

## 高铁开通对城市绿色创新“量质齐升”影响研究

徐玉萍<sup>1</sup>,梅哲源<sup>2</sup>,胡永葳<sup>3</sup>

(华东交通大学交通运输工程学院,江西 南昌 330000)

**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DID模型,基于长三角城市群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规模城市影响显著,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DID模型;中介效应

中图分类号:F532.8;[U-9]

文献标志码:A

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

Xu Yuping<sup>1</sup>, Mei Zheyuan<sup>2</sup>, Hu Yongwei<sup>3</sup>

(School of Transportation Engineering, East China Jiaotong University, Nanchang 330000, 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-

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

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<sup>[1]</sup>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<sup>[2]</sup>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<sup>[3]</sup>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<sup>[4]</sup>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<sup>[5]</sup>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<sup>[6]</sup>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

爱仁<sup>[7]</sup>等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四种渠道实现。He等<sup>[8]</sup>采用多期差分(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。

已有文献多从空间溢出、经济增长、产业结构和要素流动等视角分析了高铁开通带来对城市创新的影响,为研究奠定了理论基础。但过往主要围绕全国视角展开,较少关注高铁开通对某一城市群产生的影响,研究视角聚焦于技术创新数量或质量的单一视角。相对于已有文献,文章以长三角城市群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,这快速了创新资源在城市间共享和扩散,促进城市间绿色产业合作。黄曼宇等<sup>[9]</sup>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,便于他们更高效地展开区域技术交流与协作。同时高铁开通会引起城市市场扩张,高铁网络的大规模铺设,扩大了绿色产品和技术覆盖面,绿色技术需求的增加会刺激城市绿色技术创新,以满足扩张市场的需求。

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<sup>[10]</sup>等人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。经济集聚地区,往往具有更多的创新人才和资金用于研发和创新,以及采取更积极的激励政策鼓励促进绿色技术创新。风险投资是指企业或个人通过提供资金给具有创新性和高发展潜力的企业,以达到企业成功发展后获得高额收益的活动。高铁开通会降低风险投资企业或个人与创新企业的交流成本,为城市吸纳风险投资资源,以促进城市技术创新。

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、浙江省和安徽省共同组成,其区位优势突出,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。具体公式如下:

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

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; $\alpha$ 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; $\beta$ 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; $\gamma$ 为控制变量的回归系数; $\varepsilon_t$ 为时间固定效应; $\mu_i$ 为个体固定效应; $\varphi_{it}$ 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<sup>[11]</sup>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: $H_{SR}$ 代表高铁开通虚拟变量,设定高铁开通变量,参考过往研究,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<sup>[12]</sup>的研究,以城市废水、SO<sub>2</sub>、烟尘三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; $F_a$ 代表金融发展水平,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。

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  | 0.000 | 1.000   |
| $N_{gi}$  | 城市绿色技术创新数量 | 1.791  | 2.592  | 0.000 | 18.769  |
| $Q_{gi}$  | 城市绿色技术创新质量 | 0.895  | 1.431  | 0.000 | 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  | 0.000 | 0.874   |

## 2.4 数据来源说明

被选取的数据范围包括2004—2019年长三角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为不添加控制变量的回归结果。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

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***<br>(0.17) | 0.523***<br>(0.12)  | 0.473***<br>(0.10) | 0.302***<br>(0.08)  |
| $E_t$     |                    | 0.981**<br>(0.29)   |                    | 0.255<br>(0.17)     |
| $P_{put}$ |                    | 0.016*<br>(0.01)    |                    | 0.008<br>(0.01)     |
| $P_{GDP}$ |                    | 0.873***<br>(0.06)  |                    | 0.398***<br>(0.04)  |
| $F_c$     |                    | 7.796**<br>(2.94)   |                    | 7.254***<br>(2.04)  |
| $G_s$     |                    | 8.268***<br>(1.51)  |                    | 7.551***<br>(1.21)  |
| $F_d$     |                    | 0.515**<br>(0.18)   |                    | 0.249*<br>(0.12)    |
| 常数项       | 1.407***<br>(0.09) | -6.294***<br>(0.78) | 0.688***<br>(0.05) | -3.832***<br>(0.52) |
| 时间固定      | Yes                | Yes                 | Yes                | Yes                 |
| 个体固定      | Yes                | Yes                 | Yes                | Yes                 |
| 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               |

