

文章编号: 1005-0523(2025)02-0087-09



高铁开通对城市绿色创新“量质齐升”影响研究

徐玉萍, 梅哲源, 胡永葳

(华东交通大学交通运输工程学院, 江西 南昌 330013)

摘要: 高铁对城市绿色技术创新的影响是高铁对区域创新影响研究中的一个重要研究方向, 为研究高铁对城市绿色技术创新“量质齐升”的影响。通过建立多期双重差分(DID)模型, 基于长三角地区 41 座城市 2004—2019 年的面板数据, 对高铁开通如何影响城市绿色技术创新进行探讨。研究显示: 高铁开通能有效提升长三角地区城市绿色技术创新“量质齐升”; 通过机制检验, 高铁开通能通过加强经济集聚和风险投资来影响城市绿色技术创新; 高铁开通具有城市规模异质性和地区异质性, 高铁开通对大城市和中小城市影响显著, 高铁开通对江苏省的影响显著高于浙江省和安徽省。研究系统阐述了长三角地区高铁开通与城市绿色技术创新“量质齐升”的联系, 通过稳健性检验后结论依然成立。

关键词: 高铁开通; 绿色技术创新; 量质齐升; 多期双重差分模型; 中介效应

中图分类号: F532.8; [U-9]

文献标志码: A

本文引用格式: 徐玉萍, 梅哲源, 胡永葳. 高铁开通对城市绿色创新“量质齐升”影响研究[J]. 华东交通大学学报, 2025, 42(2): 87-95.

Research on the Impact of High-Speed Railway Opening on the “Dual Enhancement of Quantity and Quality” in Urban Green Innovation

Xu Yuping, Mei Zheyuan, Hu Yongwei

(School of Transportation Engineering, East China Jiaotong University, Nanchang 330013, China)

Abstract: The influence of high-speed railway on urban green technology innovation represents a pivotal area of study within the broader research on the impact of high-speed railway on regional innovation. To investigate the effect of high-speed railway on the “dual enhancement of quantity and quality” in urban green technology innovation, a multi-period Difference-in-Differences (DID) model was established. This model utilises panel data from 41 cities within the Yangtze River Delta urban agglomeration spanning the years 2004 to 2019 to explore how the high-speed railway opening influences urban green technology innovation. The findings reveal that the introduction of high-speed railway significantly promotes the “dual enhancement of quantity and quality” in green technology innovation across the Yangtze River Delta cities. Mechanism analysis further indicates that high-speed railway impacts urban green technology innovation by bolstering economic agglomeration and venture capital investment. Additionally, the effects of high-speed railway opening exhibit heterogeneity in terms of city size and regional characteristics, with notable impacts observed in both large cities and small to medium-

收稿日期: 2024-06-14

基金项目: 江西省社会科学项目规划基金项目(22YJ17)

sized cities. Specifically, the influence of high-speed railway is more pronounced in Jiangsu Province compared to Zhejiang and Anhui Provinces. This study systematically elucidates the relationship between the high-speed railway opening and the “dual enhancement of quantity and quality” in urban green technology innovation within the Yangtze River Delta region. The conclusions remain robust following rigorous stability tests.

Key words: high-speed railway opening; green technology innovation; dual enhancement of quantity and quality; difference in differences; mediating effect

Citation format: XU Y P, MEI Z Y, HU Y W. Research on the impact of high-speed railway opening on the “dual enhancement of quantity and quality” in urban green innovation[J]. Journal of East China Jiaotong University, 2025, 42(2): 87–95.

研究高铁开通对城市绿色技术创新能力的影响,对于强化区域绿色技术创新和强化绿色科技创新载体建设具有重要意义。吴建军等^[1]从人才、资本要素流动的视角,探讨高铁开通对城市创新能力的影响,结果表明高铁开通对中国城市创新能力提升有显著作用。卞元超等^[2]研究发现高铁开通引发了创新要素的流动,提升了区域的创新能力,同时,相对于未开通高铁的城市,开通高铁进一步拉大了区域间的创新差距。Xiao等^[3]研究考察了中国高铁网络对区域创新合作的影响,发现中国城市间技术转移网络呈现全国尺度的“钻石结构”,且中国高铁网络对城际技术转移具有稳健的正向影响。Lu等^[4]利用城市面板数据和空间面板模型实证检验了高铁对城市创新的影响及其作用机制,分析中发现,高铁增加了包括人口和投资在内的创新要素的集聚,进而增加了城市技术创新。

