韩先锋,魏 欣.“双碳联动”助力城市绿色转型:作用机制与效应评估 [J]. 中国环境科学, 2025,45(11):6464-6479.
Han X F, Wei X. "Dual-carbon linkage" to help urban green transformation: Mechanism and effect evaluation [J]. China Environmental Science, 2025,45(11):6464-6479.

“双碳联动”助力城市绿色转型:作用机制与效应评估

韩先锋*,魏 欣 (昆明理工大学管理与经济学院,云南 昆明 650093)

摘要：基于碳排放权交易和低碳城市建设重构“双碳联动”赋能的复合准自然实验,并基于中国 2011~2022 年 280 个地级市面板数据,应用双重机器学习模型考察了“双碳联动”对城市绿色转型的影响.研究发现:“双碳联动”对城市经济转型绩效和绿色创新绩效均具有显著的积极作用,系数分别为 0.027 和 0.083,在 1%的统计水平显著,意味着“双碳联动”有助于全面加快城市绿色转型,且其能发挥比单一制度创新更为明显的赋能效果;基于“政府-市场-社会”三维框架的机制探究表明,“双碳联动”可通过降低环境污染和增强环保执法的政府环境改善效应(系数分别为-0.727 和 0.721)、促进产业升级和加速经济聚集的市场资源配置效应(系数分别为 0.134 和 0.332),以及提高公众环保意识和优化公共服务环境的社会参与治理效应(系数分别为 0.487 和 0.052)为城市绿色转型提供间接助力;异质性分析表明,在官僚组织冗余程度较低(系数分别为 0.110 和 0.147)、财政科技支持力度较大(系数分别为 0.039 和 0.067)、市场一体化程度较高(系数分别为 0.057 和 0.102)、科技营商环境较好(系数分别为 0.121 和 0.138),以及处于长江经济带(系数分别为 0.041 和 0.069)和东部城市中(系数分别为 0.063 和 0.046),“双碳联动”赋能的绿色转型激励效果更为明显.该研究为“十五五”时期地方政府统筹释放“双碳”制度创新合力,加快推动经济社会全面绿色转型提供了经验证据和决策启示.

关键词：双碳联动；制度协同；绿色转型；双重机器学习
中图分类号：X32,F204 **文献标识码**：A **文章编号**：1000-6923(2025)11-6464-16

"Dual-carbon linkage" to help urban green transformation: Mechanism and effect evaluation. HAN Xian-feng*, WEI Xin (School of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650093, China). *China Environmental Science*, 2025,45(11)：6464~6479

Abstract：The composite quasi-natural experiment empowered by the "dual-carbon linkage" was reconstructed based on carbon emission trading and low-carbon city construction. Using panel data from 280 prefecture-level cities in China from 2011 to 2022, a double machine learning model was employed to examine the impact of the "dual-carbon linkage" on urban green transformation. It was found that the "dual-carbon linkage" had a significant positive effect on both urban economic transformation performance and green innovation performance, with coefficients of 0.027 and 0.083, respectively, significant at the 1% statistical level. This indicated that the "dual-carbon linkage" contributed to comprehensively accelerating urban green transformation and demonstrated a more pronounced empowering effect compared to single institutional innovations. Mechanism analysis based on the "government-market-society" three-dimensional framework revealed that the "dual-carbon linkage" indirectly facilitated urban green transformation through government environmental improvement effects by reducing environmental pollution and enhancing environmental enforcement (with coefficients of −0.727 and 0.721, respectively), market resource allocation effects by promoting industrial upgrading and accelerating economic agglomeration (with coefficients of 0.134 and 0.332, respectively), and social participation and governance effects by raising public environmental awareness and optimizing public service environments (with coefficients of 0.487 and 0.052, respectively). Heterogeneity analysis showed that the incentivizing effects of the "dual-carbon linkage" on green transformation were more pronounced in cities with lower bureaucratic redundancy (coefficients of 0.110 and 0.147, respectively), greater financial technology support (coefficients of 0.039 and 0.067, respectively), higher market integration (coefficients of 0.057 and 0.102, respectively), better sci-tech business environments (coefficients of 0.121 and 0.138, respectively), as well as in cities located in the Yangtze River Economic Belt (coefficients of 0.041 and 0.069, respectively) and eastern regions (coefficients of 0.063 and 0.046, respectively). This study provided empirical evidence and decision-making insights for local governments to coordinate and unleash the synergistic force of "dual carbon" institutional innovations and accelerate the comprehensive green transformation of the economy and society during the "15th Five-Year Plan" period.

Key words：double carbon linkage；institutional coordination；green transformation；dual machine learning

收稿日期：2025-04-06
基金项目：国家自然科学基金资助项目(72473059);教育部人文社科规划基金项目(23YJA790026)

* 责任作者，教授, hanxianfeng2008@163.com

绿色转型作为实现高质量发展目标的内生引擎,不仅是全面贯彻新发展理念的必然要求,也是实现“双碳”目标、推进经济社会可持续发展的重要保障.已有研究虽从环境规制[1]、高铁开通[2]等维度对于如何驱动城市绿色转型提出了宝贵意见,却普遍忽视了与之最为相关的降碳政策联动对城市绿色转型的潜在冲击.事实上,为应对全球气候变化和实现经济社会全面绿色低碳转型,中国政府已积极在节能减排、低碳环保领域开展碳排放交易和低碳城市建设等多项制度创新.其中,碳排放交易政策是一种典型的市场型环境规制,旨在通过确立碳排放产权并建立市场化产权交易机制来解决环境问题[3];低碳城市建设则是一种全新的自愿型环境规制,旨在探寻碳减排路径、寻求城市绿色可持续与创新发展[4].然而,当前学界关于以二者为代表的不同环境规制政策能否充分发挥联动优势和协同效应,加快助力城市绿色转型尚不可得知.那么,“双碳联动”能否有效助力城市绿色转型?其赋能的具体机制是什么?存在哪些异质性特征?厘清上述问题,不仅可为地方政府统筹发挥“双碳联动”的政策叠加效能提供新思路,还对加快实现经济社会全面绿色转型和建设美丽中国具有重要的理论和现实意义.

与本研究相关的文献主要有三支.第一支文献既从宏观维度肯定了单一碳排放交易政策在加速电力系统转型[5]、抑制碳排放[3]和缩小区域发展差异[6]中的显著贡献,又从微观维度发现其对提高产能利用率[7]、加快数字化转型[8]和改善融资状况[9]等均具有积极作用.第二支文献聚焦于关注低碳城市的作用后果,认为其在抑制城市环境污染[10]、促进数字化转型[11]、提高出口产品质量[12]和环境社会责任[13]等方面均发挥着重要作用.第三支文献聚集于识别绿色转型的决定因素.宏观层面上,认为创新型人力资本[14]、双向 FDI 协调发展[15]等均会对绿色转型产生正向冲击;微观层面上,指出政府绿色补贴[16]、企业间资源配置变化[17]、工业互联网平台[18]等均是激励企业绿色转型的重要因素;还有部分学者基于制度创新层面探讨了国家大数据综合试验区[19]、智能制造试点示范[20]等单一数字政策,以及绿色金融改革创新试验区[21]、低碳城市试点[22]对绿色转型的赋能效果,且均得出了较为肯定的结论.不难发现,现有文献仍局限于割裂式探究碳排放交易或低碳城市建设等单一降碳政策实施的经济后果,尚未有学者从统筹“双碳联动”的新视角探究降碳政策协同赋能究竟会对城市绿色转型产生何种潜在冲击.

本文可能的边际贡献主要表现为以下三方面:(1)研究视角上,本文创新性地将双边降碳政策协同统一纳入城市绿色转型的研究框架,从“双碳联动”存在功能互动的新视角探究了如何驱动城市绿色转型这一重要现实话题;(2)研究方法上,本文选择双重机器学习模型进行政策评估,且采用其改进应用技术进行稳健性检验,避免了传统计量模型所面临的模型误设,以及算法选择导致的偶然性偏差;(3)研究内容上,本文较为系统地揭示了“双碳联动”赋能城市绿色转型基本机制、“政府-市场-社会”三维传导机制及其异质性事实,研究结论对于推动城市层面的碳排放交易与低碳城市建设由空间耦合走向功能协调,进一步破除城市绿色转型的制度藩篱提供了经验证据和决策支持.

1　政策背景与研究假设

1.1　政策背景

为加快建设绿色低碳循环发展经济体系,政府先后探索了低碳城市建设和碳排放交易等一系列制度创新.2010 年,《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》明确提出要建设以低碳排放为特征的产业体系,倡导低碳绿色生活方式.经过 2010 年至 2017 年间共三批次的试点城市评选工作,涵盖中国不同经济板块的 81 个地级市先后成为低碳试点城市,成为探索既发展经济,又降低碳排放强度、推进绿色发展的实践阵地.2011 年,国家发改委印发了《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,2013 年,重庆、湖北等 8 个省市陆续启动碳排放交易市场,积极探索利用市场交易机制减少碳排放、推动绿色低碳发展的科学方式,推动减污降碳和节能减排技术的创新与应用,起到了以点带面的创新示范效应.2011~2022 年,全国共计 40 个城市成为“双碳联动”城市.事实上,碳排放交易和低碳城市建设在助力城市绿色转型过程中体现出血脉相通且各有侧重的有机联系.具体而言,碳排放交易制度旨在利用市场机制控制碳污排放,“倒逼”企业加大对绿色低碳技术、绿色低碳产业的投入,由此驱动城市绿色转

型;而低碳城市是以低碳理念重新塑造城市,探索建立以低碳排放为特征的产业体系,推动形成绿色低碳的生活方式和消费模式,从而推动城市绿色转型.

