

文章编号: 1005-0523(2022)03-0091-08



# 高铁开通对城市创新的影响研究

徐玉萍, 洪振文

(华东交通大学交通运输工程学院, 江西 南昌 330013)

**摘要:** 为探究高铁(HSR)开通对城市创新发展的影响,选取长江中游城市群28个地级市2006—2019年的面板数据,采用倾向得分匹配倍差法评估高铁开通对城市创新的影响。结果显示:高铁开通对长江中游城市群创新能力有显著促进作用,并且这种作用存在明显的时间动态性以及区域异质性。主要表现在:高铁开通对城市创新的促进效应随着时间的沉淀呈现出先升后降的趋势;高铁开通对大中城市创新促进效应不明显,而对小城市的促进效应显著为正。进一步将高铁线路按照战略等级划分为国家层面高铁与地方层面高铁,国家层面高铁比地方层面高铁对城市创新具有更为显著的促进作用。

**关键词:** 高铁开通;PSM-DID;时空动态性;不同等级高铁

**中图分类号:** U2-9;F532.8;F204 **文献标志码:** A

**本文引用格式:** 徐玉萍,洪振文. 高铁开通对城市创新的影响研究[J]. 华东交通大学学报,2022,39(3):91-98.

**DOI:** 10.16749/j.cnki.jecjtu.20220406.006

## Impacts of High-Speed Railway Opening on City Innovation

Xu Yuping, Hong Zhenwen

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

**Abstract:** With the panel data of 28 prefecture-level cities in the urban agglomeration in the middle reaches of the Yangtze River from 2006 to 2019 and the PSM-DID model, this paper studied the impacts of high-speed railway on the innovative urban development. According to the results, the opening of the HSR has a significant role in promoting the technological innovation capability in the urban agglomeration in the middle reaches of the Yangtze River. The study also finds that there are obvious temporal dynamics and regional heterogeneity in the impact of the opening of HSR on urban innovation. It's mainly manifested in two sides. The promotion effect of the opening of HSR on urban innovation shows a trend of first rising and then falling over time. The promotion effect of the opening of HSR on innovation in large and medium-sized cities is not obvious or even negative, while the promotion effect on small cities is significantly positive. In addition, the HSR is further divided into national HSR rail and local HSR rail. The study maintains that compared with local HSR national HSR has a more significant role in promoting urban innovation.

**Key words:** HSR (high-speed railway); PSM-DID; temporal dynamics; different grades of HSR

**Citation format:** XU Y P, HONG Z W. Impacts of high-speed railway opening on city innovation[J]. Journal of East China Jiaotong University, 2022, 39(3): 91-98.

收稿日期: 2021-10-20

基金项目: 江西省科技厅管理类项目(20202BBA20804); 江西省研究生创新专项基金项目(YC2020-S333)

高铁作为连接国内各大城市的大动脉,拉近了城市间的时空距离,给城市经济发展带来了深刻影响<sup>[1]</sup>。国内外已有一些文献对高铁开通给城市带来的影响进行评估,发现高铁开通能够促进城市经济增长、提升城市可达性、优化旅游环境等。如董艳梅等<sup>[2]</sup>基于新经济地理理论研究发现高铁建设通过降低交通成本、增加就业机会以及提高人员待遇等方面促进了区域经济增长。刘勇政等<sup>[3]</sup>研究发现高铁在带动本地经济发展的同时也为周边城市带来了积极的外溢效应。Diao<sup>[4]</sup>则使用双重差分与工具变量法发现高铁通过提升地区可达性,带动了沿线城市经济增长。李磊等<sup>[5]</sup>从旅游业的视角出发,认为高铁改善了沿线旅游城市的交通环境,带动了旅游客流量增长。

目前,关于高铁影响城市创新的研究不多。高技术人才作为创新产出的主要创造者,对时间具有高度敏感性,而高铁的快速、准点等特点能够有效降低高技术人才的旅行时间,加速人才与知识在城市之间的流动,促进知识传播的深度与广度<sup>[6]</sup>。同时,高铁开通压缩了城市间的时空距离,有效降低了投资人与企业之间的信息不对称,使企业获得的风险投资增加,有利于城市创新产出<sup>[7]</sup>。可以说,高铁的开通促进了人才、技术、资本等创新要素在城市之间的传播,对于城市创新产生了深刻的影响。

