高铁开通及网络的城市绿色技术创新效应研究

段　娟　余子龙　文余源

[提要]随着中国高速铁路网络的快速扩张和绿色发展战略的深入实施,高铁作为重要的交通基础设施对城市绿色技术创新的影响日益凸显。为探究高铁对城市绿色技术创新的影响机制,研究采用2003—2019年280个地级及以上城市的面板数据,创新性地整合双重差分模型、社会网络分析法和空间计量模型进行实证检验。研究发现:第一,高铁开通显著促进了城市绿色技术创新"量质双升"。第二,影响机制上,高铁开通通过促进生产性服务业集聚带动城市绿色技术创新"量"和"质"的提升。第三,异质性分析表明,高铁开通对城市绿色技术创新的影响程度因城市的网络地位、规模、资源禀赋、市场化程度和城市群分布不同而各异。第四,高铁网络对绿色技术创新的促进作用具有空间溢出效应。

[关键词]高铁开通与网络;绿色专利;社会网络分析法;空间溢出;绿色技术创新

中图分类号:F127　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1004—3926(2024)11—0098—16

基金项目:国家自然科学基金面上项目"中国世界级城市群发展机制与政策研究"(72373151)、国家社会科学基金一般项目"中国共产党百年荒漠化防治史研究"(23BDJ108)、中国社会科学院马克思主义理论学科建设与理论研究工程重大项目"百年来中国共产党领导防沙治沙工作的成就和经验研究"(2022MGCZD004)、国务院国资委2024年度"揭榜挂帅"研究课题"国资央企提升功能价值,服务落实国家区域发展战略专题研究"(No.17)

作者简介:**段娟**,中国社会科学院当代中国研究所副研究员,理学博士,研究方向:绿色与可持续发展。北京 100009　**余子龙**,中国人民大学应用经济学院博士研究生,研究方向:区域经济学。北京 100872　**文余源**,中国人民大学应用经济学院教授,理学博士,博士生导师,研究方向:区域经济与城市化可持续发展。北京 100872

引言

近年来,随着全球气候变化问题的日益严峻,绿色发展已经成为各国经济社会发展的重要议题。中国作为全球最大的发展中国家和碳排放大国,正在大力推动经济的绿色转型,以实现可持续发展和碳中和、碳达峰目标。在这一背景下,绿色技术创新作为提升资源利用效率、降低环境污染的重要手段,受到了广泛关注。中国政府在"十四五"规划和《2030年可持续发展议程》中明确提出,要大力推动绿色技术创新,加快形成绿色生产方式和生活方式。这一目标不仅体现了中国应对全球气候变化、履行国际承诺的决心,也是实现国内生态文明建设目标的必然要求。与此同时,随着中国经济从高速增长阶段转向高质量发展阶段,提升绿色技术创新能力已经成为推动产业升级、优化能源结构和促进社会可持续发展的核心任务。在绿色创新领域,2016-2023年,中国在共建"一带一路"国家及相关组织的绿色低碳发明专利累计申请量和授权量分别为3637件和1664件,年均增速分别为26.0%和21.3%,2020-2023年年均增速进一步提高至65.4%和49.6%,这一增长趋势凸显了中国在绿色技术创新领域的快速进步。

中国的高速铁路建设经过20多年的快速发展,已经形成了世界上规模最大、技术最先进的高铁网络。截至2023年,中国高铁运营里程已超过4万公里,占世界高铁总里程的2/3以上,连接了全国大部分省会城市和重要经济区。高铁不仅大幅缩短了城市间的通勤时间,还推动了区域经济一体化,为中国经济的高质量发展注入了新的动力。在中国政府的"十四五"规划和2035年远景目标中,高铁作为国家战略性基础设施的重要组成部分,被寄予了促进区域协调发展、推动乡村振兴、实现"双碳"目标的重要使命。在中国经济转型的背景下,传统的粗放型经济增长模式已不可持续,推动绿色发展和创新成为应对资源环境约束和实现高质量发展的必然选择。高铁网络的扩

中国知网　https://www.cnki.net

展不仅仅是物理空间上的连接,更是技术、信息和知识的流动通道,有助于推动各城市间的技术扩散和创新合作。因此,在中国积极推进交通强国建设和经济高质量转型的双重背景下,探讨能否以高铁建设为切入点助力国内大循环,提升绿色技术创新水平具有深刻意义。本文旨在解决以下问题:首先,高铁对绿色技术创新数量和质量影响程度如何?生产性服务业的集聚是否是验证高铁开通对绿色技术创新的关键机制变量?其次,这种影响效果是否存在异质性?最后,考虑到高铁的社会网络特征,各城市高铁运营程度的差异是否会影响绿色技术创新水平以及这种差异是否会产生空间溢出效应。为了实现这些目标,本文基于城市角度从开通与网络两个层面研究高铁对中国绿色技术的创新效应,分析其理论机制提出相关假说并建立计量模型进行检验,探究高铁的绿色技术创新效应特征与趋势,以期从相关结论中获得政策启示。

一、文献综述

绿色技术创新在技术创新基础上新增降低环境污染、促进节能减排等特点,推动传统技术创新转向资源节约和环境友好。外部环境和内部驱动力是影响绿色技术创新的重要因素(Karimi Takalo *et al.*,2021)[1]。外部因素方面,以环境规制为主的组合型政策安排是影响绿色技术创新的重要因素。一方面,环境政策实施使得企业生产成本增加,绿色技术创新所带来的收益无法抵消环境规制成本,导致创新水平较低,并可能产生"污染避难所效应"(沈坤荣等,2017)[2]。另一方面,合理有效的环境规制将导致创新补偿效应超过遵循成本效应,从而提高企业对绿色技术创新的积极性(邓玉萍等,2021)[3]。此外,地区集聚水平、数字经济和数字金融发展水平会影响绿色技术创新水平(林伯强等,2019;[4]李勇辉等,2021;[5]魏丽莉等,2022;[6]刘敏楼等,2022[7])。聚焦微观企业内部,影响企业绿色技术创新水平的因素包括企业的创新资源和内部治理水平(徐佳等,2020)[8]。

关于高铁对创新的影响,既有研究重点关注高铁开通的创新效应及其空间效应(Fan & Xu,2023)[9]。卞元超等(2019)发现高铁开通后引致的创新要素流动效应有助于区域创新水平的提升;[10]何凌云等(2020)则从微观企业层面揭示了高铁对人力资本的运输效应,发现高铁开通促进企业创新产出的提高;[11]空间效应上,谭志雄等(2022)利用空间双重差分方法,发现高铁的开通对长江经济带沿线城市的创新水平产生了显著的正向影响,并且还带来了空间溢出效应。[12]然而,随着中国新发展理念提出和实现"双碳"目标的内在要求,绿色技术创新的重要性日益提升(Wang & Cai,2020)[13]。与此同时,高铁网络的形成与演变改变了城市的地位,由"线"至"网"的联系对中国经济格局产生新的影响。当前,中国的高铁网络已经覆盖了93%以上的人口超过50万的城市,形成了基本完善的"八纵八横"网络格局。因此,探寻城市处于高铁网络中的位置对其绿色技术创新的影响具有重要意义。同时,本研究从"量"和"质"两个维度剖析绿色技术创新,考虑到绿色创新技术质量的提升往往具有高风险性和长周期性,因此高铁对绿色技术创新数量和质量的影响是否存在差异及其影响机制是本文关注的重点。

综上所述,现有研究大多从经济和政策两方面因素分析绿色技术创新,部分文献对高铁的关注延伸到区域创新效应及其空间溢出。考虑到高铁作为一种绿色交通方式与绿色技术创新存在密切联系,目前多数研究只关注"高铁开通"的绿色创新效应,忽略了高铁网络整体的区域影响。高铁促进了区域创新要素的重新布局,通过共享、匹配、学习等机制形成集聚效应,增强了知识溢出效应,实现了资源的帕累托优化,对城市绿色技术创新发展具有重要意义。鉴于此,本文创新性地从"量"和"质"两个视角探讨高铁开通和高铁网络对城市绿色技术创新的本地效应和邻地效应,以期为更好地推动区域绿色发展提供政策依据。