自全面推进美丽中国建设以来,低碳城市建设和碳排放交易已快速融入城市绿色转型的大局中.国家层面一直高度重视“双碳”制度创新对城市绿色转型的引领作用.比如,2024 年 8 月,国务院印发的《加快构建碳排放双控制度体系工作方案》提出要完善企业节能降碳管理制度,发挥市场机制调控作用,建立地方碳排放目标评价考核制度,将能源结构、资源利用效率、重点领域绿色转型等指标纳入碳达峰碳中和综合评价考核体系.同年,《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》也明确提出,加快推进全国碳排放权交易市场建设,健全法规制度,加强市场化机制的政策协同,从而加快实现经济社会发展全面绿色转型.与此同时,地方政府也不遗余力地积极推动城市绿色转型.例如,成都等低碳城市积极建设碳排放交易市场,有效减少了经济领域的碳排放,同时通过鼓励和支持新能源、节能环保产业的发展,加快推动了产业结构优化升级,从而推动城市绿色转型;上海等碳排放交易政策试点城市积极开展低碳城市建设,推行产品绿色设计,健全相关政策法规,全方位推动能源、产业、生活消费等领域绿色低碳转型.国家和地方政府的实践行动表明,“双碳联动”可能会产生明显的协同赋能作用,切实为城市绿色转型发展赋能增效,这为本文研究提供了现实基础.

1.2 理论推演与研究假设

1.2.1 “双碳联动”赋能城市绿色转型的基本机制 碳排放交易和低碳城市建设作为政府实现“双碳”目标的重要战略举措,在控制和减少碳污排放过程中不可避免地会对城市绿色转型产生冲击.一方面,碳排放交易明确提出要加强全国统一碳市场建设,将碳排放权市场化,并采用“先按量分配、后强度控制”策略,平衡企业转型适应期与长期减排目标,有效激励双高企业通过绿色创新和优化工艺流程来实现减排目标[23],同时碳排放交易会让高碳产业的碳排放成本显著提升,使得低碳产业能因自身成本优势逐步替代或淘汰部分高碳产业,从而推动城市绿色转型.另一方面,低碳城市建设使试点城市具备了完善的配套政策,如推动天然气、海上风电等清洁能源项目,推广绿证绿电交易,完善绿色交通体系,设立“降碳贷”将企业碳账户与融资成本挂钩等,有利于促进城市绿色建筑、绿色交通、绿色能源、绿色金融等诸多领域的绿色发展,从而亦能推动城市绿色转型.

相较于单一低碳城市建设和碳排放交易试点城市,“双碳联动”城市可能会发挥更有效的绿色转型效应.第一,“双碳联动”城市更有利于发挥绿色技术进步效应.企业绿色转型的重点是从工艺技术和基础设施层面降低污染排放强度[24],这离不开绿色技术进步和实质性技术跃迁,由于其潜在的周期长、风险大等特征约束,使得这类环境友好型企业往往难以得到有力支持.“双碳联动”城市一方面利用市场机制和命令控制型工具"倒逼"企业减少碳污排放以迎合政府的环境规制要求,在此过程中,高污染企业对污染治理技术、清洁生产工艺等需求增大,从而推动绿色技术进步.另一方面,“双碳联动”城市所构建的绿色低碳生活方式和消费模式使得消费者对产品绿色化需求不断提高,并对生产端低碳技术进步产生了积极的正向反馈[25],从而为城市绿色转型提供坚实的绿色技术支撑.第二,“双碳联动”城市能发挥更强的绿色资源聚集效应.“双碳联动”城市为鼓励企业绿色化改造,通常会对企业绿色生产活动进行奖励补贴或税收减免等政策优惠,随着绿色创新活动的增加,相关资源、信息和技术得以高效利用,产学研合作更加便捷有效,企业从事绿色生产活动的信心不断增强,由此能形成良好的低碳创新氛围,发挥明显的绿色资源集聚效应,持续推动企业高效化、集约化生产、降低碳污排放,推动城市绿色转型;另外,“双碳联动”城市的低碳治理无形中能加速新能源、新材料等绿色新兴产业的兴起,这一过程能持续催生经济对高质量绿色人才的潜在需求,有利于吸引高水平绿色创新人才聚集,从而为城市绿色转型提供坚强的资源支撑.第三,“双碳联动”城市更有利于发挥政策聚合效应.碳排放交易搭建了全国碳排放权交易市场,通过提高全要素碳效率为减污降碳和绿色转型提供市场工具,而低碳城市建设则能为城市绿色转型提供天然的试验场,全面实现绿色增量,二者均能从不同维度为协同驱动城市绿色转型提供直接动力,充分发挥“1+1>2”的降碳政策复合效能.基于以上分析,本文提出如下假说:

假设 1:“双碳联动”可有效赋能城市绿色转型.

1.2.2　“双碳联动”赋能城市绿色转型的传导机制　“双碳联动”不同于单一制度创新的“单刀直入”,其实施领域更广、辐射范围更大,需要政府、市场和社会三方的协同合作.同时,政府是绿色转型的规划者与监督者,市场是绿色转型的推动者和实施者,社会是绿色转型的参与者和监督者,政府、市场和社会的协调共进是促进实现城市绿色转型的重要工具.基于此,本文构建“政府-市场-社会”的三维分析框架以探究“双碳联动”赋能城市绿色转型的传导机制.具体分析如下:

(1)政府环境改善机制,主要表现为“双碳联动”通过降低环境污染水平和增强环保执法强度来推动城市绿色转型.就环境污染而言,“双碳联动”城市通常采取市场型和自愿型环境规制工具,迫使企业将能源利用、污染排放、绿色投入等数据信息公开披露,倒逼碳排放规模较大、生产效率较低的企业采用更加低碳绿色的生产工艺[26],由此持续降低碳污排放;同时,“双碳联动”城市通常会给予企业一定的环保支持,鼓励其加大源头控制和末端治理投入,从而降低环境污染.就环保执法而言,“双碳联动”城市要求企业公开披露碳排放等污染数据,加之先进的监测技术能有效实时监控企业排放,有利于强化政府环境监管力度;此外,在“双碳联动”框架下,试点地区政府往往会设定较为严格的排放标准来明确企业处罚措施,从而增强政府环保执法强度.事实上,在政府绿色治理要求下,企业将会把更多的资源配置到有助于降低污染和能耗的绿色创新上,当其效益超过合规成本时,企业将会更加积极地开展绿色技术研发以获取竞争优势,进而有利于城市绿色转型.

(2)市场资源配置机制,主要表现为“双碳联动”通过促进产业升级和经济聚集来推动城市绿色转型.就产业升级而言,一方面,“双碳联动”城市通过对绿色企业的政策支持,逐渐减少了双高企业所占的市场份额,一定程度上推动了绿色产业发展;另一方面,“双碳联动”城市利用命令型环境规制工具,通过设定碳排放约束目标和清洁技术标准来逐步提高市场准入门槛,由此限制双高产业无序扩张.产业结构升级带来的资源利用效率提高和技术创新溢出等结构红利,可极大程度上减少工业污染,推动城市绿色转型.就经济聚集而言,“双碳联动”以发展绿色产业为目标,要求试点城市构建温室气体排放数据管理体系和新兴低碳产业体系,加快推动绿色建筑和清洁能源等绿色产业发展,由此有利于诱发辖区内的资本、技术、人才等要素快速聚集,从而提高经济聚集程度[22].辖区内的经济聚集可以发挥规模经济效应,既能有效提高企业劳动生产率[27],又可为企业绿色发展提供充足的资金和智力支持,由此加速了绿色产品的迭代开发和节能减排技术的研发应用,进而推动城市绿色转型.

(3)社会参与治理机制,主要表现为“双碳联动”通过提高公众环保意识和优化公共服务环境来推动城市绿色转型.就公众环保意识而言,“双碳联动”城市具有完善的公众参与绿色治理机制,如对购买节能家电和绿色产品的消费者给予补贴和奖励等,有效提升了公众对环境保护的关注和参与度;同时,通过创建低碳社区等行为,也可以增强公众对环保法规的认知,持续增强公众环保责任感.在公众环保意识普遍较强的情况下,社会公众会通过消费行为选择影响企业生产方式,倒逼企业不得不进行绿色改造和技术升级以开发符合市场需求的绿色工艺和产品,进而推动绿色转型.就公共服务环境而言,“双碳联动”城市倡导在城市经济发展、政府管理和居民生活等诸多领域融入和践行低碳理念,大力发展低碳产业、推广低碳产品和鼓励低碳生活,由此有利于培育良好的绿色公共服务环境.进一步,良好的公共服务环境有利于快速吸引大量的绿色投资和绿色人才,高水平人才涌入可以极大程度上为推进绿色资源共享和异质互补隐性知识传播提供绿色智力资本[28],进而有利于城市绿色转型.基于上述分析,本文提出如下假说:

假设 2:“双碳联动”能通过促进政府环境改善、优化市场资源配置和推动社会参与治理三维路径来有效驱动城市绿色转型.