基于此,以长江中游城市群 28 个地级市为研究对象,收集了这些城市 2006—2019 年的面板数据,采用倾向得分匹配倍差法(PSM-DID)实证分析高铁开通对城市创新能力的影响。与现有研究相比,本文可能的贡献有:第一,以城市创新为切入点,探讨高铁开通对沿线城市创新的影响,丰富了高铁开通对城市发展的影响研究;第二,为了克服城市之间的系统性差异,解决高铁开通的内生性问题,本文将倍差法(DID)与倾向得分匹配(PSM)结合使用,并在 PSM 过程中按年份进行匹配,避免使用单一评估方法带来的估计偏误以及样本跨年匹配<sup>[8]</sup>问题;第三,在实证研究中考虑了不同等级高铁线路对城市创新影响的差异性。

## 1 研究设计

### 1.1 数据说明

考察范围为长江中游城市群,基于数据的可得性,剔除了天门、潜江、仙桃 3 个省管县级市,选取

其余 28 个地级市作为考察对象。由于长江中游城市群最早开通的高铁为 2009 年的合武铁路;因此考察时间选择 2006—2019 年,并将 2009 年定为考察时间内政策开始发生影响的年份。实证研究中专利指标来源于《中国研究数据服务平台》,高铁开通相关数据来自中国国家铁路集团有限公司官方网站披露的高铁开通信息,控制变量以及协变量数据来源于历年《中国城市统计年鉴》、EPS 平台以及相关地级市国民经济和社会发展统计公报。部分缺失数据使用插值法进行补齐。

### 1.2 模型构建

为了考察高铁开通对城市创新的影响,借鉴 Shao 等<sup>[9]</sup>的研究,将高铁开通看作一项准自然实验,将考察期内开通了高铁的城市作为实验组,未开通高铁的城市作为对照组,然后使用 DID 方法来评估高铁开通对城市创新的影响。但是,由于高铁线路规划并不是随机产生的,经济基础强、战略定位高的城市更可能获得高铁规划者的青睐<sup>[10]</sup>,使得城市样本在进行分组时存在一定的选择偏差,影响评估结果的准确性。为了解决样本选择偏差问题,首先采用逐年倾向得分匹配来评估所有城市的倾向得分值。其次将倾向得分值相近的对照组与实验组进行匹配,最大限度的消除样本选择偏差。最后根据匹配后的样本使用 DID 估计出高铁开通的真实效应。

#### 1.2.1 逐年倾向得分匹配

令  $S_{ia}$  表示所有样本( $i$  为城市,取值为  $i=1,2,\dots,28$ ;  $a$  为年份,取值为  $a=2006,2007,\dots,2019$ ),  $T_{ia}$  表示  $a$  年开通了高铁的样本(实验组),  $C_{ia}$  表示  $a$  年未开通高铁的样本(对照组),则  $S_{ia}=\{T_{ia},C_{ia}\}$ 。倾向得分匹配的目的就是从  $C_{ia}$  中找出与  $T_{ia}$  具有相似特征的样本,从而消除样本选择偏误。具体设计为:选取若干影响高铁开通的协变量  $X_{ia,j}$ ,构造如式(1)所示的模型,评估所有样本城市在给定协变量  $X_{ia,j}$  的情况下,样本进入实验组的条件概率(倾向得分值)  $p_{ia}$ 。对所有  $T_{ia}$ ,从  $C_{ia}$  中按照有放回取样的方式选取与  $T_{ia}$  样本有相似倾向得分值的  $C_{ia}^*$ ,得到另一组匹配好的样本  $S_{ia}^*=\{T_{ia},C_{ia}^*\}$ 。

$$p_{ia}=\Pr(S_{ia}=T_{ia} | X_{ia,j})=f(X_{ia,j}) \quad (1)$$

式中: $X_{ia,j}$  为协变量,本文参照文献[11]选取了城市经济发展水平、人口规模、政府财政支出规模、对外开放水平等为协变量。其中,城市经济发展水平采用各城市地区生产总值来衡量;人口规模采用各地级