有关绿色技术创新的研究最早能追溯到20世纪90年代,绿色技术创新主张将技术创新与绿色发展相结合,以绿色环保的方式实现经济高质量发展。绿色技术创新对交通设施有天然的依赖,高铁作为当前国内规模最大、辐射范围最广的铁路交通设施,为城市绿色技术创新带来丰富的创新资源。目前有关高铁与绿色技术创新的研究主要从投入产出角度进行研究。Huang等^[5]从创新因素流动性的角度探讨高铁开通对绿色创新的影响,发现高铁通过促进创新因素的流动性来提高绿色创新效率。此外,高铁对绿色创新效率的影响具有动态性和空间邻近性,呈倒U形曲线。李涛等^[6]通过实证检验发现,高铁通过研发要素流动带动区域绿色创新效率提升,其中人员要素流动作用最为显著。蒋

仁爱等^[7]结合高铁开通与微观专利数据进行实证分析,研究发现高铁显著促进了以绿色全要素生产率衡量的城市经济高质量发展,并通过劳动力配置效应、交流效应、市场规模效应和绿色创新效应4种渠道实现。He等^[8]采用多期双重差分(difference-in-differences, DID)模型验证了高铁对绿色技术创新的促进作用,既能推动绿色技术创新增量发展,又能提升其质量,且高铁的质量效应大于数量效应。

相对于已有文献,文章以长三角地区41座城市为研究目标,综合考察城市绿色技术创新数量和质量,探讨了高铁开通对城市绿色技术创新的全面影响,为高铁开通对城市绿色技术创新研究补充新的实证样本,以期对该方面研究进行补充。

1 理论分析与研究假设

1.1 高铁开通对城市绿色技术创新的直接效应

高铁作为大规模交通设施建设,能极大程度提升城市间的可达性,促进区域经济一体化,加速创新资源在城市间共享和扩散,促进城市间绿色产业合作。黄漫宇等^[9]认为,绿色技术创新相对传统技术创新,其实现过程复杂且隐晦,依赖于人员的面对面沟通,随着高铁开通城市间通行的时间成本大幅度下降,也使得人员的流动更为高效,特别是对于科技人才,高铁开通实现了科技人才的区域移动,便于他们更高效地开展区域技术交流与协作。

假设1:高铁开通能直接促进城市绿色技术创新“量质齐升”。

1.2 高铁开通对城市绿色技术创新的间接效应

经济集聚代表某一地区的经济活动的规模和密度,它反映了经济的活跃程度。徐玉萍等^[10]认为

高铁网络的构建有助于实现区域经济一体化,城市可以在高铁网络上实现产业互补和资源共享,提高地区经济集聚程度。

假设2:高铁通过城市经济集聚促进城市绿色技术创新“量质齐升”。

假设3:高铁通过风险投资促进城市绿色技术创新“量质齐升”。

2 模型设定与方法

2.1 研究区域概况

长三角城市群位于我国东部沿海,由上海市、江苏省、浙江省和安徽省的多个城市共同组成,区位优势突出,是中国经济最发达、人口最密集乃至科技最活跃的地区。当前,长三角城市群拥有中国最密集的铁路网络,根据长三角铁路“十四五”规划,到2025年,长三角城市群铁路里程将达到9 000 km。

2.2 模型设定

多期DID模型是在DID模型的基础上扩展而来,用于研究多个时期下处理组和控制组的平均结果差异。由于每个城市的高铁开通年份存在差异,而基础的DID模型只能满足研究个体受单一时间点冲击的研究需求,对此参考过往研究,采取多期DID模型进行回归分析,表达式为

$$y_{it} = \alpha + \beta H_{SR,it} + \gamma \sum x_{jit} + \varepsilon_t + \mu_i + \varphi_{it} \quad (1)$$

式中: i 为城市, t 为年份; y_{it} 为被解释变量,表示从城市 i 在年份 t 的创新能力; α 为截距项; $H_{SR,it}$ 为高铁开通的核心解释变量,若城市 i 在年份 t 开通高铁,则取值为1,否则取值为0; β 表示高铁开通的回归系数; x 为影响城市绿色创新的控制变量; j 为控制变量个数; γ 为控制变量的回归系数; ε_t 为时间固定效应; μ_i 为个体固定效应; φ_{it} 为随机误差项。

2.3 数据说明

被解释变量: N_{gi} 为城市绿色技术创新数量, Q_{gi} 为绿色技术创新质量。绿色技术创新包含了各个领域的创新,包括了能源技术、环保技术、生态农业、智能制造、节能减排和绿色交通等。过往研究主要多采用专利数衡量技术创新,参考石怀旺等^[11]的研究,以每万人绿色专利申请数衡量 N_{gi} ,以每万人绿色专利授权数衡量 Q_{gi} 。专利数量虽然不能涵盖所有创新,但由于其易于获取和客观的特性,是评估城市创新能力最广泛使用的指标之一,大多数学者仍然选择专利作为衡量创新能力的指标。

