

创新人才集聚能提升城市碳排放绩效吗?

——来自中国地级市的经验证据

鲍鹏程 尹朝静 杨 坤

内容提要:探究创新人才集聚与碳排放绩效之间的关系对中国经济低碳转型具有重要意义。本文使用2011—2021年中国285个城市面板数据,测算各城市碳排放绩效,在此基础上实证检验创新人才集聚对碳排放绩效的影响及其机制,并对异质性表现和空间效应进行探讨。研究发现,创新人才集聚能够提升城市碳排放绩效,该结论在考虑内生性问题后依然成立。机制检验结果表明,创新人才集聚可以通过增强可持续竞争力和驱动绿色技术创新两个作用渠道提升城市碳排放绩效。异质性分析结果表明,创新人才集聚对碳排放绩效的促进作用在东部地区、大中城市、强吸引力城市和高互联网发展水平城市中更为显著。空间效应分析发现,创新人才集聚能够抑制空间关联地区碳排放绩效的改善。经验研究不仅证实了创新人才集聚在提升碳排放绩效、实现“双碳”目标中的重要地位,也为地方政府完善人才战略布局、促进经济高质量发展提供了重要的政策启示。

关键词:创新人才集聚 碳排放绩效 可持续竞争力 绿色技术创新 空间溢出效应

中图分类号:F249.21;F061.5

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)02-0024-19

一、问题提出与文献回顾

党的二十大报告指出,要“加快发展方式绿色转型”“积极稳妥推进碳达峰碳中和”。提升碳排放绩效是实现中国“双碳”目标的内在要求,也是城市积极应对气候变化的主动担当。生态环境部数据显示,2011—2022年单位国内生产总值(GDP)碳排放量呈现下降态势,意味着经济低碳转型发展取得了显著成效。进入新世纪,中国加快实施人才强国战略并确立人才引领发展的战略地位,全社会积极营造尊重人才的良好氛围,使得人才队伍快速壮大、人才效能持续增强。创新人才作为人才队伍的重要组成部分,是指那些在科技领域运用创造性思维去开展创新活动的劳动者。创新人才根据自身技能和期望收益在

收稿日期:2024-05-23;修回日期:2024-12-04

基金项目:国家社会科学基金一般项目“中国农业减排固碳潜力评估、实现路径及支持政策研究”(23BGL189);西南大学研究阐释党的二十大精神专项项目“环境政策工具对农业绿色转型的影响机制与政策优化研究”(SWU2209081)

作者简介:鲍鹏程 西南大学经济管理学院博士研究生,重庆,400715;

尹朝静 西南大学经济管理学院副教授,通信作者;

杨 坤 西南大学经济管理学院博士研究生。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

区域之间合理流动,加之地方政府出台相关的人才政策,推动形成空间分布上的人才集聚态势。创新人才合理集聚能够克服知识交流的时空障碍,不仅可以改善人力资本结构并提高生产效率^[1],还能加快科技创新成果服务于现实生产生活来降低碳排放^[2],进而影响碳排放绩效。那么,在经济发展方式转型过程中,创新人才集聚能否提升城市碳排放绩效,其影响机制又是怎样?这种影响在不同的地区、不同人口规模的城市中是否存在一定的差异?厘清上述问题,将有助于正确认识创新人才集聚对碳排放绩效的深刻影响,也有助于挖掘提升碳排放绩效的实现路径,以及为不同类型城市因地制宜优化创新人才空间布局提供必要的政策参考。

就现有研究来看,有两类文献与本文紧密相关。一是碳排放绩效测度及其影响因素。已有研究采用国内生产总值与二氧化碳排放量的单一比率表征碳排放绩效^[3-4],考虑到该指标难以衡量整个复杂城市经济效率,从全要素生产率的角度衡量碳排放绩效成为学术界的主流实践^[5-7]。全要素碳排放绩效是指经济活动产生碳排放的同时可以获得的期望产出,对其影响因素的考察主要来自两方面:一方面,从经济社会发展角度,绿色技术创新^[7-8]、产业结构升级^[9]、数字金融发展^[10]以及互联网发展^[11]可以成为提升碳排放绩效的动能,而自然资源丰裕、地区僵尸化程度和制造业集聚对碳排放绩效产生抑制作用^[12-14];另一方面,近年来中国政府积极实施相关试点政策,外生政策冲击因解决内生性问题而受到学者的青睐,现有研究证实了创新型城市建设、网络基础设施建设以及省级开发区升格均能够改善碳排放绩效^[15-17]。由于正负作用的存在,提升碳排放绩效既面临机遇也面临挑战。二是评估创新人才集聚的相关实证。创新人才集聚是指一定数量的创新人才在特定空间地域集中的现象。从既有研究来看,宏观层面肯定了创新人才流动在推动高技术产业创新、提高能源效率等方面的积极作用^[18-19]。基于省级面板数据,徐军海和黄永春(2021)证实了创新人才集聚总体上促进绿色发展,但这种促进效应仅在东部地区成立^[20]。王珊珊等(2022)研究发现,创新人才集聚对区域能源效率的影响具有阶段性特征,即创新人才集聚带来的影响并非总是线性的^[21]。从中观层面来看,孙文浩和张杰(2021)使用地级市数据,发现创新人才集聚通过引发制造业集聚促进城市创新^[22]。类似地,殷凤春等(2023)发现创新人才集聚促进绿色技术转移进而降低碳排放^[2]。鲍鹏程和黄磊(2023)的实证研究表明,创新人才集聚通过加快绿色技术创新和优化公共资源配置两种渠道增加城市生态财富^[23]。除此之外,还有文献发现人力资本积累可以通过驱动技术创新和增加劳动力收入降低城市碳排放强度^[24]。梳理上述文献可知,既有文献在理论逻辑和实证设计等方面为探索创新人才集聚的环境效应提供了重要思路,但并未就创新人才集聚与城市碳排放绩效的关系形成共识,也始终未涉及创新人才集聚通过何种途径影响城市碳排放绩效。

有鉴于此,本文利用2011—2021年中国285个城市的平衡面板数据,从理论与实证层面考察创新人才集聚对碳排放绩效的影响。相比现有文献,本文的可能贡献表现在三个方面。一是研究视角上,本文基于低碳转型发展的视角,检验创新人才集聚对碳排放绩效的重要影响,揭示在中国情境下聚天下英才对经济社会的拉动作用,拓展和深化关于碳排放绩效影响因素的研究。进一步地,采用唐代至清代书院数量构建了创新人才集聚的工具变量,缓解核心解释变量的内生性问题,使得研究结论更具说服力。二是机制探讨上,本文从可持续竞争力和绿色技术创新两个方面刻画创新人才集聚对碳排放绩效的作用机理,运用机制检验模型并结合分组检验策略共同识别创新人才集聚的环境效应是否通过增强可持续竞争力、驱动绿色技术创新等机制实现,进而为明晰创新人才集聚对碳排放绩效的影响途径提供了理论和经验支撑。三是实证策略上,本文讨论了创新人才集聚因地理区位、城市规模、城市吸引力和互联网发展水平的不同而存在的异质性影响,更为细致全面地反映了创新人才集聚的环境效应。同时,采用空间杜宾模型考察创新人才集聚

对碳排放绩效的空间溢出效应,多维度刻画创新人才集聚带来的影响,这对推进相关人才政策具有一定的指导意义。

二、理论分析与研究假设

(一) 创新人才集聚对碳排放绩效的影响分析

创新人才集聚对碳排放绩效的直接影响主要通过以下几个方面进行。首先,创新人才集聚有利于改善生产效率。根据集聚经济理论,创新人才高度集中于城市,这种集聚可以产生知识溢出来提高劳动生产率。创新人才作为高水平知识的载体,其在某个地区形成一定规模,面对面交流的机会大大增加,这会缩短知识传播距离并加快知识溢出^[25],传递企业生产经验,有效提高企业的降耗能力和生产效率。其次,创新人才集聚有助于扩大绿色消费。客观上,受教育程度与收入水平高的群体会有较强的绿色消费意愿。创新人才高效合理流入能够扩大当地市场的绿色消费规模,产生绿色消费示范效应,增强区域居民整体环保意识^[26],带动更多居民自觉践行绿色低碳的生活方式,进而改善碳排放绩效。例如,选择节能电器和使用清洁能源等绿色消费,可以实现减碳与经济增长双赢。最后,创新人才集聚有助于塑造竞争优势。合作竞争理论认为,卓有成效的竞合关系有助于激发创新参与者的工作热情和创造性,避免个体过于自满。创新人才在集聚区域产生远大于分散地区的竞争效应,优胜劣汰的竞争环境倒逼其持续完善自我,延续创新要素生命力,充分挖掘绿色技术创新的潜力,从而为集聚区节能降碳带来竞争优势。创新人才集聚也会加剧要素市场和产品市场的竞争程度,促使城市发展方式绿色转型,推动企业节约集约生产,进而提升城市碳排放绩效。本文据此提出如下假设。