2　研究设计

2.1　模型构建

考虑到双重机器学习模型在提高模型估计精度等方面的良好表现,这里采用该方法评估“双碳联动”对城市绿色转型的协同赋能效应,基准模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_1 \mathrm{td}_{it} + g(X_{it}) + U_{it} \tag{1}$$

$$E(U_{it}|\mathrm{td}_{it},X_{it})=0 \quad (2)$$

式中:下标 i 和 t 分别表示城市和年份;Y_{it} 为城市绿色转型,体现为经济转型绩效(gtfp_{it})和绿色创新绩效(dti_{it});td_{it} 为核心解释变量,即碳排放交易和低碳城市建设的“双碳联动”变量;α_1 表示“双碳联动”对城市绿色转型的影响效应,为本文最核心的估计系数;X_{it} 为控制变量的集合,通过机器学习算法估计 $g(X_{it})$ 的具体形式为 $\hat{g}(X_{it})$;U_{it} 为误差项,对式(1)和式(2)进行估计可得系数估计量:

$$\hat{\theta}=\left(\frac{1}{n}\sum_{i\in I,t\in T}\mathrm{td}_{it}^2\right)^{-1}\frac{1}{n}\sum_{i\in I,t\in T}\mathrm{td}_{it}(Y_{it}-\hat{g}(X_{it})) \quad (3)$$

式中:n 为样本容量.为缓解“正则偏误”导致的非无偏性,这里构建如下辅助回归:

$$\mathrm{td}_{it}=m(X_{it})+V_{it} \quad (4)$$

$$E(V_{it}|X_{it})=0 \quad (5)$$

式中:$m(X_{it})$为处置变量对高维控制变量的回归函数,选用双重机器学习估计其具体形式为 $\hat{m}(X_{it})$,V_{it} 为误差项.对式(4)和式(5)进行回归,得到残差 $\hat{V}_{it}=\mathrm{td}_{it}-\hat{m}(X_{it})$,将 $\hat{V}_{it}$ 作为 td_{it} 的工具变量进行估计,得到无偏的系数估计量:

$$\breve{\theta}=\left(\frac{1}{n}\sum_{i\in I,t\in T}\hat{V}_{it}\mathrm{td}_{it}^2\right)^{-1}\frac{1}{n}\sum_{i\in I,t\in T}\hat{V}_{it}(Y_{it}-\hat{g}(X_{it})) \quad (6)$$

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量 城市绿色转型(Y)是本文的被解释变量.这里以经济转型绩效(gtfp)和绿色创新绩效(dti)来共同衡量城市绿色转型水平.对于经济转型绩效,参考黄和平等[29]的研究,采用 SBM 模型测算的绿色全要素生产率来衡量.具体投入产出指标包括:(1)投入要素:劳动投入(L)选取三次产业从业人员数(万人)来表示.资本投入(K)采用永续盘存法估算的各城市资本存量来表示,基期资本存量的计算以及资本折旧率的选取借鉴张军等[30]的做法.能源投入(E)采用地级市能源消耗总量(万 tce)来衡量;(2)期望产出(G):选用 2011 年不变价平减的各地区实际生产总值(万元)来表征;(3)非期望产出:环境污染产出(H)以工业废水、工业二氧化硫、工业烟粉尘和工业氮氧化物测算的综合污染指数来表示.碳排放产出(C)以地级市碳排放量(万 t)来衡量.具体指标体系如表 1 所示.

对于绿色创新绩效,本文选用城市层面的绿色发明专利申请数量(件)来刻画.原因有二:其一,绿色发明专利是城市高质量绿色创新行为的具体体现,且专利数据来源于国家知识产权局,准确性和可靠性较高,还可以较好地排除宏观经济中其他因素的影响;其二,相比于绿色专利授权,绿色专利申请不存在明显的时滞性和不确定性[31],且相比于实用新型专利,绿色发明专利更具突破性与独创性,其更能代表实际意义上的绿色技术进步.为消除数据的右偏分布和量纲问题,对该数据进行了对数处理.

表 1 经济转型绩效测度指标体系

Table 1 The indicator system for measuring the performance of economic transformation

类型	一级指标	二级指标
投入	劳动(L)	三次产业从业人员数(万人)
	资本(K)	资本存量(万元)
	能源(E)	能源消耗总量(万 tce)
期望产出	GDP(G)	以 2011 年为基期的地级市实际 GDP(万元)
非期望产出	环境污染(H)	工业废水、工业 SO_2、工业烟粉尘和工业氮氧化物排放量
	碳排放(C)	碳排放量(万 t)

2.2.2 核心解释变量 基于碳排放交易和低碳城市建设重构的“双碳联动”变量(td)是本文的核心解释变量,即 Treat_i 和 Post_{it} 的乘积.其中,Treat_i 是识别“双碳联动”的依据,这里将同时试点碳排放交易和低碳城市建设的地级市纳入实验组,Treat_i 赋值为 1;否则纳入对照组,Treat_i 赋值为 0.Post_{it} 区分了“双碳联动”的实施时间,具体而言,实验组同时试点这两项政策当年及以后年份的 Post_{it} 赋值为 1,由于 2013 年第一次同时试点这两项政策,故对照组样本 t<2013 时,Post_{it} 赋值为 0,反之赋值为 1.同样,后续研究所涉及的其他政策变量设置与此一致.

2.2.3 机制变量 对于环境污染指标(pol),以工业废水、工业二氧化硫和烟粉尘污染物排放量通过熵值法测算的综合污染指数来衡量,该指数越小,说明政府绿色治理水平越高;对于政府环保执法指标(env),参考张家豪等[32]的做法,通过梳理北大法宝案件文书,以地级市环境行政处罚案件数(万件)来刻画;对于产业升级指标(stru),以第三产业增加值与第二产业增加值之比来表示;对于经济聚集指标(eco),以第二和第三产业人员总数占城市建成区面积的比重来刻画;对于公众环保意识指标(pec),借鉴代昀昊等[33]的经验,采用公众对环境污染的百度搜索指数来刻画;对于公共服务环境指标(pub),以城市公园绿

地面积、工业二氧化硫排放量占 GDP 的比重和生活垃圾无害化处理率通过熵值法测算的公共服务环境指数来表征.

2.2.4　控制变量　为确保估计结果的可靠性,本文还对如下变量做了控制:①城市化水平(urb),利用地区年末城镇人口与总人口的比值来衡量.②人力资本(pq),选用每万人在校大学生人数来表示.③金融发展水平(finan),选择年末金融机构存贷款余额与 GDP 之比来测定.④政府干预程度(gov),以地方财政一般预算内支出与 GDP 之比来表征.⑤财政自主权(finaut),采用地方财政一般预算内收入与一般预算内支出之比来刻画.其中,为消除量纲影响,这里对人力资本和金融发展水平等经济变量进行了对数化处理.

2.3　数据来源

以中国 280 个地级市为研究对象,评估"双碳联动"对城市绿色转型的潜在冲击,样本区间为 2011~2022 年.其中,绿色专利数据来自中国研究数据服务平台,能源数据来源于《中国能源统计年鉴》,污染物排放数据来自《中国工业统计年鉴》,环境行政处罚案件数据来自北大法宝司法案例库,其他数据来自《中国固定资产投资统计年鉴》《中国城市统计年鉴》.主要变量的描述性统计结果见表 2.

表 2　主要变量的描述性统计

Table 2　Descriptive statistics of the main variables

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
gtfp	3360	0.391	0.132	0.140	0.941
dti	3360	0.408	0.174	0	0.998
td	3360	0.118	0.322	0	1
pol	3360	3.251	3.697	0.017	56.554
env	3360	0.252	0.883	0	16.949
stru	3360	1.081	0.607	0.175	5.650
lneco	3360	3.471	1.219	−0.690	7.851
pec	3360	0.673	0.865	0	12.740
pub	3360	0.061	0.094	0.006	0.986
urb	3360	0.497	0.204	0.110	2.456
lnpq	3360	0.154	0.989	−3.912	2.560
lnfinan	3360	0.857	0.415	−0.531	3.059
gov	3360	0.202	0.102	0.044	0.916
finaut	3360	0.451	0.220	0.056	1.541

3　实证结果及分析

3.1　基准回归

这里对"双碳联动"影响城市绿色转型的政策效应进行实证分析.鉴于随机森林算法在数据处理上的独特优势,这里选取随机森林算法并将样本比例分割为 1: 2,表 3 汇报了相应结果.其中,列(1)和列(2)控制了城市层面控制变量一次项以及时间、地区固定效应,结果发现"双碳联动"变量 td 的系数均显著为正.列(3)和列(4)进一步控制了其他城市层面控制变量二次项以提高拟合模型的精度,后续分析主要基于列(3)和列(4)的实证结果.不难发现,"双碳联动"的估计系数均在 1%水平上正向显著,说明"双碳联动"对经济转型绩效和绿色创新绩效均保持了明显的正向冲击效能,意味着"双碳联动"能从提高经济转型绩效和绿色创新绩效两个维度直接推动了城市绿色转型,假设 1 得到验证.