相对于过去的研究,本文可能的边际贡献主要表现在:第一,理论分析方面,从"量"和"质"两个维度构建了高铁开通的城市绿色技术创新效应理论框架,并进一步将生产性服务业集聚纳入分析框架以研究高铁开通对城市绿色技术创新的影响机制。第二,研究策略上结合多时点双重差分法、连续双重差分法、社会网络分析法和空间计量模型,从高铁开通和高铁网络两个层面分析高铁对城市绿色技术创新的本地效应和空间溢出效应。第三,实证分析中考虑了城市网络地位、城市规模、城市资源禀赋、城市市场化程度和城市群特征等多方面的异质性因素,以更准确地估计高铁的绿色技术创新效应。

二、理论分析与研究假设

(一)高铁与绿色技术创新数量及质量水平

高铁的建设和运营为城市带来更多经济活动

中国知网 https://www.cnki.net

和增长,提供了更广阔的消费市场和商机,扩大了市场规模进而激发了技术创新和绿色产品开发的动力。此外,高铁开通有助于促进企业生产资源的重新配置和贸易成本的降低。作为绿色技术创新活动的主体,企业可能会调整其区位选择,促使高铁城市企业的数量增加和规模扩大,一方面区位的重新变动可能导致企业的空间集聚,降低企业的搜寻成本和信息成本,有效减少区域间信息不对称程度(Chen & Hall,2011)[14],促进企业绿色创新研发投入的增加。另一方面,面对企业的搬迁行为,基于中国当前的环境保护目标责任制的考核压力,地方政府可能出台更严格的环境规章制度作为企业准入门槛,如江苏省苏州市于2021年12月1日起实施的《苏州工业园区建设项目环境准入负面清单(2021版)》,明确提出禁止进入的行业、工艺、产品和开发活动,促进了当地的绿色发展。这些政策会倒逼企业积极实施绿色技术创新活动、开发新的绿色技术以进入该地区。在市场竞争层面,高铁拓宽了消费者可选择的产品范围,加剧了市场竞争程度。在激烈的市场竞争环境下,企业会选择进行绿色技术创新,以提升其核心竞争力。这一举措不仅有助于树立企业良好的社会形象,还有利于获取政府相关政策的支持,从而降低治污成本和创新成本,并增加市场份额。

根据资源禀赋理论,创新资源的投入是确保绿色创新活动、提高绿色创新产出和赋能绿色创新效率的重要前提。然而,由于地理位置和区位条件的限制,初始绿色创新资源的分配是不均衡的。而高铁开通引发区域间时空压缩机制,有助于消除要素流动性障碍,提高了城市之间的互联性和可达性。这有助于促进人才、资本、信息和知识等创新要素在不同区域间的流动和再分配,优化了绿色创新要素的空间分布,增强了区域的绿色创新潜力,进一步提升了区域间绿色创新要素的流动效率和匹配质量。与传统的交通方式相比,高铁具有客运量大、高速高效、安全等优势,能更好地满足对时间敏感的高素质人才需求。具备较强创新能力和较高专业技能的高素质人才作为知识和技术的重要载体,高铁开通有利于降低通勤成本增强其流动性,推动先进的绿色生产理念和创新技术在更大空间范围内得到应用。知识溢出呈现出空间地理衰减特征,特别是对难以编码化的隐性知识而言。隐性知识的溢出通常需要进行面对面的互动交流,高铁的开通使得异地隐性知识溢出成为可能(Dong *et al.*,2020)[15],加快信息、知识、技术扩散速度,企业可以通过高铁实现线下技术交流、资源共享和合作研发(吉赟等,2020)[16],进而促成绿色技术和知识的溢出,实现跨城市的协作研发,提高了城市绿色技术创新的质量和效率。绿色创新活动的开展离不开资金的支持,地理位置影响目标公司信息的空间扩散,进而通过交易成本和监管成本限制金融资源的流动。高铁开通有助于压缩城市间的时空距离,增强投资双方面对面沟通和实地调研考察的灵活性,降低信息不对称程度,有助于提高异地风险投资的成功率,为城市绿色创新活动提供资金保障。鉴于以上分析,本文提出研究假设1和假设2:

假设1:高铁开通有助于增加城市绿色技术创新数量。

假设2:高铁开通有助于提升城市绿色技术创新质量。

(二)高铁影响绿色技术创新的内在机制

推动现代服务业优先发展是保持经济持续增长、推动产业转型升级的重要举措。这其中推动生产性服务业向专业化和价值链高端延伸是扩内需、促就业和调结构的重要环节。新经济地理学和区位论认为,交通基础设施是影响企业区位选择的重要因素,进而作用于产业空间布局。高铁的开通与建设有助于促进高素质劳动力在不同城市间转移,此时生产性服务业的集聚正是得益于所形成的知识溢出效应和劳动力池效应(马红梅等,2020)[17]。集聚外部性通过规模效应和知识溢出效应刺激城市绿色技术创新。一方面,生产性服务业通过提供技术、信息服务等专业要素以及多元化的金融资源助推实现创新资源有效配置。此外,生产性服务业集聚通过规模效应实现人才、资本、技术、信息等生产要素的共享,形成更大的本地市场,有助于降低企业成本,扩大利润空间,将资金投入至绿色技术创新研究环节,提高企业绿色技术创新产出。另一方面,生产性服务业集聚产生了知识外溢效应,企业之间的密集互动和紧密联系促进了知识的交流和传播,推动产业内和产业间的跨领域合作,在此过程中各企业可以通过合作共享研发成果、分担风险和共同开发新技术,优化资源利用和能源效率,形成绿色产业链,为企业生产工艺的绿色升级提供了可能,加快绿色技术创新的推进(李勇辉等,2021)[5]。此外,生产性服务业集聚程度不同的城市对高铁的绿色

中国知网 https://www.cnki.net

技术创新效应产生不同的影响。生产性服务业集聚态势越强的城市,规模效应和知识溢出效应越强,则创新资源配置效率和创新网络效应更强,进而有助于强化高铁的绿色技术创新效应。鉴于此,提出假说3:

假说3:高铁开通通过生产性服务业集聚影响绿色技术创新,并随着生产性服务业集聚程度差异而产生不同的影响效果。

(三)高铁网络对绿色技术创新的本地效应和邻近效应

高铁网络作为一种新兴交通运输网络,降低了劳动力的通勤成本、产品的运输成本、企业的交流成本,极大地弱化了地理距离和行政力量对经济要素流动的束缚,提高了城市的可达性,加强了城市间的联系。城市在高铁网络中所处地位越重要,越有助于城市从高铁网络中的强关系和弱关系中获取并吸引信息、知识、技术等隐性资源(丁如曦等,2020)[18];同时,中心性较高城市表明处于高铁网络中较重要区位,有助于强化高铁网络要素整合和匹配效应,提升高素质人才、知识等创新要素在空间上的配置效率,进一步促进依赖隐性知识的绿色技术创新水平的提升。

高铁网络建设会产生空间溢出效应(张克中等,2016)[19]。一方面,高铁网络中心城市具有更雄厚的经济基础、更尖端的科技水平和更庞大的市场规模,容易吸引高素质人才、技术创新机构和投资资金从周边城市流入到中心城市产生虹吸效应,在强大的经济集聚效应下,中心城市形成创新生态系统,推动绿色技术创新的发展。另一方面,高铁网络通过网络外部性发挥着扩散效应。在高铁网络的建设和不断完善的时代背景下,城市之间形成更为紧密的创新网络和合作关系,绿色技术创新的理念不断传播和凝聚,在这种网络中,城市之间的互联性增强,信息和知识可以更快速地传递和共享,绿色创新网络的正外部性加速知识和技术跨区域、跨行业的溢出(孙文浩等,2020)[20],促进城市绿色技术创新的合作和共同进步;此外,高铁网络中心城市绿色技术创新的激励和示范效应(卞元超等,2019)[10],增强了周边其他城市参与绿色创新的意愿,激发绿色创新潜力。基于以上分析,分别提出假说4和假说5:

假说4:高铁网络中城市的中心性不同,其绿色技术创新效应会有差异。

假说5:高铁网络对绿色技术创新效应的作用程度具有空间相关性,既产生本地效应也存在邻地效应。

三、研究设计

(一)变量设定

1.被解释变量。

参考宋德勇等(2021)对绿色技术创新水平从数量与质量两个维度进行衡量,[21]考虑到在城市层面展开研究,各城市绿色专利申请量因城市间经济水平、创新资源、教育科技等因素不同会存在规模差异,为剔除这种差异本文对其进行均值化处理。此外国家知识产权局将专利分为三类,其中发明专利相较于另外两类专利具有较高的新颖性和创造性,体现了绿色创新的高质量维度。因此,这里用每万人绿色专利申请数量表征绿色技术创新的数量水平(*Quantity*),用每万人绿色发明专利的申请数量表征绿色技术创新的质量水平(*Quality*)。

2.核心解释变量。

城市高铁开通状况(*DID*):将高铁开通视为外生冲击事件,以虚拟变量形式表示。若某城市在上半年开通高铁,则将当年视为开通年份,取值为1;若该城市在当年下半年开通高铁,则将下一年视为开通年份,取值为1。

3.控制变量。

考虑到其他城市特征因素可能对绿色技术创新水平造成影响,对以下变量加以控制:(1)区域经济状况(*pgdp*)。一般而言,较高的经济发展水平可以提供更多资金等资源的支持,有助于推动绿色技术的研发(刘敏楼等,2022)[7]。以2003年为基期对实际人均地区生产总值进行平减,以此衡量城市的经济发展水平。(2)城市规模(*pop*)。较大的城市人口规模提供了更大的市场规模、创新人才集聚效应和资源聚集效应,促成了更多的创新活动开展和更高质量的创新成果产出。以城市年末总人口衡量城市规模(宋德勇等,2021)[21]。(3)对外开放水平(*fdi*)。对外开放水平对绿色技术创新水平具有双重影响(魏丽莉等,2022)[6]:一方面,对外开放水平的提高有助于外来绿色技术的转移和创新网络建立,通过知识溢出促进绿色技术创新水平的提升;但另一方面,根据“污染天堂”假说,中国早期鼓励外商投资政策聚焦于引入高耗能高污染性产业,这种产业的技术锁定促使技术创新难以向绿色节能方向转变。本文利用美元兑人民币的年平均汇率转换地区实际使用外资额(亿美元),将其与地区生产总值的比值衡量对

中国知网 https://www.cnki.net

外开放水平。(4)产业结构水平(*is*)。通常而言,第三产业的发展污染量较小,其创新需求、知识密集度和创新合作特点促进了绿色技术的研发和应用,推动了可持续发展和环境保护。借鉴李勇辉等(2021)采用第三产业与第二产业的产值之比测度产业结构水平。[5](5)政府干预程度(*gov*)。一方面,政府的政策和资金支持为绿色技术创新提供了良好的条件;另一方面,过度的政府干预不利于市场机制的运行,阻碍了绿色技术创新活动开展。此处采用地方财政支出占地区生产总值比重衡量政府干预程度(孙文浩等,2020)[20]。

(二)模型设定

1.高铁开通的城市绿色技术创新效应模型设定

高铁线路的布局与规划是由国家层面自上而下进行的交通网络设计,主要连接区域中心城市。其他许多非中心城市是否接受高铁线路的连接取决于它们是否位于中心城市的高铁连接线上,与其经济条件和环境水平的关系不大。因此,可将高铁开通视为准自然实验。考虑到各城市高铁开通时间不一致,参考 Lin(2017)[22]构建多时点双重差分模型(Differences-in-Differences, DID)作为基准回归模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta\, DID_{it} + \gamma\, Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,Y_{it} 为被解释变量,即 i 城市 t 年的绿色技术创新数量(*Quantity*)和质量(*Quality*)。DID_{it} 为核心解释变量,描述城市 i 在 t 年是否开通高铁。$Control_{it}$ 为控制变量集合,包含其他可能影响绿色技术创新的因素。μ_i 为城市固定效应,η_t 为年份固定效应,ε_{it} 为随机扰动项。估计系数 β 衡量了绿色技术创新水平在高铁开通前后的平均处理效应。在实证回归时,为弱化数据可能存在的异方差或偏态性以及更易于经济上的弹性分析,除虚拟变量外,其他变量均取对数(下同)。

2.高铁网络的城市绿色技术创新效应模型设定

基准回归模型仅关注城市之间有无高铁开通对绿色技术创新的影响,而在开通高铁的城市之间,基于高铁网络交通地位等城市独特属性特征的不同所带来的高铁开通强度对绿色技术创新的处理效应并未予以考虑,鉴于交通基础设施的网络效应和不同城市间高铁建设运营程度的差异,可通过社会网络分析法测度高铁网络中心性,继而将高铁网络中心性指标(*Cen*)引入基准模型构建连续双重差分模型分析高铁网络中不同节点城市地位如何影响绿色技术创新水平。相应估计模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta\, DID_{it} \times Cen_{it} + \gamma\, Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

高铁网络度中心性和加权度中心性的具体衡量方法如下:

度中心性(*DC*)是指与该节点直接相连节点形成的边数量,节度中心性越大,则说明该节点的核心性越强,反映网络中节点城市与其他城市之间的交往能力。而加权度中心性(*WDC*)则是将与该节点相连节点的边赋予权重,然后通过将所有相连边所赋权重的加总得到,加权度中心性同时衡量节点的影响力广度和强度,体现了节点的重要性。设 a_{ij} 为该节点与其余 n-1 个节点的关系,若与之有相连的边即为 1,若不相连即为 0,本文采取的权重为城市节点之间高铁服务频次,设 w_{ij} 为边的权重,代表城市 i 和城市 j 之间高铁服务频次,n 为城市节点的数量,N 为所有高铁服务频次总和,度中心性为 $C_D(c_i)$,加权度中心性为 $C_{WD}(c_i)$,则

$$C_D(c_i) = \frac{\sum_{j=1}^{n-1} a_{ij}}{n} \quad (3)$$

$$C_{WD}(c_i) = \frac{\sum_{j=1}^{n-1} a_{ij} \times w_{ij}}{N} \quad (4)$$

3.高铁网络的城市绿色技术创新空间效应模型设定。

考虑到高铁网络中各城市之间彼此空间关联性以及可能产生的溢出效应,基于高铁网络中心性构建空间双重差分模型分析高铁网络对绿色技术创新影响的空间效应。由于空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)模型可有效处理空间数据的自相关性和空间异质性以提高预测和解释精度,故构建 SDM 模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \rho W Y_{it} + \beta_1\, DID_{it} \times Cen_{it} + \gamma_1\, Control_{it} + W\beta_2\, DID_{it} \times Cen_{it} + W\gamma_2\, Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,Y_{it} 为被解释变量,即绿色技术创新的数量(*Quantity*)和质量(*Quality*);ρ 为空间自回归系数;W 为经济地理嵌套空间权重矩阵;$DID_{it} \times Cen_{it}$ 为高铁开通变量与中心性指标的交互项,其中 Cen_{it} 包括度中心性(*DC*)和加权度中心性(*WDC*),衡量高铁网络中城市地位的变动;$Control_{it}$ 是与基准回归模型中一致的控制变量;β_2、γ_2 表示空间滞后项的估计系数;μ_i 为城市固