市年末总户籍人数来衡量;政府财政支出规模采用地方财政一般预算内支出衡量。对外开放水平采用各地区实际使用外资(按照当年人民币与美元的实际换算汇率转换为人民币计算)来衡量; $f$ 表示估计函数。

### 1.2.2 双重差分法估计

根据式(1)得到基于逐年倾向得分匹配后的匹配样本  $S_{ia}^*$ ,构建式(2)对其进行双重差分评估。

$$\lnnovation_{ia} = \alpha + \beta D_{ia} + \gamma Z_{ia} + A_i + B_i + \varepsilon_{ia} \quad (2)$$

式中: $\alpha$ 为常数项; $A_i$ 为城市固定效应; $B_i$ 为年份固定效应; $\varepsilon_{ia}$ 为随机误差项; $\lnnovation_{ia}$ 为被解释变量,表示*i*城市在*a*年的创新能力。专利具有可量化以及客观性的特点,常常被用来衡量城市的创新能力<sup>[12]</sup>。故本文也将采用城市专利申请量来衡量城市创新能力,并在后文替换为专利授予量来进行稳健性检验。

$D_{ia}$ 为高铁开通虚拟变量,表示*i*城市在*a*年是否有高铁开通(运营),是本文核心解释变量。考察期内开通了高铁的城市,其开通之前的年份取值为

0,开通当年及以后取值为1;考察期内一直未开通高铁的城市,则其取值始终为0。对于上半年开通的高铁,本文将其开通年份定为当年;对于下半年开通的高铁,本文将其开通年份滞后一年处理。 $D_{ia}$ 的系数 $\beta$ 为本文最为关注的回归系数,表示高铁开通对城市创新的估计效应。

$Z_{ia}$ 为可能影响城市创新的其他控制变量。结合以往研究<sup>[13-14]</sup>,本文选取了以下控制变量:科技劳动力,采用科研从业人员数以及个体从业人员数来衡量。产业结构,采用第二、三产业产值占GDP比重作为替代指标。对外开放水平,其衡量指标与前文一致。政府支持力度采用各城市科学财政支出及其占地方财政一般预算支出的比值衡量。交通基础设施建设,采用城市年末实有道路面积衡量。从业人员待遇,采用职工平均工资衡量。

为了避免因数据量纲差异过大对回归结果带来的影响,本文对非百分比数据取对数处理,以上各指标的描述性统计报告于表1。

表1 统计性描述  
Tab.1 Descriptive statistics

| Variable             | Definition  | Mean    | Sd.Dev  | Min       | Max   |
|----------------------|---|---------|---------|-----------|-------|
| $D$                  | High-speed rail opening   | 0.421   | 0.494   | 0         | 1     |
| $\ln Patent$         | Logarithm of patent applications  | 7.032   | 1.333   | 4.331     | 10.90 |
| $\ln GDP$            | Logarithm of regional GDP   | 25.54   | 0.840   | 23.38     | 28.17 |
| $\ln Pop$            | Logarithm of total population at the end of the year                      | 15.21   | 0.603   | 13.88     | 18.59 |
| $\ln Finscal$        | Logarithm of budget expenditure   | 23.65   | 0.925   | 20.04     | 26.13 |
| $\ln Open$           | Logarithm of actual use of foreign investment                             | 21.64   | 1.088   | 18.84     | 25.16 |
| $\ln Researcher$     | Logarithm of scientific research practitioners                            | 8.449   | 1.074   | 6.397     | 14.70 |
| $\ln Self\ employed$ | Logarithm of individual practitioners                                     | 12.84   | 0.807   | 9.629     | 14.77 |
| $IOG\_2$             | The proportion of secondary industry in GDP                               | 0.498   | 0.073 5 | 0.277     | 0.670 |
| $IOG\_3$             | The proportion of tertiary industry in GDP                                | 0.368   | 0.066 3 | 0.237     | 0.626 |
| $\ln Sci\_Fin$       | Logarithm of scientific fiscal expenditure                                | 19.19   | 1.538   | 14.62     | 23.59 |
| $SG$                 | Proportion of scientific fiscal expenditure to general budget expenditure | 0.015 5 | 0.013 9 | 0.000 869 | 0.163 |
| $\ln Road$           | Logarithm of actual road area at the end of the year                      | 16.17   | 0.739   | 14.15     | 18.63 |
| $\ln Wage$           | Logarithm of average employee salary                                      | 10.44   | 0.515   | 9.239     | 11.50 |

