关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》提出“要推动互联网、大数据等技术与绿色低碳产业深度融合”。探究命令控制型环境规制对企业数字化转型的影响能够实现“数字化”和“绿色化”的共赢。李慧鹏和周小亮^[9],庞婉玉和朱金鹤^[10]与本文的分析角度相似,但未从低碳城市试点政策的核心目标——降低碳排放这一角度考察其对数字化转型的影响,也未探讨该政策对企业发展和试点城市经济效益的影响。

鉴于此,本文将低碳城市试点政策视为“准自然试验”,运用交错双重差分模型,实证检验其对企业数字化转型的作用,并探究其推进企业数字化转型的作用机理。同时,本文还进行了平行趋势敏感性分析和一系列处理效应异质性分析,以便更确切地刻画低碳城市试点政策作用企业数字化转型的变化细节。此外,企业进行数字化转型的目的是提升自身竞争力,本文进一步证实了低碳城市试点政策在推动数字化转型的同时能够带动企业发展。因此,研究命令控制型环境规制倒逼企业数字化转型,有利于实现绿色低碳与数字经济的协同发展,这对于推动新型工业化,建设具有蓝天、碧水的美丽中国具有重大意义。

本文的边际贡献在于以下三个方面:第一,以低碳城市试点政策为切入点,探讨命令控制型环境规制政策倒逼企业数字化转型的影响及作用机制,丰富了数字化转型的可实现路径、拓展了已有的低碳城市试点政策文献的研究视角。第二,在实证中运用平行趋势敏感性分析、动态效应层面的合成交错双重差分等进行稳健性检验,以期能够弥补平行趋势难以验证的难题,以及探讨了政策的处理效应异质性问题。第三,采用交错双重差分模型系统评估了降低碳排放强度、激励企业绿色技术创新、缓解融资约束等三个维度的中介效应和董事海外背景的调节效应。同时,进一步考察了低碳城市试点政策对企业发展和试点地区经济发展的贡献度,揭示了“数字化”和“绿色化”与经济融合发展的相关政策效果,为中国培育新质生产力和实现经济高质量发展提供政策启示。

二、理论分析与研究假设

(一) 低碳城市试点政策对企业数字化转型的影响效应

在有效需求不足、部分行业产能过剩、社会预期偏弱的宏观背景下,进行数字化转型是企业利用数据要素价值,获得经营绩效和利润增值,从而提升其市场竞争力的重要途径。数字化转型对企业的具体作用如下:①提升生产效率。企业可以通过引入自动化生产线和机器人等数字化设备,智能化地完成重复性的生产任务,从而缩减时间和人力成本,提高生产效率。②精准数据驱动决策。企业能够通过数字化技术实现数据的实时采集和分析、精细化和智能化管理,进而制定出更精准的决策。③推动企业组织架构变革。数字技术能够帮助企业实现更迅速地信息传递和处理,推动组织架构的网络化。但是,中国的企业数字化转型之路仍然任重道远,我国企业数字化转型比例约为25%^②,尚有少数企业未开展任何数字化活动,仍有部分企业处于起步阶段。因此,仅仅依靠市场的力量无法有效推进企业数字化转型,必须更好地发挥政府的驱动作用来加速推动企业数字化转型^[5]。如制定相关支持政策,提供资金和技术等方面的保障等。

数字化转型的目的是满足社会经济发展的需要,并为其提供持续发展的机会,这与绿色发展的要求不谋而合。低碳城市试点政策是一项有效降低二氧化碳排放,实现低碳发展的环境规制政策。该政策的内容

① 其中,2010年第一批试点包括五省八市。2012年第二批试点包括1个省份和28个城市。2017年第三批试点包括45个城市,具体城市名单见附录。

② 来自《经济》杂志专访国家信息中心信息化和产业发展部主任单志广。

主要包括制定支持绿色低碳发展的政策制度、建立绿色低碳循环发展的产业体系、倡导绿色低碳生活方式和消费模式等。同时,低碳城市试点政策是“自下而上”的命令式环境规制政策,由地方政府自愿申报低碳试点城市,随后中央政府决定试点名单。各试点城市公布的执行方案中,大部分城市均出台了淘汰落后产能、提高新建项目准入标准和执行高耗能产品的能耗限额标准的一系列强制性政策^[11]。这些政策均具有命令—控制型环境规制的特点。当面对更加严格的环境政策要求时,企业一般会进行技术变革和更新,更新换代的技术为企业数字化转型提供了有利的条件。此外,试点城市若想实现低碳发展和数字发展的“双赢”,一方面需要将发展数字经济和构建低碳产业体系相结合,另一方面需要推动传统产业转型,加大力度发展附加值高、碳排放强度低的高精尖产业。环境法规的引入会增加企业的成本负担,从而扭曲企业的资源配置^[12]。已有研究表明,企业数字化转型可以提高资源配置效率^[13],缓解市场信息不对称^[14]。因此有理由相信,低碳城市试点政策的开展能够倒逼试点地区企业进行数字化转型。

基于上述分析,本文提出假设 1:

低碳城市试点政策的实施会推动企业数字化转型(H1)。

(二) 低碳城市试点政策对企业数字化转型的作用机理

1. 碳排放强度降低效应

碳排放强度是指伴随单位经济产出增长所产生的二氧化碳排放量,用来衡量经济增长对环境资源消耗的影响程度。环境规制政策能够通过降低碳排放强度来倒逼企业数字化转型,且政府对市场能够行使的管控能力越强,碳减排效应越明显^[15]。一方面,低碳城市试点政策的执行能够有效地降低碳排放强度^[16],提升碳排放绩效^[17]。作为一项有效降低碳排放水平的试点政策,低碳城市试点政策旨在进行低碳发展制度创新、低碳发展顶层设计、绿色低碳生活方式和消费模式等方面的探索。例如,广州的节约型机关、绿色家庭和绿色建筑等重点领域的创立。在试点政策的引领下,各试点城市充分考虑自身条件和发展优势从而设立具体发展目标,制定出符合实际情况的低碳发展策略,进而降低碳排放^[18]。另一方面,碳减排具有刺激企业数字化转型的补偿效应^[12],区域碳排放强度每降低一个标准差,企业数字化转型程度就会提高 0.0122 个标准差。数字化转型水平的提高取决于政策支持的同时,也取决于微观经济主体自身的激励^[19]。此外,低碳城市试点政策作为一项命令控制型的环境规制政策,试点地区的企业在未达到碳排放标准时可能面临关停并转的风险^[20]。在这种情况下,企业会采用更加清洁的能源,提高资源配置效率,从而降低碳排放,以免被市场淘汰。因此,低碳城市试点政策能够通过降低碳排放,提高企业的资源配置效率,减少不必要的环境和时间成本,助力企业的数字化进程。最后,在低碳城市试点政策下,高污染、高排放的企业生产成本会增加、利润会减少,而数字化转型可以提高企业的资源配置效率^[21],故而这类企业会选择数字化转型来应对该政策对其的约束。低碳城市试点政策通过各种制度和项目的落实,降低碳排放水平,进而促进企业数字化发展。

据此,本文提出假设 2a:

低碳城市试点政策能够通过降低碳排放强度来促进企业数字化转型(H2a)。

2. 绿色技术创新促进效应

基于“波特假说”,低碳城市试点政策为试点地区提供了有利的创新环境和政策支持,鼓励企业和研究机构在绿色技术领域进行创新。现有研究已经从实证和理论上证明环境规制能够有效促进企业的绿色技术创新^[22-23]。低碳城市试点政策能够通过促进企业绿色技术创新,进而助力企业数字化转型。这些政策的引入激发了试点地区的创新活力,吸引了更多的投资者参与绿色技术创新^[24]。创新型的绿色技术具有清洁、低污染和低排放的特点,而清洁型、低污染型和低排放型的技术必然是具备高技术含量的。企业进行数字化转型所必需的核心要素就是一系列高科技技术。因此低碳城市试点政策通过促进企业进行绿色技术创新,从而具备更高水平的核心技术,促进企业实现数字化转型。