表 3　基准回归

Table 3　Baseline regression

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	gtfp	dti	gtfp	dti
td	0.023***	0.083***	0.027***	0.083***
	(0.008)	(0.011)	(0.008)	(0.011)
Constant	0.002	−0.002	0.002	−0.002
	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.002)
控制变量一次项	是	是	是	是
控制变量二次项	否	否	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
Observations	3360	3360	3360	3360

注:该表格中解释变量为"双碳联动"(td),被解释变量为经济转型绩效(gtfp)和绿色创新绩效(dti),*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为聚类标准误差(聚类到城市).下同.

3.2　稳健性检验

3.2.1　改变样本结构　一方面,剔除异常值影响.为使回归结果更加稳健,进一步缓解极值偏误,这里对所有变量分别进行双边 1%和 5%的缩尾处理,表 4 中列(1)~列(4)依次展示了上述缩尾处理后的估计结果.不难发现,"双碳联动"的估计系数依然显著为正,表明缩尾处理并未改变基准结论,即"双碳联动"对城市绿色转型的协同共促效应依然明显;另一方面,剔除自治区样本.自治区城市在发展潜力和政策支持力度等方面较其他城市略逊一筹.为排除该类特殊值对回归结果的干扰,这里剔除呼和浩特、乌鲁木齐等 28 个属于自治区的城市对剩余样本重新进行预测回归.基于表 4 中列(5)和列(6)的回归结果可知,剔除自治区样本后,"双碳联动"对城市绿色转型依然保持了积极的协同冲击效能.

表 4 稳健性检验(1)

Table 4 Robustness test (1)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti
td	0.024***	0.077***	0.026***	0.063***	0.025**	0.082***
	(0.009)	(0.010)	(0.008)	(0.009)	(0.011)	(0.011)
Constant	0.002	−0.002	0.001	−0.002	0.002	−0.003
	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.003)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	3360	3360	3360	3360	3024	3024

3.2.2 考虑省份−时间交互固定效应 同一省份下的城市之间往往会因基础设施建设、政策环境相似而存在关联影响.为排除这种因素对研究结论的干扰,增强研究结论的普适性,这里在基准回归的基础上加入省份−时间交互固定效应.具体回归结果见表 5 的列(1)和列(2),参数估计和显著性均没有发生明显变化,即“双碳联动”依然保持了较明显的绿色转型激励效能,证明本文的核心结论具有良好的稳健性.

3.2.3 控制碳排放交易和低碳城市建设的一阶效应 为更好地识别“双碳联动”的政策净效应,控制政策叠加实施的混杂影响,这里分别在基准回归的基础上加入碳排放交易试点城市和起始时间的交互项,以及低碳试点城市和起始时间的交互项.表 5 的列(3)~列(6)依次展示了在控制碳排放交易政策和低碳城市建设试点政策的一阶效应后的回归结果,可以发现,“双碳联动”的系数依旧显著为正,再次印证了本文结论的稳健性.

3.2.4 改变被解释变量 为增强研究结论的普遍性,这里对被解释变量进行更换.对于经济转型绩效,首先,借鉴史丹等[34]将省级能源消费量数据分解到各地级市的做法,采取不含截距的线性模型将省级工业固体废弃物排放量按工业增加值数据分解到各地级市,基本逻辑是工业增加值越大,表明工业活动越多,相应的工业固体废弃物排放量也越多;其次,将计算所得的地级市工业固体废弃物排放数据纳入环境污染子指标;最后,基于新的指标体系采用 SBM 模型计算绿色全要素生产率,即为新的经济转型绩效(gtfps).对于绿色创新绩效,应用当年该城市绿色发明专利授权量(dtis)替代专利申请量指标.表 5 的列(7)和列(8)依次展示了具体回归结果,可知“双碳联动”的回归系数依然显著为正,本文基准结论依然成立.

表 5 稳健性检验(2)

Table 5 Robustness test (2)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfps	dtis
td	0.081***	0.165***	0.076**	0.070*	0.071***	0.065***	0.035***	0.066***
	(0.015)	(0.029)	(0.035)	(0.042)	(0.020)	(0.014)	(0.010)	(0.011)
Constant	0.004	−0.003	−0.001	−0.003	−0.001	−0.003	0.001	−0.002*
	(0.003)	(0.003)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.001)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	3360	3360	3360	3360	3360	3360	3360	3360

3.2.5 考虑其他政策影响 考虑到“双碳联动”对城市绿色转型的影响可能会受到同时期其他数字政策和绿色政策的干扰,为保证“双碳联动”效应估计的准确性,并识别出更干净的制度协同效能,这里采

用构造“双碳联动”变量的类似做法,控制生态环境大数据建设和绿色数据中心等绿色数字政策、用能权交易制度等绿色政策和宽带中国等数字政策,以及智慧城市、文明城市、无废城市等其他城市相关政策进行分析.表 6 和表 7 依次展示了剔除上述并行政策影响后的回归结果,数据显示,“双碳联动”的回归系数依然显著为正,即在剔除其他政策影响后,“双碳联动”对城市绿色转型的积极作用依然稳健.

表 6　稳健性检验(3)

Table 6　Robustness test (3)

变量	生态环境大数据建设		绿色数据中心		用能权交易制度		宽带中国	
	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti
td	0.025***	0.082***	0.019**	0.068***	0.025***	0.083***	0.015*	0.070***
	(0.008)	(0.011)	(0.007)	(0.009)	(0.008)	(0.011)	(0.008)	(0.010)
Constant	0.002	−0.002	0.002	−0.002	0.002	−0.002	0.002	−0.002
	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	3360	3360	3360	3360	3360	3360	3360	3360

表 7　稳健性检验(4)

Table 7　Robustness test (4)

变量	智慧城市		文明城市		无废城市	
	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti
td	0.036***	0.068***	0.032***	0.080***	0.036***	0.083***
	(0.011)	(0.010)	(0.011)	(0.010)	(0.011)	(0.011)
Constant	0.001	−0.003	0.001	−0.002	0.001	−0.002
	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	3360	3360	3360	3360	3360	3360

3.2.6　改变研究方法　(1)重设双重机器学习算法.为排除预测算法对本文结论的可能影响,这里将基准回归中的随机森林算法更换为梯度提升算法重新对主回归和辅助回归进行预测研究;(2)更换样本分割比例.为排除样本分割比例对本文结论的可能影响,这里将样本分割比例由基准回归中的 1: 2 调整为 1: 7;(3)采用交互式模型估计.为排除模型设定对本文结论的影响,并增强估计结果的有效性,这里将基准回归中构建的部分线性模型更换为更具一般性的交互式模型;(4)引入多种机器学习算法进行估计.为缓解单一算法选择带来的偶然性偏误,这里采用集成方法中的堆叠法对随机森林和梯度提升的拟合结果进行组合,检索评估“双碳联动”影响城市绿色转型政策效应的最优拟合模型.具体模型如下:

$$\mathrm{FM}=\mathrm{Stacking}[\mathrm{FM_{RF}},\mathrm{FM_{GB}}] \tag{7}$$

$$\mathrm{MSE}^{*}[\hat{g}(X_{it})^{*},\hat{m}(X_{it})^{*}]=\min[\mathrm{MSE}_{\hat{g}(X_{it})}+\mathrm{MSE}_{\hat{m}(X_{it})}] \tag{8}$$

式中:FM 为最优拟合模型;Stacking 表示堆叠法处理;RF 表示随机森林;GB 表示梯度提升;MSE^{*}为 FM^{*}的均方误差; $\hat{g}(X_{it})^{*}$ 和 $\hat{m}(X_{it})^{*}$ 则分别为构成 FM^{*}的估计量.其中,堆叠法的主要步骤为:第一,采用随机森林和梯度提升分别对高维控制变量函数 $g(X_{it})$和“双碳联动”对高维控制变量的回归函数 $m(X_{it})$进行拟合估计;第二,对两类算法的拟合结果进行排列组合,在此基础上,按照式(8)的判别标准,将均方误差(MSE)最小的模型组合视为“最佳组合”(FM^{*});第三,基于 FM^{*}进行估计,评估“双碳联动”对城市绿色转型的政策效应.

表 8 依次展示了上述改变研究方法后获得的回归结果,可以发现,不管是重设双重机器学习算法,更换样本分割比例,采用更为一般的交互式模型,还是利用双重机器学习方法的改进应用,“双碳联动”始终保持了有效的绿色转型激励效果,再次验证了本文结论的稳健性.

3.2.7　倾向得分匹配法及敏感性分析　倾向得分匹配法(PSM)可用于增强处理组和对照组在可观测

变量上的可比性,从而降低选择偏误.这里使用了自主匹配法和卡尺匹配两种匹配方法,回归结果见表9.结果显示,核心自变量估计系数的大小和显著性与基准回归基本一致.同时,为检验在预测倾向值时是否遗漏某些关键变量而影响结论的稳健性,这里使用 Rosenbaum Bounds 法进行敏感性分析,以评估不可观测因素对 PSM 估计结果的影响.检验结果如表 10 所示(经济转型绩效和绿色创新绩效的检验结果一致),其中ω值表示假设未观测偏误的偏倚程度,ω数值越大表示研究结果对可能存在的隐藏偏差越不敏感.表 10 的结果表明,模型的平均处理效应对未观测变量的敏感性较低,研究结论稳健可靠.