假设 1:创新人才集聚能够有效提升碳排放绩效。

(二) 创新人才集聚对碳排放绩效的影响机制

可持续竞争力是指本地区提升其在经济、生态、全球联系等方面的优势,以持续满足居民社会福利的能力^[27]。创新人才集聚能够从三个方面增强可持续竞争力。一是提升匹配效率。创新人才作为一种高素质劳动力,其在空间上的集聚可以促进企业与劳动力之间的信息流通,缓解就业信息不对称,提高劳动力市场匹配的概率和质量,这会降低企业用工成本,释放规模经济红利,从而提高可持续竞争力。二是增强技能互补。多元创新人才的人力资本具有异质性和相近性,分工可以使个体专注自己所长,团队协作则能实现个体之间的优势互补。创新人才合理流动与有效集聚,在激发创新要素活力的同时,不仅能够拓宽各种外部知识的深度和广度,还能吸引更多科技与知识密集型企业入驻该地区,进而为可持续竞争提供坚实基础。三是推进科学决策。创新人才具备较高的理解创造能力,能够觉察到牺牲环境获取短期利益背后所隐藏的长期成本,容易从可持续发展的角度来思考如何减少环境破坏^[28],探索解决方案,帮助企业 and 政府作出科学合理的决策以及战略规划,提高企业竞争力和提升政府治理水平,最终增强区域可持续竞争力。

此外,可持续竞争力与碳排放绩效之间存在密切的联系。一方面,可持续竞争力可以释放政府服务效能。城市面临的是可持续竞争力排名评价机制,地方政府会主动打造可持续竞争力,着眼统筹人与自然和谐共生,倡导可持续的生产方式,实施适宜的环境政策,创造更加适宜生存和发展的环境,努力营造绿色消费的浓厚氛围,逐步形成绿色低碳的价值认同和情感认同,有效引导居民形成绿色消费新风尚,在追赶其他城市的同时,全面促进本地经济低碳转型。另一方面,可持续竞争力能够激发企业活力。可持

续竞争力注重生活质量和社会福利的提升^[29],这要求污染排放保持在生态环境的生产能力和净化能力范围内,也即碳排放不达标企业难以立足市场。企业打造可持续竞争力,促使将有限的资源投入更有效率的项目上,优化低能耗与低污染的商业模式,加快落后产能整合,推动传统产业绿色化改造,同时延长优势产业链和建立新兴产业链以切实降低能源消耗^[30],进而有效改善碳排放绩效。综上所述,本文提出如下假设。

假设 2:创新人才集聚能够通过增强可持续竞争力提升碳排放绩效。

创新人才集聚会对绿色技术创新产生影响,表现在三方面。一是降低交流成本。隐性知识难以编码以及空间粘性阻碍其正常传播,立足信任并增进互动才会促进隐性知识流动。创新人才共事一段时间之后,容易形成较为一致的价值理念,消除文化隔阂,减少彼此间的沟通成本,增强绿色技术创新的创造性。二是减少研发风险。创新人才相较于其他类型人才,思维更加敏捷,对绿色创新信息和机会的识别、获取与利用更胜一筹。绿色创新活动依赖于高科技人才、建造实验室和购买仪器设备^[31],创新参与者集中在同一个绿色创新企业、高等学校或科研机构,可以实现共用与共享研发设备。这不仅可以避免重复投资以及创新资源浪费,而且还能降低研发失败风险造成的损失。三是加快技术扩散。创新人才具有不同的学科背景、工作经历等,为集聚地区带来了丰富的多样化要素,这些要素通过关联、互动、结合,促进绿色技术吸收和消化^[32],开拓绿色创新路线,加快绿色技术创新的扩散速度。

与此同时,绿色技术创新也会积极影响碳排放绩效。一方面,绿色技术创新可以减轻生产过程带来的环境污染^[8]。能源部门吸收和消化绿色技术,全面提升能源科技水平,加快开发水电、太阳能等清洁能源来替代传统化石能源,既减少二氧化碳排放量,还能实现废物循环利用。绿色技术的发明与使用在绿色生产过程中能够优化能源消费结构,提高能源利用效率,降低单位产值的能源消耗量,进而改善碳排放绩效。另一方面,绿色技术创新通过改进生产工艺流程和升级绿色清洁设备,在既定要素投入下带来更多产品和服务,不必新增碳排放量却能增加经济产出。绿色技术创造产品绿色竞争优势,在绿色设计、绿色包装和绿色服务等方面拉高产品模仿成本以及提升企业盈利空间,不仅拓展国内绿色消费市场,还能打破绿色贸易壁垒,创造国际市场上的绿色消费需求^[33],从而形成绿色创新与经济效益的正向循环。综上所述,本文提出如下假设。

假设 3:创新人才集聚能够通过驱动绿色技术创新进而提升碳排放绩效。

(三) 创新人才集聚对碳排放绩效的空间溢出效应

由于规模经济的存在,要素集聚能降低该地区生产成本,但未必能对周边地区产生积极影响。其一,极化效应。根据新经济地理理论,创新人才属于技术性劳动,具有较高流动性。优势地区相较于周边邻近地区在就业和个人发展方面具有竞争优势,能够对创新人才产生吸引力,导致周边地区大量的创新资源流失^[23],迫使低效率企业陆续转移至周边城市,同时又吸引了高效率企业进入,削弱了周边城市提升碳排放绩效的能力。其二,涓滴效应。创新人才在不同城市间流动,有利于促进信息交流以及带动绿色技术扩散^[19],此时周边地区有机会进行模仿、学习和二次创新,进而加快碳排放绩效的提升。创新人才借助实地调研和网络平台跨区域合作交流,通过调研报告和学术论坛等方式传递绿色发展理念,积极影响周边地区绿色生产和绿色消费,进而推动节能减污降碳。创新人才集聚对周边地区碳排放绩效的影响取决于上述双重效应的综合作用。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 4:创新人才集聚能够通过空间溢出效应影响周边地区碳排放绩效。

三、计量模型、变量与数据说明

(一) 计量模型

1. 基准回归模型

本文旨在验证创新人才集聚可以提升碳排放绩效。构建实证模型如下：

$$Cep_{i,t} = \alpha + \beta Agg_{i,t} + \mathbf{X}'_{i,t} \boldsymbol{\gamma} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Cep_{i,t}$ 表示 t 年度 i 城市的碳排放绩效, $Agg_{i,t}$ 是核心解释变量创新人才集聚, 其估计系数 β 度量创新人才集聚对碳排放绩效的影响程度, 预期显著为正, 表明能够提升碳排放绩效。 $\mathbf{X}'_{i,t}$ 代表城市层面一系列控制变量, 主要包括经济发展水平、对外开放程度、金融发展水平、政府干预程度、人口密度和城市绿化水平。此外, 模型回归时控制了城市固定效应 (μ_i) 和年份固定效应 (θ_t), $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

2. 机制检验模型

为探究创新人才集聚影响碳排放绩效的作用机制, 并验证上文分析中的可持续竞争力和绿色技术创新是否作为路径传导变量, 构建如下模型进行机制检验：

$$Med_{i,t} = \delta + \lambda Agg_{i,t} + \mathbf{X}'_{i,t} \boldsymbol{\eta} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Med_{i,t}$ 表示机制变量, 本文依次选择可持续竞争力和绿色技术创新进行检验, 其余设定与基准模型相同。该模型中, 如果 λ 显著为正, 则表明创新人才集聚能够影响机制变量。

3. 空间计量模型

创新人才总量在一定时期内变化不大, 因而创新人才在全国的分布存在此消彼长。基于此, 本文讨论创新人才集聚对邻近地区碳排放绩效的作用效果, 此处先假设最优模型为空间杜宾模型 (SDM), 即在模型 (1) 的基础上纳入解释变量与被解释变量的空间交互项。相应的计量模型构建如下：

$$Cep_{i,t} = \alpha + \rho W \times Cep_{i,t} + \varphi W \times Agg_{i,t} + \beta Agg_{i,t} + W \times \mathbf{X}'_{i,t} \boldsymbol{\tau} + \mathbf{X}'_{i,t} \boldsymbol{\gamma} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, ρ 表示空间自回归系数, 衡量关联城市碳排放绩效的空间交互关系; φ 代表核心解释变量的空间交互项系数, 该系数不为零时, 说明本地创新人才集聚对邻近地区碳排放绩效具有影响; W 表示空间权重矩阵, 用于表示地区间联系程度。具体包括: (1) 地理邻接矩阵, 城市间有共同边界为 1, 否则为 0; (2) 地理距离矩阵, 取两地间地理距离倒数值平方; (3) 信息距离矩阵, 由任意两个城市人均国际互联网用户数与地理距离矩阵元素相乘得到。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