核心解释变量: H_{SR} 为高铁开通虚拟变量,将上半年开通的高铁定义为当年开通,下半年开通的高铁定义为次年开通,设定高铁开通年份变量值为1,未开通高铁年份变量值为0。

控制变量: E_t 为环境规制,文献研究表明,环境规制会影响绿色创新,参考叶琴等^[12]的研究,以城市废水、 SO_2 、烟尘3类污染物排放量的综合指数来衡量环境规制强度; P_{pat} 为研发人员投入水平,科研人员越多的城市,创新能力越高,由于研究与开发(R&D)人员数据缺失,采用城市科学研究、技术服务和地质勘查业人员与常住人口的比值代替科研人员投入; P_{GDP} 为经济发展水平,城市经济发展是城市技术创新的核心推动力,采用人均生产总值衡量城市经济发展水平; F_o 为对外开放水平,研究表明创新要素倾向于朝开放程度越高的城市流动,采用实际利用外资额与地区生产总值的比重衡量; G_s 为政府干预水平,通常来说,政府支持力度大的城市,具备更强的创新实力,以政府的科技和教育支出与地区生产总值的比值衡量; F_d 为金融发展水平,金融水平高的城市,有利于实现企业自主创新,采用金融机构年末存贷款余额与地区生产总值的比值衡量。

中介变量: E_a 为经济聚集水平,采用地区生产总值与行政区域范围的比值进行衡量; V_r 为风险投资水平,采用风险投资数与常住人口的比值衡量。

上述变量均作归一化处理,无量纲。

2.4 数据来源说明

被选取的数据范围包括2004—2019年长三角地区41座城市,数据来源于《中国城市统计年鉴》以及各省、市的统计年鉴和统计公报,绿色专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),风险投资数据来自万德数据库(WIND)及《中国风险投资年鉴》,高铁开通时间数据来自国家统计局,城市缺失数据采用插值法补齐。

3 回归结果与实证分析

3.1 基准回归结果

表2为基准回归结果,列2和列4为不添加控制变的回归结果。列2和列4的回归结果显示,在不添加控制变量的前提下,核心解释变量 H_{SR} 对城市 N_{gi} 和 Q_{gi} 的回归系数均在1%水平下显著,列3和列5通过添加控制变量,减少外生变量的干扰,二者回归系

表1 变量定义及描述性统计
Tab.1 Descriptive statistics

变量	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
H_{SR}	高铁开通虚拟变量	0.373	0.484	0	1.000
N_{gi}	城市绿色技术创新数量	1.791	2.592	0	18.769
Q_{gi}	城市绿色技术创新质量	0.895	1.431	0	10.307
E_t	环境规制	0.091	0.164	0.002	1.356
P_{put}	研发人员投入水平	19.369	22.557	1.722	147.237
P_{GDP}	经济发展水平	5.183	3.677	0.309	17.004
F_c	对外开放水平	0.032	0.022	0.002	0.121
G_s	政府干预水平	0.208	0.044	0.020	0.370
F_d	金融发展水平	2.399	0.912	0.960	6.255
E_a	经济集聚水平	0.433	0.631	0.011	6.017
V_c	风险投资水平	0.033	0.091	0	0.874

表2 城市绿色技术创新基准回归结果
Tab.2 Benchmark regression results of urban green technology innovation

变量	N_{gi}		Q_{gi}	
	不含控制变量	含控制变量	不含控制变量	含控制变量
H_{SR}	0.871*** (0.17)	0.523*** (0.12)	0.473*** (0.10)	0.302*** (0.08)
E_t		0.981** (0.29)		0.255 (0.17)
P_{put}		0.016* (0.01)		0.008 (0.01)
P_{GDP}		0.873*** (0.06)		0.398*** (0.04)
F_c		7.796** (2.94)		7.254*** (2.04)
G_s		8.268*** (1.51)		7.551*** (1.21)
F_d		0.515** (0.18)		0.249* (0.12)
常数项	1.407*** (0.09)	-6.294*** (0.78)	0.688*** (0.05)	-3.832*** (0.52)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
方差	26.775	75.999	21.880	42.836
样本量	687	687	687	687
拟合优度	0.725	0.888	0.693	0.836

数有所降低,但回归系数仍在1%水平下显著,且拟合优度提升,证明核心解释变量 H_{SR} 有效促进长三角地区绿色技术创新的“量质齐升”,假设1成立。此外,通过比对核心解释变量 H_{SR} 对二者的影响系数,可以发现, H_{SR} 对 N_{gi} 的影响系数约为 Q_{gi} 的1.7倍。