表 8 稳健性检验(5)

Table 8 Robustness test (5)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti
td	0.014**	0.077***	0.023**	0.070***	0.019*	0.149***	0.013*	0.074***
	(0.007)	(0.008)	(0.012)	(0.010)	(0.011)	(0.022)	(0.007)	(0.011)
Constant	0.001	−0.001	0.002	−0.003				
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)				
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	3360	3360	3360	3360	3360	3360	3360	3360

表 9 倾向得分匹配估计结果

Table 9 The results of propensity score matching estimation

项目	自主匹配法		卡尺(0.022)	
	gtfp	dti	gtfp	dti
ATT	0.023***	0.082***	0.023***	0.101***
SE	(0.008)	(0.009)	(0.006)	(0.009)

注:所有PSM估计均控制了匹配变量,包括政府干预程度、人力资本、财政自主权、城市化水平、金融发展水平,匹配前后各变量的标准化偏差均在10%以内.

表 10 敏感性分析

Table 10 Sensitivity analysis

*ω*值	1	1.2	1.4	1.6	1.8	2
上限显著性水平	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
下限显著性水平	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:*ω*=2是常见的敏感性分析上限.

3.3 传导机制检验

根据前文的理论分析,这里进一步基于“政府-市场-社会”三维框架探索“双碳联动”赋能城市绿色转型的传导机制.具体而言,本文选择环境污染(pol)、环保执法(env)来评价“双碳联动”的政府环境改善效应,选用产业升级(stru)、经济聚集(eco)作为市场资源配置的代理变量,使用公众环保意识(pec)、公共服务环境(pub)来刻画“双碳联动”的社会参与治理效应,由此得到“双碳联动”赋能城市绿色转型的三条具体路径.具体回归结果如表 11 所示,据此可知,假设 2 成立,具体分析如下:

3.3.1 政府环境改善机制 根据表 11 的列(1)和列(2)可知,“双碳联动”对环境污染的影响系数为−0.727,对政府环保执法的影响系数为 0.721,且分别在 5%和 1%的水平上显著,表明“双碳联动”充分发挥了政府治理工具效能,有效降低了环境污染、增强了环保执法强度.从本质上讲,地方政府环境改善与城市绿色转型密不可分,绿色转型的最终目标本质上在于解决末端污染治理问题.对于技术支撑不足与资源相对有限的企业而言,末端污染治理投资是其提升环境治理能力的关键举措[35],而企业过度追求短期利益的“短视”行为往往会导致其自主环境治理动力不足.此时,来自政府的外部治理压力将迫使企业不得不重视末端治理能力建设,通过积极加大末端环境治理投资和开展绿色创新活动,以寻求绿色转型效益来抵消环境合规成本,进而使得合理严格的政府环境治理更有利于驱动城市绿色转型.

3.3.2 市场资源配置机制 根据表 11 的列(3)和列(4)可知,“双碳联动”对产业升级和经济聚集的影响系数分别为 0.134 和 0.332 且均显著,表明“双碳联动”有效促进了产业升级和经济聚集.一方面,产业升级意味着产业结构向资源节约型和技术密集型

方向转变,这种“结构红利”将极大提升能源效率,不断促进经济增长摆脱高污染、高碳排的“桎梏”,实现绿色转型;另一方面,经济聚集可以提高资源利用效率和劳动生产率,降低污染和碳排放,也即经济聚集可以发挥规模经济效应对生态环境产生“自净”作用[36],进而推动城市绿色转型.

3.3.3　社会参与治理机制　根据表 11 的列(5)和列(6)可知,“双碳联动”对公众环保意识和公共服务环境的影响系数均显著为正,表明“双碳联动”能有效促进公众环保意识和优化公共服务环境.一方面,公众环保意识作为一种非正式规制的外部力量,会通过增加企业污染成本倒逼企业加大对污染控制和减排技术的投资以及对绿色创新活动的资源投入[37],进而推动企业绿色转型;另一方面,良好的公共服务环境有助于营造低碳绿色的消费模式和生活方式,有利于推动城市绿色转型,同时,良好的公共服务环境还可以吸引更多绿色投资,为绿色产业发展提供充足的资金支持,进而推动城市绿色转型.

表 11　传导机制检验

Table 11　Conduction mechanism test

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	pol	env	stru	eco	pec	pub
td	−0.727**	0.721***	0.134***	0.332***	0.487***	0.052**
	(0.293)	(0.083)	(0.033)	(0.071)	(0.136)	(0.027)
Constant	0.122**	0.031**	0.010**	−0.016	0.002	0.001
	(0.060)	(0.012)	(0.005)	(0.014)	(0.001)	(0.001)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	3360	3360	3360	3360	3360	3360

3.4　“双碳联动”赋能的异质性分析

考虑到我国经济目前处于由高速增长转向高质量发展的重要时期,政府和市场的差异化表现以及城市地理区位差异均可能影响到“双碳联动”的绿色转型激励效应.具体而言,政府负责制定碳排放交易体系的运行规则和低碳城市发展的实施路径,确保碳排放数据的准确性和透明度,并通过财政补贴、税收优惠等政策支持,引导资金和技术流向绿色低碳领域;而市场则可通过价格信号和碳价激励引导资源流向低碳领域,激励绿色经济发展.因此,有为政府和有效市场是“双碳联动”有效助力城市绿色转型的关键,政府需科学调控、强化政策扶持,市场则需高效运行、优化资源配置,才能最大化释放“双碳联动”的绿色转型红利.同时,我国地域广阔、要素禀赋差距较大,地区间政策执行力度、绿色转型水平不尽相同,差异较为显著,还有必要考察“双碳联动”影响绿色转型的区域异质性现象.鉴于此,本文从有为政府、有效市场、地理区位出发,进一步探究“双碳联动”对城市绿色转型的异质性赋能效果.

3.4.1　有为政府维度的异质性分析　基于官僚组织冗余的异质性分析.绿色创新活动中的资源投入、专利申请等与官僚组织紧密相关,官僚组织冗余度在一定程度上决定了企业创新活动的制度成本,可能使得“双碳联动”的实施效果会在不同官僚组织冗余程度下出现偏差.参考韩先锋等[38]的做法,本文以 2011 年社会组织和公共管理就业总人数与第三产业就业总人数之比,即财政供养人员比例,作为官僚组织冗余的度量指标,该比例越小,表明官僚组织冗余程度越低.将财政供养人员比例较低的前 30 位城市列为官僚组织冗余较低的城市,其余则为官僚组织冗余较高的城市,表 12 的列(1)~列(4)报告了具体回归结果.不难发现,“双碳联动”在官僚组织冗余较低的地区表现出更明显的绿色转型激励效能.一方面,官僚组织冗余较高带来的审批流程过长、行政效率低下等均会导致创新主体面临较高的制度性交易成本,进而抑制企业进行绿色创新活动的积极性,由此一定程度上阻碍“双碳联动”对城市绿色转型的积极作用.另一方面,当官僚组织冗余较高时,无形中会将一部分具有绿色创新能力的专业人才吸引进公共部门,从而导致“双碳联动”对城市绿色转型的驱动效应较小.

基于政府财政科技支持的异质性分析.地方政府对于科技活动的财政支持是城市开展绿色技术创新的直接动力,意味着不同政府财政科技支持力度下城市可能具备差异化的“双碳联动”激励效应.这里采用 2011 年地方政府科技总支出来刻画政府财政科技支持,将高于中位数的城市列为高政府财政科技支持城市,其余则为低政府财政科技支持城市,具体估计结果如表 12 的列(5)~列(8)所示.可见,

“双碳联动”在政府财政科技支持力度较大的地区发挥了更为明显的“先发优势”,有效推动了城市绿色转型.一方面,在政府财政科技支持力度较大的城市,企业通常能获得更高的绿色创新补贴,一定程度上缓解了“双碳联动”城市中企业绿色技术研发资源不足的难题.另一方面,由于政府财政科技支持行为还具备明显的信号引导作用,使得“双碳联动”城市的企业高质量绿色创新活动更容易受到金融机构青睐,从而为“双碳联动”赋能城市绿色转型提供有力的资金支持.