本文被解释变量为碳排放绩效 (Cep)。混合距离函数模型 (EBM) 不仅充分考虑了投入与产出的非径向松弛变量情况, 而且能够兼容投入目标值与实际值的径向比例, 进而可以真实测度决策单元效率。本文参考刘秉镰和孙鹏博 (2023)^[17] 的研究, 选择非参数混合径向 EBM, 使用包含非期望产出的以产出为导向、规模报酬可变和技术不减的超效率的序列参比曼奎斯特-卢恩伯格 (Sequential Malmquist-Luenberger, SML) 指数测算碳排放绩效的跨年变化。在此基础上, 将 2010 年 SML 指数设定为 1, 通过 SML 指数累乘得到城市各年度的碳排放绩效。

具体而言, 基于托恩和图斯图西 (Tone & Tustusi, 2010) 提出的同时包含径向与非径向两类距离函数的

混合函数模型^[34],构建规模报酬可变条件下包含非期望产出的产出导向EBM:

$$\rho^* = \min \frac{1}{\varphi + \varepsilon_y \sum_{r=1}^s \frac{\omega_r^+ s_r^+}{y_{ro}} + \varepsilon_b \sum_{p=1}^q \frac{\omega_p^{b^-} s_p^{b^-}}{b_{po}}} \quad (4)$$

$$\text{s. t. } \begin{cases} \sum_{j=1, j \neq o}^n x_{ij} \lambda_j \leq x_{io}, i = 1, \dots, m \\ \sum_{j=1, j \neq o}^n y_{rj} \lambda_j - s_r^+ - \varphi y_{ro} = 0, r = 1, \dots, s \\ \sum_{j=1, j \neq o}^n b_{pj} \lambda_j + s_p^{b^-} - \varphi b_{po} = 0, p = 1, \dots, q \\ \lambda_j \geq 0, \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1, s_r^+ \geq 0, s_p^{b^-} \geq 0 \end{cases}$$

其中, ρ^* 表示最优效率。 x_{ij} 、 y_{rj} 和 b_{pj} 为决策单元 j 的第 i 种投入、第 r 种期望产出和第 p 种非期望产出; x_{io} 、 y_{ro} 和 b_{po} 为被决策单元 o 的第 i 种投入、第 r 种期望产出和第 p 种非期望产出; m 、 s 和 q 表示投入、期望产出和非期望产出指标个数; s_r^+ 和 $s_p^{b^-}$ 表示第 r 种期望产出和第 p 种非期望产出的松弛变量; ω_r^+ 和 $\omega_p^{b^-}$ 表示第 r 种期望产出和第 p 种非期望产出的指标权重; ε_y 和 ε_b 表示在效率值计算中的期望产出和非期望产出非径向部分的重要程度; φ 为产出的径向效率值; λ_j 为相应的权重系数,权重和为 1 以及非负的权重变量表示规模报酬可变。

然后,采用谢斯塔洛娃(Shetalova, 2003)^[35]提出的 SML 指数评价城市碳排放绩效动态变动情况。SML 指数的特点是各期的参考集包含以前所有时期的参考集,能够有效解决线性规划无解以及“技术倒退”问题。公式为:

$$\begin{aligned} SML^{t,t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) &= \sqrt{\frac{E^{s(t)}(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^{s(t)}(x^t, y^t)} \times \frac{E^{s(t+1)}(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^{s(t+1)}(x^t, y^t)}} \\ &= \frac{E^{s(t+1)}(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^{s(t)}(x^t, y^t)} \times \sqrt{\frac{E^{s(t)}(x^t, y^t)}{E^{s(t+1)}(x^t, y^t)} \times \frac{E^{s(t)}(x^{t+1}, y^{t+1})}{E^{s(t+1)}(x^{t+1}, y^{t+1})}} \\ &= EC^{t,t+1} \times TC^{t,t+1} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $SML^{t,t+1}$ 为 t 到 $t+1$ 期的碳排放绩效变动,若 $SML^{t,t+1} > 1$, 表明碳排放绩效提升,反之下降。 $SML^{t,t+1}$ 可分解为技术效率变动指数 $EC^{t,t+1}$ 和技术进步指数 $TC^{t,t+1}$ 。 $E^{s(t)}$ 和 $E^{s(t+1)}$ 分别为基于序列前沿计算的 t 和 $t+1$ 期的效率值。

碳排放绩效的计算需要城市层面的投入与产出变量。投入变量包括劳动力投入、资本存量和能源投入。其中,劳动力投入采用全社会从业人员数表示;资本存量的估算方法参照单豪杰(2008)^[36]的研究,先采用城市所在省份的固定资产投资价格指数将固定资产投资额折算成 2010 年不变价,随后将 2010 年固定资产投资总额作为分子除以折旧率与 2010—2021 年固定资产投资形成的平均增长率之和来估算基期资本存量,最后通过永续盘存法估算后续各年度的资本存量;能源投入采用全市总用电量直接反映^[37]。产出变量包括合意产出和非合意产出。本文选用各城市以 2010 年为基期的实际 GDP 作为合意产出;选择二氧化碳作为非合意产出,该变量参照联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)国家温室气体清单指南的公式估算而得。

2. 核心解释变量

模型的核心解释变量为创新人才集聚(*Agg*)。已有文献采用科研综合技术服务业人员数来衡量创新人才,但这样做可能会高估创新人才数量。研究与试验发展(R&D)人员需要具备一定的知识水平和技术能力,其所从事的劳动具有创造性和创新性,因而在城市层面 R&D 人员全时当量、R&D 研究人员等常用指标难以搜集的情况下,使用该项指标衡量城市的创新人才数量具有较好的适用性。因此,本文借鉴张所地等(2020)^[38]的思路,以 R&D 人员数占城市常住人口比重再取百分比对创新人才集聚水平予以度量。

3. 控制变量

为尽可能缓解遗漏变量对回归结果造成的偏误,参照现有文献的做法^[13,17],在模型中适当增加对碳排放绩效有影响的因素,具体包括:(1)经济发展水平(*Eco*),采用实际人均 GDP 取自然对数衡量;(2)对外开放程度(*Open*),采用实际利用外资额(按当年汇率折算)占 GDP 的比重衡量;(3)金融发展水平(*Fin*),采用年末金融机构贷款余额占 GDP 的比重衡量;(4)政府干预程度(*Gov*),采用扣除科教支出后的政府财政支出占 GDP 的比重衡量;(5)人口密度(*Pop*),采用单位行政区划面积的常住人口再取自然对数衡量;(6)城市绿化水平(*Gre*),采用建成区绿化覆盖率衡量。

4. 机制变量

为了分析创新人才集聚影响碳排放绩效的机制,本文重点考察两类机制变量。一是可持续竞争力(*Com*),采用《中国城市竞争力报告》公布的可持续竞争力指数进行衡量。该报告在城市层面数据可获取的基础上,基于经济活力、环境韧性和社会包容等方面构建指标体系评价城市可持续竞争力。二是绿色技术创新(*Gti*),采用每万人绿色发明专利申请数进行度量。绿色发明专利的技术含量高于绿色实用新型专利,且专利申请可以动态反映创新的活跃程度^[39]。与此同时,以上以货币形式体现的指标均通过价格指数进行平减,确保价格上的可比性。

变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	碳排放绩效	<i>Cep</i>	3 135	1.089 8	0.204 0	0.361 4	2.986 1
解释变量	创新人才集聚	<i>Agg</i>	3 135	0.307 3	0.316 4	0.004 9	2.509 1
控制变量	经济发展水平	<i>Eco</i>	3 135	10.588 9	0.521 7	8.803 1	12.106 3
	对外开放程度	<i>Open</i>	3 135	0.016 5	0.017 6	0.000 0	0.173 1
	金融发展水平	<i>Fin</i>	3 135	1.109 9	0.620 7	0.255 5	5.527 5
	政府干预程度	<i>Gov</i>	3 135	0.178 2	0.095 0	0.043 1	0.767 5
	人口密度	<i>Pop</i>	3 135	5.710 5	1.014 3	1.709 6	9.088 6
	城市绿化水平	<i>Gre</i>	3 135	0.403 1	0.045 3	0.060 0	0.546 6
机制变量	可持续竞争力	<i>Com</i>	3 135	0.292 1	0.148 3	0.045 0	0.914 0
	绿色技术创新	<i>Gti</i>	3 135	0.566 7	0.997 3	0.000 0	10.099 2