一方面,低碳城市试点政策能够通过加强创新型绿色技术的协同效应促进企业数字化转型。为了更好地贯彻落实低碳城市试点政策,试点城市积极探索低碳发展的模式创新、制度创新和技术创新等。这一过程必然伴随着企业技术革新,促使企业升级既有技术。企业进行技术升级后,可能仍未满足企业数字化转

型对技术的全部需要,但创新型绿色技术可以通过发挥技术的协同性,为企业升级包括数字技术的其它类型的技术提供经验,从而推动企业数字化转型。

另一方面,低碳城市试点政策能够通过绿色技术创新进行技术的累积,促进企业数字化转型。低碳城市试点政策实施后,高碳行业企业会面对更严格的政策要求,因此其迫切需要通过变革技术方向来提高自身竞争力,以免被市场淘汰。即这些企业会由能源密集型向低污染的技术密集型转变。这一过程会诱导企业进行技术创新,进而促进企业的技术资本积累。而企业的技术资本积累又会促进企业的数字化转型意愿^[25]。创新技术的积累是企业数字化转型的基础,有利于解决试点城市企业“不敢转”的问题。在适当的规制压力下,企业有动力进行技术创新,来达到环境规制的要求,最终实现环境保护和经济发展的双重收益。

基于此,本文提出假设 2b:

低碳城市试点政策有利于促进企业绿色技术创新,形成技术积累,进一步推动企业的数字化转型(H2b)。

3. 融资约束缓解效应

目前,银行依然是企业融资的主要来源。由于数字化转型是一个长期投入的过程,并且具有一定的风险性,而银行对商业风险比较敏感,这代表着银行对数字化转型企业发放贷款的意愿会比较低。同时,数字化转型需要可靠、高效的数字基础设施来支撑和保障其运行。而数字基础设施建设一般需要较大的投资,并且资金的回收进程较慢,所以社会资本的投资积极性明显不足^[5]。

低碳城市试点政策能够通过“信号效应”缓解企业的融资约束^[26],进一步促进企业数字化转型。政府的产业政策能够间接引导私人部门和微观主体的投资方向与资金流向^[27]。实际上,低碳城市试点政策是一项因地制宜的政策^[11],地方政府具有政策的自主决定权,会根据当地实际情况采取不同的激励措施。如对企业出台税收减免、信贷优惠与人才激励等政策来帮助企业拓宽融资渠道。政府补贴能有效激励制造业企业进行数字化转型^[28],获得政府信贷优惠的企业可以向外部投资者传递政府支持企业发展的积极信号,让转型企业获得更多资源或者吸引外部投资者一起合作进行数字化转型。银行等金融机构也会因为一些企业获得了政府补助而认为其具有较好的商业信用从而降低信贷门槛。企业可以通过上述激励政策提升自身竞争力,进而提升经济盈余。低碳城市试点政策的实施带来的经济盈余以及试点城市的“光环效应”所吸引的外商投资恰好可以解决企业数字化转型的资金不足问题,从而克服“转不起”的困境,促进企业数字化水平的提高^[29]。

据此,本文提出假设 2c:

低碳城市试点政策能够缓解试点城市企业的融资约束,为企业带来资金支持,从而促进企业数字化转型发展(H2c)。

4. 董事海外背景调节效应

近些年来,数字化极大程度地改变了消费者的行为和商业模式,给传统企业带来了巨大的转型压力。在这种商业环境下,具有海外背景的董事能够积极应对数字化转型的压力。一方面,数字化转型被认为是公司面临的关键性挑战,需要高素质的人才,尤其是卓越的执行团队^[30]。依据传统的“高阶梯队理论”,企业的经营方针和战略决策会受到高级管理者的职业经历的影响^[31]。已有研究指出,具有研发背景的董事长能够显著推动企业数字化转型^[32]。在海外学习或工作过的董事凭借着其尖端的专业知识和管理经验,以及通过国际学习和交流了解到的其所在领域的最新技术,更能适应数字化转型带来的挑战。同时,具有海外背景的董事能够改善企业内部人员的知识结构,促使企业更好地运用数字技术,从而解决企业数字化转型中“不会转”的问题。另一方面,当具有外国经验的个人加入公司董事会时,他们可以建立当地董事所没有的国际关系网络。扩大业务网络中的关键企业之间的关系是管理者提高社会资本、抓住机会和重新分配资源的有效途径^[33]。

因此,本文提出假设 3:

董事海外背景在低碳城市试点政策与企业数字化转型之间具有正向的调节效应(H3)。

三、研究设计

(一) 数据说明

本文采用 2007—2021 年中国 A 股上市公司数据为研究对象,探讨了低碳城市试点政策对企业数字化转型的影响效应。上市公司财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库,专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库,行业层面的数据来自中国碳排放数据库,城市层面的数据来自万得(Wind)金融终端。借鉴王峰和葛星^[34]的做法,本文对上市公司数据进行了如下处理:为了避免异常值的干扰,剔除样本中被标为 ST(special treatment)、*ST、PT(particular transfer)的公司;剔除金融业,房地产业的数据;剔除资产负债率大于 1 的公司数据;考虑到北京、上海、重庆和天津 4 个直辖市特殊性,对其进行剔除;为了控制极端值的影响,按 1% 标准对模型进行缩尾处理。经上述处理后,最终得到上市公司-年度观测值 19395 个。

(二) 模型构建

为科学地评估低碳城市试点政策对企业数字化转型的影响,本文将该政策的启动看作准自然实验,采用交错双重差分模型来检验该政策实施前后,处理组和对照组企业的数字化转型水平是否存在差异。本文从微观企业视角构建的基准模型如式(1)所示。

$$\text{Indig}_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{did}_{cit} + \lambda Z_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{cit} \quad (1)$$

其中: Indig_{cit} 为被解释变量,表示城市 c 中上市公司 i 在 t 年的数字化转型水平; i 为企业; c 为企业所在的城市; t 为年份; $\text{did}_{cit} (= \text{treat}_{ci} \times \text{post}_t)$ 为 t 年上市公司 i 所在的城市 c 是否纳入低碳试点城市; treat_{ci} 为地区虚拟变量,若企业所在城市是试点地区,则取值为 1,否则,取值为 0; post_t 为时间虚拟变量,在低碳城市政策试点期间取值为 1,否则取 0; α 、 λ 是待估参数;系数 α_1 是本文关注的重点,刻画了政策的实施效果,若 α_1 大于零,则表明低碳城市试点政策能够促进企业数字化转型; Z_{it} 为上市公司经济特征的控制变量; δ_i 、 τ_t 分别为上市公司的个体固定效应和年份固定效应,用来控制公司层面不随时间变化的因素和样本期内对所有样本产生共同影响的变化因素; ε_{cit} 为随机扰动项,服从独立同分布。此外,本文在具体的回归中均将标准误差聚类到行业层面,以消除估计方程中可能存在的自相关和异方差问题。

为进一步考察低碳城市试点政策在促进企业数字化转型中的内在机制,本文参考江艇^[35]的方法,通过构建两步法的中介效应模型来进行检验。具体模型构建为

$$M_{cit} = \xi_0 + \xi_1 \text{did}_{cit} + \lambda Z_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{cit} \quad (2)$$

$$\text{Indig}_{cit} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{did}_{cit} + \gamma_2 M_{cit} + \lambda Z_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{cit} \quad (3)$$

第一阶段,如式(2)所示,检验交错双重差分项对中介变量的影响, ξ_1 为低碳城市试点政策对机制变量的效应;第二阶段,如式(3)所示,将中介变量和解释变量同时放入模型中,检验低碳城市试点政策对企业数字化转型的作用机制, γ_1 为低碳城市试点政策对企业数字化转型的直接效应、 γ_2 为机制变量对企业数字化转型的影响效应。中介变量 M_{cit} 分别为碳排放强度(co2_qd)、企业绿色技术创新水平(\ln_green)和融资约束水平(FC)。