***, **, *分别表示在1%,5%,10%水平上显著,下同。

从加入控制变量结果看, P_{GDP} 、 F_c 、 G_s 和 F_d 均有助于绿色技术创新“量质齐升”,这与过往的研究结论一致。 E_t 和 P_{put} 仅对 N_{gi} 产生显著影响,可能是由于这两个因素对 Q_{gi} 的影响过程和周期复杂,造成对 Q_{gi} 影响存在时间滞后性。

3.2 平行趋势检验

使用多期DID模型的前提是实验组与控制组在政策冲击前的趋势保持一致。为保证实验组和控制组满足这一前提,需使用平行趋势检验进行验证。对此,假设高铁开通城市为实验组,高铁未开通城市为对照组。参考Beck等^[13]的研究,设置模型进行平行趋势检验,表达式为

$$y_{it} = \alpha + \sum_{\lambda=1}^6 \beta_{\lambda} H_{SR,it-\lambda} + \beta_0 H_{SR,it} + \sum_{\sigma=1}^9 \beta_{\sigma} H_{SR,it+\sigma} + \gamma x_{it} + \varepsilon_t + \mu_i + \varphi_{it} \quad (2)$$

式中:变量 $H_{SR,it-\lambda}$ 和 $H_{SR,it+\sigma}$ 分别为高铁开通的提前项和滞后项; β_{λ} 表示高铁开通前第 λ 年的回归系数, β_{σ} 为高铁开通后第 σ 年的回归系数, β_0 为高铁开通当年的回归系数。

$t-\lambda$ 为高铁开通前 λ 期, $t-\sigma$ 为高铁开通后 σ 期,就二者取值而言:假设城市 i 在2010年开通高铁,当 $\lambda=3$ 时,在2007年,即城市 i 高铁开通前的第3年, $H_{SR,it-\lambda}$ 取1,其他取0;当 $\sigma=3$ 时,在2013年,即城市 i 高铁开通后的第3年, $H_{SR,it+\sigma}$ 取1,其他取0;当年份 t 为城市 i 的高铁开通年份, $H_{SR,it}$ 取1,否则取0。

长三角地区高铁于2010年后大规模开通,初期高铁开通城市较少,为避免偏差,实验设定高铁开通的前6年和后9年作为平行趋势检验范围,并将

各城市开通前第6年设为基准期。

图1分别展示了高铁开通对 N_{gi} 和 Q_{gi} 的平行趋势检验图,高铁开通时点和高铁开通动态效应均作归一化处理,无量纲。图1可以看出不论是 N_{gi} 还是 Q_{gi} ,在高铁开通之前,高铁动态效应系数均不显著区别于0,证明高铁开通前,有高铁的城市与无高铁

的城市存在共同发展趋势,不存在显著区别。高铁开通后二者动态效应系数均显著区别于0,证明高铁开通拉开了有高铁的城市与无高铁的城市间的距离,并且开通时间越长,二者之间差距越大。高铁开通对城市绿色技术创新质量的发展趋势在开通一期后显著,对比城市技术创新数量存在一期滞后。

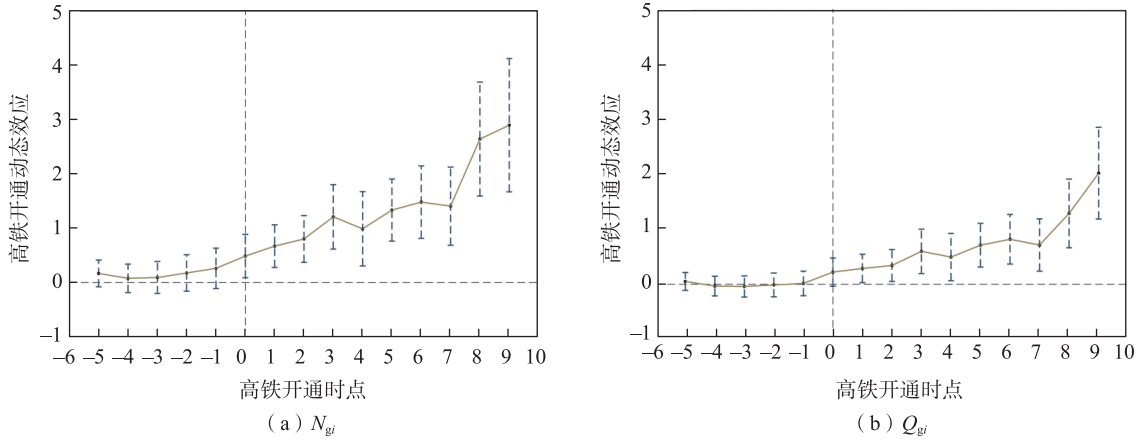


图1 城市绿色技术创新平行趋势检验

Fig. 1 The parallel trend test of urban green technology innovation

4 作用机制检验

基准回归结果表明,核心解释变量 H_{SR} 对 N_{gi} 和 Q_{gi} 的提升作用均显著。参考罗雪等^[14]和叶德珠等^[15]的研究,从 E_a 和 V_c 的角度,探讨高铁开通对城市绿色创新“量质齐升”的作用机制。模型借鉴温忠麟等^[16]的经典中介效应三步法,对两个中介变量进行检验,表达式为