表 12 有为政府维度的异质性分析

Table 12 Analysis of heterogeneity from the perspective of the government dimension

变量	官僚组织冗余低		官僚组织冗余高		政府财政科技支持高		政府财政科技支持低	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti
td	0.110***	0.147***	0.003	0.059***	0.039*	0.067***	0.008	0.037**
	(0.024)	(0.029)	(0.015)	(0.014)	(0.020)	(0.016)	(0.010)	(0.018)
Constant	0.002	−0.004	0.001	−0.002	0.001	−0.003	0.002	0.001
	(0.006)	(0.007)	(0.002)	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.001)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	360	360	3000	3000	1680	1680	1680	1680

3.4.2 有效市场维度的异质性分析 基于市场一体化程度的异质性分析.较高的市场一体化程度使得市场中各种要素能在绿色、低碳、环保等领域自由流动,使得各类要素的利用潜能得以最大化激活,这无疑会对城市绿色转型产生重要影响,因此市场一体化程度往往也会造成“双碳联动”的实施效果存在差异.这里参考吕冰洋和贺颖[39]的做法,以价格法测算的各地级市 2011 年市场分割指数来衡量各城市市场一体化程度,该指数越低,市场分割程度越小,表明市场一体化程度越高.将市场分割指数小于其中位数的城市列为市场一体化程度较高的城市,其余则为市场一体化程度较低的城市,具体估计结果见表 13 的列(1)~列(4).结果显示,两种情景下“双碳联动”系数均为正,且这种积极作用在市场一体化程度较高的地区表现得更明显.事实上,市场一体化促进了资本、技术和人才资源在企业间的自由流动,同时减少了市场壁垒带来的摩擦性成本,有助于大幅推动“双碳联动”城市绿色技术的研发与应用,最终切实推动城市绿色转型.反观市场一体化程度较低的城市通常面临着资本、技术等资源利用效率低下的问题,一定程度上难以为“双碳联动”赋能绿色转型提供有力的环境支撑.

基于科技营商环境的异质性分析.良好的营商环境通常伴随着充足的研发资金和完善的创新制度,由此可能也会导致不同科技营商环境城市“双碳联动”的实施效果存在偏差.这里借鉴韩先锋等[40]的研究,以百度新闻高级检索中金融科技相关词汇的检索总量来衡量科技营商环境,将检索总量较高的前 30 位城市列为科技营商环境较好的城市,其余则为科技营商环境较差的城市,表 13 的列(5)~列(8)展示了基于科技营商环境的异质性回归结果.可知“双碳联动”在科技营商环境较好的城市对经济转型绩效和绿色创新绩效的驱动作用更强,表现出更明显的绿色转型激励效能.一方面,良好的科技营商环境有助于吸引大量绿色投资,使得“双碳联动”城市有更多资金用于绿色技术的研发与应用,从而推动城市绿色转型.另一方面,当城市科技营商环境较好时,意味着不同类型知识、技术等资源能够快速实现流动、扩散与整合,有助于“双碳联动”城市大范围、高强度催生新绿色创意并提升绿色创新能力,企业由此能够更快地开发和采用绿色低碳技术,从而有效为城市绿色转型添薪续力.

3.4.3 地区异质性分析 基于是否属于长江经济带城市群的异质性分析.城市群作为引导人口和要素合理流动与布局的重要载体,对于提升产业分工协作效率、推动大中小城市协调发展具有重要作用.

表 13　有效市场维度的异质性分析

Table 13　Analysis of heterogeneity in the dimension of efficient markets

变量	市场一体化程度高		市场一体化程度低		科技营商环境好		科技营商环境差	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti
td	0.057***	0.102***	0.006	0.027**	0.121***	0.138***	0.011	0.068***
	(0.009)	(0.029)	(0.025)	(0.011)	(0.040)	(0.024)	(0.011)	(0.011)
Constant	0.001	−0.001	−0.001	−0.001	0.003	−0.002	0.001	−0.002
	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.001)	(0.006)	(0.006)	(0.002)	(0.003)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	1548	1548	1812	1812	360	360	3000	3000

长江经济带作为中国新一轮改革开放转型的先行区,较其他地区具有明显的经济优势,从而可能造成“双碳联动”的实施效果存在差异.本文依据样本城市所处地理位置将样本划分为长江经济带城市群和非长江经济带城市群分别进行回归估计,结果见表 14 的列(1)~列(4).结果显示,“双碳联动”在长江经济带城市群表现出更强的绿色转型激励效能.一方面,长江经济带作为“生态优先、绿色发展”的国家战略区域,可以与“双碳联动”形成战略共振;另一方面,长江经济带建立了生态补偿、环境执法“三统一”等跨省协同机制,打破了行政壁垒,为“双碳联动”提供了统一的执行框架,从而更有利于发挥“双碳联动”的绿色转型激励效能.

基于传统地理划分的异质性分析.我国幅员辽阔,不同区域的经济发展水平、人口结构、技术存量、产业特征等均存在明显的不同,可能会使得政策的实施效果具有差异性.这里按照传统的地区分类方式,将全样本分为东部和中西部分别进行回归估计,具体估计结果见表 14 的列(5)~列(8).从估计系数来看,"双碳联动"对绿色转型的积极影响在东部地区更大.可能原因在于,相较于中西部地区,东部地区往往拥有更充裕的资源禀赋以及经济优势,能够向“双碳联动”城市绿色技术研发提供更有力的资源及资金支持.而中西部地区受限于经济发展水平、技术和人才储备等因素的制约,“双碳联动”引致的绿色产业集聚等内生动力不足,导致“双碳联动”的绿色转型效应难以得到有效发挥.

表 14　地区异质性分析

Table 14　Regional heterogeneity analysis

变量	长江经济带		非长江经济带		东部		中西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti
td	0.041**	0.069***	0.029**	0.029**	0.063***	0.046***	0.010	0.037***
	(0.016)	(0.015)	(0.014)	(0.013)	(0.018)	(0.009)	(0.019)	(0.010)
Constant	0.001	−0.002	0.002	0.001	0.002	−0.003*	0.001	−0.001
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.001)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	1284	1284	2076	2076	1200	1200	2160	2160

3.5　“双碳联动”赋能效果比较分析

为进一步探究“双碳联动”对城市绿色转型的政策效应,本文分别从碳排放交易和低碳城市建设单一制度创新的净效应,“双碳联动”与单一制度创新绩效对比,以及异质性试点实施顺序三个维度进行更深入的比较分析.具体分析如下:

首先,在讨论“双碳联动”对城市绿色转型的政策效应之前,有必要检验碳排放交易和低碳城市建

设单一制度创新对城市绿色转型的影响.表 15 的列(1)和列(2)展示了以碳排放交易制度试点城市为实验组,其余城市为对照组的估计结果,policy1 系数显示了碳排放交易影响城市绿色转型的政策净效应.据此可知,碳排放交易有效地推动了城市绿色转型.

同理,表 15 的列(3)和列(4)报告了以低碳城市为实验组,其余城市为对照组的估计结果,policy2 系数可评估低碳城市建设对城市绿色转型的政策净效应.结果显示,低碳城市建设亦有效促进了城市绿色转型.为探究“双碳联动”是否具备比单一制度创新更佳的政策绩效,这里采用如下识别策略:仅保留试点碳排放交易或低碳城市建设的城市样本,以“双碳联动”城市为实验组,以实施单一制度创新的城市为对照组,此时列(5)和列(6)中 td 系数反映了“双碳联动”的政策净效应.结果显示,“双碳联动”的回归系数均显著为正,表明相较于单一制度创新,“双碳联动”对城市绿色转型的积极冲击更为有效,这进一步佐证了本文的基准结论.

表 15 “双碳联动”与单一制度创新的政策绩效对比

Table 15 The policy performance comparison between “dual-carbon linkage” and single institutional innovation

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	gtfp	dti	gtfp	dti	gtfp	dti
policy1	0.018**	0.087***				
	(0.008)	(0.010)				
policy2			0.014*	0.037***		
			(0.008)	(0.011)		
td					0.016**	0.063***
					(0.008)	(0.012)
Constant	0.002	−0.002	−0.001	−0.003	0.001	−0.004
	(0.002)	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	3360	3360	3360	3360	1548	1548

其次,为进一步检验“双碳联动”与两种单一制度创新之间是否存在异质性冲击效应,这里分别以碳排放交易、低碳城市建设单一制度创新样本为对照组,“双碳联动”城市为实验组进行回归估计,从而评估“双碳联动”相对碳排放交易和低碳城市建设单一制度创新的绿色转型激励效应.具体回归结果如表 16 所示,可见,无论是在碳排放交易制度试点城市还是低碳城市,“双碳联动”均能显著地促进城市绿色转型,但在碳排放交易制度试点城市,“双碳联动”能发挥更好的绿色转型激励效果.

表 16 “双碳联动”的异质性政策效应检验

Table 16 Testing the heterogeneous policy effects of “dual-carbon linkage”

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	gtfp	dti	gtfp	dti
td	0.051***	0.073***	0.016*	0.055***
	(0.018)	(0.015)	(0.008)	(0.012)
Constant	0.001	−0.003	0.001	−0.003
	(0.003)	(0.006)	(0.002)	(0.004)
控制变量一次项	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
Observations	552	552	1476	1476

最后,分别对先试点碳排放交易后试点低碳城市、先试点低碳城市后试点碳排放交易两种情景进行了估计,以探究何种试点实施顺序才能有效发挥“双碳联动”的政策效应.表 17 报告了具体估计结果,不难发现,在先试点碳排放交易的情景下,“双碳联动”td 系数为正,但不显著;在先试点低碳城市的情景下,“双碳联动”的回归系数显著为正.这说明,先低碳城市建设后开展碳排放交易的试点策略才能最大限度地释放“双碳联动”的绿色转型激励效能.