## 2 实证结果分析

### 2.1 整体估计效应

#### 2.1.1 倾向得分匹配结果

衡量倾向得分匹配结果有效性的标准是,匹配后各协变量在实验组与对照组间不存在显著差异<sup>[5]</sup>。表2报告了基于逐年匹配后各协变量的 $t$ 值。其中:\*\*\*, \*\*, \* 分别代表 1%, 5% 和 10% 统计水平上显著。

表 2 倾向得分匹配后各协变量值  
Tab.2  $t$  value of each covariate after PSM

| Variable      | 2006  | 2007   | 2008  | 2009  | 2010  | 2011  | 2012  |
|---------------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|
| $\ln Pop$     | 0.40  | -0.26  | 0.35  | 0.09  | -0.25 | -1.01 | -0.22 |
| $\ln GDP$     | -0.69 | -0.80  | 0.27  | 0.55  | -0.84 | -0.01 | -0.06 |
| $\ln Open$    | -0.23 | 2.82** | -0.39 | 0.54  | -1.20 | 0.50  | 0.26  |
| $\ln Finscal$ | 0.08  | -0.34  | -0.08 | -0.24 | -0.89 | -0.81 | -0.19 |
| Variable      | 2013  | 2014   | 2015  | 2016  | 2017  | 2018  | 2019  |
| $\ln Pop$     | 0.12  | -1.22  | -0.34 | -0.93 | -0.27 | 0.04  | -0.24 |
| $\ln GDP$     | -0.53 | -1.16  | -0.03 | -0.79 | 0.27  | -0.07 | -0.42 |
| $\ln Open$    | -0.04 | -0.09  | 0.48  | -0.06 | 0.36  | 0.13  | -0.41 |
| $\ln Finscal$ | -0.07 | -1.30  | -0.07 | -0.94 | 0.07  | -0.17 | -0.65 |

#### 2.1.2 双重差分结果与分析

用式(2)对匹配好的样本进行回归,表3报告了模型的回归结果。其中,括号内为稳健标准误;\*\*\*, \*\*, \* 分别代表 1%, 5% 和 10% 统计水平上显著。第1列为普通多期 DID 的回归结果,第2~5列为使用逐年 PSM-DID 的回归结果。表3结果显示,表中各列系数均为正,表明高铁开通整体上促进了长江中游城市群的创新能力,其对长江中游城市群内城市创新增长贡献了 0.13。

具体而言,表3第1列表明高铁开通虚拟变量系数显著为正,初步证实了高铁开通促进了城市创新。使用逐年倾向得分匹配方法控制样本选择偏差后,在第2列、第3列逐步控制城市固定效应与年份固定效应后,估计系数为 1.599 且结果仍然显著,而在控制城市年份双向固定效应后,系数变为 0.103,仅在 10% 统计水平上显著,表明高铁开通对城市创新的影响效应可能受地区以及高铁开通后运行年份有关。

为避免一些其他可能影响城市创新的因素影响,在表3第2,3列的基础上加入了一些控制变量,结果报告在第4,5列,从结果来看,加入控制变

由表2可知,在采用逐年倾向得分匹配后,除2007年的变量外,其他年份协变量的检验结果均不拒绝绝对对照组与实验组间不存在显著性差距的原假设,也即各协变量在实验组与对照组间趋势是平行的。这说明本文选择的匹配方法符合要求,匹配后对照组与实验组各协变量相差不大,既降低了样本选择偏差,同时也满足了后续进行双重差分的“平行趋势”要求。

量后, $D_{it}$ 系数显著降低,这进一步说明了本文选择控制变量的有效性。从第1,5列结果对比来看,在控制了样本选择偏差后,考察期内高铁开通对城市创新的影响系数从 0.137 降到了 0.130,表明普通多期 DID 可能高估了高铁开通对城市创新的影响效应。

此外,从表3各控制变量回归系数来看,职工平均工资水平( $\ln Wage$ )对城市创新能力的影响显著为正,即工资水平越高的城市,其创新能力提升越快,这可能是由于科研人员更加趋向于高待遇的城市。从产业结构来说,第二、三产业产值占比对城市创新具有正向影响。这可能是由于随着城市化进度加快,长江中游城市群加快了产业结构调整过程,低端产业结构逐步向高技术产业转移,这在一定程度上促进了城市创新。