$$M = \alpha + \beta H_{SR, it} + \gamma \sum x_{jit} + \varepsilon_t + \mu_i + \varphi_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \alpha + \beta H_{SR, it} + \delta M + \gamma \sum x_{jit} + \varepsilon_t + \mu_i + \varphi_{it} \quad (4)$$

式中: y_{it} 为被解释变量,表示城市 i 在年份 t 的创新能力; M 为中介变量; δ 为中介变量对绿色创新的回归系数。

根据三步法逐步回归,若式(3)和式(4)核心解释变量 H_{SR} 和中介变量 M 的回归系数显著为正,则说明高铁开通可以通过中介变量作用与城市绿色技术创新,中介变量发挥部分中介作用。若式(4)核心解释变量 H_{SR} 系数不显著,中介变量 M 系数显著,则说明中介变量发挥完全中介效果。

由表3可知,列2结果显示核心解释变量 H_{SR} 对中介变量① E_a 影响系数在5%水平下显著为正,表明高铁开通可以加深城市的经济集聚水平,列3和列4结果分别显示, H_{SR} 对 N_{gi} 和 Q_{gi} 的影响系数分别

在1%和5%水平下显著为正, E_a 的影响系数分别在5%和1%水平下显著为正,证明高铁开通能通过经济集聚促进城市绿色技术创新“量质齐升”,并起到部分中介作用,假设2成立。同理,列5结果显示, H_{SR} 对中介变量② V_c 影响系数在10%水平下显著为正,列6和列7显示, H_{SR} 对 N_{gi} 和 Q_{gi} 的影响系数均在1%水平下显著为正, E_a 的影响系数分别在10%和5%水平下显著为正,证明高铁开通能通过风险投资促进城市绿色技术创新“量质齐升”,同时起到部分中介作用,假设3成立。

5 异质性检验

5.1 人口规模异质性

城市人口发展规模差距会导致高铁开通带来的创新效益在空间上存在异质性。基于以上理论,研究按城市市区常住人口将城市划分为特大城市、大城市和中小城市,探讨高铁开通对不同人口规模发展水平城市的影响。

根据表4结果显示,除特大城市外,核心解释变量 H_{SR} 对 N_{gi} 和 Q_{gi} 影响系数均在1%水平下显著,证明高铁开通对大中小城市的绿色技术创新均产生正向影响。通过对回归系数比较,系数整体趋势呈倒U形曲线,影响系数在大城市到达峰值,证明高

表3 城市绿色技术创新机制检验
Tab.3 Urban green technology innovation mechanism

变量	中介变量① E_a			中介变量② V_c		
	E_a	N_{gj}	Q_{gj}	V_c	N_{gj}	Q_{gj}
H_{SR}	0.056** (0.02)	0.455*** (0.12)	0.253** (0.08)	0.015* (0.01)	0.464*** (0.12)	0.255*** (0.08)
E_a		0.770** (0.26)	0.523*** (0.14)			
V_c					2.292* (0.97)	1.823** (0.70)
常数项	-0.436** (0.14)	-6.179*** (0.82)	-3.772*** (0.52)	-0.261*** (0.06)	-5.912*** (0.88)	-3.522*** (0.58)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
方差	61.711	66.616	37.942	16.499	64.686	37.273
样本量	687	687	687	687	687	687
拟合优度	0.906	0.893	0.845	0.687	0.892	0.844

表4 人口规模异质性
Tab.4 Population size heterogeneity

变量	N_{gj}			Q_{gj}		
	特大城市	大城市	中小城市	特大城市	大城市	中小城市
H_{SR}	-0.131 (0.45)	1.052*** (0.2)	0.468*** (0.12)	-0.335 (0.32)	0.453*** (0.12)	0.310*** (0.08)
常数项	-23.976*** (5.07)	-8.622*** (1.24)	-2.994*** (0.54)	-12.933*** (2.80)	-5.122*** (0.96)	-1.726*** (0.34)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
方差	17.164	42.333	32.142	17.028	24.799	14.710
样本量	48	256	383	48	256	383
拟合优度	0.987	0.906	0.845	0.982	0.845	0.781