中国知网 https://www.cnki.net

定效应，η_t 为时间固定效应，ε_{it} 为随机误差项。

（三）数据来源

本文被解释变量的数据来自中国研究数据服务平台（CNRDS）绿色专利数据库，包括城市绿色专利申请数量、绿色发明专利申请数量。其余数据来自历年《中国城市统计年鉴》，个别缺失值数据结合地方统计年鉴、EPS 数据库或采用线性插值法进行补齐。为了最大限度构建平衡面板数据集，剔除数据严重缺失的拉萨市等，以及安徽省巢湖市和贵州省毕节市、铜仁市等一系列因行政区划调整导致数据出现明显缺失的地级市，最终选取的研究样本为 20032019 年 280 个城市，其中 197 个城市在样本考察期间开通了高铁。各主要变量定义情况及描述性统计如表 1 所示。

表 1　描述性统计结果

变量符号	变量定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Quantity	绿色技术创新数量	476 0	0.388	0.533	0.004	2.590
Quality	绿色技术创新质量	476 0	0.221	0.381	0	1.987
DID	高铁开通	476 0	0.257	0.437	0	1
pgdp	经济发展水平	476 0	9.940	0.761	8.196	11.625
pop	城市规模	476 0	5.866	0.672	3.850	7.154
fdi	对外开放水平	476 0	0.019	0.020	0	0.099
is	产业结构水平	476 0	0.616	0.204	0.213	1.336
gov	政府干预程度	476 0	0.149	0.068	0.054	0.404

四、实证结果分析

（一）高铁开通的城市绿色技术创新效应基准回归结果

表 2 报告了高铁开通对绿色技术创新数量（*Quantity*）与质量（*Quality*）影响效应的基准回归结果。其中，第（1）（2）列未纳入控制变量仅考虑固定效应；第（3）（4）列同时纳入控制变量和固定效应。从回归结果来看，列（1）和（2）显示变量 *DID* 系数在 1%显著性水平上为正，这表明高铁开通有助于推动绿色技术创新“量质双升”。列（3）、列（4）纳入控制变量后 *DID* 系数变小但是仍然显著，缓解了遗漏变量造成的误差，验证了结果的稳健性。平均而言，高铁开通能够提升城市绿色技术创新数量水平约 13.9%、质量水平约 12.2%，假说 1 和 2 得证。横向对比而言，高铁开通对绿色技术创新数量的驱动作用高于绿色技术创新质量。具体而言，绿色技术创新质量的提升往往具有更高的风险性、更长的周期性和更强的创造性，因此，基于创新动力与创新导向的差异、技术成熟度与风险偏好的不同以及创新目标与长期效益的考虑不同，高铁开通对于绿色技术创新质量的影响程度相较于数量层面更小。

表 2　基准回归结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
DID	0.227*** （0.030）	0.192*** （0.025）	0.139*** （0.023）	0.122*** （0.019）
pgdp			−0.403*** （0.063）	−0.300*** （0.050）
pop			0.487** （0.245）	0.564*** （0.184）
fdi			−2.689*** （0.687）	−2.090*** （0.589）
is			0.156** （0.075）	0.105* （0.061）
gov			−3.274*** （0.317）	−2.342*** （0.263）
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	476 0	476 0	476 0	476 0
R^2	0.824	0.761	0.867	0.812

注：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%的显著性水平，括号内为城市层面聚类的稳健标准误。下同

控制变量方面，经济发展水平的系数显著为负，可能因为经济增长是对短期利益的过度追求，忽视了长期的环境可持续性和绿色技术创新的重要性；同时经济发展过程中往往伴随着一定的技

中国知网 https://www.cnki.net

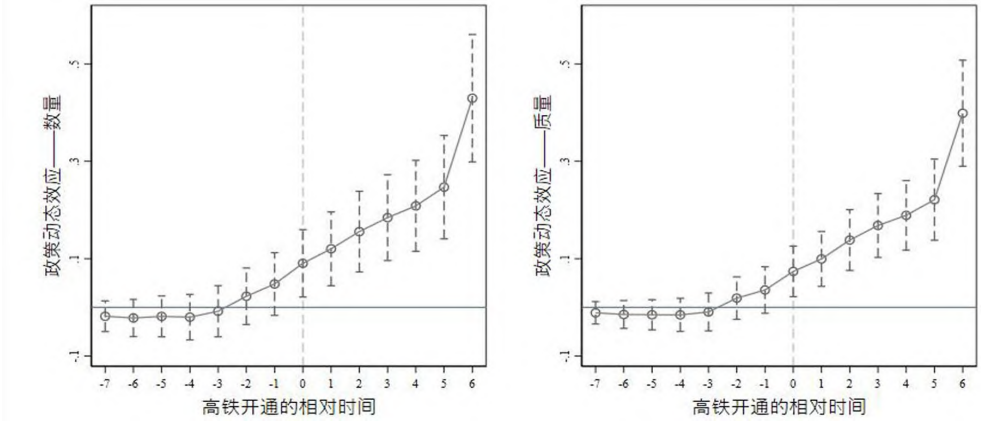
术路径依赖,不利于改变现有的生产方式和产业结构。人口规模、产业结构对于绿色技术创新的发展具有一定驱动作用;而对外开放水平和政府干预程度则产生了负向效应,与预期一致。

(二)平行趋势检验

采用多时点双重差分模型的重要假设前提是高铁开通前处理组和控制组具有相同的变化趋势,以确保平行趋势检验假设成立。由于各城市开通高铁的年份各不相同,因此需要为不同处理组城市设置高铁开通的相对时间值虚拟变量。可采用事件分析法进行平行趋势检验,计量模型设定如下:

$$Y_{it}=\alpha+\beta_n\sum_{n\geq-7}^{6}DID_{i,policy+n}+\gamma Control_{it}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

上式中,$DID_{i,policy+n}$ 为政策实施窗口,表示高铁开通这一事件相对时间值的虚拟变量。如图2所示,在政策窗口期内,高铁开通前所有回归系数均不显著,这表明平行趋势假设成立。此外,在高铁开通的动态效应方面,结果显示高铁开通当年对绿色技术创新的影响开始显著为正且随着时间推移系数逐步变大、影响程度逐步攀升,表明高铁开通具有推动绿色技术创新数量与质量提升的政策效应。同时随着时间的推移、高铁网络的逐步完善,其相较于其他交通方式的比较优势日益凸显,城市间往来频率增加,区域交流范围扩大,企业合作更加频繁,高铁的绿色技术创新效应不断扩大。



(a)绿色技术创新数量为被解释变量　　(b)绿色技术创新质量为被解释变量

图2 高铁开通的平行趋势检验

注:空心点的上下虚线表示95%的置信区间。

(三)稳健性检验

1.更换模型设定:PSM-DID

尽管使用多时点双重差分模型分离出了高铁开通的平均处理效应,但若高铁开通前的处理组和控制组城市的可观测特征变量存在显著差异,则可能造成多时点双重差分模型估计是有偏的。为了进一步解决样本自选择偏误性问题,先分别采用截面倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM)和逐年倾向得分匹配法两种匹配方法(白俊红等,2022)[23],之后再采用多时点双重差分模型重新估计高铁开通对绿色技术创新数量与质量的影响效应。表3中第(1)(2)列显示了截面PSM-DID的回归结果,第(3)(4)列显示了逐年PSM-DID的回归结果,两者均表明高铁开通显著促进了绿色技术创新数量与质量的提升,与基准回归结果大致相当,证实了结果的稳健性。

表3 稳健性检验结果1

变量	截面PSM		逐年PSM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
DID	0.101*** (0.022)	0.089*** (0.018)	0.073*** (0.022)	0.063*** (0.017)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	439 2	439 2	393 8	393 8
R^2	0.864	0.805	0.869	0.811