表3的结果还显示政府科学财政投入( $\ln Sci\_Fin$ )对城市创新能力影响也显著为正,这表明政府对于科技创新的投入越多,其城市创新能力增长越快。这是由于创新具有一定的外部性,政府科学财政投入能够提高如高校、科研单位等创新主体的积极性,增加创新产出。

表 3 高铁开通对城市创新的整体估计效应  
Tab.3 The overall valuation effect of the opening of high-speed railway on urban innovation

| Variable        | DID              |                 | PSM-DID         |                   |                   |
|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-------------------|-------------------|
|                 | lnPatent         | lnPatent        | lnPatent        | lnPatent          | lnPatent          |
| $D_{it}$        | 0.137***(0.046)  | 1.599***(0.082) | 0.103*(0.057)   | 0.317***(0.075)   | 0.130**(0.051)    |
| lnResearcher    | -0.068(0.045)    |                 |                 | -0.033(0.057)     | -0.074(0.047)     |
| lnSelf_employed | 0.059*(0.033)    |                 |                 | 0.103*(0.059)     | 0.043(0.036)      |
| lnOpen          | 0.023(0.035)     |                 |                 | 0.071(0.083)      | 0.019(0.045)      |
| lnWage          | 0.541***(0.187)  |                 |                 | 1.284***(0.191)   | 0.616***(0.213)   |
| IOG_2           | 1.592**(0.645)   |                 |                 | 1.559*(1.006)     | 2.032**(0.974)    |
| IOG_3           | 1.221**(0.579)   |                 |                 | 0.313(1.239)      | 1.310(1.012)      |
| lnSci_Fin       | 0.176***(0.044)  |                 |                 | 0.077(0.063)      | 0.223***(0.061)   |
| lnRoad          | 0.321***(0.059)  |                 |                 | 0.246*(0.131)     | 0.302***(0.064)   |
| SG              | -3.529**(1.374)  |                 |                 | -3.107(2.253)     | -3.335*(1.779)    |
| Constant        | -9.110***(2.499) | 6.300***(0.053) | 6.905***(0.028) | -15.445***(1.892) | -10.436***(2.928) |
| Observations    | 392              | 309             | 309             | 309               | 309               |
| R <sup>2</sup>  | 0.970            | 0.636           | 0.951           | 0.898             | 0.963             |
| City FE         | YES              | YES             | YES             | YES               | YES               |
| Year FE         | YES              | NO              | YES             | NO                | YES               |

2.2 高铁开通影响城市创新的时间动态性分析

由图 1 可知,从高铁开通后第一年开始到开通后第 8 年,高铁开通都促进了城市创新能力增长,且在开通前 2 年其正向影响效应呈现出增长的趋势,

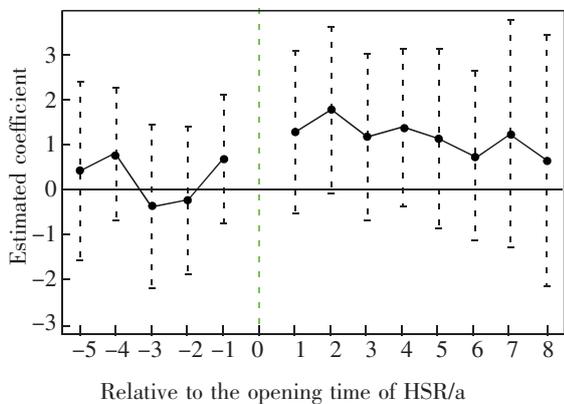


图 1 高铁开通效应时间动态性

Fig.1 Impact of temporal dynamics of high-speed railway opening

并在第 2 年达到顶峰,之后呈现出逐步下降的趋势。这说明随着高铁开通时间的延长,其对城市创新的效应表现为先增后降的趋势。

2.3 高铁开通影响城市创新的空间异质性分析

以往研究中,空间异质性多是通过划分东中西部来检验的<sup>[16]</sup>,本文认为,人口规模在一定程度上反映了城市的经济、教育等状况,作为城市创新的主要参与者,人口规模的大小可能影响高铁对城市创新的作用。将研究样本按照市辖区人口规模划分为大城市、中等城市和小城市,构造城市类别变量(Cps),对其与高铁开通虚拟变量的交互项进行回归。其中市辖区人口达 100 万及以上的划分为大城市,50 万~100 万划分为中等城市,50 万及以下人口划分为小城市。表 4 是不同人口规模下高铁开通对于城市创新水平的影响值。其中,括号内为稳健标准误;\*\*\*,\*\*,\* 分别代表 1%,5%和 10%统计水平上显著。