拥有国外背景的董事在其海外求学或交流的期间,可能会经历较高的社会责任感的熏陶,从而更遵从政府的环境规制。因此,基于凌鸿程等^[36]的研究,本文构建调节效应模型来检验董事海外背景在环境规制与企业数字化转型之间的调节效应。构建的模型如式(4)所示。

$$\text{Indig}_{cit} = \beta_0 + \beta_1 \text{did}_{cit} + \beta_2 S_{cit} + \beta_3 \text{did}_{cit} \times S_{cit} + \lambda Z_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{cit} \quad (4)$$

其中:调节变量 S_{cit} 为董事海外背景(rateBOARDoves),表示具有海外学习或工作经历的董事占董事会成员的比例。 β 是待估参数,其中 β_3 表示董事海外背景的调节效果。

(三) 变量选取

1. 被解释变量

本文将企业数字化转型(Indig)作为被解释变量,其来自中国研究数据服务平台(CNRDS)中的年报关键词研究数据库(AKRD)。年报关键词数据库总结了八类常用年报关键词出现的频次,具体包括:企业数字化转型、文本确定程度、风险信息披露程度、企业合作文化、管理者短视主义、文本情感程度、未来事项披露

以及研发文本信息等。本文通过对这八类关键词其中之一的“企业数字化转型”的词频取对数得到本文的被解释变量。其中,“企业数字化转型”的关键词主要包含“电子商务”“商业智能”“云计算”“物联网”“移动支付”等。

2. 解释变量

本文的核心解释变量为低碳城市试点政策的虚拟变量 did_{cit} ($= treat_{ci} \times post_t$)。 $treat_{ci}$ 是地区虚拟变量,若企业所在城市是试点地区,则取值为 1,否则,取值为 0。 $post_t$ 是时间虚拟变量,在低碳城市政策试点期间取值为 1,否则取值为 0,在本文中,低碳城市试点政策的时间节点分别为 2010 年、2012 年和 2017 年。需要强调的是,在第三批的低碳试点城市中,有部分城市参与了两次试点,本文采用宋弘等^[37]的方法,以这些城市最早一次入选低碳试点城市的日期为准。

3. 控制变量

为了控制其他影响企业数字化转型的特征变量,提高模型估计的效率,本文借鉴李金昌等^[1]的做法,引入一系列控制变量。具体包括:资产收益率(Roa)、资产负债率(Lev)、企业实力($Size$)、托宾 Q 值($TobinQ$)、现金流量($Cashflow$)、两职合一($Duality$),具体变量说明见附录。

4. 机制变量

本文选取的机制变量分别是碳排放强度、绿色技术创新、融资约束和董事海外背景。关于碳排放强度的度量,本文参考 Chen^[12]的做法,用直接能源消费的碳排放来表示城市碳排放量,如煤气和液化石油气,以及电力、交通和热能消费的碳排放,分别把各自城市的碳排放量加总再除以城市 GDP 就得到各个城市的碳排放强度;参考徐佳和崔静波^[11]的做法,用绿色专利申请量的对数来衡量企业的绿色技术创新水平;融资约束以融资约束指数来衡量,借鉴 Bartram 等^[38]的做法,以 SA 指数衡量企业的融资约束水平,计算公式如式(5)所示。基于凌鸿程等^[36]的研究,董事海外背景($rateBOARDoves$)以具有海外(中国大陆境外不包括港澳台地区)学习或工作经历的董事占董事会成员的比例来表示。本文变量的描述性统计结果如表 1 所示。

$$SA_{i,t} = -0.737 \times Size_{i,t} + 0.043 \times Size_{i,t}^2 - 0.040 \times Age_{i,t} \quad (5)$$

其中: $Size$ 为总资产自然对数; Age 为上市公司的年龄。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量	均值	观测值	标准差	最小值	最大值
$lndig_{cit}$	4.6674	19395	1.2777	4.3307	6.6438
did_{cit}	0.4162	19395	0.4929	0.0000	1.0000
Roa	0.0400	19395	0.0811	-2.8706	0.7859
Lev	0.4601	19395	0.2025	0.0075	1.9566
$Size$	22.3032	19395	1.2674	18.8860	28.2930
$TobinQ$	1.9619	19395	1.4912	0.6837	42.7963
$Cashflow$	0.0491	19395	0.0759	-0.6702	0.8759
$Duality$	1.7921	19395	0.4058	1.0000	2.0000
$co2_{qd}$	0.0950	4220	0.1200	0.0017	1.5000
ln_green	0.7500	22930	1.1800	0.0000	7.0700
SA 指数	3.4952	12560	0.6752	1.3556	4.2228
$rateBOARDoves$	0.0871	18492	0.1188	0.0000	0.9000

四、实证分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了低碳城市试点政策倒逼企业数字化转型的估计结果。其中,(1)列为加入企业固定效应和年份固定效应的结果,(2)列是在(1)列的基础上又加入控制变量的估计结果。考虑到低碳城市试点政策是在城市层面实施,(3)列报告了进一步将标准误聚类到城市层面的估计结果。同时,为了保证估计结果的可信性,(4)列展示了加入控制变量并且聚类到城市和时间层面的估计结果。结果表明,低碳城市试点政策虚

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lndig	lndig	lndig	lndig
<i>did_{ci}</i>	0.0522*** (0.0429)	0.0544*** (0.0202)	0.0542*** (0.0166)	0.0542*** (0.0143)
<i>Roa</i>		0.1343*** (0.0155)	-0.0760(0.0627)	-0.0760(0.0501)
<i>Lev</i>		-0.0453(0.0483)	-0.0456(0.0755)	-0.0456(0.0348)
<i>Size</i>		-0.0760(0.0515)	0.1342*** (0.0141)	0.1342*** (0.0143)
<i>TobinQ</i>		0.0139** (0.0065)	0.0140*** (0.00432)	0.0140*** (0.00294)
<i>Cashflow</i>		-0.0466(0.0567)	-0.0452(0.0429)	-0.0452(0.0452)
<i>Duality</i>		-0.0140(0.0192)	-0.0141(0.0163)	-0.0141(0.0105)
<i>constant</i>	4.516*** (0.0179)	1.672*** (0.3537)	1.675*** (0.319)	1.675*** (0.164)
控制变量		是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	19394	19394	19358	19358
<i>R</i> ²	0.5033	0.5942	0.5943	0.5943

注：括号中数字为稳健标准误；***、**和*分别代表在1%、5%和10%水平下显著。(3)列、(4)列分别表示聚类到城市层面和聚类到城市×时间层面的结果。

拟变量的系数估计值均为正且在1%的统计意义上显著,意味着该政策对试点城市的企业数字化转型具有显著的促进作用,假设1得到了验证。利用(2)列的估计值进行解释分析,发现低碳城市试点政策对于企业数字化转型的作用约为0.0544,即与对照组相比,该政策使得试点城市中上市公司的数字化转型程度提升5.44%。由于对照组上市公司的数字化转型均值为4.6674,这一估计系数说明低碳城市试点政策提高了企业数字化转型约1.17个百分点(即0.0544/4.6674×100%)。

(二) 平行趋势的检验

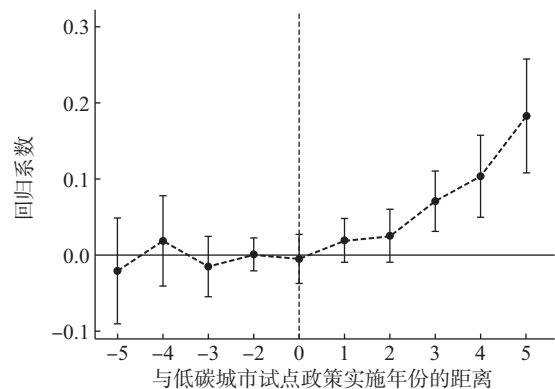
平行趋势假设是使用交错双重差分模型的重要前提,即在低碳城市试点政策执行之前,企业数字化发展水平在处理组和对照组之间具有相似的变化趋势,从而保证对照组作为处理组反事实的合理性。为了验证这一点,本文采用事件研究法来进行检验,具体模型如式(6)所示。

$$lndig_{ci} = \theta_0 + \sum_{n=-10, n \neq -1}^{11} \theta_n D_{cin} + \lambda Z_{it} + \delta_i + \tau_t + \varepsilon_{cit} \quad (6)$$