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<sup>[13]</sup>的研究,设置模型进行平行趋势检验,如式

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

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;  $\beta_{\lambda}$  表示高铁开通前第  $\lambda$  年的回归系数,  $\beta_{\sigma}$  为高铁开通后第  $\sigma$  年的回归系数,  $\beta_0$  为高铁开通当年的回归系数。

$t-\lambda$  为高铁开通前  $\lambda$  期,  $t-\sigma$  为高铁开通后  $\sigma$  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。

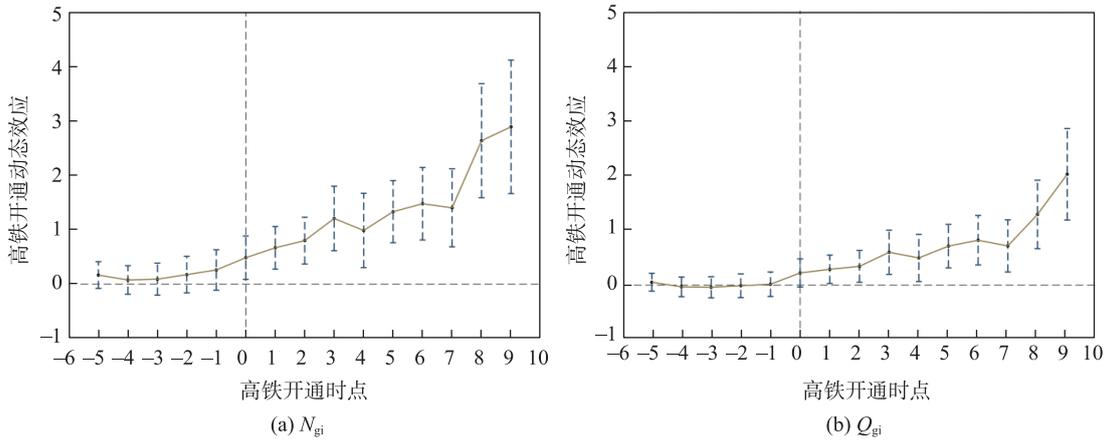


图1 城市绿色技术创新平行趋势检验

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<sup>[14]</sup>和叶德珠等<sup>[15]</sup>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<sup>[16]</sup>的经典中介效应三步法,对两个中介变量进行检验,式如

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

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

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;  $d$  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。若公式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

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) $V_c$      |                     |                     |
|----------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|          | $E_a$              | $N_{gi}$            | $Q_{gi}$            | $V_c$               | $N_{gi}$            | $Q_{gi}$            |
| $H_{SR}$ | 0.056**<br>(0.02)  | 0.455***<br>(0.12)  | 0.253**<br>(0.08)   | 0.015*<br>(0.01)    | 0.464***<br>(0.12)  | 0.255***<br>(0.08)  |
| $E_a$    |                    | 0.770**<br>(0.26)   | 0.523***<br>(0.14)  |                     |                     |                     |
| $V_c$    |                    |                     |                     |                     | 2.292*<br>(0.97)    | 1.823**<br>(0.70)   |
| 常数项      | -0.436**<br>(0.14) | -6.179***<br>(0.82) | -3.772***<br>(0.52) | -0.261***<br>(0.06) | -5.912***<br>(0.88) | -3.522***<br>(0.58) |
| 控制变量     | Yes                | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 时间固定     | Yes                | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 个体固定     | Yes                | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 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               |

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及以上城市、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,除特大及以上城市外,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型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,证明高铁开通存在人口规模异质性。高铁开通对特大及以上城市的 $N_{gi}$ 和 $Q_{gi}$ 呈现抑制作用,且对 $Q_{gi}$ 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 $N_{gi}$ 和 $Q_{gi}$ 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