表4 高铁开通对城市创新能力的异质性  
Tab.4 Heterogeneity of high-speed railway opening on urban innovation

| Variable       | Big city         | Medium-sized city | Small city        |
|----------------|------------------|-------------------|-------------------|
| $D_{it} * Cps$ | -0.156(0.152)    | 0.053(0.061)      | 0.199***(0.070)   |
| Constant       | -9.700***(2.983) | -9.716***(2.994)  | -11.083***(2.879) |
| Observations   | 309              | 309               | 309               |
| $R^2$          | 0.962            | 0.962             | 0.963             |
| City FE        | YES              | YES               | YES               |
| Year FE        | YES              | YES               | YES               |

从表4的结果来看,高铁开通对大、中城市创新发展的影响效应并不显著,对人口规模小的城市创新存在显著的促进作用。可能原因是一方面高铁开通提升了小城市的区域优势,优化了创新环境,推动了其创新发展;另一方面人口规模大的城市产业结构与市场规模处于饱和状态,高铁开通使得产业向周边城市扩散的效应大于向中心城市集聚的效应,限制了大城市的发展,同时进一步促进了小城市的创新发展。这说明高铁开通有助于我国区域创新的协同发展与空间格局优化。

#### 2.4 不同等级高铁对城市创新的影响差异

表5 不同等级铁路对城市创新的差异性  
Tab.5 Impact of different levels high-speed railway on urban innovation

| Variable     | National high-speed rail | Local high-speed rail |
|--------------|--------------------------|-----------------------|
| $D_{it}$     | 0.203***(0.066)          | 0.146(0.095)          |
| Constant     | -7.473***(3.625)         | -0694(5.664)          |
| Observations | 227                      | 132                   |
| $R^2$        | 0.960                    | 0.963                 |
| City FE      | YES                      | YES                   |
| Year FE      | YES                      | YES                   |

本文考察范围内开通的高铁既有国家层面高铁,也有地方层面高铁,研究不同等级下高铁开通对城市创新影响的差异。为了获得国家层面高铁与地方层面高铁开通对城市创新影响的“净效应”,剔除了考察时间内同时开通了两种等级高铁的城市,回归结果报告在表5,括号内为稳健标准误;\*\*\*, \*\*, \* 分别代表1%,5%和10%统计水平上显著。由表5结果可知,尽管国家层面高铁与地方层面高铁对城市创新都具有促进效应,但国家层面高铁比地方层面高铁的促进效应高0.057,并且地方层面高铁的影响系数并不显著。

### 3 稳健性检验

#### 3.1 考虑同期政策干扰

为强化城市自主创新,助力创新型国家建设,科技部于2008年启动了“国家创新型城市”试点计划,对进入试点计划的城市在人才、政策、资金等资源方面加大支持。长江中游城市群在考察期内先后有长沙、武汉、南昌、景德镇等9个城市进入试点计

划,这一政策会对试点城市的创新能力有较大提升,从而影响本文研究结果的可信度;因此本文进一步控制了受创新型城市试点计划影响的城市与年份的交互项,以降低其干扰影响,回归结果显示在表6第1列中,结果表明,控制创新型城市试点计划( $Nic * period1$ )的影响后,本文的核心结果仍然稳健。

表6 考虑同期政策干扰与变换被解释变量  
Tab.6 Policy interference and changing explained variable in the corresponding period

| Variable      | lnPatent          | lnGpatent         |
|---------------|-------------------|-------------------|
| $D_{it}$      | 0.116**(0.052)    | 0.175***(0.062)   |
| $Nic*periodl$ | -0.131*(0.081)    |                   |
| Constant      | -10.350***(2.882) | -10.853***(3.287) |
| Observations  | 0.963             | 0.953             |
| $R^2$         | YES               | YES               |
| City FE       | YES               | YES               |
| Year FE       | YES               | YES               |