其中： $D_{cin} = treat_{ci} \times time_n$ ； $time_n$ 是时间虚拟变量；下标 n 为与政策实施年份相差的时期数， $n \in [-10, 11]$ 。本文选取低碳城市试点政策施行的前一期即 $n=-1$ 作为基期。此外,考虑到政策施行前5期和后5期样本较少,本文将 $n \in [-10, -5]$ 的样本进行合并处理,在图1中标记为-5期;将 $n \in [5, 11]$ 的样本进行归并,在图1中标记为第5期。系数 θ_n 体现了与政策施行年份相差 n 期的处理组和对照组样本因变量的差值和基期差异的相对值。

图1展示了式(6)的估计结果,可以看出,低碳城市试点政策发生之前, D_{cin} 的系数均接近于0且不具有显著性,即企业的数字化转型水平在试点城市和非试点城市之间并无显著差异,因此,平行趋势假设成立。而在低碳城市试点政策启动后,政策效果逐渐出现。从政策执行的第3期起,试点城市的企业数字化转型程度显著提高,并逐渐增加,这表明低碳城市试点政策的实施能够有效推动企业的数字化转型。但是,政策效应存在两期的滞后效应,这主要是由于企业在收到政策信号后采取行动做出决策需要一定的时间。

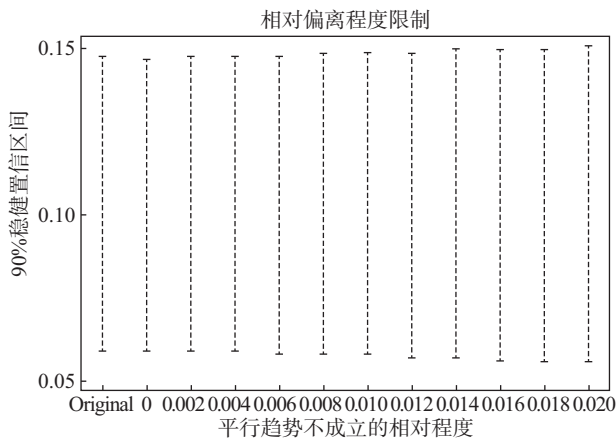
图1报告了低碳城市试点政策倒逼企业数字化转型的平行趋势。但是,事前动态效应检验并不能完全验证平行趋势假设的有效性^[38]。本文参考许文立和孙磊^[40]的做法,在进行低碳城市试点政策实施效应的敏感性分析时,将最大偏



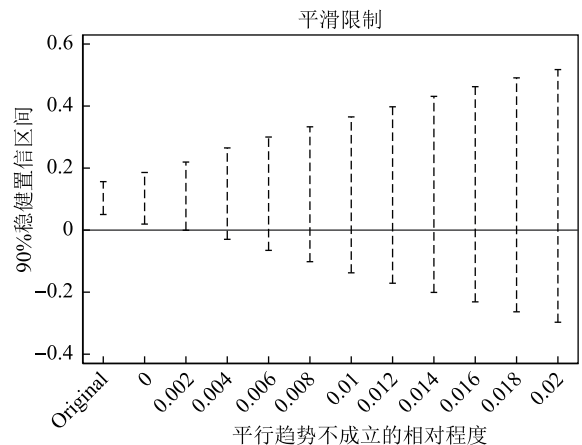
虚线描绘了由式(6)得到的逐年估计系数 θ_n ,垂直的直线为系数估计值的95%置信区间

图 1 事前趋势检验

差程度设定为标准误,以检验处理效应显著异于 0 的系数。图 2 和图 3 分别展示了在执行低碳城市试点政策第 4 年时,采用相对偏差限制和平滑限制进行的平行趋势敏感性检验的结果。可以发现,在相对偏差限制的条件下,即使事前趋势偏离程度达到最大,低碳城市试点政策实施第 4 年的政策效应仍显著为正;在平滑限制下,只要事前趋势偏差小于 10%,该政策开始后第 4 年的企业数字化转型效应就具有稳健性,这可能由于低碳城市试点政策的滞后性引起的。综上所述,尽管在平行趋势上观察到一些偏差,但只要偏差在一定范围内,实施低碳城市试点政策就对企业数字化转型有着显著而正向的影响。



Original 代表“处理前趋势的偏差”
图 2 平行趋势敏感性分析-相对偏差限制



Original 代表“处理前趋势的偏差”
图 3 平行趋势敏感性分析-平滑限制

(三) 处理效应异质性检验

双向固定效应模型出现偏误的重要原因之一就是组别和时间维度上的处理效应异质性^[39]。当存在处理效应异质性时,即使满足平行趋势假设,估计结果的可信性仍然会受到影响。本文采用两种方法来检验低碳城市试点政策的处理效应异质性。首先,本文参考许文立和孙磊^[40]的做法,运用多个体倍分法和对应的估计量(DID_M)^[41]进行检验。另外,本文借鉴崔小勇等^[42]的做法,通过“异质性-稳健”估计量进行稳健性检验。

1. 多个体倍分法

在低碳城市试点政策实施前后,个体的处理状态若发生变化,则将其归类为实验组,若未发生改变,则将其归类为对照组。通过对比实验组个体在实际接受政策影响后的结果与其反事实结果,计算出处理效应,经过取平均处理后,得到政策变动的无偏估计值。基于 DID_M 估计量,低碳城市试点政策转换的平均处理效应为 0.0595^③。进一步可以得到低碳城市试点政策在第-5期~第5期的事件研究图,估计每一期的动态处理效应,如图 4 所示。可以看出,在低碳城市试点政策执行之前,政策效果并不显著,而在该政策启动之后,政策效应逐渐明显。这再次说明低碳城市试点政策能够显著促进企业数字化转型。

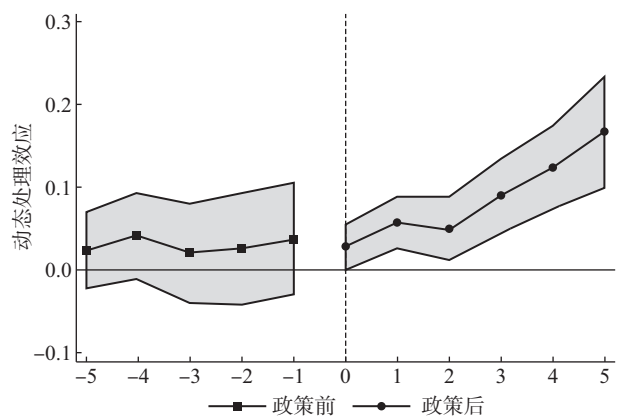


图 4 事件研究图

2. “异质性-稳健”估计量

目前,现有文献提出了一系列“异质性-稳健”估计量来解决处理效应异质性所带来的偏误问题,其主要

③ 详细结果备索。

体现为3种解决思路^④。由于本文样本企业受到低碳城市试点政策处理的时间不同,且本文的数据为非平衡面板数据,因此本文运用第一种方法即 Callaway 等^[43]提出的用双重稳健估计法估计所有处理组的总平均处理效应。

回归结果如表3的(1)列~(3)列所示。其中,(1)列报告的是所有处理组的平均处理效应,回归系数为0.1265,在1%的水平上显著。(2)列和(3)列的回归结果分别表示样本期间内不同处理组的平均处理效应和所有处理组在不同年份的平均处理效应。其中, did_c 表示样本期间内不同处理组的平均处理效应, did_r 表示所有处理组在不同年份的平均处理效应,两者的系数分别为0.1074和0.1166,均在1%统计性水平上显著。以上分析表明,本文的基准回归结果较为稳健。