(三) 数据来源

本文的样本由 2011—2021 年中国 285 个城市的面板数据组成。其中,截面选择上,数据缺失严重的三

沙市、巢湖市、原莱芜市,自治州、盟等地区以及港澳台地区不在研究范围内,共计 281 个地级市和 4 个直辖市纳入样本;时间选择上,由于大多数地方政府统计部门根据第七次全国人口普查将历史数据修订到 2011 年,将该年作为研究起始年份可以保证数据口径一致性。研究使用的 R&D 人员部分数据通过向各城市统计局申请获取,书院数量来自《中国书院辞典》,其他数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、省级和地级市统计年鉴、国家知识产权局网站以及中国社会科学院城市与竞争力指数数据库,少数不全的数据采用移动平均法和插值法进行补充。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了创新人才集聚对碳排放绩效影响的基准回归结果。其中,列(1)为纳入了创新人才集聚和控制变量后的回归结果,列(2)是在列(1)的基础上控制了城市 and 年份固定效应的回归结果。可以看到,创新人才集聚的回归系数均在 1%水平下显著为正。这说明对于整体城市而言,创新人才集聚对其碳排放绩效具有促进作用,这验证了假设 1。列(2)的经济意义可以解读为:当创新人才集聚水平增加 1 个标准差(0.316 4)时,城市预计会提升 13.84%(0.437 4×0.316 4)的碳排放绩效,为城市平均碳排放绩效(1.089 8)的 12.70%。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Agg</i>	0.385 7*** (0.102 2)	0.437 4*** (0.141 0)
<i>Eco</i>	0.160 0*** (0.020 3)	0.276 4*** (0.050 4)
<i>Open</i>	-0.915 9** (0.389 8)	-0.513 0 (0.415 8)
<i>Fin</i>	-0.031 2* (0.016 5)	-0.057 5** (0.023 4)
<i>Gov</i>	-0.217 8** (0.095 8)	-0.251 3** (0.109 5)
<i>Pop</i>	-0.106 4*** (0.019 1)	0.094 4* (0.050 4)
<i>Gre</i>	0.157 9 (0.130 4)	-0.068 2 (0.148 0)
常数项	-1.028 3*** (0.303 5)	-3.961 9*** (0.811 0)
城市固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
样本量	3 135	3 135
R^2	0.392 0	0.425 3

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内为稳健标准误。后表同。

从控制变量的估计结果来看,经济发展水平(*Eco*)的回归系数均在 1%水平下显著为正,可能的解释是,经济稳定发展带来技术水平与生产率的提升,减少能源消耗,从而有助于改善碳排放绩效。对外开放程度(*Open*)的回归系数由显著为负到不具有统计显著性,主要在于对外开放水平的提升会加深对外依存度,极有可能使得城市产业链陷入低端陷阱,同时受到中美贸易摩擦和新冠疫情的影响,近些年中国城市接受的外商直接投资额有所下降,综合作用下对外开放程度带来的影响出现消减。金融发展水平(*Fin*)的回归系数显著为负,原因在于金融机构的借贷行为贯穿投资和生产等诸多环节,且传统金融贷款存在信息偏差,侧重关注大型企业融资需求,而对中小企业的创新活动难以给予足够资金支持,进而不利于绿色产业壮大,抑制碳排放绩效。政府干预程度(*Gov*)的回归系数显著为负,说明政府干预程度越高,越不利于市场机制的充分发挥,导致资源配置效率不高,进而会抑制碳排放绩效的提升。控制固定效应后,人口密度(*Pop*)的回归系数显著为正。这是因为人口在一定的范围内集聚,可以发挥规模经济、知识溢出等正外部

性,提高资源利用效率,从而表现出促进碳排放绩效的提升。城市绿化水平(*Gre*)的回归系数不显著,表明城市绿化对碳排放绩效没有明显影响,可能的解释是绿化既能固定大气中的二氧化碳,又能产生碳排放,当绿化未能有效助力居民绿色生活时会出现碳排放绩效提升不明显的情况。

(二) 内生性讨论

尽管基准回归结果显示创新人才集聚对碳排放绩效存在促进作用,但碳排放绩效与创新人才集聚之间仍可能存在潜在的内生性问题。一是存在遗漏变量问题,尽管控制了一些变量,但难以控制所有可能影响碳排放绩效的因素。二是存在逆向因果关系,碳排放绩效的上升意味着城市低碳转型发展水平得到提高,有效释放城市经济活力,进而能够吸引创新人才流入。基于此,有必要采用工具变量法以提升因果识别的准确性。

历史数据是脱离目前城市生产活动的外生变量。遵循这一思路,本文选取唐代至清代各城市书院数量作为创新人才集聚的工具变量。需要注意的是,该工具变量不随时间变化,不能完全反映创新人才集聚随时间变化的特点。为此,借鉴鲍鹏程和黄磊(2023)^[23]的做法,将各城市唐代至清代书院数量与上一年省级层面的创新人才集聚水平进行交互,作为新的具有时间变化效应的工具变量(*IV*)。选取的原因在于两方面。一方面,古代书院是实施藏书、教学与研究三结合的高等教育机构,书院制度孕育了重视教育的文化,推动当代城市形成尊重知识、尊重人才的良好社会氛围。可以预期,书院数量越多的地区越有可能汇聚创新型人才,因此满足工具变量相关性要求。另一方面,唐代至清代书院作为历史数据,是一种既成事实,对于研究期间的城市碳排放绩效不会产生直接影响,并且上一年省级层面数据与当期城市数据互为因果较弱,进而满足工具变量外生性要求。

工具变量两步法结果见表3。先看列(1)第一阶段回归结果,发现在1%的水平下创新人才集聚与工具变量存在正向关系,表明历史上重视教育的观念对当前创新人才集聚能够产生正向影响。通过 Kleibergen-Paap rk *LM* 统计量和 Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量可以看到,不存在工具变量识别不足和弱工具变量问题,表明工具变量的选取是有效的。再看列(2)第二阶段回归结果,创新人才集聚回归系数的符号及显著性都一如之前的结果。不同的是,使用工具变量法进行回归得到的系数值比基准回归更大,说明内生的研发人员变量低估了创新人才集聚对碳排放绩效的影响。总的来说,工具变量估计的结果依然支持基准模型估计得到的结论。

表3 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)
<i>IV</i>	0.471 0*** (0.058 9)	
<i>Agg</i>		0.682 8*** (0.143 2)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
Kleibergen-Paap rk <i>LM</i>	109.597 0***	
Kleibergen-Paap rk Wald <i>F</i>	64.009 0	
样本量	3 135	3 135

(三) 稳健性检验

为了考察基准回归结果的可靠性,本部分通过变换指标和调整样本的方式检验创新人才集聚对于碳排放绩效的影响是否稳健。

1. 更换被解释变量

为了减少因碳排放绩效指标测算而带来的统计偏误,本部分替换被解释变量以消除指标测度对基本结论产生的影响。第一,采用非期望产出的SBM-SML模型测算城市碳排放绩效(*Cep₁*)。第二,利用GDP除以城市碳排放总量(万元/吨)表示城市碳排放绩效(*Cep₂*)。从表4列(1)和列

(2)可以看到,创新人才集聚的估计系数在1%水平下显著为正,这表明城市碳排放绩效的度量方法不会对本文基本结论产生实质性影响。

2. 更换核心解释变量

创新人才集聚的测度差异可能影响估计结果的准确性。参考孙文浩和张杰(2021)^[22]的做法,本文选取R&D人员占城市全社会从业人员百分比来重新衡量创新人才集聚水平,对以上处理后的替代性指标重新进行估计。表4列(3)显示,核心解释变量的回归系数依然显著为正,与前文采用的衡量指标得到的结论保持一致。