铁开通存在人口规模异质性。高铁开通对特大城市的 N_{gj} 和 Q_{gj} 呈现抑制作用,且对 Q_{gj} 影响显著为负,这表明在长三角地区,高铁开通促进特大城市的溢出效应,促使创新资源从特大城市流向次级城市。

5.2 行政等级异质性

表5展示了城市行政等级的异质性,从列2和列3可以看出,核心解释变量 H_{SR} 对非中心城市创新 N_{gj} 和 Q_{gj} 的影响系数均在1%水平下显著,可能在于,长三角地区中心城市发展起步早,城市化水平高,产业发展模式和技术创新架构完善,一直是创新资源的聚集地。例如上海、杭州早期便十分注重绿色技术的开发,其绿色技术产业发展政策和经济影响居多,高铁开通带来的边际效应有限。非中心城市发展起步晚,受高铁开通的影响,便于其与中心城市的技术沟通,在城市交流的过程中,获得了

中心城市大量的创新资源和前沿发展模式,大大利于城市绿色技术创新。

5.3 地理区域异质性

除城市发展水平异质性外,城市所处地理区域不同也会导致高铁开通的创新效益存在异质性。将长三角地区城市群按江苏省、安徽省和浙江省进行划分,对高铁开通的创新效益进行考察。

根据表6结果显示,列2和列3的核心解释变量 H_{SR} 的影响系数分别均在5%水平下显著,这表明在长三角地区高铁开通环境下,江苏省高铁开通城市的 N_{gj} 和 Q_{gj} 到显著提升。列4至列7结果显示,安徽省和浙江省受高铁开通影响不显著,原因可能在于,安徽省和浙江省城市发展模式不同,安徽省于2016年正式纳入长三角地区城市群发展规划,城市早期产业发展依赖于传统产业,产业发展模式仍处在改革完善阶段,且安徽省大量资源集中于中心城

表5 行政等级异质性
Tab.5 Heterogeneity of administrative hierarchy

变量名称	中心城市		非中心城市	
	N_{gj}	Q_{gj}	N_{gj}	Q_{gj}
H_{SR}	-0.521 (0.51)	-0.740 (0.36)	0.744*** (0.10)	0.450*** (0.06)
常数项	-13.868** (4.52)	-7.192** (2.68)	-4.413*** (0.61)	-2.353*** (0.33)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
方差	8.974	7.192	71.283	46.818
样本量	64	64	623	623
拟合优度	0.967	0.953	0.883	0.829

表6 地理区域异质性
Tab.6 Heterogeneity by geographic region

变量名称	江苏省		安徽省		浙江省	
	N_{gj}	Q_{gj}	N_{gj}	Q_{gj}	N_{gj}	Q_{gj}
H_{SR}	0.717** (0.27)	0.515** (0.17)	0.225 (0.16)	0.198 (0.12)	0.086 (0.22)	-0.183 (0.12)
常数项	-13.460*** (2.62)	-7.973*** (1.30)	-4.174*** (0.83)	-2.804*** (0.67)	-7.052** (2.62)	-5.208** (1.64)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
方差	74.579	47.835	17.510	10.831	27.343	16.179
样本量	208	208	256	256	176	176
拟合优度	0.946	0.912	0.840	0.778	0.906	0.884

市,存在资源倾斜问题,弱化了高铁开通带来的作用。浙江省不同地区城市发展水平存在差异,浙南城市远离浙江省经济中心,同时受地形地貌影响,土地资源有限,创新环境相对落后,高铁开通对其绿色技术创新的边际效应较小。浙北城市位于长江入海口拥有更广阔的土地资源和交通资源,有利于要素集聚。南北城市创新资源差距过大,影响了高铁对绿色技术创新的作用。

6 稳健性检验

6.1 反事实检验

根据过往研究,通过多期DID模型分析高铁开通影响,需假设:不存在高铁开通的情况时,高铁开通的处理组 and 对照组的创新水平变动趋势不会因为时间变化而产生显著性差异。对此,实验采取反事实检验,通过假设一个非真实情况,研究非真实情况下,事件是否发生改变来以此确定实验的发生机理,若实验结果发生改变,表明原实验并不是随时间变动的结果。研究剔除2008年后的城市数据,

并假设高铁开通时间为2006年,运用反事实检验的方法,将假设开通时间进行回归,如果回归结果显示核心解释变量 H_{SR} 的影响系数不显著,表明反事实检验结果成立,证明原研究的稳定性。如表7所示,列2和列3分别代表 H_{SR} 对 N_{gj} 和 Q_{gj} 的影响,二者的影响系数均不显著,反事实检验结果成立。