(四) 合成交错双重差分的拓展与应用

通过平行趋势检验的交错双重差分模型仍未必可信,因为政策“不发生”这一条件很难达到。传统的做法是使用实验组和对照组的“事前趋势”一致来进行代替,假若事前趋势一致,则事后趋势极可能一致。但是,政策发生前平行并不能完全保证之后依然平行。Arkhangelsky 等^[44]提出的合成双重差分 SDID 估计量可以有效地弥补上述方法的缺陷,SDID 估计量的方程如式(7)所示。

$$(\hat{\nu}^{sdid}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \underset{\nu, \mu, \alpha, \beta}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\nu)^2 \hat{\omega}_i^{sdid} \hat{\lambda}_t^{sdid} \right\} \quad (7)$$

其中: N 为企业个数; T 为总时期数; Y_{it} 为第*i*个企业*t*期的结果变量; W_{it} 为虚拟变量。假设有 N_{co} 个企业从未接受处理,则接受处理的企业数 $N_{tr} = N - N_{co}$,下标|为接受处理;下标co为从未接受处理;处理前时期数为 T_{pre} ; μ, α_i, β_t 分别为常数项、企业固定效应和时间固定效应; ν 为处理效应; $\hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}$ 和 $\hat{\nu}$ 为估计值; $\hat{\omega}_i^{sdid}, \hat{\lambda}_t^{sdid}$ 分别为企业权重和时间权重。同时,本文基于许文立和孙磊^[37]的做法,采用合成交错双重差分法进行估计,并将SDID估计量推广到动态处理效应来检验政策的动态效应,具体方式如式(8)所示。

$$\hat{\nu}_{t'}' = \left[\frac{1}{N_{tr, t'=N_{co}+1}} \sum_{i=N_{co}+1}^N (Y_{it'} - \sum_{t=1}^{T_{pre}} \hat{\lambda}_t^{sdid} Y_{it'}) \right] - \left[\sum_{i=1}^{N_{co}} \hat{\omega}_i^{sdid} (Y_{it'} - \sum_{t=1}^{T_{pre}} \hat{\lambda}_t^{sdid} Y_{it'}) \right] \quad (8)$$

其中: t' 为处理后的时期; $\frac{1}{N_{tr, t'=N_{co}+1}} \sum_{i=N_{co}+1}^N (Y_{it'} - \sum_{t=1}^{T_{pre}} \hat{\lambda}_t^{sdid} Y_{it'})$ 为接受处理企业的加权平均项, $\frac{1}{N_{tr}}$ 为权重。

本文运用合成交错双重差分的估计方法和其动态拓展形式,来估计低碳城市试点政策对企业数字化转型的推动作用。关于静态效应的分析结果显示,平均处理效应0.1544,在1%的统计意义上显著^⑤,表明低碳城市试点政策能够有效推进试点城市的企业数字化转型。在动态效应方面,本文使用拓展的动态SDID估计量识别低碳城市试点政策启动后的每一期政策效应。图5的政策效应结果显示,动态效应水平虽然在低碳城市试点初期较低,但仍呈现逐渐增加态势,并于2017年达到较高水平,企业数字化转型得到有效发展。综上可得,本文的主回归结果是稳健的。

表3 组别时期处理效应

变量	(1)	(2)	(3)
	Indig	Indig	Indig
did_{cu}	0.1265 *** (0.0296)		
did_c		0.1074 *** (0.0211)	
did_r			0.1166 *** (0.0283)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	17 737	17 737	17 737

注:括号中数字为稳健标准误;***、**和*分别代表在1%、5%和10%水平下显著。

④ 第一种思路是计算组别-时期平均处理效应(cohort-specific average treatment effects on the treated, CATF),再在组别,时期两个维度进行合理地加权加总。第二种思路是使用插补估计量(Imputation Estimator)构造反事实结果估计。第三种思路是堆叠回归估计量(stacked regression estimator)。

⑤ 详细结果备索。

(五) 其他稳健性检验

为验证前文基准回归结果的稳健性,本文还进行了其他稳健性检验。其中包括:第一,安慰剂检验。本文将随机生成低碳试点城市的虚拟变量,把地理位置处于该城市的上市公司作为处理组,位于其他地区的上市公司作为对照组,随后生成“伪政策虚拟变量”并用基准回归式(1)进行回归。最后,对上述过程重复 1000 次,得到安慰剂检验结果如图 6 所示。第二,使用倾向得分匹配双重差分(PSM-DID)对低碳城市试点政策影响前的样本,以基准回归模型中的控制变量作为协变量,分别使用最邻近匹配法、核匹配法和半径匹配法进行逐年匹配,仅保留在各匹配年份均位于共同取值范围内的样本点。最后对这些样本进行交错双重差分检验。最近邻匹配、核匹配和半径匹配的结果如表 4 的(1)列~(3)列所示。第三,预期效应检验。在基准回归模型中加入低碳城市试点政策前一年的政策变量(did_{cu-1}),并进行回归,实证结果如表 4 的(4)列所示。第四,更换变量的定义方式。根据吴非等^[45]使用的文本分析法度量企业数字化转型(*Digital*),将其作为结果变量带入基准回归中进行稳健性检验,实证结果如表 5 的(1)列所示。第五,排除其他政策的干扰。将碳排放权交易试点与智慧城市试点的政策虚拟变量加入回归模型中,实证结果如表 5 的(2)列、(3)列所示。第六,由于低碳城市试点政策的

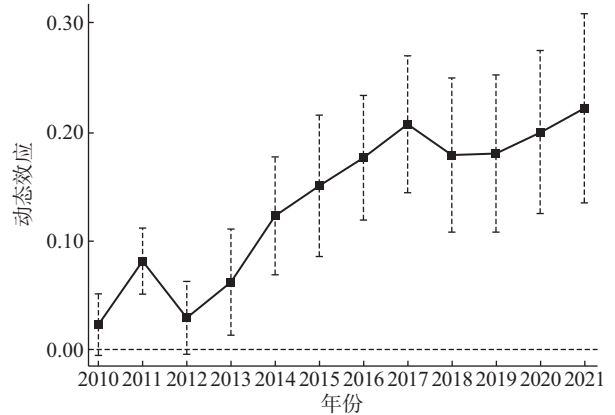


图 5 拓展的合成交错双重差分的动态效应

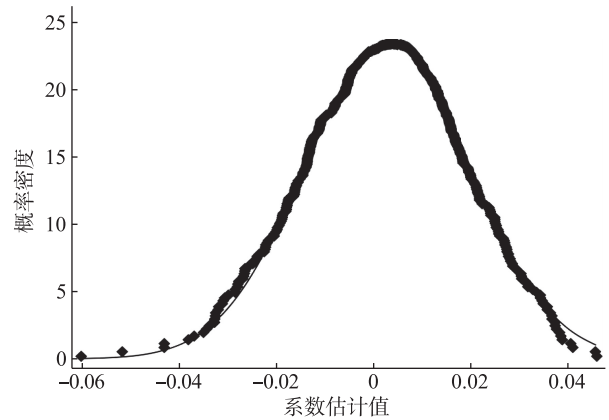


图 6 安慰剂检验图

表 4 PSM-DID 和预期效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Indig</i>	<i>Indig</i>	<i>Indig</i>	<i>Indig</i>
did_{cu}	0.0776*** (0.0248)	0.0831*** (0.0267)	0.0792*** (0.0218)	
did_{cu-1}				0.0309 (0.0209)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	8205	12303	14631	19394
R^2	0.5625	0.5606	0.5771	0.5943

注:括号中数字为稳健标准误;***、**和*分别代表在1%、5%和10%水平下显著。

表 5 替换被解释变量、排除其他政策干扰和合并一二期试点

变量	(1)	(2)	(2)	(4)
	<i>Digital</i>	<i>Indig</i>	<i>Indig</i>	<i>Indig</i>
did_{cu}	0.0892** (0.0357)	0.0414** (0.0189)	0.0564*** (0.0202)	0.1045*** (0.0261)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	19 394	19 394	19 394	19 394
R^2	0.7062	0.5948	0.5945	0.5959