中国知网 https://www.cnki.net

2.替换模型的被解释变量

以城市当年绿色专利申请总量和绿色发明专利申请总量分别作为新的被解释变量进入多时点双重差分模型模型参与回归。表 4 中第(1)、(2)列回归结果显示,*DID* 系数均显著为正,说明高铁开通显著促进绿色技术创新“量质双升”的结论较为稳健。

3.考虑异质性处理效应的稳健性检验

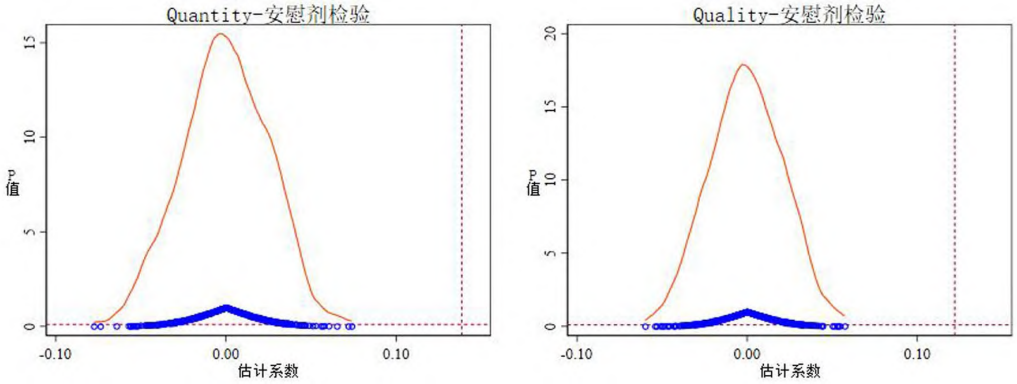
以上多时点双重差分模型估计的处理效应是基于隐含的“同质性处理效应”假定,但是由于双向固定效应估计的处理效应在不同处理组间或者不同处理时点下通常存在异质性,可能会导致产生显著的潜在估计偏误(De Chaisemartin & D'Haultfoeuille, 2020)[24]。为此,参考沈坤荣等(2023)计算了“异质性—稳健”估计量来进行异质性处理效应下的稳健性检验,[25]该方法可在多时点双重差分模型设置中提供一个定义良好的处理效果参数,计算出以“未受处理组”为控制组、以所有组所有时期为估计的组别—时期处理效应结果,尽管该方法在回归中丢失大量样本,但具有适用性和灵活性,表 4 第(3)和(4)列的估计结果显示,两者的平均处理效应仍显著为正。

表 4　稳健性检验结果 2

变量	替换被解释变量	“异质性—稳健”估计量		
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
DID	229.087*** (67.877)	129.704*** (37.953)	0.601*** (0.121)	0.330*** (0.073)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	476 0	476 0	315 2	315 2
R^2	0.612	0.597	–	–

4.安慰剂检验

通过双重随机的方法进行安慰剂检验。参考白俊红等(2022)[23]的方法先随机打乱城市高铁开通时点,之后从所有样本中随机抽取与原处理组中高铁开通相同城市数量的样本,从而构建政策时点与城市均随机化的 500 组虚拟变量 *DIDrandom*,以避免小概率因素对上述估计结果的干扰。根据图 3 中 500 个随机化的 *DID* 伪回归系数 $\beta random$ 的核密度及其 P 值的分布可以发现:随机处理后的系数估计值基本服从以 0 为均值的正态分布,核心解释变量的真实估计值显著差异于安慰剂测试结果,且 P 值绝大多数高于 10%,这表明双重随机处理后,高铁开通的两种政策效应在显著性和作用强度上均存在大幅削减,多时点双重差分模型的估计结果由不可观测因素所驱动的可能性不大,证明了本文结果的稳健性。



(a)绿色技术创新数量的安慰剂检验　　(b)绿色技术创新质量的安慰剂检验

图 3　随机处理后的系数估计值分布

注:X 轴为 500 次随机生成的 DID^{random} 估计系数。空圈为估计系数的 P 值,实线为估计系数的核密度分布;右侧垂线为实际政策的估计系数。

5.剔除其他政策的干扰

在样本的观测期内,为了避免国家实施的智慧城市试点政策、低碳城市试点政策和创业型城市试点政策可能对绿色技术创新产生影响,本文在基准回归模型中依次加入智慧城市政策试点(*SCPP*)、低碳城市政策试点(*LCPP*)、创新型城市

中国知网 https://www.cnki.net

政策试点(*ICPP*)的年份虚拟变量,表 5 回归结果显示,依次加入三种政策后,会对高铁开通的绿色技术创新处理效应产生一定的稀释作用,但是基准回归系数仍然显著为正,意味着同期其他绿色技术创新相关的重要政策的出台并未对估计结果造成重大偏误。

表 5 稳健性检验结果 3

变 量	智慧城市政策		低碳城市政策		创新型城市政策	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
DID	0.130*** (0.023)	0.115*** (0.019)	0.135*** (0.023)	0.118*** (0.019)	0.090*** (0.021)	0.080*** (0.018)
SCPP	0.175*** (0.059)	0.137** (0.057)				
LCPP			0.078** (0.033)	0.090*** (0.028)		
ICPP					0.394*** (0.042)	0.341*** (0.037)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	476 0	476 0	476 0	476 0	476 0	476 0
R^2	0.870	0.815	0.868	0.815	0.888	0.843

(四)内生性分析

城市高铁开通并非严格意义上的自然实验,高铁开通会受到经济和政治因素的影响,一般而言经济体量较大、政治定位较高的城市更容易开通高铁,而经济发展程度和国家政策支持力度会进一步影响城市绿色技术创新程度,因此存在一定的反向因果问题,可采用工具变量法克服这一内生性问题。考虑将城市地形起伏度与时间趋势项的交互项作为工具变量(林伯强等,2019)[4],一方面,一般而言城市地形起伏度越大越不利于高铁开通,二者存在负相关关系;另一方面地形起伏度作为地理变量,难以影响城市绿色技术创新水平,因此工具变量的选取符合标准。

表 6 报告了工具变量 2SLS 的回归结果,其中第(1)列显示了第一阶段回归结果,表明城市地形起伏度与高铁开通之间存在显著的负向影响,证实了城市地形起伏度越大越不利于高铁修建;第(2)(3)列分别展示对不同被解释变量的第二阶段回归结果,两者的系数均显著为正。考虑内生性问题后的回归结果仍然表明高铁开通具有绿色技术创新“量质双升”效应,与基准回归结果一致。

表 6 工具变量的估计结果

变 量	(1)	(2)	(4)
	第一阶段回归	IV(2SLS)	IV(2SLS)
	DID	*Quantity*	*Quality*
DID		0.480** (0.227)	0.536*** (0.195)
Geo	-0.010*** (0.003)		
KP-LM 统计量	12.441***	12.441***	12.441***
C-D Wald F 统计量	91.794 {16.380}	91.794 {16.380}	91.794 {16.380}
F 值	14.060	28.910	21.760
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	476 0	476 0	476 0

注:{}内为 Stock-Yogo 弱识别检验在 10%水平上的临界值。

中国知网 https://www.cnki.net

(五)作用机制检验

为检验前文所提出的高铁开通影响绿色技术创新的作用机制,参考吕越等(2023)[26]建立计量模型,对生产性服务业集聚效应进行检验。以就业密度 $IC_{it}=x_{it}/area_{it}$ 作为生产性服务业集聚程度的代理指标,其中 x_{it} 表示 t 年城市 i 生产性服务业的就业人数,$area_i$ 表示 t 年城市 i 的行政土地面积,建立以下模型进行作用机制检验:

$$IC_{it}=\alpha+\beta DID_{it}+\gamma Control_{it}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Y_{it}=\alpha+\beta DID_{it}+\vartheta DID_{it}\times IC_{it}+\zeta IC_{it}+\gamma Control_{it}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \quad (8)$$