### 3.2 替换被解释变量

进一步选用城市专利获得量( $Gpatent$ )作为衡量城市创新的指标,对高铁开通与城市创新的影响重新进行考察,结果在表6第2列中。可以得出,在替换了衡量城市创新能力的指标后,高铁开通对城市创新的影响仍然显著为正,进一步验证了本文结果的可信度。

### 3.3 安慰剂检验

虽然控制了大量可能影响城市创新能力的变量,但仍然可能有一些不被观测到的变量影响城市创新能力,这可能会影响结果的稳健性。参考 Ferrara 等<sup>[17]</sup>的做法,通过将高铁开通这项“政策”对特定城市的冲击变得随机,构建虚假实验,然后使用逐年 PSM-DID 方法进行回归,为了增强安慰剂试验的有效性,将随机过程重复 1 000 次,若 1 000 次实验结果的估计系数分布在 0 附近,则表明不被观测到的变量并不会影响估计结果,也即表 3 第 5 列高铁开通虚拟变量系数的确是由于高铁开通带来的结果。图 2 汇报了 1 000 次随机实验的结果。

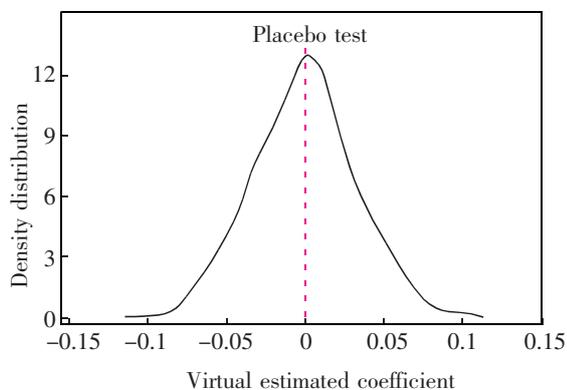


图2 1 000次随机结果分布图

Fig.2 Distribution of 1 000 random results

图2的结果显示,1 000次随机实验的虚假估

计系数大都集中在 0 附近,这表明前文的估计结果不太可能是偶然得到的,其他政策或者随机性因素并没有影响到估计结果,进一步证明本文估计结果是稳健的。

## 4 结论

采用逐年 PSM-DID 评估了高铁开通对长江中游城市群城市创新的影响效应,得出以下结论。

1) 高铁开通促进了长江中游城市群创新能力增长,其对城市创新增长率贡献了 0.130,该结论在控制了其他政策干扰以及替换被解释变量的情况下依然显著。此外工资水平、产业规模、政府投入等因素都显著影响了城市创新。

2) 高铁开通对城市创新的影响存在明显的时间动态性与区域异质性。高铁开通显著促进了小城市创新能力,对大中城市则不明显。地方政府应当根据自身经济基础和产业结构制定激励性政策。对于人口规模大的城市,在促进高铁发展的同时,要避免城市负荷过度集中,限制引起创新要素扩散的因素。中小城市要抓住高铁发展的历史机遇,增加科技投入,注重人才引进与人才待遇提升,建立创新成果保护制度,为承接高新产业营造良好的创新环境。

3) 不同战略等级高铁对城市创新影响存在明显差异性。国家层面高铁由于战略定位更高,连接了更多如长三角、珠三角等地区发达城市,为长江中游城市群带来了更多信息与技术交流,因而对城市创新具有显著的促进效应。而地方层面高铁对城市创新能力的影响则并不明显。