注:括号中数字为稳健标准误;***、**和*分别代表在1%、5%和10%水平下显著。

第一批和第二批实行时间较为接近,第二批试点的执行时间实际为2012年12月,且两批的试点城市存在重合,因此将两批进行合并,并将第二批的政策时间视为2013年,实证结果如表5的(4)列所示。上述稳健性检验的结果与本文的基准回归结果相似。

五、进一步讨论:企业发展与经济效益

(一) 低碳城市试点政策对企业数字化转型的影响机制分析

根据前文的分析可知,低碳城市试点政策显著提升了试点城市的企业数字化转型,那么,该政策通过哪些变量来影响企业数字化转型水平呢?根据理论分析,本文将基于式(2)~式(4),从碳排放强度、企业绿色技术创新、融资约束和董事海外背景等方面来探究低碳城市试点政策影响企业数字化转型的具体机制。

渠道1:碳排放强度降低效应。

众所周知,低碳城市试点政策是一项重要的环境规制政策。而该政策最初设立的目的就是为了降低二氧化碳的排放。那么,此政策能否通过降低二氧化碳排放强度来促进企业的数字化转型呢?能否实现“绿色化”和“数字化”的双赢呢?本文基于式(2)和式(3)对其进行检验,实证结果如表6的(1)列、(2)列所示,第一阶段中交乘项的估计系数在1%的统计水平上显著为负,表明低碳城市试点政策的执行显著降低了碳排放强度。第二阶段双重差分项的回归结果显著为正,碳排放强度的估计系数显著为负,这表明,在面临碳排放标准的命令控制型的环境政策时,企业会采用更加清洁的能源,提高资源利用效率。这会减少企业的环境成本和时间成本,提高企业内部的资源整合能力,为企业进行数字化转型提供有利条件。同时,严格的碳排放标准也会倒逼企业数字化转型。在碳减排的压力下,企业会采取数字化和智能化的生产方式来减少污染。因此低碳城市试点政策的实施通过降低碳排放强度,推动试点城市企业的数字化转型进程。以上结果说明低碳城市试点政策的落实促使政府采取有效措施降低二氧化碳排放水平,实现“绿色化”与“数字化”的协同发展。假设2a得到验证。

渠道2:绿色技术创新促进效应。

企业数字化转型是利用互联网、云计算等数字化技术与工具,改变现有生产方式和建立一种新商业模式的高层次转型,是数字技术对企业的全面重塑,是企业的技术与业务的全面交互与融合创新。那么,低碳城市试点政策是否能通过提升绿色技术创新来促进企业数字化转型呢?鉴于此,本文基于式(2)、式(3),进一步探讨了绿色技术创新在低碳试点政策推动企业数字化转型中的作用。具体估计结果如表6的(3)列、(4)列所示,第一阶段中双重差分项的回归系数值为0.2255,且在5%的水平上保持显著,这表明低碳城市试点政策能够有效促进企业的绿色技术创新。第二阶段,双重差分项的回归系数值为0.2202,在5%的统计水平上保持显著,绿色技术创新的回归系数也显著为正。这表明该政策的实施促进企业进行绿色技术创新,且企业的绿色技术创新水平越高,企业数字化转型的驱动力就越大,技术资本的积累越多,企业进行数字化转型就越便利。假设2b得到验证。

渠道3:融资约束缓解效应。

为验证低碳城市试点政策能否通过放松企业融资约束从而推动企业数字化转型,本文按照前文所述,以SA指数来测度企业的融资约束水平。将融资约束指数带入式(2)、式(3)中,表6的(5)列、(6)列的回归结果显示,第一阶段,SA指数的回归系数显著为负;第二阶段,交乘项的回归结果显著为正。由此表明,低碳城市的建设能够有效地缓解企业的融资约束,即企业受到的融资约束越小,企业的数字化转型能力越强。随着企业融资约束的缓解,外部资金渐渐流入企业,为企业的数字化转型注入“活水”。假设2c得到验证。

渠道4:董事海外背景调节效应。

本文的调节变量为董事海外背景,基于式(4)的调节效应的回归结果如表6中的(7)列所示,多期双重差分项与董事海外背景之交乘项($did_{cit} \times S_{cit}$)的回归系数为0.3371,相较于基准回归结果的系数有所提高,且在1%的水平上显著,通过显著性检验。这表明董事海外背景在低碳城市试点政策作用企业数字化转型上产生了正向的调节效应,低碳城市试点政策对企业数字化转型的促进作用更加明显。在董事海外背景的正向调节效应下,企业会更积极和科学地探索数字化转型之路,提高自身在市场中的竞争能力。假设3得证。

表 6 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	碳排放强度降低效应		绿色创新技术推动效应		融资约束缓解效应		调节效应
	第一步	第二步	第一步	第二步	第一步	第二步	Indig
<i>co2_qd</i>	<i>Indig</i>	<i>ln_green</i>	<i>Indig</i>	<i>SA</i>	<i>Indig</i>		
<i>did_{cit}</i>	-0.3237*** (0.0389)	0.0825*** (0.0096)	0.2255** (0.0154)	0.2202** (0.0084)	-0.0319*** (0.0118)	0.0666*** (0.0150)	0.0426** (0.0177)
<i>M_{cit}</i>		-0.0808*** (0.0039)		0.0987*** (0.0040)		0.0337** (0.0147)	
<i>did_{cit} × S_{cit}</i>							0.3371*** (0.0897)
<i>S_{cit}</i>							0.0392 (0.0485)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	4220	17918	18194	19394	11656	11656	18455
<i>R</i> ²	0.0914	0.6023	0.2092	0.7311	0.8619	0.8632	0.6035

注:括号中数字为稳健标准误;***、**和*分别代表在1%、5%和10%水平下显著。

(二) 低碳城市试点政策对企业数字化转型的异质性分析

为了进一步探讨低碳城市试点政策对企业数字化转型影响的差异性,本文根据企业所有制、企业所属产业和行业类型等特征,将企业分别划分为国有企业和非国有企业、数字经济核心产业企业和非数字经济核心产业企业、高碳排放行业企业和非高碳排放行业企业,深入探究该政策对何种企业数字化转型的影响更为明显。

1. 不同企业所有制类型

不同所有制类型的企业对低碳城市试点政策倒逼数字化转型的敏感性可能不同。本文基于式(1)对国有企业和非国有企业的样本数据进行了分别处理,分析结果由表7中的(1)列、(2)列表示。研究发现,不论对于国有企业还是非国有企业,低碳城市试点政策均能有效促进企业的数字化转型。这可能是由于数字化转型是大势所趋,企业为了提高自身竞争力并适应数字经济时代的发展必须顺应这一趋势。此外,低碳城市试点政策是国家发展改革委为探索绿色低碳发展路径实现“双碳”目标而制定的政策,体现了国家的战略方针。地方政府官员无论是从绩效考核的角度,还是从积极响应国家政策的角度,都会积极地贯彻落实这一政策。

2. 不同产业类型

数字化转型是顺应时代发展的必然选择,需要数字资源的支持。一般来说,数字资源越丰富的产业,转型能力就越强,为验证这一点,本文根据国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,将所有样本企业划分为数字经济核心产业企业和非数字经济核心产业企业。对于经营数字经济核心产业的企业,低碳城市试点政策在推动其数字化转型上的作用可能更大,因为这些企业具有较好的数字化转型的基础,能够更快地完成转型。从表7中可以看出,政策虚拟变量的系数估计值在(3)列中显著为正,在(4)列中不显著。这说明,该政策的实施显著地促进了数字经济核心产业企业的数字化转型,而对非数字经济核心产业企业则无明显影响。这可能是由于数字经济核心产业企业拥有更高的数字化技术,在数字化转型中具有技术优势,在这种技术优势的加持下能够更迅速地响应国家政策进行数字化转型。