6.2 缩短样本区间

长三角地区铁路网最早于2008年铺设,并在2010—2015年大规模铺开。实验假设剔除2008年前和2015年后的数据,缩小样本期间为2008—2015年,通过多期DID模型进行分析,若回归结果保持显著,则认为高铁开通对城市绿色技术创新的影响是稳健的。根据表7列4和列5的结果显示,核心解释变量 H_{SR} 的影响系数均在1%水平下显著,说明高铁开通对城市绿色技术创新的影响稳健。

6.3 变量替换

根据变量替换理论,采用与原变量具有相似功能和含义的新变量重新进行假设检验,若新的结果与原结果保持一致,则认为研究结果可靠。受专利

授权审查影响,专利授权数会低于专利申请数量,但二者具备相似的功能与含义,为进一步验证研究结果的稳健性,实验假设分别采用绿色专利授权数 N'_{gf} 和绿色发明专利授权数 Q'_{gf} 代替前者作为替换

变量。如表7所示,列6和列7代表 N'_{gf} 和 Q'_{gf} 的研究结果,研究发现,通过替换变量后核心解释变量 H_{SR} 的影响系数仍在1%水平下显著,证实了原研究的稳健性。

表7 稳健性检验
Tab.7 Robustness test

变量名称	反事实检验		缩短样本区间		变量替换	
	N_{gf}	Q_{gf}	N_{gf}	Q_{gf}	N'_{gf}	Q'_{gf}
H_{SR}	0.037 (0.02)	0.017 (0.02)	0.461*** (0.11)	0.275*** (0.07)	0.327*** (0.06)	0.061*** (0.02)
常数项	-0.336*** (0.13)	-0.172 (0.10)	-3.894*** (0.52)	-2.343*** (0.38)	-2.796*** (0.31)	-0.832*** (0.10)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
方差	7.708	4.184	39.021	17.923	102.573	53.199
样本量	687	687	344	344	687	687
拟合优度	0.960	0.932	0.926	0.890	0.903	0.878

7 结论及建议

7.1 结论

1) 高铁开通对长三角地区城市绿色技术创新“量质齐升”起到推动作用,且在通过一系列检验后,高铁开通带来的影响依然显著,说明高铁开通对城市绿色技术创新“量质齐升”是有效的。

2) 机制检验结果表明,高铁开通提升长三角地区城市经济集聚和风险投资数,这激发了城市开展创新活动,促进城市绿色技术创新“量质齐升”。

3) 高铁开通存在人口规模异质性,在长三角地区,高铁开通对大城市及中小城市的影响更突出;行政等级异质性分析发现,非中心城市受影响显著,证明高铁开通对中心城市的创新边际效应有限;地区异质性分析发现,长三角地区三个省份受高铁开通影响皆存在差异,这与每个省份的内部发展情况相关。

7.2 建议

1) 推动高铁网络建设。高铁线路开通能够极大程度降低城市间的时间通行成本,促进城市的创新要素流动和人员流通,从而提升城市绿色技术创新。开通了高铁的城市,可以充分利用高铁网络优势,实现经济和人才等创新必要资源集聚,通过产业升级、创新企业优惠政策等方式,积极建设和巩固城市的创新优势;高铁在建城市和未开通城市可以积极谋求与开通城市合作,通过了解行业动态和技术发展趋势,选择与自身战略目标相符的创新企业合作,打造下游产业链,实现创新资源积累,同时尽早

实现区域高铁网络对接,促进地区技术交流与协作。

2) 促进资金流动。经济集聚和风险投资是影响城市绿色技术创新的重要途径。城市可以积极吸引风险投资,风险投资带来的不仅是资金支持,更能带来丰富的管理经验和技术市场,有助于城市技术创新项目多元发展。利用高铁网络加速资本集聚,通过强化城市间经济合作的方式,建立高铁经济合作走廊,能有效刺激城市绿色技术市场的需求,促进城市绿色技术交流。

3) 优化资源空间分配。根据城市属性制定差异化策略,优化资源配置。对于中心城市,其创新机制完善,技术创新水平高,高铁开通的边际效应有限,应当在保持现有创新发展的基础上,发挥中心城市对周边城市绿色技术创新辐射作用,使其成为创新资源的输送点。受高铁开通影响明显的城市,充分发挥城市创新的先行优势,积极推动产业结构优化升级,巩固现有创新成果,积极谋求创新能力进一步提升。对于受高铁网络影响,创新资源弱化的边缘城市,应与发达城市建立技术合作关系,实现资源跨区域对接,同时制定针对性政策,如降低税率、提高人才待遇等。

参考文献:

- [1] 吴建军, 陈乃康. 高铁开通、要素流动与城市创新能力提升: 来自中国268个城市的经验证据[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2023, 47(3): 52-62.
WU J J, CHEN N K. High-speed railway service, factor flow and urban innovation ability improvement: an empir-