3. 调整研究样本

本部分采用三种方法调整样本,并基于式(1)进行验证。第一,剔除特殊样本。一般而言,直辖市和省会城市凭借其自身区位优势以及交通便捷可以吸引大量创新人才。为增强估计结果的普适性,剔除样本中的直辖市和省会城市,剩余样本的估计结果见表4列(4)。可以发现,创新人才集聚对碳排放绩效的促进作用仍然存在。第二,排除离群值干扰。为了剔除离群值对估计结果的影响,结合数据特点将创新人才集聚和碳排放绩效这两个核心变量进行前后1%的缩尾处理。表4列(5)创新人才集聚的回归系数与基准回归的估计结果相似,验证了回归结果的稳健性。第三,缩短研究期限。考虑到2020年和2021年新冠疫情干扰了城市正常运转,剔除相应年份数据,表4列(6)汇报了剩余样本的估计结果,尽管创新人才集聚的回归系数略有降低,但显著性和方向保持一致,表明结果具有稳健性。

表4 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Agg	0.513 0*** (0.162 9)	0.503 5*** (0.161 3)	0.262 4*** (0.078 0)	0.213 1*** (0.059 2)	0.228 8*** (0.066 0)	0.437 1*** (0.135 0)
常数项	-4.408 3*** (0.814 3)	-8.052 1*** (1.645 3)	-3.806 2*** (0.807 0)	-3.060 2*** (0.823 3)	-3.787 1*** (0.735 2)	-3.920 4*** (0.826 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3 135	3 135	3 135	2 794	3 135	2 565
R ²	0.337 7	0.336 6	0.432 2	0.471 1	0.475 3	0.408 1

注:列(1)和列(2)分别把城市碳排放绩效测度指标替换为 Cep_1 和 Cep_2 ,列(3)替换创新人才集聚的测度指标,列(4)—列(6)分别剔除特殊样本、排除离群值干扰、缩短研究期限。

五、进一步分析

(一) 机制检验

前文证实了创新人才集聚会对碳排放绩效产生不可忽视的重要影响。进一步地,创新人才集聚通过什么渠道对碳排放绩效发挥促进效应?正如前文理论分析所述,创新人才集聚可能通过增强可持续竞争力和驱动绿色技术创新两种路径提升碳排放绩效。表5报告了两种机制检验的结果。

1. 可持续竞争力

表5列(1)显示,创新人才集聚的回归系数在1%的水平下显著为正,表明创新人才集聚水平越高,城市可持续竞争力越强。与此同时,可持续竞争力是立足生态良好与社会公平的可持续经济效率的提升^[29],打造可持续竞争力既可以释放政府服务效能来推动城市树立资源节约意识并实施减排行动,又能促使企业优化产业链与供应链,切实降低能源消耗以及增加经济效益,从而对碳排放绩效产生积极影响。进一步地,根据可持续竞争力指数将样本划分为高、中、低三组,并选择其中的高、低两组考察创新人才集聚对碳排放绩效的作用效果差异。列(2)、列(3)显示,在可持续竞争力较高的城市组,创新人才集聚的回归系数显著为正,而在可持续竞争力较低的城市组则不显著,意味着创新人才集聚提升了可持续竞争力较高城市的碳排放绩效。综合上述检验和分析,证实了增强可持续竞争力是创新人才集聚提升碳排放绩效的重要机制之一,即佐证了假设2。

2. 绿色技术创新

表5列(4)报告了创新人才集聚对绿色技术创新影响的估计结果,可以看到,创新人才集聚的系数在1%的水平下显著为正,说明创新人才集聚能够驱动绿色创新活动开展,促进了城市绿色创新水平的提升。与此同时,绿色技术创新是改善碳排放绩效的重要因素^[8]。一方面,绿色技术的研发与应用能够加快清洁能源的使用,优化能源消费结构,在既定的产出下实现减碳;另一方面,绿色技术通过改进企业生产设备和提供优质绿色产品,拓宽国内、国际消费市场,不新增碳排放却能实现经济增长。进一步地,本文基于绿色技术创新水平将样本划分为高、中、低三组,并选择其中的高、低两组考察创新人才集聚对碳排放绩效的作用效果差异。列(5)、列(6)显示,在绿色技术创新水平较高的城市组,创新人才集聚的回归系数在5%的水平下显著为正,而在绿色技术创新水平较低的城市组并不显著,这意味着创新人才集聚对碳排放绩效的提升作用主要存在于绿色技术创新水平较高的城市中。上述检验和分析,证实了驱动绿色技术创新是创新人才集聚改善碳排放绩效的另一重要机制,即佐证了假设3。

表5 机制检验回归结果

变量	可持续竞争力			绿色技术创新		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Agg	0.055 2*** (0.012 1)	0.383 1** (0.172 4)	0.077 0 (0.281 5)	3.302 2*** (0.433 3)	0.415 0** (0.169 2)	-0.001 1 (0.353 2)
常数项	0.088 8 (0.172 2)	-6.037 4*** (1.729 4)	-3.092 0** (1.473 8)	-13.527 7*** (3.236 6)	-6.769 0*** (1.790 0)	-1.921 0 (1.216 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3 135	1 045	1 045	3 135	1 045	1 045
R ²	0.375 6	0.500 5	0.387 7	0.608 7	0.469 1	0.363 9

注:列(1)—列(3)、列(4)—列(6)的被解释变量分别为 *Com* 和 *Gti*,列(2)、列(3)分别为高、低可持续竞争力样本,列(5)、列(6)分别为高、低绿色技术创新样本。

(二) 异质性分析

前文发现创新人才集聚总体上提升了碳排放绩效,那么创新人才集聚对不同类型城市的碳排放绩效的影响是否存在差异?本部分通过分组回归的方式,从地理区位、人口规模、城市吸引力和互联网发展水平视角对创新人才集聚影响碳排放绩效进行异质性分析。

1. 区域异质性

不同区域在经济发展状况和技术禀赋水平等方面存在明显差异,创新人才集聚对碳排放绩效的影响可能存在区域差异。本文按照国家统计局的划分标准,将样本划分为东部、中部和西部地区三组。由表6可以看出,创新人才集聚对碳排放绩效的正向影响呈现“东部强、中西弱”的空间分布格局,即东部地区创新人才集聚对碳排放绩效存在明显的正向影响,而中部、西部地区创新人才集聚对碳排放绩效的影响并不明显。这可能由于东部地区区位优势明显,高科技产业多布局于此,使得经济发展水平、绿色创新水平和可持续竞争力等处于“领头羊”地位,为地区低碳转型发展提供了强大支撑,创新人才集聚带来的环境正效应充分显现。尽管浓厚的尊重人才氛围改善了中西部的人力资本水平、绿色创新水平等,但中西部地区经济发展和收入水平落后于东部,造成本地人力资源外流,这在距离东部城市较近的中部城市表现得更为突出。同时,中西部地区处在工业化加速发展阶段,产业发展集中于能源密集型行业,加之部分城市可持续竞争力处于下降状态,使得创新人才集聚对碳排放绩效提升效应难以显现。

2. 城市规模异质性

客观上,相较于经济发达和人口稠密的大城市,经济相对落后的小城市在规模经济、资源配置效率等方面显得有些不足。因此,有必要从城市规模出发考察创新人才集聚对碳排放绩效的影响。本文依据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》(国发[2014]51号),以2014年城区常住人口为划分标准,将样本城市划分为大城市(100万以上)、中等城市(50万~100万)和小城市(50万以下)三组分别进行回归。由表6可知,创新人才集聚对大中城市的碳排放绩效影响的回归系数显著为正,而对小城市的碳排放绩效影响的回归系数不显著,这意味着创新人才集聚对碳排放绩效的促进作用表现出明显的城市规模特征。对此可能的解释是,一方面,相较于小城市,大中城市具有更好的绿色创新平台以及较多的就业机会,能够极大调动创新人才从事研发工作的积极性,增强可持续竞争力以及加快绿色技术研发与推广,进而对碳排放绩效的提升也更明显。另一方面,生产要素组合影响碳排放绩效,较大规模城市可以通过共享中间产品、吸引专业化劳动力等提高生产效率,助力节能减排;小城市更多以要素密集型产业为主,依靠传统劳动力,使得创新人才集聚难以实质性提升碳排放绩效。

表6 区域与城市规模异质性分析回归结果

变量	区域			城市规模		
	东部	中部	西部	大城市	中城市	小城市
Agg	0.576 2 ^{***} (0.213 0)	0.058 4 (0.098 3)	0.094 5 (0.189 8)	0.586 7 ^{***} (0.223 4)	0.250 1 ^{**} (0.107 1)	0.089 6 (0.232 4)
常数项	-6.397 3 ^{***} (1.715 5)	-1.712 7 (1.140 9)	-4.018 0 ^{**} (1.708 4)	-4.140 1 ^{***} (1.226 5)	-3.571 1 ^{***} (1.299 7)	-2.676 6 (2.118 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表6(续)