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

| 变量       | $N_{gi}$             |                     |                     | $Q_{gi}$             |                     |                     |
|----------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|          | 特大及以上城市              | 大城市                 | 中小城市                | 特大及以上城市              | 大城市                 | 中小城市                |
| $H_{SR}$ | -0.131<br>(0.45)     | 1.052***<br>(0.2)   | 0.468***<br>(0.12)  | -0.335<br>(0.32)     | 0.453***<br>(0.12)  | 0.310***<br>(0.08)  |
| 常数项      | -23.976***<br>(5.07) | -8.622***<br>(1.24) | -2.994***<br>(0.54) | -12.933***<br>(2.80) | -5.122***<br>(0.96) | -1.726***<br>(0.34) |
| 控制变量     | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                  | Yes                 | Yes                 |
| 时间固定     | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                  | Yes                 | Yes                 |
| 个体固定     | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                  | Yes                 | Yes                 |
| 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               |

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               |                     |
|----------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
|          | $N_{gi}$            | $Q_{gi}$           | $N_{gi}$            | $Q_{gi}$            |
| $H_{SR}$ | -0.521<br>(0.51)    | -0.740<br>(0.36)   | 0.744***<br>(0.10)  | 0.450***<br>(0.06)  |
| 常数项      | -13.868**<br>(4.52) | -7.192**<br>(2.68) | -4.413***<br>(0.61) | -2.353***<br>(0.33) |
| 控制变量     | Yes                 | Yes                | Yes                 | Yes                 |
| 时间固定     | Yes                 | Yes                | Yes                 | Yes                 |
| 个体固定     | Yes                 | Yes                | Yes                 | Yes                 |
| 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               |

高,产业发展模式和技术创新架构完善,一直便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,便利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 $N_{gi}$ 和 $Q_{gi}$ 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

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                |                    |
|----------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
|          | $N_{gi}$             | $Q_{gi}$            | $N_{gi}$            | $Q_{gi}$            | $N_{gi}$           | $Q_{gi}$           |
| $H_{SR}$ | 0.717**<br>(0.27)    | 0.515**<br>(0.17)   | 0.225<br>(0.16)     | 0.198<br>(0.12)     | 0.086<br>(0.22)    | -0.183<br>(0.12)   |
| 常数项      | -13.460***<br>(2.62) | -7.973***<br>(1.30) | -4.174***<br>(0.83) | -2.804***<br>(0.67) | -7.052**<br>(2.62) | -5.208**<br>(1.64) |
| 控制变量     | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                |
| 时间固定     | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                |
| 个体固定     | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                |
| 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              |

通影响,需假设,不存在高铁开通的情况时,高铁开通的处理组和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 $N_{gi}$ 和 $Q_{gi}$ 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,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 $N'_{gi}$ 和绿色发明专利授权数 $Q'_{gi}$ 代替前者作为替换变量。如表7所示,列6和列7代表 $N'_{gi}$ 和 $Q'_{gi}$ 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                |                     |
|----------|---------------------|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|          | $N_{gi}$            | $Q_{gi}$         | $N_{gi}$            | $Q_{gi}$            | $N'_{gi}$           | $Q'_{gi}$           |
| $H_{SR}$ | 0.037<br>(0.02)     | 0.017<br>(0.02)  | 0.461***<br>(0.11)  | 0.275***<br>(0.07)  | 0.327***<br>(0.06)  | 0.061***<br>(0.02)  |
| 常数项      | -0.336***<br>(0.13) | -0.172<br>(0.10) | -3.894***<br>(0.52) | -2.343***<br>(0.38) | -2.796***<br>(0.31) | -0.832***<br>(0.10) |
| 控制变量     | Yes                 | Yes              | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 时间固定     | Yes                 | Yes              | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 个体固定     | Yes                 | Yes              | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 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

高铁作为我国交通强国战略的重要组成部分,其建设改善了城市资源和劳动力配置,对促进区域经济可持续协调发展具有重大意义。文章在现有理论的基础上,基于长江三角洲城市群2004—2019年的面板数据进行实证分析,得出以下研究结论。

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,长三角地区,高铁开通对特大城市以下的城市影响更突出;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。开通高铁城市,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術市场,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 empirical 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, 3(7): 293-311.
- [4] LU Y, YANG S, 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. 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 A R, 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, CHEN Z, 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): 1-14.
- [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, 戴劭劼等. 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]. *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 impact of aviation and high-speed rail on the innovation capacity of 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 X, 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.



通信作者: 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。