表7报告了生产性服务业集聚效应的检验结果。第(1)(2)列结果表明,不管是否纳入控制变量,高铁开通都有利于促进生产性服务业集聚。第(3)(4)列结果发现,生产性服务业集聚水平提高有助于促进绿色技术创新数量的提升,同时交互项 *DID×IC* 显著为正,说明生产性服务业集聚程度较高的城市,高铁开通对绿色技术创新数量水平提升越多。根据第(5)(6)列结果显示,随着生产性服务业集聚程度的提升,城市绿色技术创新质量也显著提高,交互项 *DID×IC* 显著为正也表明生产性服务业集聚程度较高的城市在高铁开通影响下绿色技术创新质量水平提高也更多。假说3得证。

表7 生产性服务业集聚效应机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IC	*IC*	*Quantity*	*Quantity*	*Quality*	*Quality*
DID	2.485*** (0.515)	1.308*** (0.327)	0.160*** (0.024)	0.113*** (0.021)	0.130*** (0.019)	0.097*** (0.016)
IC			0.015*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.013*** (0.003)	0.011*** (0.003)
DID×IC			0.008*** (0.002)	0.005** (0.0022)	0.008*** (0.002)	0.006*** (0.002)
控制变量	否	是	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	476 0	476 0	476 0	476 0	476 0	476 0
R^2	0.923	0.931	0.870	0.890	0.836	0.855

(六)异质性分析

1.高铁网络城市特征的异质性

根据新经济地理学理论,交通基础设施的改善在塑造城市的经济地位和发展格局中发挥着重要作用。这里将“四纵四横”战略上的28个重要节点城市定义为“中心城市”,定义其值为1,其余则为0。在此基础上,将高铁网络中城市特征的虚拟变量(*Center*)与高铁开通虚拟变量(*DID*)的交互项引入基准回归模型,结果如表8中第(1)(2)列所示。交互项系数 *DID×Center* 在1%的显著性水平上为正,表明高铁开通对中心城市绿色技术创新的数量与质量的提升更强。相较于一般外围城市,中心城市是重要的交通运输节点城市,运输成本、通勤成本更低,同时其经济水平、基础设施等各方面条件相对更为优越,有助于人才和创新资源的集聚,促进城市绿色技术创新的数量与质量的提升。

2.城市规模的异质性

从城市规模特征看,高铁开通是否会因为城市规模的不同而显示出差异化的政策效果?根据国务院2014年《关于调整城市规模划分标准的通知》以城区常住人口100万作为分界线,将城市分为大城市和中小城市,将大城市赋值为1,中小城市赋值为0。在此基础上,通过在基准回归模型中加入城市规模虚拟变量(*Scale*)与高铁开通虚拟变量(*DID*)的交互项,探讨高铁开通的政策效果是否因城市规模不同而呈现显著差异。表8第(3)(4)列报告了城市规模异质性分析结果,*DID×Scale* 系数显著为正体现了高铁开通对大城市绿色技术创新“量质双升”的效应更强。相较于中小城市,大城市通常拥有庞大的人口和市场规模,更多的研发机构、高等教育机构和创新企业,能为绿色技术创新提供更大的市场需求、为创新活动和知识交流提供更丰富的资源与机会,促进了绿色技术创新的发展。

中国知网 https://www.cnki.net

表8 异质性分析结果1

变量	城市网络特征		城市规模	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
DID×Center	0.361*** (0.068)	0.343*** (0.060)		
DID×Scale			0.322*** (0.049)	0.278*** (0.043)
控制变量及低次项	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	476 0	476 0	476 0	476 0
R^2	0.876	0.827	0.879	0.829

3.城市资源禀赋的异质性

城市资源禀赋不同,企业的技术选择也会存在差异,高铁开通的政策效应是否会随着城市资源禀赋不同而存在差异?根据国务院2013年《全国资源型城市可持续发展规划(2013-2020年)》,将资源型城市赋值为1,其余城市赋值为0。同时通过构造城市资源禀赋虚拟变量(*Resource*)和高铁开通虚拟变量(*DID*)的交互项加入基准回归模型重新估计。表9第(1)(2)列结果表明,*DID×Resource*交互项系数显著为负,高铁开通并未对资源型城市的绿色技术创新水平产生促进作用。可能原因是资源型城市经济主要依赖于资源开采和加工,绿色技术创新在经济结构中占比较小,且其在发展过程中存在一定的技术路径依赖,集中于传统的资源开采和加工技术,缺乏绿色技术创新的动力。

4.城市市场化程度的异质性

市场化程度影响企业的发展和城市的创新水平,不同水平的市场化程度是否会影响高铁开通的绿色技术创新效应?采用樊纲市场化指数来衡量市场化程度,以高铁开通前各城市市场化程度均值为界设置市场化程度虚拟变量(*Market*),即高于市场化程度均值的城市赋值为1,等于或低于市场化程度均值的城市赋值为0。估计结果如表9第(3)(4)列所示。结果显示,交互项系数*DID×Market*显著为正,这表明高铁开通对绿色技术创新水平的促进作用在高市场化程度城市更为明显。较高的市场化程度城市拥有更高的竞争驱动力、更多的创新投资和要素支持、更完善的激励机制和知识产权保护、更有利的政策环境和市场导向,为绿色技术创新的发展提供了良好的平台和环境。

表9 异质性分析结果2

变量	资源型城市		市场化程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
DID×Resource	-1.195** (0.571)	-1.143** (0.490)		
DID×Market			0.129** (0.051)	0.126*** (0.045)
控制变量及低次项	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	476 0	476 0	476 0	476 0
R^2	0.869	0.814	0.869	0.815

5.城市群的异质性

高铁网络在不同城市群之间的建设规模和密度存在差异,同时各城市群内部的经济发展水平、产业结构、人口规模和资源集聚程度等也各不相同。本文选择了中国具有代表性的五个城市群,包括长三角、珠三角、京津冀、成渝和长江中游城市群,采用了不同城市群的虚拟变量与高铁开通的交互项方法,来检验高铁对不同城市群绿色技

中国知网 https://www.cnki.net

术创新的异质性影响。异质性回归结果见表 10 和表 11。表 10 第(1)至(4)列回归结果说明城市群交互项系数显著为正,体现了高铁开通对绿色技术创新的促进作用在长三角和珠三角两个城市群更为明显。而表 11 第(1)至(6)列中,高铁对京津冀、成渝和长江中游城市群的影响效果为负,但是回归结果不显著。

究其原因,长三角和珠三角城市群区域一体化程度更高、高铁网络建设密度更大,同时具有一定优势产业基础,高铁开通有助于创新网络的进一步形成和人才的流动,促进绿色技术创新水平的协同发展。相反,京津冀城市群、成渝城市群和长江中游城市群内部发展差异较大,区域一体化程度相对较弱,高铁网络建设进一步加强了极化效应,创新要素和人才资源进一步集中到区域内少数发达城市,区域内部差距进一步扩大,造成高铁开通对城市群绿色技术创新提升效应较弱甚至可能会出现负面影响。

表 10　异质性分析结果 3:城市群

变量	长三角城市群		珠三角城市群	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
DID×长三角	0.542*** (0.065)	0.490*** (0.062)		
DID×珠三角			0.262** (0.127)	0.297*** (0.114)
控制变量及低次项	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	476 0	476 0	476 0	476 0
R^2	0.884	0.838	0.869	0.815