变量	区域			城市规模		
	东部	中部	西部	大城市	中城市	小城市
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 100	1 100	935	1 595	990	550
R^2	0.485 9	0.414 8	0.490 9	0.456 5	0.480 7	0.418 2

3. 城市吸引力异质性

劳动力流动往往流向能够提供高质量公共服务的行政区域。同时,地方政府在人才竞争的压力下会作出策略性选择,以优惠政策吸引高技术或者高技能的人才。不同的城市吸引力情形下,创新人才集聚对碳排放绩效的影响或许存在差异。本文根据智联招聘发布的《中国城市人才吸引力排名》,选择2019年作为参照时间(该年可以避免新冠疫情对人才流动的影响),将最具人才吸引力城市100强设定为强吸引力城市,反之则为弱吸引力城市。在此基础上,依次对基准模型进行重新回归。如表7所示,创新人才集聚对碳排放绩效的影响存在明显的城市吸引力异质性特征,即强吸引力城市创新人才集聚对碳排放绩效存在正向影响,弱吸引力城市创新人才集聚对碳排放绩效并未产生明显的提升作用。可能的原因在于,强吸引力城市具有较高的人才战略定位,积极出台相关的引才政策,持续改善研究院、创新中心和研发基地等科研平台,营造良好的就业氛围,加之经济基础雄厚、薪资优势明显,使得大多数创新人才愿意长久留在本地,因而创新人才集聚对碳排放绩效的改善作用具有持久性。与之不同的是,弱吸引力城市在人才公寓、科研经费和孵化空间等方面难以满足创新人才的科研需求,导致创新人才居住本地的意愿不够强烈,因而创新人才集聚提升弱吸引力城市碳排放绩效的效果不佳。

4. 互联网发展水平异质性

一般而言,随着互联网应用持续发展和城市居民数字技能稳步提升,互联网对生产方式、城市治理等方面产生的影响就越大,因而有必要检验创新人才集聚对不同互联网发展水平城市的碳排放绩效的影响。本文将人均互联网用户数大于其中位数的样本划分为高互联网发展水平城市,其余的划分为低互联网发展水平城市。由表7可知,高互联网发展水平城市创新人才集聚的回归系数显著为正,低互联网发展水平城市创新人才集聚的回归系数不显著。这一结果表明,创新人才集聚提升了高互联网发展城市的碳排放绩效,但对低互联网发展城市的碳排放绩效没有明显的影响。可能的解释为,互联网发展需要达到一定水平才会极大提高生活便利性、增加人才居留意愿,此时有较多的创新人才共同运用创新思维助力城市治理,推动绿色技术应用于日常生产,进而有助于提升碳排放绩效。具体来说,互联网发展水平较高的城市,网络基础设施处于竞争优势,能够快速打破传统资源配置存在的信息壁垒,及时采用网络协同化生产模式来减少能耗,加快不同创新主体知识溢出来提高生产效率,进而提升碳排放绩效;低互联网发展水平城市,创新人才提出的生产改进方案和环境治理新思路,未必能及时通过网络平台传递给企业高层和地方政府,因而对碳排放绩效没有显著影响。

表7 城市特征异质性分析回归结果

变量	城市吸引力		互联网发展水平	
	强	弱	高	低
<i>Agg</i>	0.525 0*** (0.181 5)	0.103 1 (0.108 7)	0.427 5*** (0.163 0)	0.026 0 (0.121 3)

表7(续)

变量	城市吸引力		互联网发展水平	
	强	弱	高	低
常数项	-6.688 5*** (1.499 9)	-2.147 8** (0.904 7)	-5.207 1*** (1.112 5)	-2.323 1** (1.120 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 100	2 035	1 573	1 562
R ²	0.466 1	0.432 2	0.540 0	0.314 8

(三) 空间效应

1. 空间相关性检验

为了考察创新人才集聚与碳排放绩效二者关系能否构建空间面板计量经济模型,本文采用全局莫兰指数(Moran's I)对研究对象进行空间相关性检验。从表8来看,2011—2021年创新人才集聚与碳排放绩效代理变量的空间自相关检验莫兰指数均为正,其中创新人才集聚所对应的莫兰指数值均通过了1%的显著性水平,碳排放绩效莫兰指数也通过了不同水平的显著性检验,这意味着创新人才集聚和碳排放绩效均存在明显的空间集聚特征,即创新人才集聚水平和碳排放绩效较高(或低)的城市和同为高(或低)值的城市往往地理邻近。从时间趋势上看,2011—2017年的莫兰指数呈现上升态势,2018年之后趋于平稳。因此,在研究创新人才集聚对碳排放绩效的影响时不能忽视空间因素。

表8 创新人才集聚与碳排放绩效的全局莫兰指数

年份	地理邻接		地理距离		信息距离	
	Agg	Cep	Agg	Cep	Agg	Cep
2011	0.343 0*** (8.664 0)	0.075 0** (1.997 0)	0.240 0*** (9.574 0)	0.058 0** (2.481 0)	0.235 0*** (9.149 0)	0.059 0** (2.465 0)
2012	0.357 0*** (9.026 0)	0.119 0*** (3.096 0)	0.260 0*** (10.382 0)	0.070 0*** (2.925 0)	0.257 0*** (9.990 0)	0.073 0*** (2.945 0)
2013	0.386 0*** (9.727 0)	0.118 0*** (3.046 0)	0.279 0*** (11.097 0)	0.066 0*** (2.722 0)	0.277 0*** (10.731 0)	0.068 0*** (2.743 0)
2014	0.407 0*** (10.232 0)	0.147 0*** (3.759 0)	0.294 0*** (11.636 0)	0.077 0*** (3.182 0)	0.292 0*** (11.287 0)	0.079 0*** (3.159 0)
2015	0.420 0*** (10.544 0)	0.166 0*** (4.220 0)	0.306 0*** (12.130 0)	0.088 0*** (3.595 0)	0.305 0*** (11.794 0)	0.089 0*** (3.554 0)
2016	0.429 0*** (10.760 0)	0.175 0*** (4.457 0)	0.314 0*** (12.444 0)	0.092 0*** (3.764 0)	0.314 0*** (12.122 0)	0.092 0*** (3.668 0)
2017	0.437 0*** (10.985 0)	0.199 0*** (5.085 0)	0.321 0*** (12.730 0)	0.105 0*** (4.294 0)	0.321 0*** (12.415 0)	0.105 0*** (4.163 0)

表8(续)

年份	地理邻接		地理距离		信息距离	
	<i>Agg</i>	<i>Cep</i>	<i>Agg</i>	<i>Cep</i>	<i>Agg</i>	<i>Cep</i>
2018	0.461 0*** (11.593 0)	0.191 0*** (4.900 0)	0.343 0*** (13.594 0)	0.107 0*** (4.380 0)	0.343 0*** (13.252 0)	0.106 0*** (4.222 0)
2019	0.467 0*** (11.748 0)	0.180 0*** (4.622 0)	0.342 0*** (13.582 0)	0.100 0*** (4.086 0)	0.340 0*** (13.181 0)	0.097 0*** (3.891 0)
2020	0.478 0*** (12.027 0)	0.196 0*** (5.012 0)	0.350 0*** (13.909 0)	0.105 0*** (4.281 0)	0.348 0*** (13.499 0)	0.103 0*** (4.102 0)
2021	0.474 0*** (11.928 0)	0.198 0*** (5.075 0)	0.345 0*** (13.696 0)	0.109 0*** (4.451 0)	0.343 0*** (13.289 0)	0.106 0*** (4.223 0)

注:括号内为 *z* 值。

2. 空间计量回归结果

预先进行空间自回归(LM)、似然比(LR)、沃尔德(Wald)以及豪斯曼(Hausman)检验,结合检验结果,构建时空双固定空间杜宾模型进行实证分析。在此基础上,将核心解释变量取滞后一期纳入模型来缓解可能存在的双向因果关系^①。表9汇报了空间计量模型的回归结果。从核心解释变量来分析,*Agg*的回归系数均显著为正,初步表明创新人才集聚对碳排放绩效的影响在空间维度上具有促进作用。与基准回归结果相比,忽视城市间的空间互动作用将低估创新人才集聚对本地区碳排放绩效的贡献。创新人才集聚空间交互项 $W \times Agg$ 的回归系数为负,在地理距离矩阵和信息距离矩阵权重下通过1%的显著性检验,这意味着创新人才流入本地会占用周边地区创新资源,产生了“以邻为壑”的负外部性。考虑空间效应分析易受反馈效应干扰,为更精确地测度创新人才集聚对碳排放绩效的影响程度,借助偏微分方法将空间效应分解为直接效应和溢出效应。可以发现,在地理距离和信息距离的空间矩阵情形下,创新人才集聚对碳排放绩效的直接效应显著为正,而溢出效应显著为负,这说明在研究期间创新人才集聚能够提升本地区碳排放绩效,但通过空间效应对周边地区碳排放绩效的提升产生削弱作用。可能的原因在于,创新人才属于稀缺资源,本地区企业在成长阶段占据大量资源,使得本地区的创新人才与周边地区碳排放绩效之间存在空间错配,从而抑制周边地区碳排放绩效的提升。同时,注意到列(1)和列(4)中 $W \times Agg$ 的回归系数不显著,表明在地理邻接关系下创新人才集聚对碳排放绩效不存在显著的空间效应。这可能在于,在地理位置上相邻城市大多归属于同一个省或同一城市群,市场主体争夺相对有限的创新资源为代表的空间竞争效应,创新人才合理流动能够加快知识溢出为代表的空间合作效应,竞争效应与合作效应相互抵消的情况下,平均空间效应不显著。至此,较好地验证了假设4。