3. 不同行业类型

低碳城市试点作为一项环境规制政策,对不同行业的规制作用可能不同,对高污染高排放类型的企业作用效果可能更强。为探究该政策倒逼企业数字化转型的影响是否存在不同的行业类型间存在差异,本文根据《中国碳排放交易报告(2017)》所设定的分类标准,若某一行业在1995年的碳排放量在所有行业中所占比例大于2%,则该行业就被划分为高碳排放行业。据此,将总体样本企业划分为高碳排放行业企业和非高碳排放行业企业。表7中(5)列、(6)列分别展示了低碳城市试点政策对高碳排放行业企业和非高碳排放行

表7 按企业所有制类型、产业和行业类型分类的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	非国有	数字	非数字	高碳	非高碳
did_{cit}	0.0467* (0.0227)	0.0666** (0.0286)	0.0726* (0.0349)	0.0335 (0.0200)	0.0748** (0.0294)	0.0160 (0.0298)
组间差异(P值)	0.6036		—		—	
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	12249	11165	10445	12992	12671	10743
R^2	0.1105	0.1408	0.6370	0.5243	0.5560	0.6256

注：括号中数字为稳健标准误；***、**和*分别代表在1%、5%和10%水平下显著。

业企业的数字化转型影响结果。从回归结果可以看出,该政策显著促进了高碳排放行业企业的数字化转型,而对非高碳排放行业企业无明显作用。这可能是因为高碳排放行业企业为了避免因其排放较多的二氧化碳而受到政府惩罚,从而会积极地响应规制政策,积极主动地进行数字化转型。

(三) 低碳城市试点政策对企业数字化转型的效益分析

由前文分析可知,低碳城市试点政策能够有效地促进企业的数字化转型。而企业进行数字化转型的目的就是让其在激烈的市场竞争中获得更好地发展。那么,低碳城市试点政策的落实是否能够促进企业的发展,是否还会产生经济效益,实现环境、企业及经济的多方面共赢呢?因此,本文选取试点地区中企业的规模即员工人数来衡量其发展情况,基于式(1)探究低碳城市试点政策对试点地区企业发展的影响,回归结果如表8中的(1)列所示。从回归结果中可以看出,企业规模的回归系数在1%的水平上显著为正,该政策显著提升了试点地区企业的规模。同时,本文以低碳城市试点政策能否促进试点地区经济发展来衡量该政策的经济效益。由表8中(2)列可知,低碳城市试点政策对试点城市人均GDP的促进效应为25.77%。低碳城市试点政策实行期内各试点地区的人均GDP大约为65128.0700元,故该政策使得人均GDP增加16783.5036元。各试点城市的平均总人口大约为161.9154万人,政策导致试点地区GDP每年上升2717507.6988万元。此外,由表8中(3)列可知,低碳城市试点政策能够有效提升试点地区的工业产值,平均处理效应为1.0307万元。由于各试点城市的平均工业产值大约为1780.2970亿元,政策使得工业总产值上升0.1835亿元,占GDP上升比重的0.0670%。政策执行期内,各试点城市的GDP均值大约为1750.5240亿元,非试点城市的平均GDP约为750.2536亿元,二者之差为1000.2704亿元。低碳城市试点政策有效推动了试点城市的经济发展,贡献度为0.0184%(=0.1835/1000.2704×100%)。低碳城市试点政策促进地区人均GDP和工业产值的提升,这说明该政策能够为试点城市实现更好更快的发展提供助力。低碳城市试点政策的实施在促进企业数字化转型的同时,能够推动企业扩大规模,并为试点城市带来经济效益。因此,命令型环境规制能够实现“既要金山银山,又要绿水青山”的愿景,在碧水、蓝天下实现经济发展,达到数字发展、绿色发展和经济发展的多方面共赢,为我国加快建设“数字中国”和“美丽中国”提供思路。

表8 数字化转型的效益分析

变量	(1)	(2)	(3)
	企业规模	人均gdp	工业产值
did_{cit}	0.0869*** (0.0213)	0.2577*** (0.0240)	1.0307*** (0.1477)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	19394	4089	3057
R^2	0.0992	0.0274	0.0157

注：括号中数字为稳健标准误；***、**和*分别代表在1%、5%和10%水平下显著。

六、结论与政策建议

本文选取中国低碳城市试点政策作为准自然实验,利用A股上市公司数据,实证检验了该政策对企业

数字化转型的具体影响。研究发现,低碳城市试点政策的执行能够显著促进企业的数字化转型。该政策可以通过碳排放强度降低效应、企业绿色技术创新推动效应、融资约束缓解效应和董事海外背景调节效应等渠道发挥作用。同时,低碳城市试点政策能够显著促进国有企业和非国有企业,数字经济核心产业企业和高碳排放行业企业的数字化转型。并且,进一步分析表明低碳城市试点政策的实施在推动企业数字化转型的同时,能够实现企业发展和经济效益,达到数字发展、绿色发展和经济发展的共赢。特别地,本文为了有效避免交错双重差分模型自身的偏误问题,运用了合成交错双重差分模型及其动态拓展形式。除此之外,还对平行趋势的敏感性进行了细致地讨论。

根据上述结论,本文得出以下政策启示。

第一,要逐步推进和扩大低碳试点城市的范围,充分发挥低碳城市试点政策的宏观调控作用。本文的研究结果表明,低碳城市试点政策能够有效地促进企业数字化转型,并且该政策无论对国有企业还是非国有企业均具有显著效果。因此,根据对目前低碳城市试点经验的总结,中国可以考虑扩大试点范围,并逐步将低碳试点推广至全国各城市。已经进行试点的城市能够为尚未开展试点的城市提供良好的经验和借鉴,通过这种方式,中国可以更广泛地应用低碳城市试点的成功实践,促进全国范围内的绿色低碳转型,这对于助推经济的协调发展和高质量发展具有重要意义。

第二,通过建立科技创新平台,完善信贷优惠政策等方式来畅通数字化转型渠道。本文的机制检验表明,低碳城市试点政策会通过碳排放降低,绿色技术创新推动,融资约束缓解和董事海外背景调节等方式对企业数字化转型产生影响。数字化转型已经成为全球经济发展的主要趋势,而围绕数字技术和数据的国际竞争也日益激烈。这种竞争已经成为评估国家未来发展潜力和国际竞争力的重要关键因素。数字化技术的广泛应用和数据的有效利用,对于国家经济的创新、增长和可持续发展具有重要意义。因此,企业应该加强对数据的管理和分析能力,建立属于自己的数字化平台,从而实现业务的数字化和智能化。与此同时,政府也应当出台相关的政策和法规,对企业的数字化转型提供支持和帮助,鼓励企业进行数字化转型。具体而言如:完善信贷优惠政策、减税优惠和设立科技创新奖励等等。此外,企业还应该给管理人员提供更多的出国学习和交流的机会,以便以更高效和科学的方式进行企业数字化转型。

第三,加强对非数字经济核心产业企业和非高碳行业企业数字化转型的激励,进一步促进全行业数字化水平的提高。通过对不同企业和行业的异质性分析发现,低碳城市试点政策能够有效推动国有企业、非国有企业、数字经济核心产业企业和高碳排放行业企业的数字化转型发展。这就需要地方政府在因地制宜谋发展的同时,因企施策地推动转型能力相对弱势行业的数字化进程。为了有效推动这些行业的数字化转型,政府应该针对不同行业的不同需求,制定出符合行业特色的产业政策,激励不同行业走具有自身行业特色的数字化发展之路。在因企施策,因地施策的政策效应下,政府可以帮助不同行业企业克服数字化转型的障碍、提升其市场竞争力。这些行业也更能够适应数字化时代的发展趋势,并依托数字化焕发出不同行业的新动能,培育发展不同行业的新质生产力,从而为实现经济高质量发展和建设社会主义现代化国家贡献力量。

参考文献

- [1] 李金昌, 连港慧, 徐嵩婷, 等. “双碳”愿景下企业绿色转型的破局之道——数字化驱动绿色化的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(9): 27-49.
- [2] 赵宸宇, 王文春, 李雪松, 等. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [3] 冀云阳, 周鑫, 张谦, 等. 数字化转型与企业创新——基于研发投入和研发效率视角的分析[J]. 金融研究, 2023(4): 111-129.
- [4] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪, 等. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J]. 管理世界, 2021, 37(5): 170-190, 13.
- [5] 王海, 闫卓毓, 郭冠宇, 等. 数字基础设施政策与企业数字化转型:“赋能”还是“负能”? [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5): 5-23.
- [6] 逮进, 王晓飞, 刘璐, 等. 低碳城市政策的产业结构升级效应——基于低碳城市试点的准自然实验[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2020, 40(2): 104-115.
- [7] 王亚飞, 陶文清. 低碳城市试点对城市绿色全要素生产率增长的影响及效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(6): 78-89.
- [8] 王华星, 石大千. 新型城镇化有助于缓解雾霾污染吗——来自低碳城市建设的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2019, 41(10): 15-27.