表 17 政策实施的顺序异质性分析

Table 17 Analysis of the heterogeneity of policy implementation sequences

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	gtfp	dti	gtfp	dti
td	0.027	0.033	0.028**	0.076***
	(0.026)	(0.042)	(0.012)	(0.011)
Constant	−0.001	−0.024*	−0.003	−0.001
	(0.009)	(0.015)	(0.004)	(0.003)
控制变量一次项	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
Observations	12	12	468	468

3.6 政策建议

(1)加快协同推进碳排放交易与低碳城市建设,

最大限度发挥“双碳联动”偕行发展的合力效应.一方面,地方政府应着力从制度创新层面推动“双碳联动”深度融合,既要积极在低碳城市节能技术研发与推广过程中充分发挥碳排放交易的经济激励作用,通过市场机制鼓励绿色技术创新、降低减排成本;又要紧抓低碳城市建设契机,加大对绿色产业的资源支持和政策倾斜,通过发展循环经济和完善产品碳足迹管理体系等不断为深化碳排放交易市场化改革营造良好的绿色氛围,从而为城市绿色转型发展切实赋能.另一方面,政府应科学设计“双碳联动”的具体实施方案,合理规划试点政策实施顺序,全面推广领先地区的“双碳联动”实施经验,最大化地发挥多维政策叠加效能.

(2)充分发挥多维降碳制度创新与外部环境的组合效能,畅通“双碳联动”赋能绿色转型的潜在路径.首先,地方政府应发挥环境保护的监管作用,不断加强环保执法力度,重点对污染环境、超标排碳等行为进行严厉打击,同时要大力加快可再生能源发展,推动风电和光伏发电规模化应用,以充分发挥“双碳联动”政策实施中的政府环境治理效能;其次,地方政府要注重产业升级和经济聚集在“双碳联动”推动城市绿色转型中的重要作用,应通过积极产业政策引导清洁型行业发展,并加大对重污染企业清洁改造的支持力度,鼓励企业建设市场化的绿色工厂和绿色供应链,充分发挥市场在环保资源配置中的决定性作用;最后,地方政府既应着力发挥引导作用,通过创新宣传等方式积极强化公众环保意识,也要加强生态系统保护,增强森林、湿地等生态系统碳汇能力,提升公共服务环境质量以吸引高水平绿色创新人才,从而双管齐下为有效释放“双碳联动”赋能红利提供良好的社会环境.

(3)科学实施差异化的“双碳联动”策略,因势利导实现“双碳联动”对城市绿色转型的精准赋能.一方面,从有为政府维度来看,既要充分挖掘官僚组织冗余度较低和政府财政科技支持度较高城市的“双碳联动”优势,也要持续深化官僚组织冗余度较高城市的“放管服”改革,扫除弱化“双碳联动”政策效应的制度藩篱,还要优化政府财政科技支持度较低城市的资金投入结构,更加聚焦绿色技术创新、绿色产业等关键领域的资金投入;另一方面,从有效市场维度来看,既要深化市场一体化程度较高和科技营商环境较好城市的“双碳联动”试点工作,持续扩大"双碳联动"政策实施力度,充分释放“双碳联动”的绿色转型红利,也要在提高市场一体化程度较低和科技营商环境较差城市资源利用效率和技术外溢效果上下功夫,为该类城市绿色转型营造良好的市场环境.

4　结论

4.1　“双碳联动”对城市绿色转型具有显著的协同赋能效应,“双碳联动”在 1%的统计水平对经济转型绩效和绿色创新绩效产生显著的正向影响,系数分别为 0.027 和 0.083.

4.2　“双碳联动”可以通过降低环境污染和增强政府环保执法、促进产业升级和经济聚集、激发公众环保意识和优化公共服务环境等渠道,间接为城市绿色转型添薪续力,“双碳联动”对环境污染的影响系数为−0.727,对环保执法的影响系数为 0.721,对产业升级的影响系数为 0.134,对经济聚集的影响系数为 0.332,对公众环保意识的影响系数为 0.487,对公共服务环境的影响系数为 0.052.

4.3　“双碳联动”的绿色转型赋能效果在官僚组织冗余度较低(系数分别为 0.110 和 0.147)、政府财政科技支持力度较大的城市(系数分别为 0.039 和 0.067),市场一体化程度较高(系数分别为 0.057 和 0.102)和科技营商环境较好的地区(系数分别为 0.121 和 0.138),以及长江经济带(系数分别为 0.041 和 0.069)和东部地区(系数分别为 0.063 和 0.046)更为显著.并且,先建设低碳城市的地区具有低碳技术优势,其与碳排放交易的政策组合能更好地协同共促城市绿色转型.

参考文献:

[1] Du K R, Cheng Y Y, Yao X. Environmental regulation, green technology innovation, and industrial structure upgrading: The road to the green transformation of Chinese cities [J]. Energy Economics, 2021,98:105247.

[2] 胡浩志,孙立雪.高铁开通促进了城市绿色转型吗? [J]. 财贸研究, 2022,33(9):29−43.
Hu H Z, Sun L X. Has opening of high−speed rail promoted green transformation? [J]. Finance and Trade Research, 2022,33(9):29−43.

[3] 范　丹,王维国,梁佩凤.中国碳排放交易权机制的政策效果分析——基于双重差分模型的估计 [J]. 中国环境科学, 2017,37(6): 2383−2392.
Fan D, Wang W G, Liang P F. Analysis of the performance of carbon

emissions trading right in China—The evaluation based on the difference-in-difference model [J]. China Environmental Science, 2017,37(6):2383-2392.

[4] Tang P C, Yang S W, Shen J, et al. Does China's low-carbon pilot programme really take off: evidence from land transfer of energy-intensive industry [J]. Energy Policy, 2018,114(1):482-491.

[5] Lin B Q, Jia Z J. Is emission trading scheme an opportunity for renewable energy in China?A perspective of ETSrevenue redistributions [J]. Applied Energy, 2020,26:265-308.

[6] 邓又一,董康银,孙 倩,等.碳排放权交易对区域发展差异的影响和作用机制 [J]. 中国人口·资源与环境, 2024,34(3):39-49.
Deng Y Y, Dong K Y, Sun Q, et al. Impact of carbon emission trading on regional development disparities and its mechanisms [J]. China Population, Resources and Environment, 2024,34(3):39-49.

[7] 杨晓妹,王宋伟.碳排放权交易对企业产能利用率的影响--来自八大试点行业的证据 [J]. 资源科学, 2023,45(8):1577-1589.
Yang X M, Wang S W. The impact of carbon emission rights trading on enterprise capacity utilization: Evidence from eight pilot industries [J]. Resources Science, 2023,45(8):1577-1589.

[8] 刘建秋,尹广英,吴静桦.碳排放权交易政策是否促进了企业数字化转型? [J]. 经济学动态, 2024,(8):75-92.
Liu J Q, Yin G Y, Wu J H. Can carbon emission trading policy promote enterprise digital transformation? [J]. Economic Perspectives, 2024,(8):75-92.

[9] 张 杨,袁宝龙,郑晶晶,等.策略性回应还是实质性响应？碳排放权交易政策的企业绿色创新效应 [J]. 南开管理评论, 2024,27(3):129-140.
Zhang Y, Yuan B L, Zheng J J, et al. Strategic response or substantive response? The effect of China's carbon emissions trading policy on enterprise green innovation [J]. Nankai Business Review, 2024,27(3):129-140.

[10] 赵彦云,陆香怡,王 汶.低碳城市的 CO_2 与 $PM_{2.5}$ 减排协同效应分析 [J]. 中国环境科学, 2023,43(1):465-476.
Zhao Y Y, Lu X Y, Wang W. Assessment for co-benefits of low-carbon city on CO_2 and $PM_{2.5}$ in China [J]. China Environmental Science, 2023,43(1):465-476.

[11] 马绍雄,孙焱林.低碳转型与企业数字化--来自低碳城市试点的证据 [J]. 产业经济研究, 2024,(4):43-57.
Ma S X, Sun Y L. Low-carbon transition and digital transformation of enterprises: evidence from low-carbon city pilot policy [J]. Industrial Economics Research, 2024,(4):43-57.

[12] 朱亚君,孙楚仁,覃 卿.碳减排政策是否提升了企业出口产品质量--基于低碳城市试点政策的研究 [J]. 国际贸易问题, 2023,(10):144-159.
Zhu Y J, Sun C R, Qin Q. Does carbon-reduction regulation improve firms' quality of export products--Evidence from the low-carbon city pilot policy [J]. Journal of International Trade, 2023,(10):144-159.

[13] 郑 梦,常哲仁.绿色低碳转型与企业环境社会责任--基于低碳城市试点的准自然实验 [J]. 经济与管理研究, 2023,44(7):126-144.
Zheng M, Chang Z R. Green and low-carbon transition and environmental corporate social responsibility--A quasi-natural experiment based on low-carbon city pilots [J]. Research on Economics and Management, 2023,44(7):126-144.