- ical evidence from 268 cities in China[J]. Journal of Xiangtan University (Philosophy and Social Sciences), 2023, 47(3): 52-62.
- [2] 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): 132-149.
BIAN Y C, WU L H, BAI J H. Does high-speed rail improve regional innovation in China? [J]. Journal of Financial Research, 2019(6): 132-149.
- [3] XIAO F, WANG J, DU D L. High-speed rail heading for innovation: the impact of HSR on intercity technology transfer [J]. Area Development and Policy, 2022, 7(3): 293-311.
- [4] LU Y, YANG S Y, LI J. The influence of high-speed rails on urban innovation and the underlying mechanism[J]. PloS One, 2022, 17(3): e0264779.
- [5] HUANG Y, WANG Y B. How does high-speed railway affect green innovation efficiency? A perspective of innovation factor mobility-science direct[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 265: 121623.
- [6] 李涛, 刘国燕. 时空压缩下研发要素流动是否提升了区域绿色创新效率[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(19): 37-46.
LI T, LIU G Y. Does the flow of R&D elements under the compression of time and space improve the efficiency of regional green innovation[J]. Science & Technology Progress and Policy, 2021, 38(19): 37-46.
- [7] 蒋仁爱, 杨圣豪, 温军. 高铁开通与经济高质量发展: 机制及效果[J]. 南开经济研究, 2023(7): 70-89.
JIANG R A, YANG S H, WEN J. The opening of high-speed rail and high-quality economic development: mechanisms and effects[J]. Nankai Economic Studies, 2023(7): 70-89.
- [8] HE Z W, CHEN Z Y, FENG X. How does high-speed railway affect green technology innovation? a perspective of high-quality human capital[J]. Environmental Sciences Europe, 2023, 35(1): 97.
- [9] 黄漫宇, 余祖鹏, 陈磊, 等. 高铁开通促进了城市绿色创新吗?[J]. 经济经纬, 2023, 40(1): 25-35.
HUANG M Y, YU Z P, CHEN L, et al. Does the opening of high-speed rail facilitate urban green innovation? [J]. Economic Survey, 2023, 40(1): 25-35.
- [10] 徐玉萍, 苏方轶. 高铁开通对浙江省城乡居民收入差距的影响[J]. 华东交通大学学报, 2023, 40(3): 116-126.
XU Y P, SU F Y. Impact of the opening of high-speed railway on the income gap between urban and rural residents in Zhejiang Province[J]. Journal of East China Jiaotong University, 2023, 40(3): 116-126.
- [11] 石怀旺, 杨鹏, 肖仁桥, 等. 新型政商关系是否促进了企业绿色创新“量质齐升”: 来自中国上市公司的经验证据[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(8): 108-117.
SHI H W, YANG P, XIAO R Q, et al. Does the new government-business relationship promote the quantity and quality of green innovation? evidence from Chinese listed firms[J]. Science & Technology Progress and Policy, 2023, 40(8): 108-117.
- [12] 叶琴, 曾刚, 戴劭劭, 等. 不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响: 基于285个地级市面板数据[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(2): 115-122.
YE Q, ZENG G, DAI S Q, et al. Research on the effects of different policy tools on China's emissions reduction innovation: based on the panel data of 285 prefectural-level municipalities[J]. China Population, Resources and Environment, 2018, 28(2): 115-122.
- [13] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? the winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [14] 罗雪, 毛炜圣, 王帮娟, 等. 航空和高铁对中国城市创新能力的影响[J]. 地理科学进展, 2022, 41(12): 2203-2217.
LUO X, MAO W S, WANG B J, et al. The impacts of aviation and high-speed rail on urban innovation capacity in China[J]. Progress in Geography, 2022, 41(12): 2203-2217.
- [15] 叶德珠, 潘爽, 武文杰, 等. 距离、可达性与创新: 高铁开通影响城市创新的最优作用半径研究[J]. 财贸经济, 2020, 41(2): 146-161.
YE D Z, PAN S, WU W J, et al. Distance, accessibility and innovation: a study on the optimal working radius of high-speed railway opening for urban innovation[J]. Finance & Trade Economics, 2020, 41(2): 146-161.
- [16] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
WEN Z L, YE B J. Analyses of mediating effects: the development of methods and models[J]. Advances in Psychological Science, 2014, 22(5): 731-745.



第一作者: 徐玉萍(1973—), 女, 教授, 研究方向为区域经济与交通规划。E-mail: 1423907384@qq.com。



通信作者: 梅哲源(1999—), 男, 硕士研究生, 研究方向为区域经济与交通规划。E-mail: 1164116821@qq.com。

(责任编辑: 姜红贵)