- [9] 李慧鹏, 周小亮. 低碳城市建设对企业数字化转型的影响研究——来自上市公司的经验证据[J]. 工业技术经济, 2023, 42(5): 105-113.
- [10] 庞婉玉, 朱金鹤. 低碳城市试点政策能否促进企业数字化转型? ——基于准自然实验的证据[J]. 常州大学学报(社会科学版), 2023, 24(5): 47-57.
- [11] 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.
- [12] CHEN W. Can low-carbon development force enterprises to make digital transformation? [J]. Business Strategy and the Environment, 2023, 32(4): 1292-1307.
- [13] 吕可夫, 于明洋, 阮永平, 等. 企业数字化转型与资源配置效率[J]. 科研管理, 2023, 44(8): 11-20.
- [14] 王运陈, 杨若熠, 贺康, 等. 数字化转型能提升企业 ESG 表现吗? ——基于合法性理论与信息不对称理论的研究[J]. 证券市场导报, 2023(7): 14-25.
- [15] 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.
- [16] ZENG S, JIN G, TAN K, et al. Can low-carbon city construction reduce carbon intensity? Empirical evidence from low-carbon city pilot policy in China[J]. Journal of Environmental Management, 2023, 332: 117363.
- [17] WEN S, JIA Z, CHEN X. Can low-carbon city pilot policies significantly improve carbon emission efficiency? Empirical evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 346: 131131.
- [18] 张华. 低碳城市试点政策能够降低碳排放吗? ——来自准自然实验的证据[J]. 经济管理, 2020, 42(6): 25-41.
- [19] TEECE D J. Profiting from innovation in the digital economy: Enabling technologies, standards, and licensing models in the wireless world[J]. Research Policy, 2018, 47(8): 1367-1387.
- [20] 郭俊杰, 方颖, 郭晔, 等. 环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新——来自绿色信贷政策实践的证据[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 112-129.
- [21] BEG S. Digitization and development: Formalizing property rights and its impact on land and labor allocation [J]. Journal of the European Economic Association, Forthcoming, 2019, 20(1): 395-429.
- [22] 刘金科, 肖翔阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应? [J]. 经济研究, 2022, 57(1): 72-88.
- [23] 郑元桢, 王卓涵, 蔡懿, 等. “双碳”新格局下企业绿色技术创新对其 ESG 绩效的影响及其路径研究[J]. 技术经济, 2023, 42(3): 64-77.
- [24] ZHANG W, CHU J, ZHANG T, et al. Identifying the factors influencing enterprise digital transformation intention: An empirical study based on net effects and joint effects[J]. Business Process Management Journal, 2023, 29(7): 2107-2128.
- [25] LIU H, SHI Y, SUN B, et al. Agglomeration of the digital services industry and digital transformation: Evidence from China[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2023, 60(5): 1-15.
- [26] 赵振智, 程振, 吕德胜, 等. 国家低碳战略提高了企业全要素生产率吗? ——基于低碳城市试点的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2021(6): 101-115.
- [27] 韩忠雪, 高心仪. 产业政策、数字金融与企业高质量发展[J]. 产业经济评论, 2023(5): 54-75.
- [28] 樊自甫, 陶友鹏, 龚亚, 等. 政府补贴能促进制造企业数字化转型吗? ——基于演化博弈的制造企业数字化转型行为分析[J]. 技术经济, 2022, 41(11): 128-139.
- [29] 龚梦琪, 刘海云, 姜旭, 等. 中国低碳试点政策对外商直接投资的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(6): 50-57.
- [30] COLLIN J, HIEKKANEN K, KORHONEN J, et al. IT leadership in transition——The impact of digitalization on Finnish organizations[J]. Aalto University Publication, 2015(7): 89-102.
- [31] 何瑛, 于文蕾, 戴逸驰, 等. 高管职业经历与企业创新[J]. 管理世界, 2019, 35(11): 174-192.
- [32] 刘冀徽, 田青, 吴非, 等. 董事长研发背景与企业数字化转型——来自中国上市企业年报文本大数据识别的经验证据[J]. 技术经济, 2022, 41(8): 90-110.
- [33] TSSHEVA S, NIELSEN B. The role of global dynamic managerial capability in the pursuit of international strategy and superior performance[J]. Journal of International Business Studies, 2022, 53(4): 689-708.
- [34] 王锋, 葛星. 低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(5): 81-99.
- [35] 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.
- [36] 凌鸿程, 阳镇, 舒艺佳, 等. 高管海外背景与企业绿色技术创新[J]. 东北财经大学学报, 2023(3): 61-72.
- [37] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科, 等. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界, 2019, 35(6): 95-108, 195.
- [38] BARTRAM S M, HOU K, KIM S. Real effects of climate policy: Financial constraints and spillovers[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 143(2): 668-696.
- [39] ROTH J, SANT' ANNA P H C, BILINSKI A, et al. What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature [J]. Journal of Econometrics, 2023, 235(2): 2218-2244.
- [40] 许文立, 孙磊. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,

2023, 40(7): 133-155.

- [41] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFOEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [42] 崔小勇, 蔡昉, 卢国军, 等. 增值税留抵退税能否促进企业吸纳就业? ——来自 2019 年试行留抵退税制度的证据[J]. *管理世界*, 2023, 39(9): 15-38.
- [43] CALLAWAY B, SANT' ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [44] ARKHANGELSKY D, ATHEY S, HIRSHBERG D, et al. Synthetic difference in differences[J]. *American Economic Review*, 2021, 111(12): 4088-4118.
- [45] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现 ——来自股票流动性的经验证据[J]. *管理世界*, 2021, 37(7): 130-144, 10.

Command-and-control Environmental Regulation and Enterprise Digital Transformation: Empirical Evidence from Low-carbon City Pilot Projects

Liao Lulu¹, Tong Menghua¹, Li Hui²

(1. School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. Institute for Northeast Full Revitalization, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: Promoting digital transformation of enterprises is an inevitable requirement for achieving high-quality economic development. Command-and-control environmental regulations represented by low-carbon city pilot policies play an important role in the construction of “digital China”. Based on the pilot policy of low-carbon cities as the entry point, data from China’s A-share listed companies from 2007 to 2021 was used to test the impact and mechanism of command-and-control environmental regulation policies on enterprises’ digital transformation by the staggered differential model. The results show that the implementation of pilot policies in low-carbon cities can effectively force enterprises to transform digitally by reducing carbon emission level, promoting green technology innovation, easing financing constraints and adjusting from directors’ overseas background. The conclusion is still valid after a series of robustness tests. The heterogeneity analysis shows that the policy effect will depend on the difference of industry type and category of employment. Further analysis shows that while promoting digital transformation, the policy can also promote the expansion of enterprises and the economic development of pilot areas. The economic contribution of pilot cities is 0.0184%. The research conclusions of this article have important implications for how the government use macro-control means to force enterprises to digital transformation and realize the coordinated development of “green” and “digital” economy.

Keywords: low-carbon city pilot; enterprise digital transformation; staggered differential model; treatment effect heterogeneity