从空间集聚视角来分析,无论核心解释变量是否取滞后期,样本期间城市碳排放绩效的空间自相关系数 ρ 在三种权重下均为正,但估计结果显著性存在较大差异。具体地,空间自相关系数在地理邻接矩阵下具有较高的显著性,而采用地理距离矩阵和信息距离矩阵刻画城市之间的空间关系时,空间自相关系数未通过显著性检验,这表明碳排放绩效表现出的正向空间溢出效应仅存在邻接地区之间。产生以上现象的可能原因是,二氧化碳作为温室气体,它具有跨界外部性,相邻城市更容易受到影响,此时联合治理显得更为必

^① 使用2010—2020年创新人才集聚水平替代原有核心解释变量,实证分析中样本量保持不变。

要;相邻城市之间策略性互动和绿色低碳发展经验在彼此间传导,充分吸收有益经验,促进相邻城市治理模式变革,进而激发碳排放绩效正向溢出。与之不同,策略互动虽然能获取部分环境治理经验,但不相邻区域往往有较低的资源相似性,面临的能源结构和产业结构也不尽相同,治理经验应用于实际生产在短期内没有发挥作用,加之城市之间距离过远,联合防治成本相对过高,地方政府出于自利动机而对协同治理合作不积极,最终造成其回归结果不显著。

表 9 空间杜宾模型回归结果

变量	空间计量回归			核心解释变量滞后一期		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ρ	0.093 8*** (0.025 0)	0.021 3 (0.038 8)	0.014 9 (0.037 9)	0.098 5*** (0.025 0)	0.021 2 (0.038 7)	0.015 4 (0.037 9)
Agg	0.438 6*** (0.025 8)	0.441 1*** (0.025 7)	0.441 6*** (0.025 7)	0.449 6*** (0.026 1)	0.453 5*** (0.026 0)	0.455 2*** (0.025 9)
W×Agg	-0.052 8 (0.051 5)	-0.278 1*** (0.080 5)	-0.271 2*** (0.076 7)	-0.073 1 (0.052 0)	-0.282 0*** (0.081 5)	-0.273 2*** (0.078 0)
直接效应	0.439 2*** (0.026 5)	0.441 5*** (0.026 3)	0.442 2*** (0.026 3)	0.449 9*** (0.026 8)	0.453 8*** (0.026 6)	0.455 8*** (0.026 6)
溢出效应	-0.014 6 (0.051 4)	-0.277 2*** (0.077 5)	-0.271 2*** (0.073 5)	-0.033 3 (0.052 2)	-0.280 9*** (0.078 3)	-0.272 9*** (0.074 5)
总效应	0.424 6*** (0.059 8)	0.164 3** (0.082 3)	0.171 0** (0.078 2)	0.416 6*** (0.060 6)	0.173 0** (0.082 9)	0.182 9** (0.079 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Log-Likelihood	3 429.305 6	3 451.831 5	3 451.787 2	3 433.273 6	3 456.244 0	3 456.834 9
样本量	3 135	3 135	3 135	3 135	3 135	3 135
R^2	0.417 3	0.394 2	0.395 7	0.416 7	0.392 7	0.394 0

注:列(1)和列(4)为地理邻接矩阵,列(2)和列(5)为地理距离矩阵,列(3)和列(6)为信息距离矩阵。

六、结论与政策启示

本文基于 2011—2021 年中国 285 个城市的数据样本,系统考察了创新人才集聚对碳排放绩效的影响及其机制,并进一步讨论二者之间的异质性表现与空间效应。研究结果表明,创新人才集聚提升了碳排放绩效,并且通过了一系列稳健性检验。机制分析表明,创新人才集聚提升碳排放绩效可以通过增强可持续竞争力和驱动绿色技术创新两种机制实现。从异质性分析结果来看,相比中西部地区、小城市、弱吸引力城市以及互联网发展水平较低的城市,创新人才集聚更多提升了东部地区、大中城市、强吸引力城市和互联网发展水平较高城市的碳排放绩效。空间杜宾模型显示,创新人才集聚对周边地区碳排放绩效存在明显的空间负向溢出效应。

基于上述结论,得出以下政策启示:

第一,培育创新人才与招才引智双管齐下,全力支持碳排放绩效提升。立足创新价值、能力、贡献和社会认可度,构建多元化动态的评价激励机制,提供畅通无阻的流动晋升通道,充分激发创新型人才创造性。瞄准未来科技的制高点,构建有效的创新人才培养体系和模式,加大青年创新人才培养力度,为实现“双碳”目标奠定人才基础。实行更加开放的人才政策,建设产业基地和创新中心等创新载体,集聚国内外创新人才;根据创新人才层次发放相应的人才优惠待遇卡,引导其参与“双碳”工作,形成创新人才与碳排放绩效的良性互动机制。同时,优化全国创新人才空间布局,赋予中西部地区在创新人才“引育留用管”等方面的充分自主权和灵活性,选派一批就职于大城市的高科技创新人才支持中小城市科教发展。对于弱吸引力城市和低互联网发展城市,应重点完善实验室设备、网络通信等配套设施,为人才日常工作创造便利条件。

第二,强化人才集聚,充分释放可持续竞争效应和绿色技术创新效应。一方面,地方政府应完善创新人才建言献策渠道,及时采纳创新人才的合理建议,补齐经济、环境等竞争力方面的短板,推动人口资源环境、经济、全球联系等维度的平衡发展,充分发挥地区比较优势,增强城市绿色治理能力,激发企业节能减排的积极性,以资源节约和清洁低碳方式来创造物质财富,进而为提升碳排放绩效提供重要支撑。另一方面,政府部门围绕经济低碳转型发展领域设立绿色技术创新专项基金,相关优惠政策适当向创新人才倾斜,积极营造风清气正的科研创新生态,调动创新主体绿色发明主动性,全面深化高等学校、科研院所和企业战略合作,全方位多角度多层次增强低碳科研实力,建立成果转化动态激励机制,促进绿色技术创新产品的市场化,从而实现低碳转型发展。

第三,加强城市间协同联动,助力区域协调发展。进一步打破人才流动壁垒,消除影响知识溢出在城市间流通存在的体制和行政障碍,充分发挥高水平人才高地雁阵格局中的示范引领作用,搭建区域创新协同高效的合作网络,加强绿色氢、循环经济等领域合作,以带动周边地区碳排放绩效的提升。国家层面需要对各地“抢人大战”给予一定的干预,制定创新人才跨地区联合认定标准,减少地区间无序竞争造成的人才资源浪费。同时,从都市圈、城市群等跨区域层面联动治理碳排放,共同探索跨区域联动协商新机制,积极获取地域邻近和网络关联的外部性,推进生态环境共保共治。

参考文献:

- [1] 马茹,张静,王宏伟. 科技人才促进中国经济高质量发展了吗?——基于科技人才对全要素生产率增长效应的实证检验[J]. 经济与管理研究,2019,40(5):3-12.
- [2] 殷凤春,田楠楠,严翔. 绿色技术转移视角下科技人才集聚的碳减排效应再检验[J]. 科学管理研究,2023,41(4):117-124.
- [3] 刘习平,盛三化,王珂英. 经济空间集聚能提高碳生产率吗? [J]. 经济评论,2017(6):107-121.
- [4] MURSHED M, APERGIS N, ALAM M S, et al. The impacts of renewable energy, financial inclusivity, globalization, economic growth, and urbanization on carbon productivity: evidence from net moderation and mediation effects of energy efficiency gains[J]. Renewable Energy, 2022, 196: 824-838.
- [5] ZAIM O, TASKIN F. Environmental efficiency in carbon dioxide emissions in the OECD: a non-parametric approach[J]. Journal of Environmental Management, 2000, 58(2): 95-107.
- [6] CHOI Y, ZHANG N, ZHOU P. Efficiency and abatement costs of energy-related CO₂ emissions in China: a slacks-based efficiency measure[J]. Applied Energy, 2012, 98: 198-208.
- [7] 邵帅,范美婷,杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界,2022,38(2):46-69.