### 参考文献:

[1] 徐玉萍,唐青,付来美,等. 高速铁路建设对长三角经济区

- 城市化发展的影响研究[J]. 华东交通大学学报, 2017, 34(6): 124-132.
- XU Y P, TANG Q, FU L M, et al. Research on influence of high-speed railway construction on urbanization development in Yangtze river delta economic zone[J]. Journal of East China Jiaotong University, 2017, 34(6): 124-132.
- [2] 董艳梅, 朱英明. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J]. 中国工业经济, 2016(10): 92-108.
- DONG Y M, ZHU Y M. Can high-speed rail construction reshape the layout of china's economic space—based on the perspective of regional heterogeneity of employment wage and economic growth[J]. China Industrial Economics, 2016(10): 92-108.
- [3] 刘勇政, 李岩. 中国的高速铁路建设与城市经济增长[J]. 金融研究, 2017(11): 18-33.
- LIU Y Z, LI Y. High-speed rails and city economic growth in China[J]. Journal of Financial Research, 2017(11): 18-33.
- [4] DIAO M. Does growth follow the rail the potential impact of high-speed rail on the economic geography of China[J]. Transportation Research Part A, 2018, 113(7): 279-290.
- [5] 李磊, 陆林, 穆成林, 等. 高铁网络化时代典型旅游城市旅游流空间结构演化——以黄山市为例[J]. 经济地理, 2019, 39(5): 207-216.
- LI L, LU L, MU C L, et al. Spatial structure evolution of tourist flow in typical tourist cities in the period of high-speed rail networking: a case study of Huangshan city[J]. Economic Geography, 2019, 39(5): 207-216.
- [6] 徐旭, 俞峰, 钟昌标. 人力资本流动视角下高铁与城市创新关系的研究[J]. 软科学, 2019, 33(5): 1-5.
- XU X, YU F, ZHONG C B. Research on the relationship between high-speed rail and urban innovation from the perspective of human capital flow[J]. Soft Science, 2019, 33(5): 1-5.
- [7] 龙玉, 赵海龙, 张新德, 等. 时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化[J]. 经济研究, 2017, 52(4): 195-208.
- LONG Y, ZHAO H L, ZHANG X D, et al. High-speed railway and venture capital investment[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(4): 195-208.
- [8] 谢申祥, 范鹏飞, 宛圆渊. 传统 PSM-DID 模型的改进与应用[J]. 统计研究, 2021, 38(2): 146-160.
- XIE S X, FAN P F, WAN Y Y. Improvement and application of classical PSM-DID model[J]. Statistical Research, 2021, 38(2): 146-160.
- [9] SHAO S, TIAN Z, YANG L. High-speed rail and urban service industry agglomeration: evidence from China's Yangtze River delta region[J]. Journal of Transport Geography, 2017, 64: 174-183.
- [10] 张梦婷, 俞峰, 钟昌标. 开通高铁是否促进了地区出口?——来自中国城市数据的经验证据[J]. 南开经济研究, 2020(3): 204-224.
- ZHANG M T, YU F, ZHONG C B. Does high-speed railway promote region's export? evidence from China's urban data[J]. Nankai Economic Studies, 2020(3): 204-224.
- [11] 卞元超, 吴利华, 白俊红. 高铁开通、要素流动与区域经济差距[J]. 财贸经济, 2018, 39(6): 147-161.
- BIAN Y C, WU L H, BAI J H. High-speed rail, factor flow and regional economic disparities[J]. Finance & Trade Economics, 2018, 39(6): 147-161.
- [12] 杨朝峰, 赵志耘, 许治. 区域创新能力与经济收敛实证研究[J]. 中国软科学, 2015(1): 88-95.
- YANG C F, ZHAO Z Y, XU Z. An empirical study on the regional innovation capability and economic convergence [J]. China Soft Science, 2015(1): 88-95.
- [13] 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.
- [14] 林晓言, 李明真. 高铁对沿线城市科技创新的影响——基于粤桂地区的实证研究[J]. 华东经济管理, 2020, 34(3): 94-102.
- LIN X Y, LI M Z. The impact of high-speed rail on urban innovation: the empirical study based on Guangdong and Guangxi[J]. East China Economic Management, 2020, 34(3): 94-102.
- [15] LU J. The performance of performance-based contracting in human services: a quasi-experiment[J]. Journal of Public Administration Research and Theory, 2015, 26(2): 277-293.
- [16] 王春杨, 孟卫东, 凌星元. 高铁能否提升沿线城市的创新能力? [J]. 研究与发展管理, 2020, 32(3): 50-60.
- WANG C Y, MENG W D, LING X Y. Can high-speed rail enhance innovation capability of the cities along the line? [J]. R&D Management, 2020, 32(3): 50-60.
- [17] FERRARA E L, CHONG A, DURYEY S. Soap operas and fertility: evidence from Brazil[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, 4(4): 1-31.



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

(责任编辑: 刘棉玲)