[14] 王珊娜,张 勇,纪 韶.创新型人力资本对中国经济绿色转型的影响 [J]. 经济与管理研究, 2022,43(7):79-96.
Wang S N, Zhang Y, Ji S. The impact of innovative human capital on green transformation of China's economy [J]. Research on Economics and Management, 2022,43(7):79-96.

[15] 刘 乾,程洪乾,邵砾群,等."双碳"愿景下双向 FDI 协调发展助推区域绿色转型的实证研究:本地效应与空间溢出 [J]. 中国软科学, 2024,(2):104-112.
Liu Q, Cheng H Q, Shao L Q, et al. Empirical study on the effects of coordinated development of two-way FDI on regional green transformation under the carbon peaking and carbon neutrality goals: Local and spatial spillovers [J]. China Soft Science, 2024,(2):104-112.

[16] 姚洪心,吴伊婷.绿色补贴、技术溢出与生态倾销 [J]. 管理科学学报, 2018,21(10):47-60.
Yao H X, Wu Y T. Green subsidy, technology spillover and eco-dumping [J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, 21(10):47-60.

[17] 彭水军,方 颖,李之旭.外部需求与出口部门绿色转型--基于企业间资源再配置的视角 [J]. 中国工业经济, 2024,(10):81-99.
Peng S J, Fang Y, Li Z X. External demand and green transformation of the export sector: Based on the perspective of between-firm resource reallocation [J]. China Industrial Economics, 2024,(10):81-99.

[18] 郭波武,成琼文,王梦莹.工业互联网平台如何助力制造企业绿色转型？--数字技术可供性视角的案例研究 [J]. 研究与发展管理, 2025,37(1):98-112.
Guo B W, Cheng Q W, Wang M Y. How does the industrial internet platform promote the green transformation of manufacturing enterprises?--Case study on the perspective of digital technology affordance [J]. R&D Management, 2025,37(1):98-112.

[19] 陈洪波,张骁潇.国家大数据综合试验区如何促进城市绿色转型:基于碳排放量增速和碳生产率增幅的双重视角 [J]. 中国软科学, 2024,(11):172-188.
Chen H B, Zhang X X. How can national comprehensive big data pilot zone promote green transformation of cities: Based on the dual perspective of the growth rate of carbon emissions and carbon productivity [J]. China Soft Science, 2024,(11):172-188.

[20] 毛其淋,石步超.通向绿色发展之路:智能制造与企业绿色转型 [J]. 世界经济, 2024,47(9):152-182.
Mao Q L, Shi B C. The path to green development: Smart manufacturing and corporate green transformation [J]. The Journal of World Economy, 2024,47(9):152-182.

[21] 王爱萍,陈 妙,胡海峰.绿色金融改革创新试验区的设立对企业绿色转型的影响--基于企业战略导向与创新行动的分析 [J]. 南开经济研究, 2024,(12):187-205.
Wang A P, Chen M, Hu H F. Impact of pilot zones for green finance reform and innovations on corporate green transformation: An analysis based on strategic orientation and innovation actions of enterprises [J]. Nankai Economic Studies, 2024,(12):187-205.

[22] 邓世成,吴玉鸣.低碳城市试点政策对中国资源型城市绿色转型发展的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2024,34(6):65-79.
Deng S C, Wu Y M. Impact of low-carbon city pilot policy on the green transformation and development of China's resource-based

cities [J]. China Population, Resources and Environment, 2024,34(6): 65−79.

[23] 陆　敏,徐　好,陈福兴."双碳"背景下碳排放交易机制的减污降碳效应 [J]. 中国人口·资源与环境, 2022,32(11):121−133.
Lu M, Xu H, Chen F X. Pollution and carbon reduction effects of the carbon emissions trading mechanism in the context of the 'dual carbon' goals [J]. China Population, Resources and Environment, 2022,32(11): 121−133.

[24] 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, 40(7):90−111.
Hu J, Yu X R, Han Y M. Can ESG rating promote green transformation of enterprises? [J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2023,40(7):90−111.

[25] 郭秋秋,马晓钰."宽带中国"战略和低碳城市双试点的减污效应研究 [J]. 产业经济研究, 2023,(5):129−142.
Guo Q Q, Ma X Y. Study on the effect of pollution reduction of "Broadband China" strategy and low−carbon cities [J]. Industrial Economics Research, 2023,(5):129−142.

[26] 李治国,王　杰,王博瀚.碳排放权交易如何影响企业全要素生产率? [J]. 管理评论, 2025,37(2):31−43.
Li Z G, Wang J, Wang B H. How does carbon emissions trading affect the total factor productivity of enterprises? [J]. Management Review, 2025,37(2):31−43.

[27] 邵　帅,张　可,豆建民.经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验 [J]. 管理世界, 2019,35(1):36−60,226.
Shao S, Zhang K, Dou J M. Effects of economic agglomeration on energy saving and emission reduction: Theory and empirical evidence from China [J]. Journal of Management World, 2019,35(1):36−60,226.

[28] 王　聪,周立群,朱先奇,等.基于人才聚集效应的区域协同创新网络研究 [J]. 科研管理, 2017,38(11):27−37.
Wang C, Zhou L Q, Zhu X Q, et al. A research on the regional collaborative innovation network based on the effect of talent aggregation [J]. Science Research Management, 2017,38(11):27−37.

[29] 黄和平,周桂明,李国民.产业数字化对绿色全要素生产率的影响机制研究−−兼议环境规制的门槛效应 [J]. 中国环境科学, 2025,45(3): 1713−1730.
Huang H P, Zhou G M, Li G M. Research on the impact mechanism of industrial digitalization on green total factor productivity: The threshold effect of environmental regulation [J]. China Environmental Science, 2025,45(3):1713−1730.

[30] 张　军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952~2000 [J]. 经济研究, 2004,(10):35−44.
Zhang J, Wu G Y, Zhang J P. The estimation of China's provincial capital stock: 1952~2000 [J]. Economic Research Journal, 2004,(10): 35−44.

[31] Xu A T, Zhu Y H, Wang W P. Micro green technology innovation effects of green finance pilot policy−From the perspectives of action points and green value [J]. Journal of Business Research, 2023,159: 113724.

[32] 张家豪,范文雨,高　原.环境司法制度改革与地方绿色创新−−来自公益诉讼试点的证据 [J]. 财经研究, 2022,48(10):19−33.
Zhang J H, Fan W Y, Gao Y. Environmental judicial system reform and local green innovation: Evidence from pilot public interest litigation [J]. Journal of Finance and Economics, 2022,48(10):19−33.

[33] 代昀昊,王晓允,童心楚.从共享经济到低碳经济−−来自共享单车平台进驻的证据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024,41(4):111−130.
Dai Y H, Wang X Y, Tong X C. From the sharing economy to the low carbon economy: Evidence from the entry of bicycle sharing platforms [J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2024,41(4): 111−130.

[34] 史　丹,李少林.排污权交易制度与能源利用效率−−对地级及以上城市的测度与实证 [J]. 中国工业经济, 2020,(9):5−23.
Shi D, Li S L. Emissions trading system and energy use efficiency−−Measurements and empirical evidence for cities at and above the prefecture level [J]. China Industrial Economics, 2020,(9):5−23.

[35] Alkaraan F, Albitar K, Hussainey K, et al. Corporate transformation toward industry 4.0 and financial performance: The influence of environmental, social, and governance(ESG) [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022,175:121423.

[36] Glaeser E. Triumph of the city: How our greatest invention makes us richer, smarter, greener, healthier, and happier [M]. New York: Penguin Books, 2012:223−234.

[37] 雷绪斌,王良健.政府与公众协同环境规制对城市绿色创新的影响研究 [J]. 当代财经, 2025,(8):127−138.
Lei X B, Wang L J. Research on the impact of collaborative environmental regulation between, government and the public on urban green innovation [J]. Contemporary Finance & Economics, 2025,(8):127−138.

[38] 韩先锋,肖　坚,董明放.创新驱动、产权保护与数字技术创新"量质齐升"−−基于多重政策组合新视角 [J]. 产业经济研究, 2024,(1): 29−41,128.
Han X F, Xiao J, Dong M F. Innovation−driven, property rights protection and "quantitative and qualitative rise" of digital technological innovation: a new perspective based on multiple policy combinations [J]. Industrial Economics Research, 2024,(1):29−41,128.

[39] 吕冰洋,贺　颖.迈向统一市场:基于城市数据对中国商品市场分割的测算与分析 [J]. 经济理论与经济管理, 2020,(4):13−25.
Lv B Y, He Y. On the trend of regional market integration: Measurement and analysis on Chinese commodity market segmentation based on city data [J]. Economic Theory and Business Management, 2020,(4):13−25.

[40] 韩先锋,郑酌基,李勃昕,等.行政体制改革、营商环境优化与数字创新驱动−−来自"放管服"的新证据 [J]. 公共管理学报, 2024,21(4): 1−15,166.
Han X F, Zheng Z J, Li B X, et al. Administrative system reform, business environment optimization and digital innovation drive−−New evidences from "Delegating−Regulation−Service"[J]. Journal of Public Management, 2024,21(4):1−15,166.

作者简介：韩先锋(1984−),男,陕西商洛人,教授,博士,主要从事环境评估、数字创新研究.发表论文 180 余篇.hanxianfeng2008@163.com.