表 11　异质性分析结果 4:城市群

变量	京津冀城市群		成渝城市群		长江中游城市群	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
DID×京津冀	−0.071 (0.095)	−0.102 (0.083)				
DID×成渝			−0.078 (0.118)	−0.020 (0.103)		
DID×长江中游					−0.032 (0.061)	−0.077 (0.054)
控制变量及低次项	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	476 0	476 0	476 0	476 0	476 0	476 0
R^2	0.867	0.812	0.867	0.812	0.867	0.812

五、高铁网络的城市绿色技术创新效应检验

(一)高铁网络对城市绿色技术创新影响的检验分析

表 12 第(3)至(6)列汇报了高铁网络度中心性和加权度中心性对绿色技术创新水平的处理效应。结果显示,回归系数 *DID*×*DC* 和 *DID*×*WDC* 显著为正,且对比基准回归模型中第(1)(2)列的系数值可以发现,随着城市高铁网络度中心性和加权度中心性提升,高铁对城市绿色技术创新数量与质量的提升效应不断加强,处理效应远大于高铁开通“有无”影响的处理效应。具有较高度中心性和加权度中心性的城市意味着处于高铁网络枢纽中的重要地位,连接城市更多、运营能力更强、辐射范围更广,有助于更多的人才、资本、技术等要素再配置,整合优质创新资源、增强知识和技术溢出效应进而推动城市绿色技术创新水平的大幅提高。假说 4 得证。

中国知网 https://www.cnki.net

表12 高铁网络对绿色技术创新的影响

变量	基准DID		连续DID			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
DID	0.139*** (0.023)	0.122*** (0.019)				
DID×DC			1.491*** (0.149)	1.329*** (0.130)		
DID×WDC					0.734*** (0.102)	0.661*** (0.093)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	476 0	476 0	476 0	476 0	476 0	476 0
R^2	0.867	0.812	0.881	0.833	0.877	0.827

(二)高铁网络对城市绿色技术创新影响的空间效应分析

对绿色技术创新数量与质量水平指标是否具有空间效应的分析是使用空间计量模型的重要前提。本文引入Moran's I指数考察在经济地理嵌套空间权重矩阵下绿色技术创新水平的空间依赖性,结果如表13所示。观察发现,样本期内除绿色技术创新质量全局莫兰指数在前两年未通过显著性检验外,剩余变量均显著为正,在1%的统计水平下拒绝无空间自相关的原假设,由此可以认为绿色技术创新水平存在空间依赖特征。

表13 绿色技术创新数量和质量的全局自相关检验

年份	*Quantity*	*Quality*
2003	0.054***	0.003
2004	0.067***	0.009**
2005	0.100***	0.036***
2006	0.093***	0.040***
2007	0.115***	0.061***
2008	0.125***	0.073***
2009	0.131***	0.089***
2010	0.149***	0.131***
2011	0.149***	0.118***
2012	0.154***	0.132***
2013	0.143***	0.124***
2014	0.152***	0.141***
2015	0.157***	0.150***
2016	0.152***	0.151***
2017	0.155***	0.161***
2018	0.156***	0.159***
2019	0.136***	0.132***

注:*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

其次,在选择空间计量模型时,LR检验和Wald检验结果显示,空间杜宾模型不能退化为空间滞后模型或空间误差模型;再经过Hausman检验、效应检验后,最终选定时空双固定的空间杜宾模型。表14中空间杜宾模型第(1)至(4)列显示,与连续双重差分模型回归结果一致,高铁网络有助于促进本地绿色技术创新水平提升,同时发现若忽略城市间的绿色技术创新空间相关性因素将高估高铁网络对城市绿色创新的影响;空间自回归系数ρ在1%的水平下显著为正,表明本地城市与邻近城市的绿色技术创新水平存在着密切关系;中心性空间滞后项系数(*W×DID×DC*和*W×DID×WDC*)显著为正,说明高铁网络的建设中节点城市对于周边地区的绿色技术创新水平具有显著的正向空间溢出效应。

(三)高铁网络对城市绿色技术创新影响的空间效应分解

表14中报告的空间溢出效应是全局效应而非局部效应,而在此基础上其产生的点估计结果分析空间溢出效应会存在一定问题(Elhorst,2014)[27],需进一步基于偏导数分解得到平均直接效应、平均间接效应和平均总效应,结果见表15。由表15估计结果可知,高铁网络度中心性和加权度中心性的直接效应、间接效应和总效应均显著为正。其中直接效应系数均略高于空间杜宾模型中的回归系数,因为直接效应中还涉及"反馈效应",即高铁网络的构建促进绿色知识与技术溢出到邻近地区,有助于其绿色创新水平提高,而这些地区绿色创新技术又会通过溢出效应进而影响本地的绿色创新。高铁网络度中心性和加权度中心性的间接效应显著为正,表明其具有正向的空间溢出效应,即当地高铁网络中城市中心性的提升有助于邻近地区绿色技术创新数量和质量水平的提升。

中国知网 https://www.cnki.net

表 14　高铁网络对绿色技术创新的空间计量结果

变量	度中心性		加权度中心性	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
DID×DC	1.063*** (0.059)	1.061*** (0.051)		
DID×WDC			0.503*** (0.033)	0.510*** (0.029)
pgdp	−0.352*** (0.023)	−0.249*** (0.020)	−0.351*** (0.024)	−0.249*** (0.020)
pop	0.178*** (0.055)	0.312*** (0.047)	0.121** (0.056)	0.254*** (0.048)
fdi	−1.199*** (0.251)	−0.849*** (0.215)	−1.439*** (0.253)	−1.082*** (0.217)
is	0.106*** (0.035)	0.072** (0.030)	0.121*** (0.036)	0.086*** (0.031)
gov	−2.686*** (0.122)	−1.884*** (0.105)	−2.697*** (0.124)	−1.896*** (0.106)
W×DID×DC	2.545*** (0.313)	1.375*** (0.260)		
W×DID×WDC			2.018*** (0.235)	1.219*** (0.198)
W×pgdp	−0.457** (0.193)	−0.458*** (0.165)	−0.348* (0.194)	−0.394** (0.166)
W×pop	0.644** (0.303)	0.613** (0.265)	0.610** (0.307)	0.581** (0.268)
W×fdi	−0.169 (1.851)	−0.428 (1.583)	−4.117** (1.857)	−3.224** (1.583)
W×is	0.040 (0.313)	−0.107 (0.268)	0.628** (0.308)	0.312 (0.264)
W×gov	−4.216*** (1.080)	−2.713*** (0.905)	−2.034* (1.076)	−1.124 (0.909)
p	0.300*** (0.080)	0.300*** (0.077)	0.300*** (0.081)	0.300*** (0.080)
$sigma^2$	0.032*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.024*** (0.001)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	476 0	476 0	476 0	476 0
R^2	0.163	0.074	0.018	0.015

表 15　高铁网络对绿色技术创新的空间计量结果分解

变量		度中心性		加权度中心性	
		(1)	(2)	(3)	(4)
		Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
直接效应	*DID×DC*	1.074*** (0.060)	1.068*** (0.052)		
	DID×WDC			0.511*** (0.034)	0.515*** (0.029)
	pgdp	−0.355*** (0.022)	−0.251*** (0.019)	−0.354*** (0.023)	−0.251*** (0.019)
	pop	0.186*** (0.052)	0.318*** (0.045)	0.128** (0.053)	0.260*** (0.045)
	fdi	−1.203*** (0.241)	−0.853*** (0.207)	−1.455*** (0.244)	−1.095*** (0.209)
	is	0.105*** (0.034)	0.072** (0.029)	0.122*** (0.035)	0.087*** (0.030)
	gov	−2.694*** (0.121)	−1.887*** (0.104)	−2.699*** (0.122)	−1.895*** (0.105)