- [8] DU K R, LI J L. Towards a green world: how do green technology innovations affect total-factor carbon productivity[J]. *Energy Policy*, 2019, 131: 240–250.
- [9] 逯进,李婷婷. 产业结构升级、技术创新与绿色全要素生产率——基于异质性视角的研究[J]. *中国人口科学*, 2021(4): 86–97.
- [10] 邓荣荣,张翱翔. 中国城市数字金融发展对碳排放绩效的影响及机理[J]. *资源科学*, 2021, 43(11): 2316–2330.
- [11] LIN B Q, ZHOU Y C. Does the Internet development affect energy and carbon emission performance? [J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2021, 28: 1–10.
- [12] WANG K Y, WU M, SUN Y P, et al. Resource abundance, industrial structure, and regional carbon emissions efficiency in China[J]. *Resources Policy*, 2019, 60: 203–214.
- [13] 邵帅,尹俊雅,范美婷,等. 僵尸企业与低碳转型发展:基于碳排放绩效的视角[J]. *数量经济技术经济研究*, 2022, 39(10): 89–108.
- [14] 张平淡,屠西伟. 制造业集聚对改进城市碳全要素生产率的影响研究[J]. *城市问题*, 2023(6): 37–45.
- [15] 张华,丰超. 创新低碳之城:创新型城市建设的碳排放绩效评估[J]. *南方经济*, 2021(3): 36–53.
- [16] 郭劲光,王虹力. 数字赋能下减排战略的创新性选择——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. *产业经济研究*, 2022(4): 101–113.
- [17] 刘秉镰,孙鹏博. 开发区“以升促建”如何影响城市碳生产率[J]. *世界经济*, 2023, 46(2): 134–158.
- [18] 宛群超,袁凌. 创新要素流动与高技术产业创新能力[J]. *科研管理*, 2021, 42(12): 80–87.
- [19] 汪克亮,赵斌,许如玉. 创新要素流动对能源效率的影响[J]. *统计研究*, 2023, 40(4): 88–97.
- [20] 徐军海,黄永春. 科技人才集聚能够促进区域绿色发展吗[J]. *现代经济探讨*, 2021(12): 116–125.
- [21] 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.
- [22] 孙文浩,张杰. 高级劳动力要素增密对城市创新的动态影响[J]. *上海经济研究*, 2021(4): 67–83.
- [23] 鲍鹏程,黄磊. 创新人才集聚如何影响城市生态财富[J]. *山西财经大学学报*, 2023, 45(5): 28–42.
- [24] 别晓东,周德禄. 人力资本赋能经济低碳转型:理论阐释与实证分析[J]. *山东社会科学*, 2024(6): 28–38.
- [25] MORRISON A, RABELLOTTI R, ZIRULIA L. When do global pipelines enhance the diffusion of knowledge in clusters? [J]. *Economic Geography*, 2013, 89(1): 77–96.
- [26] 郑兰祥,郭娟,郑飞鸿. 节能减排财政政策促进了绿色技术创新的“量质齐升”吗? [J]. *首都经济贸易大学学报*, 2023, 25(5): 3–19.
- [27] 沈立,倪鹏飞,徐海东,等. 市场活力、创新能力对城市可持续竞争力的影响机制[J]. *城市问题*, 2020(12): 24–33.
- [28] REN S M, LI L Q, HAN Y Q, et al. The emerging driving force of inclusive green growth: does digital economy agglomeration work? [J]. *Business Strategy and the Environment*, 2022, 31(4): 1656–1678.
- [29] 杨晓兰,倪鹏飞. 城市可持续竞争力的起源与发展评述[J]. *经济学动态*, 2017(9): 96–110.
- [30] 戴魁早,王思曼,温晓华. 基础研究与工业绿色全要素生产率[J]. *南方经济*, 2023(8): 93–114.
- [31] 潘健平,潘越,马奕涵. 以“合”为贵? 合作文化与企业创新[J]. *金融研究*, 2019(1): 148–167.
- [32] WANG M, XU M, MA S J. The effect of the spatial heterogeneity of human capital structure on regional green total factor productivity [J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2021, 59: 427–441.
- [33] 陈喆,郑江淮. 绿色技术创新能够促进地区经济高质量发展吗? ——兼论环境政策的选择效应[J]. *当代经济科学*, 2022, 44(4): 43–58.
- [34] TONE K, TSUTSUI M. An epsilon-based measure of efficiency in DEA—a third pole of technical efficiency[J]. *European Journal of Operational Research*, 2010, 207(3): 1554–1563.
- [35] SHESTALOVA V. Sequential Malmquist indices of productivity growth: an application to OECD industrial activities[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2003, 19(2/3): 211–226.
- [36] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算:1952~2006 年[J]. *数量经济技术经济研究*, 2008, 25(10): 17–31.
- [37] JIA R X, NIE H H. Decentralization, collusion, and coal mine deaths[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2017, 99(1): 105–118.
- [38] 张所地,张婷婷,赵华平,等. 城市不动产投资结构对科技人才集聚的门槛效应[J]. *科学学研究*, 2020, 38(8): 1408–1416.
- [39] 高洪玮. 金融集聚、基础支撑与城市绿色创新——来自长江经济带的经验证据[J]. *经济与管理研究*, 2024, 45(5): 96–113.

Can Innovative Talent Agglomeration Improve Urban Carbon Emission Performance?

—Empirical Evidence from Prefecture-level Cities in China

BAO Pengcheng, YIN Chaojing, YANG Kun

(Southwest University, Chongqing 400715)

Abstract: Improving carbon emission performance is an intrinsic requirement for achieving China's "dual carbon" goals. Rational innovative talent agglomeration can overcome the spatio-temporal barriers of knowledge exchange, improve human capital structure and production efficiency, and accelerate the transformation of scientific and technological innovation achievements to reduce carbon emissions. Therefore, it is imperative to explore whether innovative talent agglomeration can improve carbon emission performance to accelerate the low-carbon transformation of the economy. Based on the panel data from 285 cities in China from 2011 to 2021, this paper utilizes the SML index of the mixed distance function to measure carbon emission performance, empirically tests the impact of innovative talent agglomeration on carbon emission performance and its mechanism, and discusses the heterogeneity and spatial effect.

This paper finds that innovative talent agglomeration can improve urban carbon emission performance. This conclusion remains valid after accounting for the endogeneity issue. Mechanism test shows that innovative talent agglomeration can improve urban carbon performance by enhancing sustainable competitiveness and driving green technology innovation. Heterogeneity analysis shows that innovative talent agglomeration has a greater impact on carbon emission performance in the eastern region, large and medium-sized cities, strongly attractive cities, and cities with a high level of Internet development. The spatial effect analysis shows that innovative talent agglomeration inhibits the improvement of carbon emission performance in spatially linked areas.

The potential contributions are threefold. First, based on the perspective of low-carbon transformation and development, this paper examines the important impact of innovative talent agglomeration on carbon emission performance, reveals the stimulating effect of gathering talents worldwide on the economy and society in the Chinese context, and expands and deepens the existing studies on the influencing factors of carbon emission performance. Furthermore, this paper provides a reliable and new instrumental variable to solve the endogeneity issue of innovative talent agglomeration, namely, the number of academies from the Tang Dynasty to the Qing Dynasty. Second, from the perspectives of sustainable competitiveness and green technology innovation, this paper expounds and examines the mechanism of the impact of innovative talent agglomeration on carbon emission performance, providing a new theoretical research direction for improving urban carbon emission performance. Third, based on the differentiated characteristics of geographical location, city scale, urban attractiveness, and the level of Internet development, it comprehensively reflects the environmental effect of innovative talent agglomeration. At the same time, the spatial Durbin model is used to investigate the spatial effect of innovative talent agglomeration on carbon emission performance, and the impact of innovative talent agglomeration is depicted in multiple dimensions, which have specific guiding significance for promoting relevant talent policies.

Keywords: innovative talent agglomeration; carbon emission performance; sustainable competitiveness; green technology innovation; spatial spillover effect

责任编辑:蒋 琰;魏小奋