中国知网 https://www.cnki.net

变量		度中心性		加权度中心性	
		(1)	(2)	(3)	(4)
		Quantity	*Quality*	*Quantity*	*Quality*
间接效应	*DID×DC*	4.114*** (0.535)	2.425*** (0.384)		
	DID×WDC			3.113*** (0.376)	1.963*** (0.275)
	pgdp	−0.821*** (0.295)	−0.774*** (0.251)	−0.663** (0.292)	−0.683*** (0.252)
	pop	1.025** (0.424)	1.032*** (0.362)	0.952** (0.429)	0.961*** (0.366)
	fdi	−0.524 (2.48)	−0.784 (2.116)	−6.305*** (2.398)	−4.899** (2.052)
	is	0.111 (0.431)	−0.116 (0.368)	0.963** (0.437)	0.492 (0.368)
	gov	−7.122*** (1.550)	−4.622*** (1.277)	−3.996*** (1.544)	−2.354* (1.305)
总效应	*DID×DC*	5.188*** (0.523)	3.493*** (0.371)		
	DID×WDC			3.624*** (0.369)	2.478*** (0.268)
	pgdp	−1.176*** (0.292)	−1.025*** (0.249)	−1.017*** (0.288)	−0.935*** (0.249)
	pop	1.211*** (0.414)	1.350*** (0.353)	1.080*** (0.418)	1.221*** (0.357)
	fdi	−1.726 (2.430)	−1.637 (2.073)	−7.760*** (2.346)	−5.993*** (2.007)
	is	0.216 (0.422)	−0.044 (0.359)	1.086** (0.427)	0.579 (0.359)
	gov	−9.816*** (1.518)	−6.509*** (1.250)	−6.694*** (1.512)	−4.249*** (1.278)

六、结论与政策启示

本文构建了高铁开通及网络对城市绿色技术创新在“量”和“质”两个维度上的理论框架,并利用20032019年280个地级市的平衡面板数据,结合双重差分模型、社会网络分析法和空间计量模型实证检验了高铁开通及网络对城市绿色技术创新“质量”和“数量”的本地效应和空间溢出效应。主要结论如下:第一,高铁开通有助于推动城市绿色技术创新的“量质双升”,且高铁开通对于绿色技术创新数量的驱动作用强于绿色技术创新质量,这可能是由于绿色技术创新质量的提升往往具有更高的风险和更长的周期性。第二,作用机制方面,高铁开通可以通过推动生产性服务业集聚作用于绿色技术创新效应的“量质双升”。第三,异质性分析方面,高铁开通相对于外围城市对中心城市绿色技术创新数量和质量的促进作用更强,此外高铁开通更为促进人口规模较大城市、市场化程度更高城市的绿色技术创新水平,而对资源型城市的促进作用不明显。五大城市群中,高铁开通对长三角和珠三角城市群的促进效应更为明显。第四,考虑高铁网络中的城市地位差异,高铁网络中度中心性和加权度中心性更高的重要节点城市对本地和邻地绿色创新技术的“量”和“质”均有显著正向影响,促使本地城市和周边城市形成相互促进的绿色创新网络。

基于以上结论,对于促进中国城市绿色技术创新水平提升有以下启示:第一,加大高铁基础设施建设,进一步优化布局“八纵八横”高铁网络。目前,中国高铁线路分布不均,仍有一些中小城市和偏远地区与高铁网络的连接相对较弱。政府应当加大高铁投资和建设,特别是重点关注连接内陆城市,这将有助于改善城市之间的联系,缩短城市之间的时空距离,为绿色技术创新提供更多的跨地区合作机会。第二,促进生产性服务业集聚,建设创新生态系统。政府可在高铁沿线设立科技园区、创新示范中心等,提供税收优惠、土地支持和科研经费等激励,吸引高科技企业和研发机构入驻,促进生产性服务业集聚发展,形成产业生态系统,推动产业内和产业间的集聚融合及知识溢出效应,从而强化高铁开通对城市绿色技术创新的促进作用。第三,加强高铁沿线城市的分工协调,警惕高铁开通带来的“虹吸效应”和“灯下

中国知网 https://www.cnki.net

黑”。高铁网络中核心城市应加强区域间人才、知识和技术交流,使高铁成为传播先进知识、信息技术和环保理念的媒介,强化高铁在城市绿色创新水平中的积极作用;非核心城市要积极完善交通基础设施,着力找准自身城市定位和相对优势,制定差异化的城市绿色创新发展战略,并利用中心城市的扩散效应,主动承接高铁网络中核心城市优质产业转移,提升自身城市绿色技术创新能力。

参考文献:

[1] Karimi Takalo, S., H. Sayyadi Tooranloo, and Z. Shahabaldini parizi, Green innovation: A systematic literature review [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021(279).

[2]沈坤荣,金刚,方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗?[J]. 经济研究,2017(5).

[3]邓玉萍,王伦,周文杰.环境规制促进了绿色创新能力吗? ——来自中国的经验证据[J]. 统计研究,2021(7).

[4]林伯强,谭睿鹏.中国经济集聚与绿色经济效率[J]. 经济研究,2019(2).

[5]李勇辉,沈波澜,胡舜,林森. 生产性服务业集聚空间效应与城市技术创新——基于长江经济带 108 个城市面板数据的实证分析[J]. 经济地理,2021(11).

[6]魏丽莉,侯宇琦. 数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J]. 数量经济技术经济研究,2022(8).

[7]刘敏楼,黄旭,孙俊. 数字金融对绿色发展的影响机制[J]. 中国人口·资源与环境,2022(6).

[8]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).

[9]Fan X, Xu Y. Does high-speed railway promote urban innovation? Evidence from China[J]. *Socio-Economic Planning Sciences*, 2023(86).

[10]卞元超,吴利华,白俊红. 高铁开通是否促进了区域创新?[J]. 金融研究,2019(6).

[11]何凌云,陶东杰. 高铁开通对知识溢出与城市创新水平的影响测度[J]. 数量经济技术经济研究,2020(2).

[12]谭志雄,邱云淑,李后建,韩经纬.高铁开通、人才流动对区域创新的影响及作用机制[J]. 中国人口·资源与环境,2022(8).

[13]Wang J, Cai S. The construction of high-speed railway and urban innovation capacity: Based on the perspective of knowledge Spillover[J]. *China Economic Review*, 2020(63).

[14]Chen C L, Hall P. The impacts of high-speed trains on British economic geography: a study of the UK's InterCity and its effects[J]. *Journal of Transport Geography*, 2011(4).

[15]Dong X., Zheng S, Kahn M E. The role of transportation speed in facilitating high skilled teamwork across cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 2020(115).

[16]吉赟,杨青.高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究[J]. 世界经济,2020(2).

[17]马红梅,郝美竹.中国高铁建设与沿线城市生产性服务业集聚:影响机制与实证检验[J]. 产业经济研究,2020(1).

[18]丁如曦,刘梅,李东坤.多中心城市网络的区域经济协调发展驱动效应——以长江经济带为例[J]. 统计研究,2020(11).

[19]张克中,陶东杰.交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态,2016(6).

[20]孙文浩,张杰. 高铁网络能否推动制造业高质量创新[J]. 世界经济,2020(12).

[21]宋德勇,李超,李项佑. 新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”——来自国家智慧城市试点的证据[J]. 中国人口·资源与环境,2021(11).

[22]Lin Y. Travel costs and urban specialization patterns: Evidence from China's high speed railway system[J]. *Journal of Urban Economics*, 2017(98).

[23]白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济,2022(6).

[24]De Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J]. *American Economic Review*, 2020(9).

[25]沈坤荣,林剑威,傅元海.网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界[J]. 中国工业经济,2023(1).

[26]吕越,张昊天,薛进军,赵旭杰.税收激励会促进企业污染减排吗——来自增值税转型改革的经验证据[J].中国工业经济,2023(2).

[27]Elhorst J P. Matlab Software for Spatial Panels[J]. *International Regional Science Review*, 2014(3).

收稿日期 2024-08-16 **责任编辑** 刘 梅

中国知网 https://www.cnki.net